



INSTITUTO
UNIVERSITÁRIO
DE LISBOA

A estrutura de dependência das *yields* da dívida pública no contexto do Instrumento de Proteção da Transmissão

Cátia Sofia Prudêncio Batista

Mestrado em Economia Monetária e Financeira

Orientadora:

Professora Doutora Sofia Vale, Professora Associada do Departamento de
Economia da Escola ISCTE Business School

Outubro, 2024



CIÊNCIAS SOCIAIS
E HUMANAS

Departamento de Economia Política

A estrutura de dependência das *yields* da dívida pública no contexto do
Instrumento de Proteção da Transmissão

Cátia Sofia Prudêncio Batista

Mestrado em Economia Monetária e Financeira

Orientadora:

Professora Doutora Sofia Vale, Professora Associada do Departamento de
Economia da Escola ISCTE Business School

Outubro, 2024

Resumo

Este estudo visa fornecer evidência empírica relativamente a alterações na estrutura de dependência das *yields* da dívida pública no contexto do Instrumento de Proteção da Transmissão (TPI). Para tal, foi utilizado um conjunto de amostras de países da zona euro, onde os países periféricos são definidos como aqueles com economias mais vulneráveis, enquanto os países centrais são caracterizados por economias sólidas. A análise da variação das *yields* a 10 anos compreendeu o período de 5 de outubro de 2020 a 15 de maio de 2024, sendo o dia 21 julho de 2022 a data que divide o período pré-TPI e pós-TPI, marcando a divulgação do novo instrumento pelo Banco Central Europeu. Adotou-se a metodologia das cópulas, com o objetivo de analisar tanto os extremos quanto a correlação global. Foram realizados quatro testes para examinar a correlação global entre os dois grupos de países, bem como a correlação em momentos de alta instabilidade nos mercados e em períodos de otimismo. Os resultados indicaram que a correlação global entre os países periféricos e centrais aumentou do período pré-TPI para o período pós-TPI, o que sugere um alinhamento com os objetivos do instrumento. Essa evolução contribuiu para a redução da fragmentação e para a transmissão eficaz da política monetária, aspetos que são fundamentais para a estabilidade da zona euro.

Palavras-chave: Cópulas; Fragmentação financeira; Instrumento de Proteção à Transmissão; Política monetária.

Classificação JEL: E52, E58, G12

Abstract

This study aims to provide empirical evidence regarding the changes in the dependence structure of sovereign bonds yield in the context of the Transmission Protection Instrument (TPI). For this purpose, a set of samples from eurozone countries was used, where peripheral countries are defined as those with more vulnerable economies while central countries are characterized by solid economies. Our dataset of 10 years sovereign bond yield covers 9 countries over the 2020m10-2024m5 sample period. July 21, 2022 represents the dividing line between the pre-TPI and post-TPI periods, as it was the date on which the European Central Bank announced the new Transmission Protection Instrument. The copula methodology was adopted with the aim of analyzing both extreme events and the overall correlation. Four tests were conducted to examine the global correlation between these two groups of countries, as well as the correlation during moments of high market instability and optimism. The results indicate that the global correlation between peripheral and central countries increased from the pre-TPI period to the post-TPI period, suggesting consistency with the objectives of the instrument. This evolution contributes to the reduction of fragmentation and to the efficient transmission of monetary policy, aspects that are fundamental to the stability of the eurozone.

Keywords: Copula; Financial fragmentation; Monetary policy; Transmission Protection Instrument.

Classificação JEL: E52, E58, G12

Índice Geral

Resumo.....	i
Abstract.....	iii
Índice de tabelas.....	vi
Glossário de siglas.....	vii
1. Introdução.....	1
2. Revisão da Literatura.....	4
3. Dados e Metodologia.....	9
3.1 Dados e período abrangido.....	9
3.2 Metodologia.....	9
3.3 Hipóteses operacionais.....	12
4. Discussão dos resultados.....	16
4.1 Eliminação dos efeitos autorregressivos e de heterocedasticidade condicional existentes nas séries.....	16
4.2 Recuperação dos resíduos estandardizados e verificação da eliminação dos efeitos autorregressivos e de heterocedasticidade condicional existentes nas séries.....	16
4.3 Ajustamento de cópulas para as séries bivariadas das <i>yields</i> filtradas, para os períodos Pré-TPI e Pós-TPI.....	17
4.4 Análise dos resultados dos testes de hipóteses.....	19
5. Conclusão.....	23
Referências bibliográficas.....	26
Anexo A Estimação dos parâmetros das cópulas: o método CML.....	29
Anexo B Fórmulas funcionais das cópulas	30
Anexo C Função de autocorrelação e função de autocorrelação parcial para as <i>yields</i> filtradas.....	32
Anexo D Teste de Ljung-Box-Pierce pré e pós ajustamento de modelos ARMA - GARCH.....	36

Índice de Tabelas

Tabela 4.1.1 – Modelo ARMA-GARCH ajustados para as <i>Yields</i> da amostra.....	16
Tabela 4.3.1 – Cópulas selecionadas para o período pré-TPI.....	17
Tabela 4.3.2 – Cópulas selecionadas para o período pós-TPI.....	18
Tabela 4.4.1 – Resultados do teste 1. Testa a correlação global dos países periféricos face aos países centrais.	19
Tabela 4.4.2 – Resultados do teste 2. Testa a correlação nos momentos de <i>stress</i> face aos momentos de otimismo.....	20
Tabela 4.4.3– Resultados do teste 3. Testa a correlação nos momentos de <i>stress</i>	21
Tabela 4.4.4– Resultados do teste 4. Testa a alteração da correlação global dos países periféricos.....	22

Glossário de siglas

BCE- Banco Central Europeu

CML- Canonical Maximum Likelihood

OMT- Outright Monetary Transactions

PEPP- Pandemic Emergency Purchase Programme

PIB- Produto Interno Bruto

TLTRO- Targeted Longer-Term Refinancing Operations

TPI- Transmission Protection Instrument

UEM- União Económica e Monetária

1-Introdução

Ao longo da história, o Banco Central Europeu (BCE) e inúmeros autores reconheceram a fragmentação financeira associada às diferenças nos níveis de risco entre os títulos de dívida pública (Angeloni e Gros 2022; Baumgärtner e Zahner, 2024).

A fragmentação financeira caracteriza-se pela desigualdade nas condições de financiamento entre regiões ou países e reflete-se de diversas formas nas economias, tais como: diferenças significativas nas taxas de juro suportadas pelos agentes económicos (Horvath et al., 2018), os agentes pertencentes aos países com economias mais vulneráveis enfrentam uma maior dificuldade para obter financiamentos em condições favoráveis (Arce-Flaro e Blagov, 2022), o que leva ao comprometimento do investimento e do crescimento económico (Hoffmann et al., 2020); ineficiência na transmissão da política monetária (Grandi, 2019; Georgiadis, 2015), uma vez que, as decisões tomadas por parte de instituições não apresentam um impacto uniforme nos vários países pois a fragmentação promove disparidades nas condições de mercado entre as economias (Arce-Alfaro e Blagov, 2022) e por fim, divergências entre *spreads* de títulos soberanos (Costola e Iacopini, 2023).

A zona euro, enquanto união monetária, alicerça-se na aplicação de uma política monetária eficiente no sentido de garantir estabilidade económico-financeira e coesão entre os Estados-membros. No entanto, em momentos de extrema instabilidade como os das crises financeiras foram reveladas fragilidades presentes no sistema financeiro da união monetária evidenciando a fragmentação financeira. A crise das dívidas soberanas europeia, que afetou a zona euro na sequência da crise financeira de 2008 é um exemplo de manifestação da fragmentação que provocou um retrocesso significativo na meta de integração financeira da zona euro (Kräussl, 2016). Durante o período da crise, os países com economias mais vulneráveis viram os seus *spreads* a aumentarem significativamente, uma vez que, a perceção do risco de incumprimento aumentou. Neste sentido, os investidores venderam os títulos que possuíam em carteiras dos países mais fragilizados e canalizaram esses fundos na aquisição de títulos de outros Estados-membros cujas economias encontravam-se sólidas, acentuando os *spreads* (Bernoth, 2022). A crise da dívida soberana afetou de forma profunda o valor da moeda comum, aumentando consideravelmente o risco de desvalorização do euro e comprometendo a estabilidade da moeda única (Kräussl, 2016). Em virtude dos efeitos da crise da dívida soberana torna-se crucial que o BCE tome medidas eficazes para garantir a estabilidade económica da zona euro, uma necessidade que se tornou evidente em 2021.

Durante o ano de 2021 a inflação da zona euro aumentou significativamente tendo sido impulsionada por diversos fatores relacionados com a pandemia do Covid-19. Durante os *lockdowns* assistiu-se a perturbações nas grandes cadeias de abastecimento com o encerramento temporário de fábricas, o que se refletiu numa redução na oferta de bens em todo o mundo, ocorrendo a escassez de determinadas matérias-primas, semicondutores e produtos manufaturados. Após a flexibilização das

restrições a procura de bens e serviços por parte das famílias aumentou consideravelmente estando a oferta ainda limitada, este desequilíbrio entre a oferta e procura pressionou os preços. Adicionalmente, os preços da energia sofreram aumentos o que se refletiu nos custos de produção e, por consequência, nos preços finais (FMI, 2022). Por fim, os estímulos económicos e as políticas monetárias expansionistas realizadas pelos vários países durante a pandemia também contribuiriam para o crescimento da inflação.

Embora durante o ano de 2021 tenha sido observável um aumento acentuado da inflação da zona euro, a mesma sofreu um agravamento em fevereiro de 2022 aquando da invasão da Rússia à Ucrânia. Em março de 2022 o BCE interrompeu o *Pandemic emergency purchase programme* (PEPP), um programa de compra de ativos criado durante a pandemia que permitia a compra massiva de diversos ativos nos mercados financeiros. A procura e compra elevada de títulos, ao abrigo do PEPP, por parte do BCE fazia com que os preços dos mesmos subissem, e por consequência, as taxas de juro do mercado diminuíssem (BCE, 2021; Dabrowski, 2022). Ademais, dada a situação da inflação da zona euro, em julho as taxas diretas foram aumentadas em 50 pontos base. Em virtude do cenário apresentado, o aumento das taxas de juro e a extinção do PEPP, os países periféricos como a Espanha, Grécia Itália e Portugal viram as suas *yields* da dívida pública a variarem de forma mais pronunciada face aos países centrais, Alemanha e França (Bernoth et al., 2022). Os aumentos nos *spreads* surgiram como uma reação às expectativas de subida das taxas de juro.

Neste contexto, de forma a evitar uma repetição da crise da dívida soberana, no dia 21 de julho de 2022 o BCE anunciou o novo Instrumento de Proteção da Transmissão que visa lidar com o risco de fragmentação da zona euro (Bernoth et al., 2022), tendo sido essencialmente desenvolvido com o intuito de enfrentar a situação da Itália (Angeloni et al., 2022).

O Instrumento de Proteção da Transmissão procura assegurar que a política monetária é transmitida de forma homogénea entre os Estados-membros combatendo a fragmentação dos mercados financeiros. O modo de atuação envolve a compra de títulos de dívida pública no mercado secundário, com maturidade de 1 a 10 anos, de países da zona euro em que as condições de financiamento se tenham deteriorado de forma injustificada, ou seja, situações em que as taxas de juro suportadas por determinados países aumentam de forma desproporcional em comparação com os restantes. Para além dos títulos soberanos, obrigações emitidas pelo sector privado também poderão ser consideradas na compra se o BCE avaliar como adequado (BCE, 2022). Existem quatro critérios de elegibilidade que os Estados-membros devem cumprir cumulativamente para que o Banco Central Europeu possa acionar o TPI. Os critérios passam pela ausência de desequilíbrios macroeconómicos graves, sustentabilidade da dívida pública, políticas macroeconómicas sólidas e sustentáveis e conformidade com o quadro

orçamental da União Europeia (Bernoth et al., 2022; BCE, 2022). Assim, o BCE apenas entra em ação quando considerar que o aumento nos custos de financiamento de um país não é justificado pelos seus fundamentos específicos e simultaneamente se estiver elegível mediante os critérios apresentados.

Posto isto, o presente trabalho debruçar-se-á no estudo da estrutura de dependência das *yields* da dívida pública no contexto do Instrumento de Proteção da Transmissão. Ir-se-á analisar se no período posterior ao anúncio do TPI ocorreu um aumento ou diminuição na correlação da variação das *yields* entre os diversos países da amostra selecionada. Para tal, serão utilizadas as *yields* a 10 anos referentes a dois grupos distintos de países, os periféricos e o centrais. O período temporal incorporado no estudo decorre de outubro de 2020 a maio de 2024. As hipóteses operacionais visam analisar a correlação global da variação das *yields* entre os países periféricos e centrais no período anterior e posterior ao anúncio do TPI, bem como avaliar a correlação da variação em momentos extremos, ou seja, examinar a estrutura de dependência nos caudais assintóticos superiores e inferiores. Dada a natureza do estudo, a metodologia a aplicar será as cópulas, visto que, permiti analisar a estrutura de dependência global das séries e modelar eventos extremos.

No final do estudo, com base nos resultados obtidos, pretende-se responder à seguinte questão: “No período posterior ao anúncio do Instrumento de Proteção da Transmissão verificaram-se alterações nas estruturas de dependência das *yields* da dívida pública alinhadas com o objetivo do novo instrumento?”. Analisar a estrutura de dependência das *yields* da dívida pública no contexto do TPI é fundamental para compreender a credibilidade da política monetária, uma vez que, se no período subsequente à criação e respetiva divulgação do instrumento, as *yields* demonstrarem um comportamento em consonância com o objetivo associado, isso poderá indicar que o mercado acredita na intervenção do BCE sinalizando que está a conseguir gerir as expectativas dos investidores e a assegurar a estabilidade. Por outro lado, na eventualidade do BCE ter acionado o TPI, um aumento na correlação entre as diversas *yields* poderá revelar-se como uma indicação de uma atuação eficaz. No entanto, num cenário em que o comportamento das *yields* se desvie dos objetivos do instrumento, tal desvio poderá sinalizar uma possível perda de credibilidade do BCE perante os investidores, uma ineficácia na sua atuação, ou até mesmo a conjugação de ambos os fatores.

O resto da dissertação encontra-se organizada da seguinte forma: na secção 2 é apresentada uma breve revisão da literatura que aborda a fragmentação financeira; na secção 3 são apresentados os dados e a metodologia, bem como os testes estatísticos; na secção 4 são apresentados os resultados obtidos e a respetiva discussão. Por fim, na secção 5 é exposta a conclusão. Inclui-se ainda X anexos: o Anexo A onde se apresenta a estimação dos parâmetros das cópulas com base no método CML, no Anexo B estão dispostas as fórmulas funcionais das cópulas, no Anexo C a Função de autocorrelação e função de autocorrelação parcial para as *yields* filtradas, por fim no Anexo D encontram-se os Testes de Ljung-Box-Pierce pré e pós ajustamento de modelos ARMA – GARCH.

2-Revisão da literatura

A fragmentação financeira é um tema de grande interesse e preocupação desde a crise financeira global de 2008, podendo ser caracterizada como um fenómeno em que os mercados financeiros existentes numa determinada região ou num grupo de países tornam-se menos integrados passando a funcionar de forma mais descoordenada. Ao longo do tempo a literatura financeira tem-se concentrado no estudo do risco de fragmentação da zona euro assentando em diversas abordagens distintas.

Segundo Costola e Iacopini (2023), o risco de fragmentação tem vindo a ser medido através de diferentes metodologias, tendo como exemplo as medidas de dispersão no mercado interbancário (Mayordomo et al., 2015) ou os episódios de contágio/flight-to-quality nas *yields* das dívidas soberanas (Candelon et al., 2022).

O estudo de Mayordomo et al. (2015), intenta a criação de uma medida de fragmentação no mercado interbancário, visando os vários países da União Económica e Monetária (UEM), bem como a identificação dos principais determinantes que contribuem para a fragmentação. Tipicamente recorre-se às taxas de juro ou aos diferenciais verificados nos *spreads* dos créditos que não podem ser explicados através dos fundamentos específicos de cada país. Assim, os autores recolheram dados referentes ao mercado interbancário, salientando-se a taxa de juro interbancária a 3 meses, de uma amostra de onze países da UEM abrangendo o espaço temporal de janeiro de 2005 a novembro de 2012. Os resultados obtidos mostraram que a fragmentação do mercado interbancário difere nos vários países, no entanto tende a ter um comportamento semelhante em momentos de *stress*. Durante as crises financeiras, em média, a fragmentação foi superior nos países periféricos face aos países centrais devido aos seus níveis mais elevados de dívida pública, bem como a uma maior dependência ao financiamento externo. Relativamente aos principais determinantes que contribuíram para o alavancar da fragmentação, é de referir os fatores globais (e.g. risco de contraparte, custos de financiamento) e os fatores específicos de cada país (e.g. abertura do setor bancário, o sentimento económico, rácio dívida pública/PIB).

Fahri e Tirole (2018), inferem que os bancos dos países periféricos da zona euro (Portugal, Itália, Irlanda, Grécia, Espanha) foram afetados pelos problemas de dívida dos seus governos, contribuindo para um acentuar da fragmentação interbancária. Neste sentido, os autores Gabrieli e Labonne (2018) analisaram a fragmentação interbancária baseada nas fontes de exposição e de soberania, referindo-se às diferenças no acesso ao mercado, bem como às discrepâncias existentes nas taxas de juros pagas devido ao risco de contraparte decorrente da exposição às economias dos países supramencionados. No período de 2011-2015, os bancos sediados nos países periféricos pagaram, em média, taxas de juros mais elevadas face aos restantes bancos sediados nas principais economias europeias. Adicionalmente, quanto maior era a exposição de um banco à dívida soberana dos países periféricos, mais elevada seria a taxa que o banco pagaria pela obtenção de empréstimos interbancários. No entanto, após o anúncio do programa Transações Monetárias Definitivas (OMT) e após o anúncio da primeira série de

Operações de refinanciamento de prazo alargado direcionadas (TLTRO) as fontes de fragmentação reduziram devido ao decréscimo dos custos de financiamentos por parte dos bancos que se encontravam expostos aos países periféricos e também pelo aumento da probabilidade de encontrarem uma fonte de financiamento no mercado interbancário.

Cadelon et al. (2022), estudaram a presença do risco de fragmentação nos mercados das dívidas soberanas da zona euro recorrendo aos *spreads* das *yields* a 10 anos, compreendendo o período antecessor à eclosão da crise da dívida soberana europeia, bem como durante a pandemia do Covid-19. Durante períodos de instabilidade financeiras, os participantes nos mercados soberanos tendem a adotar os seguintes comportamentos: venda das obrigações dos países que apresentam uma situação económica mais frágil, rácios de dívida e défice elevados face ao PIB, ocorrendo uma mudança temporária nas suas preferências, designada como contágio (Favero e Missale, 2012) e investimento em ativos mais seguros e líquidos, designado como *flight-to-quality* (Beber et al., 2009). Através de modelos autorregressivos, os autores modelaram a exposição dos mercados de obrigações soberanas entre países, separando a interdependência do contágio e da *flight-to-quality*. Concluíram que o risco de fragmentação precedeu bem a “explosão” da crise da dívida soberana europeia e que existiu um aumento do risco de fragmentação durante o Covid-19 devido à pressão das dívidas e dos défices públicos dos países. Por sua vez, os autores Costola e Iacopini (2023), propuseram um indicador de fragmentação entre as *yields* das dívidas soberanas dos países centrais e periféricos. Os resultados revelaram que a fragmentação aumentou com a ocorrência de eventos de tensão sistémica no mercado obrigacionista, sendo mais acentuada nos países periféricos face aos centrais, e diminuiu com as ações de política monetária do Banco Central Europeu.

Kakes e End (2023), apresentaram a criação de uma métrica para a fragmentação financeira da zona euro com base nos momentos mais elevados da distribuição dos *spreads* soberanos em relação aos fundamentos macroeconómicos. Modelaram a distribuição dos *spreads* ao longo do tempo em função de variáveis macroeconómicas, diferenciando-se dos estudos que consideram as *yields* das obrigações soberanas (Hondroyiannis e Papaiconomou, 2022) e não os *spreads* como variável dependente. Identificaram diversos momentos em que os *spreads* excederam o *benchmark* dos fundamentos macroeconómicos, demonstrando que poder-se-ia estar perante uma situação de fragmentação financeira. Em 2010, ocorreram algumas evidências de uma potencial fragmentação nos mercados relacionada com o início da crise da dívida soberana da zona euro, no entanto, os autores salientaram que a conclusão poderá ser ambígua, uma vez que, seria necessário complementar a análise com outros indicadores. Em 2012, os diferenciais dos *spreads* foram impulsionados por outros fatores que não eram explicados pelas variáveis macroeconómicas selecionadas, ou seja, a métrica criada forneceu provas de que se estava perante uma situação de fragmentação. A partir de 2018, os diferenciais dos *spreads* dos vários países da zona euro refletiram meramente as diferenças existentes nos fundamentos macroeconómicos de casa país, eliminando a possibilidade de uma fragmentação.

Durante a pandemia do Covid-19 não ocorreram alterações significativas, visto que, a pandemia foi um choque comum que afetou os vários países de uma forma similar, por outro lado, o Banco Central Europeu teve uma intervenção intensa nos mercados de dívidas através dos seus programas de compra de ativos. Em 2022, com a crise energética, concluíram que o choque foi assimétrico nos vários países pois o impacto derivava da dependência particular de cada país ao gás proveniente da Rússia. No entanto, não foi detetada fragmentação. Recentemente, com o aumento substancial das taxas de juro, os autores afirmaram que não foram visíveis alterações significativas na dispersão dos *spreads* soberanos e que este facto poderá ter sido consequência da divulgação do Instrumento de Proteção à Transmissão.

A literatura financeira encontrou evidências de que a fragmentação do mercado das obrigações soberanas da zona euro também implica diversos desafios noutros mercados (Macchiarelli e Koutroumpis, 2016).

Zaghini (2016), avaliou o grau de fragmentação do mercado de obrigações empresariais da zona euro durante o período de 2006 a 2014. Concluiu que a fragmentação atingiu o seu pico durante a crise das dívidas soberanas, posteriormente em 2013 apresentou uma diminuição e recuou para os níveis verificados anteriores à crise apenas em 2014. No mesmo sentido, segundo Horny et al. (2018), a fragmentação do mercado de obrigações empresariais teve início no primeiro semestre de 2010, colidindo com o início da crise da dívida soberana. A fragmentação atingiu o nível mais elevado no auge da crise, decrescendo gradualmente desde o anúncio do programa OMT. É salientado que os prémios de risco de crédito das obrigações empresariais emitidas em Itália e Espanha eram superiores aos prémios de risco de crédito de obrigações empresariais semelhantes emitidas na França e na Alemanha. Assim, os resultados revelaram que a alteração nos prémios se deveu às expectativas referentes ao incumprimento sobreano.

Relativamente aos mercados retalhistas, como consequência da crise financeira global e especialmente da fragmentação financeira da zona euro, a partir de 2011 as taxas de juro médias e os *spreads* enfrentados pelas famílias e pelas empresas dos países periféricos aumentaram de forma significativa face aos restantes Estados-membros, pois a elevada fragmentação nos mercados impediu a transmissão da política monetária de forma homogénea (Al-Eyd e Berkmen, 2013). Horvath et al. (2018), examinaram a transmissão das taxas de juro da zona euro. Para tal, recorreram às taxas de juro de quatro categorias de empréstimos - crédito à habitação, ao consumo, a pequenas empresas e a grandes empresas - compreendendo o espaço temporal de 2008 a 2016. Os resultados que obtiveram indicaram que a transmissão das taxas de juro apenas foi completa nos créditos cedidos às pequenas empresas e incompleta nas restantes categorias, que o risco de crédito soberano levou ao enfraquecimento da transmissão das taxas de juro e por fim, que uma menor fragmentação do mercado financeiro se traduziu em taxas de empréstimos mais baixas. Arce-Flaro e Blagov (2022), procuraram compreender a evolução do grau de fragmentação das taxas de juro dos empréstimos, abordando a questão de saber como é que

as taxas ativas dos bancos e os volumes de crédito se co-movimentaram em toda a zona euro, procedendo à separação da componente comum da componente específica de cada país na explicação da variância das variáveis macroeconómicas e financeiras. Deduziram que a componente comum explica uma grande parte da variação das taxas dos empréstimos e dos volumes de créditos concedidos, entre 34% a 53% e 26% a 50%, respetivamente. No entanto, este fator comum no que se refere às taxas de juro dos empréstimos, tem vindo a diminuir significativamente desde a crise da dívida soberana e nunca voltou aos níveis de pré-crise. Existe também, uma distinção notória relativamente à importância do fator comum nos países que foram fortemente atingidos pela crise da dívida soberana (Espanha, Itália, Portugal) em comparação com a Alemanha, França ou os Países Baixos. As conclusões sugeriram que a fragmentação financeira, no que respeita às taxas dos empréstimos, aumentou e que uma divisão "norte-sul" parecia continuar a existir.

A fragmentação financeira nos mercados revela-se um obstáculo à transmissão harmonizada da política monetária entre os diversos Estados-membros. Tem-se como exemplo a crise das dívidas soberanas onde a fragmentação financeira manifestou-se na dinâmica divergente das taxas de crédito entre os vários países, ou seja, presenciou-se momentos em que o Banco Central Europeu reduziu as taxas de juro mantendo-as em níveis baixos e no entanto, em algumas economias as taxas de empréstimo para as famílias e empresas apresentaram comportamentos de estagnação ou até mesmo de aumentos (Arce-Alfaro e Blagov, 2022).

Grandi (2019), analisou se a transmissão da política monetária relativamente aos empréstimos bancários realizados na zona euro foi homogénea. Os resultados indicaram a presença de heterogeneidade entre os países no que diz respeito à transmissão da política monetária entre 2007 e 2016. Documentou também que o risco soberano foi o fator justificativo da distorção da transmissão harmonizada da política, apontando que a transmissão da política monetária convencional e não convencional foi mais fraca nos bancos que se encontravam localizados nos países mais expostos à crise da dívida soberana.

Outros autores estudaram fatores adicionais que podem originar discrepâncias na transmissão da política monetária para além do risco soberano. É o caso de Georgiadis (2015), que examinou as assimetrias na transmissão da política monetária da zona euro. Para tal, desenvolveu um modelo autorregressivo global no qual todas as economias são incluídas individualmente e em que simultaneamente a política monetária é modelada em função do crescimento do produto agregado e da inflação. Os resultados obtidos, demonstraram que as assimetrias na transmissão da política monetária são motivadas pelas diferenças nas características estruturais das diversas economias. Particularmente, os países que apresentam uma maior percentagem da sua produção agregada dependente de setores sensíveis às taxas de juro, mostraram uma transmissão da política monetárias mais forte. As economias

que apresentavam salários reais mais elevados e/ou menos rigidez no mercado de trabalho também aparentaram ter uma transmissão mais forte da política monetária.

Assim, o combate à fragmentação financeira injustificada demonstra-se imprescindível para uma otimização do desempenho dos estados-membros da zona euro, uma vez que, existe uma associação positiva significativa entre integração financeira e crescimento económico (Hoffmann et al., 2020), para evitar o aumento dos custos de financiamento nos países percecionados como mais arriscados, promover uma transmissão harmonizada da política monetária, bem como para prevenir o risco de desintegração, uma vez que, a fragmentação pode colocar em risco a própria coesão de uma união económica ou monetária.

Embora exista um vasto leque de autores que tenham investigaram a fragmentação financeira da zona euro a partir de abordagens distintas, constatámos que a pesquisa que relaciona o TPI com a fragmentação financeira ainda é limitada na literatura financeira. Contudo, os autores Kakes e End (2023), ao desenvolverem uma métrica para a fragmentação financeira da zona euro, concluíram que, a partir de 2022, dos aumentos substanciais nas taxas de juro, não foram observadas alterações significativas na dispersão dos *spreads* soberanos de acordo com a métrica proposta. Eles sugerem que este facto poderá ter sido consequência do Instrumento de Proteção à Transmissão, o que poderia ter contribuído para a estabilização dos mercados.

Diante disto, decidimos analisar se ocorreram alterações na estrutura de dependência das *yields* soberanas após o anúncio do instrumento de modo a compreender se existiu um aumento ou uma diminuição da fragmentação, um aumento na correlação está associado a uma diminuição da fragmentação, uma vez que, os rendimentos dos títulos soberanos estão a comportar-se de modo mais sincronizado (Costola e Iacopini, 2023). No que diz respeito às metodologias aplicadas na análise da fragmentação financeira, tal como alguns autores supramencionados aplicaram nos seus estudos, é usual utilizar-se modelos de vetores autorregressivos (VAR), modelos de regressão com dados em painel e modelos de cointegração. Dado que o nosso objetivo visa estudar a estrutura de dependência em dois momentos distintos bem como analisar os extremos, optámos por recorrer ao uso de cópulas de forma a proceder à modelagem da dependência entre as diferentes *yields*. As cópulas possuem diversas vantagens tais como: permitem capturar relações não lineares entre variáveis, existe flexibilidade na escolha das cópulas mais adequadas de acordo com as características específicas das variáveis bem como do problema em estudo e possibilitam a captura de dependência nas caudas das distribuições o que é fundamental para a medição da fragmentação financeira (Rachev et al., 2005).

Para investigar as alterações na estrutura de dependência das *yields* soberanas, foram realizados quatro testes distintos. O primeiro teste tem como objetivo verificar a correlação global entre os países periféricos e centrais nos períodos pré e pós-anúncio do TPI. O segundo teste pretende identificar se, após a introdução do TPI, as *yields* dos países periféricos e centrais apresentam uma maior correlação

em contextos de *stress* em comparação com períodos de otimismo. O terceiro teste, concentra-se em avaliar se, durante momentos de instabilidade, o aumento do caudal assintótico superior dos países periféricos face a Alemanha foi mais acentuado do que o observado nos países centrais. Por fim, o quarto teste visa examinar se, dentro do grupo de países periféricos, o incremento da correlação entre as *yields* de cada país periférico e as da Alemanha foi mais acentuado nos países com maior nível de endividamento, em comparação com aqueles com menor nível de endividamento.

3-Dados e metodologia

3.1-Dados e período abrangido

No presente estudo analisamos a estrutura de dependência das *yields* da dívida pública no contexto do Instrumento de Proteção da Transmissão. Para tal recorreu-se à *Bloomberg* de forma a obter os valores diários das *Yields* públicas a 10 anos para os seguintes países da zona Euro: Alemanha, Áustria, Finlândia, França e Países Baixos (doravante designados de países centrais¹) e Espanha, Grécia, Itália e Portugal (doravante designados de países periféricos). As séries são constituídas por 926 observações, compreendendo o período de 5 de outubro de 2020 a 15 de maio de 2024. É de salientar que as séries se encontram repartidas em dois períodos (cada com 463 observações), o período antecedente à divulgação do Instrumento de Proteção da Transmissão, decorrente de 5 de outubro de 2020 a 20 de julho de 2022, e o período a partir do momento da divulgação do mesmo, de 21 de julho de 2022 a 15 de maio de 2024.

3.2- Metodologia

Dada a natureza do estudo que visa a análise da correlação global da variação das *yields*, bem como da correlação da variação das *yields* nos extremos superiores e inferiores recorreu-se ao uso de cópulas². Assim, à semelhança de Horta (2010,2013), quanto aos métodos e técnicas a utilizar no estudo podemos resumi-los nos passos seguintes:

1º Passo- Aplicação das primeiras diferenças a todas as séries envolventes no estudo, uma vez que, se pretende trabalhar com as variações das *yields* das dívidas públicas.

2º Passo- Ajustamento, pelo método de máxima verosimilhança, de modelos ARMA-GARCH às séries, de forma a retirar os efeitos do tempo presentes nas médias e nas variâncias das séries, uma vez que, as presenças de efeitos temporais podem enviesar os resultados dos estudos (Forbes e Rigobon, 2002).

¹ Designação utilizada em Costola e Iacopini (2023).

² Para uma análise detalhada sobre o conceito de cópula e os métodos de estimação dos parâmetros consultar Joe (1997) ou Nelsen (2006).

3º Passo- Recuperação dos respetivos resíduos estandardizados e verificação da eliminação dos efeitos autorregressivos e de heterocedasticidade condicional.

4º Passo- Partição das séries das *yields* filtradas em dois períodos, o período antecessor à divulgação do Instrumento de Proteção à Transmissão e o período posterior.

Assumindo que as *yields* filtradas são i.i.d, obteve-se a função de distribuição empírica para as variáveis marginais para ambos os períodos (Horta e Lobão, 2017).

A função de distribuição empírica para cada variável marginal i , $\hat{F}_i(x_i)$, considerando que temos n observações para a variável marginal i : $x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{in}$, é estimada usando a seguinte expressão:

$$\hat{F}_i(x_i) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n 1\{X_{ij} \leq x_i\}, \quad (1)$$

Em que,

$$1\{X_{ij} \leq x_i\} = \begin{cases} 1, & \text{se } X_{ij} \leq x_i \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Onde,

$\hat{F}_i(x_i)$ representa a estimativa da função de distribuição empírica para o valor x_i ,

n é o número de observações

X_{ij} representa as observações individuais;

A fórmula calcula a proporção de observações X_{ij} que são menores ou iguais a x_i .

5º Passo- Utilização das funções de distribuição empírica para as variáveis marginais como *input* para proceder ao ajustamento dos modelos de cópulas relativamente a cada par de *yields*, através do método *Canonical Maximum Likelihood*³(CML).

6º Passo- Mediante o critério Akaike (AIC), examinou-se a bondade do ajustamento e procedeu-se à seleção das cópulas mais adequadas para cada par de *yields* (Horta e Lobão, 2017).

Os modelos de cópulas utilizados repartem-se entre cópulas simples e cópulas mistas. Assim, as cópulas simples aplicadas foram as seguintes: Gaussiana, t, Frank, Gumbel e Clayton. Relativamente às cópulas mistas, testou-se a Clayton-Gumbel e a Gumbel-Survival Gumbel. Tal como Horta *et al.* (2016), no Anexo B estão descritas as formas funcionais dos modelos das cópulas e dos respetivos parâmetros utilizados no presente estudo.

³ Ver anexo A para uma análise detalhada sobre o método.

As cópulas Gaussiana, t-student e Frank são indicadas para modular estruturas de dependência simétrica, sendo a cópula Frank adequada para variáveis que apresentem uma fraca estrutura de dependência nos extremos. Relativamente à cópula Gumbel, é pertinente para modelar a dependência no extremo superior, por sua vez, a cópula Clayton é adequada para modelar a dependência no extremo inferior (Horta *et al.*, 2016). As cópulas mistas são apropriadas para variáveis que apresentem uma estrutura de dependência no extremo superior e no extremo inferior (Trivedi e Zimmer, 2005).

7º Passo- Utilização da técnica de *bootstrap*, referida por Trivedi e Zimmer (2005) e utilizada em Horta (2013) e Horta *et al.* (2010, 2014, 2016), com a finalidade de estimar a matriz das variâncias-covariâncias dos parâmetros relativos às cópulas ($\hat{\Omega}$).

A presente técnica, como descrita em Horta e Lobão (2017), segue os seguintes passos:

- a) Obtenção do vetor dos parâmetros $\hat{\theta}, \hat{\tau}, \hat{\lambda}_L, \hat{\lambda}_U$, com base no método CML. O vetor global dos parâmetros é definido como $\hat{\Omega} = (\hat{\theta}, \hat{\tau}, \hat{\lambda}_L, \hat{\lambda}_U)'$;
Onde,
 θ - Parâmetro de dependência da cópula;
 τ - “Tau de Kendall” obtido a partir da cópula, como descrito no anexo A;
 λ_L e λ_U - Coeficientes assintóticos caudais inferior e superior, que fornecem informação sobre a dependência das variáveis marginais nos extremos das distribuições bivariadas.
- b) Tiragem aleatória, com reposição, de uma amostra de observações a partir das *yields* filtradas;
- c) Utilização da amostra obtida em b) para re-estimar θ, τ, λ_L e λ_U . Guardar os valores obtidos na re-estimativa;
- d) Repetição de b) e c) R vezes (consideramos R=500). A r-ésima estimação dos parâmetros representa-se como $\hat{\theta}(r), \hat{\tau}(r), \hat{\lambda}_L(r), \hat{\lambda}_U(r), r = 1, \dots, R$. Por sua vez, a r-ésima estimação dos parâmetros do vetor global é $\hat{\Omega}(r) = \left((\hat{\theta}(r), \hat{\tau}(r), \hat{\lambda}_L(r), \hat{\lambda}_U(r)) \right)'$;
- e) Os erros-padrão dos parâmetros estimados são obtidos através da raiz quadrada dos elementos da diagonal principal da matriz $\hat{V} = R^{-1} \sum_{r=1}^R (\hat{\Omega}(r) - \hat{\Omega})(\hat{\Omega}(r) - \hat{\Omega})'$.

8º Passo – Realização dos testes de hipóteses recorrendo aos resultados do *bootstrap*

3.3-Hipóteses operacionais

Nos testes realizados recorreu-se ao cálculo das correlações, uma vez que, um aumento na correlação da variação das *yields* da dívida pública indica uma diminuição da fragmentação do mercado. Quando a correlação da variação entre as *yields* aumenta, significa que os rendimentos dos títulos da dívida pública estão a comportar-se de modo mais sincronizado, sugerindo que as perceções de risco entre os diversos investidores encontram-se mais alinhadas, demonstrando uma confiança mais uniforme na estabilidade económica dos diferentes países. Assim, uma correlação elevada implica que os *spreads* nas *yields* entre os países estão a diminuir, sendo um sinal de uma menor fragmentação. Em momentos onde as perceções de risco entre os investidores se encontram desalinhadas ou em tempos de incerteza nos mercados poder-se-á assistir a uma fuga para a qualidade, onde os investidores canalizam os seus investimentos nos títulos das dívidas públicas mais arriscadas para títulos das dívidas públicas de países mais estáveis, contribuindo para a ampliação da fragmentação (Costola e Iacopini, 2023).

Teste 1- O teste pretende analisar se após a divulgação, pelo BCE, da criação do Instrumento de Proteção da Transmissão, existe evidência de alterações estatisticamente significativas nas correlações globais das variações (medidas pelo τ^4 de Kendall – indicador extraído das cópulas estimadas) das *yields* dos países periféricos e centrais. Considerando que o TPI tem como objetivo apoiar a transmissão eficaz da política monetária, reduzindo a fragmentação entre os Estados-membros da zona euro, é de esperar que a correlação tenha sofrido um aumento, uma vez que, na eventualidade de as *yields* dos países periféricos apresentarem um comportamento de subidas significativas face às *yields* dos países centrais (e na ausência de fatores macroeconómicos justificativos desse comportamento), o BCE poderia intervir no mercado através da compra de títulos soberanos dos países periféricos, de forma a estabilizar as respetivas *yields*, tornando-as assim mais correlacionadas com as *yields* dos países centrais.

$$\begin{cases} H_0: \tau^{pós-TPI}(i, j) - \tau^{pré-TPI}(i, j) \leq 0 \\ H_1: \tau^{pós-TPI}(i, j) - \tau^{pré-TPI}(i, j) > 0 \end{cases} \quad (2)$$

$$i = ESP, GRE, ITA, POR \quad j = ALE, AUS, FIN, FRA, NED$$

De seguida, passamos para o passo seguinte da pesquisa, que visa compreender se existe evidência de que no período após o anúncio do TPI, há maior correlação da variação nos momentos de subidas significativas das *yields* face aos momentos de descidas significativas. Se considerarmos que o maior

⁵ Optámos por utilizar o τ de Kendall e não o coeficiente de correlação de Pearson, uma vez que, este último apresenta limitações como a de apenas explicar dependências lineares.

risco associado à fragmentação ocorre nos episódios de subidas elevadas das *yields*, em que se verifica que as *yields* dos países periféricos aumentam muito mais do que as dos países centrais, então é de esperar que no período após o anúncio do TPI, as correlações extremas positivas entre as *yields* dos países periféricos e centrais passem a ser mais elevadas. Caso se verifique este cenário, isso significa que as *yields* dos países periféricos passam a exibir um comportamento mais alinhado com as *yields* dos centrais nos momentos de *stress* do mercado, mostrando assim uma maior integração, em linha com os objetivos do TPI.

Teste 2 – Este teste pretende analisar se existe evidência de que no período após o anúncio do TPI as *yields* dos países periféricos e centrais estão mais correlacionadas nos momentos de *stress* do mercado (i.e., momentos de aumentos significativos das *yields*) do que em momentos de elevado otimismo (i.e., momentos de diminuições significativas das *yields*). Neste cenário, o diferencial das correlações nos momentos de subidas extremas e nos momentos de descidas extremas é mais elevado no período após o anúncio do TPI. De forma a medir a correlação em momentos de variações extremas das *yields*, recorremos aos coeficientes assintóticos caudais extraídos das cópulas. Assim, utiliza-se o coeficiente assintótico caudal superior (λ_U) para medir a correlação nos momentos de subidas significativas das *yields*, e utiliza-se o coeficiente assintótico caudal inferior (λ_L) para medir a correlação nos momentos de descidas significativas das *yields*.

$$\begin{cases} H_0: \left(\lambda_U^{pós-TPI}(i,j) - \lambda_L^{pós-TPI}(i,j) \right) - \left(\lambda_U^{pré-TPI}(i,j) - \lambda_L^{pré-TPI}(i,j) \right) \leq 0 \\ H_1: \left(\lambda_U^{pós-TPI}(i,j) - \lambda_L^{pós-TPI}(i,j) \right) - \left(\lambda_U^{pré-TPI}(i,j) - \lambda_L^{pré-TPI}(i,j) \right) > 0 \end{cases} \quad (3)$$

$$i = ESP, GRE, ITA, POR \quad j = ALE, AUS, FIN, FRA, NED$$

Teste 3 – O teste tem como objetivo analisar se, após a divulgação do TPI, existem evidências de que as *yields* dos países periféricos e centrais estarem mais correlacionadas em momentos de *stress* do mercado. Dada a natureza do TPI, é de esperar que ocorra um aumento no coeficiente assintótico caudal superior (λ_U) nos diversos países. Isso deve ocorrer porque, num cenário de subida significativa das *yields* sem fatores macroeconómicos justificáveis, o BCE interviria no mercado mediante a compra massiva de títulos, o que geraria um aumento na correlação no extremo superior entre países periféricos e centrais. Considerando que o TPI se destina a intervir principalmente em países com maiores níveis de dívida e suscetíveis a ataques especulativos, os países periféricos, espera-se que o incremento no coeficiente assintótico caudal superior seja mais acentuado nos países periféricos do que nos países centrais. Assim, o teste examina a variação na correlação das *yields* no extremo superior entre o período anterior e o período subsequente à divulgação do TPI, com o objetivo de determinar se esse aumento

na correlação é mais acentuada nos países periféricos face à Alemanha, em relação dos países centrais comparados à mesma. Dada a possibilidade de combinações possíveis para realizar o teste, em todos os pares de *yields* dos países periféricos e centrais, utilizou-se a Alemanha como *benchmark* para uma análise mais focalizada.

$$\begin{cases} H_0: \left(\lambda_U^{pós-TPI}(i, ALE) - \lambda_U^{pré-TPI}(i, ALE) \right) - \left(\lambda_U^{pós-TPI}(j, ALE) - \lambda_U^{pré-TPI}(j, ALE) \right) \leq 0 \\ H_1: \left(\lambda_U^{pós-TPI}(i, ALE) - \lambda_U^{pré-TPI}(i, ALE) \right) - \left(\lambda_U^{pós-TPI}(j, ALE) - \lambda_U^{pré-TPI}(j, ALE) \right) > 0 \end{cases} \quad (4)$$

$$i = ESP, GRE, ITA, POR \quad j = AUS, FIN, FRA, NED$$

Teste 4 – O presente teste pretende analisar se no período posterior ao anúncio do instrumento, a alteração da estrutura de dependência das *yields* da dívida pública foi distinta entre os países periféricos. Para tal, colocou-se a hipótese de a correlação nos países periféricos ter sofrido um aumento superior nos países com um maior nível de endividamento face aos países com um nível de endividamento menor. Assim, existe a condicionante relativamente à seleção do país periférico em cada teste, visto que, o país selecionado no segundo par deverá ter um nível de endividamento inferior ao país escolhido no primeiro par. Dada a possibilidade de combinações possíveis para realizar o teste, em todos os pares de *yields* dos países periféricos utilizou-se a Alemanha como *benchmark*.

Teste 4.1

$$\begin{cases} H_0: \left((\tau^{pós-TPI}(GRE, ALE) - \tau^{pré-TPI}(GRE, ALE)) - (\tau^{pós-TPI}(ITA, ALE) - \tau^{pré-TPI}(ITA, ALE)) \right) \leq 0 \\ H_1: \left((\tau^{pós-TPI}(GRE, ALE) - \tau^{pré-TPI}(GRE, ALE)) - (\tau^{pós-TPI}(ITA, ALE) - \tau^{pré-TPI}(ITA, ALE)) \right) > 0 \end{cases} \quad (5)$$

Teste 4.2

$$\begin{cases} H_0: \left((\tau^{pós-TPI}(GRE, ALE) - \tau^{pré-TPI}(GRE, ALE)) - (\tau^{pós-TPI}(POR, ALE) - \tau^{pré-TPI}(POR, ALE)) \right) \leq 0 \\ H_1: \left((\tau^{pós-TPI}(GRE, ALE) - \tau^{pré-TPI}(GRE, ALE)) - (\tau^{pós-TPI}(POR, ALE) - \tau^{pré-TPI}(POR, ALE)) \right) > 0 \end{cases} \quad (6)$$

Teste 4.3

$$\begin{cases} H_0: \left((\tau^{\text{pós-TPI}}(GRE, ALE) - \tau^{\text{pré-TPI}}(GRE, ALE)) - \left((\tau^{\text{pós-TPI}}(ESP, ALE) - \tau^{\text{pré-TPI}}(ESP, ALE)) \right) \leq 0 \\ H_1: \left((\tau^{\text{pós-TPI}}(GRE, ALE) - \tau^{\text{pré-TPI}}(GRE, ALE)) - \left((\tau^{\text{pós-TPI}}(ESP, ALE) - \tau^{\text{pré-TPI}}(ESP, ALE)) \right) > 0 \end{cases}$$

(7)

Teste 4.4

$$\begin{cases} H_0: \left((\tau^{\text{pós-TPI}}(ITA, ALE) - \tau^{\text{pré-TPI}}(ITA, ALE)) - \left((\tau^{\text{pós-TPI}}(POR, ALE) - \tau^{\text{pré-TPI}}(POR, ALE)) \right) \leq 0 \\ H_1: \left((\tau^{\text{pós-TPI}}(ITA, ALE) - \tau^{\text{pré-TPI}}(ITA, ALE)) - \left((\tau^{\text{pós-TPI}}(POR, ALE) - \tau^{\text{pré-TPI}}(POR, ALE)) \right) > 0 \end{cases}$$

(8)

Teste 4.5

$$\begin{cases} H_0: \left((\tau^{\text{pós-TPI}}(ITA, ALE) - \tau^{\text{pré-TPI}}(ITA, ALE)) - \left((\tau^{\text{pós-TPI}}(ESP, ALE) - \tau^{\text{pré-TPI}}(ESP, ALE)) \right) \leq 0 \\ H_1: \left((\tau^{\text{pós-TPI}}(ITA, ALE) - \tau^{\text{pré-TPI}}(ITA, ALE)) - \left((\tau^{\text{pós-TPI}}(ESP, ALE) - \tau^{\text{pré-TPI}}(ESP, ALE)) \right) > 0 \end{cases}$$

(9)

Teste 4.6

$$\begin{cases} H_0: \left((\tau^{\text{pós-TPI}}(POR, ALE) - \tau^{\text{pré-TPI}}(POR, ALE)) - \left((\tau^{\text{pós-TPI}}(ESP, ALE) - \tau^{\text{pré-TPI}}(ESP, ALE)) \right) \leq 0 \\ H_1: \left((\tau^{\text{pós-TPI}}(POR, ALE) - \tau^{\text{pré-TPI}}(POR, ALE)) - \left((\tau^{\text{pós-TPI}}(ESP, ALE) - \tau^{\text{pré-TPI}}(ESP, ALE)) \right) > 0 \end{cases}$$

(10)

4- Discussão dos resultados

4.1-Eliminação dos efeitos autorregressivos e de heterocedasticidade condicional existentes nas séries

Primeiramente, analisou-se as funções de autocorrelação, de autocorrelação parcial, bem como os testes de Ljung-Box-Pierce e ARCH de Engle para cada série obtida através das primeiras diferenças da série original. Após a análise, verificou-se que as séries não poderiam ser consideradas independentes e identicamente distribuídas, uma vez que, apresentam problemas de dependência temporal ao nível da média e da variância. De modo a eliminar os efeitos de dependência temporal existentes nas séries recorreu-se ao ajustamento de modelos ARMA-GARCH, seguindo autores como Dias, 2004 ou Gonzalo e Olmo, 2005.

Na tabela 4.1.1 apresenta-se os modelos ARMA-GARCH ajustados para cada série

Tabela 4.1.1 – Modelo ARMA-GARCH ajustados para as *Yields* da amostra

<i>Yields</i>	Modelos ajustados	Log likelihood
Alemanha	GARCH (3,3)	1482,65
Áustria	GARCH (1,1)	1482,28
Espanha	GARCH (1,1)	1399,94
Finlândia	GARCH (3,3)	1484,95
França	GARCH (1,1)	1456,17
Grécia	ARMA (1,1) - GARCH (1,1)	1264,82
Itália	GARCH (3,3)	1195,26
Países Baixos	GARCH (1,1)	1475,07
Portugal	GARCH (1,1)	1387,02

4.2-Recuperação dos resíduos estandardizados e verificação da eliminação dos efeitos autorregressivos e de heterocedasticidade condicional existentes nas séries

Após o ajustamento de modelos ARMA-GARCH recuperou-se os respetivos resíduos estandardizados, entenda-se as *yields* filtradas. Os resíduos são calculados com base na amostra (x_1, x_2, \dots, x_n) e nos parâmetros:

$$\hat{z}_t = (x_t - \hat{\mu}_t) / \hat{\sigma}_t \quad (11)$$

Onde,

x_t representa o valor observado;

$\hat{\mu}_t$ a média estimada;

$\hat{\sigma}_t$ o desvio padrão estimado.

Em seguida, efetuou-se novamente a análise das funções de autocorrelação⁵, de autocorrelação parcial e dos testes⁶ de Ljung-Box-Pierce e ARCH de Engle, de modo a verificar-se que os problemas de dependência temporal foram corrigidos.

4.3-Ajustamento de cópulas para as séries bivariadas das yields filtradas, para os períodos Pré-TPI e Pós-TPI

Tabela 4.3.1 – Cópulas selecionadas para o período pré-TPI

Período pré-TPI	POR/ALE	ESP/ALE	ITA/ALE	GRE/ALE	POR/AUS	ESP/AUS	ITA/AUS	GRE/AUS	POR/FIN	ESP/FIN	ITA/FIN	GRE/FIN	POR/NED	ESP/NED	ITA/NED	GRE/NED	POR/FRA	ESP/FRA	ITA/FRA	GRE/FRA	AUS/ALE	FIN/ALE	FRA/ALE	NED/ALE
Cópula seleccionada	Gumb.-Surv. Gumb.	Gumb.-Surv. Gumb.	Gumb.-Surv. Gumb.	Frank	t-Student	t-Student	t-Student	Frank	t-Student	Gumb.-Surv. Gumb.	Gumb.-Surv. Gumb.	Frank	t-Student	t-Student	t-Student	Frank	t-Student	t-Student	t-Student	Frank	Gumb.-Surv. Gumb.	Gumb.-Surv. Gumb.	Gumb.-Surv. Gumb.	Gumb.-Surv. Gumb.
Log Likelihood	340,29	373,23	202,93	110,35	371,91	413,33	247,74	129,75	375,96	417,66	248,45	126,52	367,85	412,69	239,81	123,96	425,22	471,55	282,49	139,67	452,53	449,02	425,99	478,64
AIC	-674,58	-740,46	-399,85	-218,70	-739,83	-822,66	-491,49	-257,51	-747,91	-829,33	-490,92	-251,05	-731,69	-821,38	-475,63	-245,93	-846,45	-939,11	-560,99	-277,34	-899,07	-892,02	-845,99	-951,28
Depend. Param. (θ1)	3,8125 (0,44772)	4,0859 (0,438202)	2,6465 (2,492089)	4,7552 (0,378596)	0,8777 (0,295159)	0,8976 (0,011805)	0,7781 (0,023068)	5,2759 (0,362965)	0,8799 (0,013508)	3,2651 (0,271403)	2,3906 (0,166884)	5,1869 (0,375926)	0,8754 (0,014176)	0,8958 (0,012015)	0,7700 (0,025494)	5,1116 (0,384045)	0,9033 (0,011086)	0,9220 (0,009798)	0,8123 (0,018685)	5,5470 (0,378867)	4,6758 (1,563219)	4,3750 (1,844202)	4,2715 (2,578679)	4,3594 (1,42937)
Depend. Param. (θ2)	2,7344 (0,237612)	2,8906 (0,315697)	1,9512 (0,145044)	-	-	-	-	-	-	4,0469 (7,544055)	2,1250 (4,911914)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	3,8164 (0,438374)	3,9375 (0,425789)	3,6738 (0,335532)	4,3672 (0,452346)
Weight param. (α1)	0,4519 (0,116741)	0,4973 (0,119796)	0,4609 (0,12849)	-	-	-	-	-	-	0,6664 (0,133376)	0,6709 (0,147153)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,4110 (0,121232)	0,3690 (0,111294)	0,3470 (0,112537)	0,3015 (0,116808)
Weight param. (α2)	0,5481 (0,116741)	0,5027 (0,119796)	0,5391 (0,12849)	-	-	-	-	-	-	0,3336 (0,133376)	0,3291 (0,147153)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,589 (0,121232)	0,631 (0,111294)	0,653 (0,112537)	0,6985 (0,116808)
Deg. of freedom (ν)	-	-	-	-	7,4419 (7,094239)	6,8574 (2,565444)	7,6676 (2,420033)	-	7,7854 (4,015462)	-	-	-	9,3859 (6,082462)	12,8262 (7,65331)	9,2255 (3,286421)	-	5,9785 (3,086787)	8,6227 (4,552876)	7,1897 (2,311267)	-	-	-	-	-
Kendall τ	0,6810 (0,016979)	0,7044 (0,016279)	0,5496 (0,021518)	0,4410 (0,024746)	0,6810 (0,284351)	0,7094 (0,016589)	0,5677 (0,022877)	0,4736 (0,021745)	0,6847 (0,617543)	0,7135 (0,016998)	0,5645 (0,0207)	0,4682 (0,022858)	0,6788 (0,018271)	0,7111 (0,018179)	0,5595 (0,024936)	0,4636 (0,023594)	0,7177 (0,016003)	0,7469 (0,01562)	0,6036 (0,020159)	0,4894 (0,021745)	0,7578 (0,013169)	0,7554 (0,013221)	0,7410 (0,45356)	0,7709 (0,012084)
Tail λ _u	0,3900 (0,090855)	0,3665 (0,09653)	0,3091 (0,084155)	-	0,4772 (0,414018)	0,5335 (0,062119)	0,3265 (0,0686)	-	0,4732 (0,076644)	0,2713 (0,10374)	0,2022 (0,094433)	-	0,4248 (0,081965)	0,4052 (0,106234)	0,2753 (0,672421)	-	0,5703 (0,070773)	0,5600 (0,072475)	0,3834 (0,064511)	-	0,4717 (0,102133)	0,5096 (0,093249)	0,5174 (0,091784)	0,5783 (0,098799)
Tail λ _t	0,3618 (0,091454)	0,4053 (0,096411)	0,3229 (0,086294)	-	0,4772 (0,414018)	0,5335 (0,062119)	0,3265 (0,0686)	-	0,4732 (0,076644)	0,5088 (0,103695)	0,4453 (0,096412)	-	0,4248 (0,081965)	0,4052 (0,106234)	0,2753 (0,672421)	-	0,5703 (0,070773)	0,5600 (0,072475)	0,3834 (0,064511)	-	0,3454 (0,102994)	0,3056 (0,094268)	0,2858 (0,092643)	0,2495 (0,09828)

⁵ Gráficos disponíveis da função de autocorrelação e autocorrelação parcial para as séries filtradas no anexo C

⁶ Resultados dos testes no anexo D e E

Tabela 4.3.2 – Cópulas selecionadas para o período pós-TPI

Período pós TPI	POR/ALE	ESP/ALE	ITA/ALE	GRE/ALE	POR/AUS	ESP/AUS	ITA/AUS	GRE/AUS	POR/FIN	ESP/FIN	ITA/FIN	GRE/FIN	POR/NED	ESP/NED	ITA/NED	GRE/NED	POR/FRA	ESP/FRA	ITA/FRA	GRE/FRA	AUS/ALE	FIN/ALE	FRA/ALE	NED/ALE	
Cópula selecionada	Clay-Gumb.	Gumb.-Surv.-Gumb.	Gumb.-Surv.-Gumb.	Gumb.-Surv.-Gumb.	Clay-Gumb.	Clay-Gumb.	Clay-Gumb.	Frank	Clay-Gumb.	Gumb.-Surv.-Gumb.	Clay-Gumb.	Frank	Clay-Gumb.	Clay-Gumb.	Clay-Gumb.	Frank	Clay-Gumb.	Gumb.-Surv.-Gumb.	Clay-Gumb.	Frank	Gumb.-Surv.-Gumb.	Gumb.-Surv.-Gumb.	Gumb.-Surv.-Gumb.	Gumb.-Surv.-Gumb.	Gumb.-Surv.-Gumb.
Log Likelihood	566,7	670,16	359,22	286,75	485,08	511,86	330,96	244,91	485,46	518,82	330,07	250,21	476,54	498,31	321,49	238,06	518,53	545,12	356,67	261,97	568,75	586,26	574,94	593,89	
AIC	-1127,5	-1334,3	-712,4	-567,49	-964,17	-1017,73	-655,92	-487,83	-964,93	-1031,63	-654,15	-498,43	-947,07	-990,63	-630,98	-474,12	-1031,07	-1084,25	-707,34	-521,95	-1131,52	-1166,52	-1143,89	-1181,81	
Depend. Param. (θ)	8,3545 (4,436985)	6,5703 (1,491944)	3,9453 (1,049521)	2,3750 (12,38487)	6,2291 (0,694324)	6,5990 (0,831382)	4,0923 (0,63019)	8,4878 (0,535499)	5,9008 (0,727725)	7,1250 (5,721982)	4,2609 (0,621016)	8,6278 (0,519166)	5,9262 (0,729898)	6,4978 (0,855443)	4,1457 (0,600807)	8,2621 (0,514329)	6,9010 (0,902162)	6,7891 (2,984227)	4,5376 (0,710699)	9,0032 (0,535207)	5,3750 (8,149397)	6,1701 (8,257284)	5,8052 (8,896775)	7,1602 (7,648129)	
Depend. Param. (θ 2)	5,8750 (3,196121)	6,3438 (0,78697)	3,0234 (0,308643)	2,8125 (1,264366)	4,8789 (7,094239)	5,4358 (4,009875)	3,2891 (2,103061)	-	5,0186 (4,510736)	4,1875 (0,344931)	3,2129 (0,247001)	-	4,7471 (7,548432)	4,9492 (7,548201)	3,1348 (0,215419)	-	5,1719 (6,02519)	4,6836 (0,369259)	3,4454 (0,261284)	-	5,3438 (0,457833)	5,3771 (0,4192)	5,3203 (0,416058)	5,3164 (0,411958)	
Weight param. (α 1)	0,3405 (0,080342)	0,3403 (0,11155)	0,4240 (0,103416)	0,3322 (0,176456)	0,4465 (0,11637)	0,4667 (0,084413)	0,4539 (0,078262)	-	0,4592 (0,094946)	0,2987 (0,101961)	0,4538 (0,076646)	-	0,4359 (0,120765)	0,4844 (0,109011)	0,4492 (0,076352)	-	0,4446 (0,10597)	0,2462 (0,096427)	0,4267 (0,078612)	-	0,1629 (0,100359)	0,1646 (0,113404)	0,1947 (0,097913)	0,2119 (0,102391)	
Weight param. (α 2)	0,6595 (0,080342)	0,6597 (0,11155)	0,576 (0,103416)	0,6678 (0,176456)	0,5535 (0,11637)	0,5333 (0,084413)	0,5461 (0,078262)	-	0,5408 (0,094946)	0,7013 (0,101961)	0,5462 (0,076646)	-	0,5641 (0,120765)	0,5156 (0,109011)	0,5508 (0,076352)	-	0,5554 (0,10597)	0,7538 (0,096427)	0,5733 (0,078612)	-	0,8371 (0,100359)	0,8354 (0,113404)	0,8053 (0,097913)	0,7881 (0,102391)	
Deg. of freedom (ν)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Kendall τ	0,8220 (0,136015)	0,8445 (0,010181)	0,7020 (0,016288)	0,6227 (0,210671)	0,7780 (0,015307)	0,7933 (0,013244)	0,6850 (0,01566)	0,6200 (0,018199)	0,7760 (0,012765)	0,7906 (0,012898)	0,6850 (0,016163)	0,6247 (0,01733)	0,7712 (0,015785)	0,7818 (0,015055)	0,6781 (0,016464)	0,6121 (0,018202)	0,7927 (0,013644)	0,8028 (0,011718)	0,7031 (0,014729)	0,6368 (0,017005)	0,8130 (0,01631)	0,8180 (0,0106)	0,8151 (0,010397)	0,8223 (0,0103)	
Tail λ_U	0,5769 (0,096405)	0,5835 (0,092907)	0,4276 (0,083335)	0,4812 (0,227721)	0,4690 (0,697533)	0,4607 (0,07253)	0,4180 (0,059694)	-	0,4607 (0,079848)	0,5750 (0,088798)	0,4147 (0,058316)	-	0,4755 (0,160652)	0,4381 (0,091305)	0,4145 (0,05813)	-	0,4757 (0,089958)	0,6336 (0,085497)	0,4456 (0,061386)	-	0,7212 (0,085672)	0,7204 (0,099548)	0,6932 (0,085061)	0,6783 (0,091255)	
Tail λ_L	0,3133 (0,069959)	0,3025 (0,100079)	0,3426 (0,083404)	0,2196 (0,091161)	0,3994 (0,100995)	0,4202 (0,074753)	0,3832 (0,066554)	-	0,4083 (0,083758)	0,2682 (0,089891)	0,3857 (0,063266)	-	0,3877 (0,104403)	0,4354 (0,094233)	0,3800 (0,064743)	-	0,4021 (0,093117)	0,2197 (0,085775)	0,3662 (0,066667)	-	0,1404 (0,089839)	0,1451 (0,110024)	0,1701 (0,085903)	0,1904 (0,091895)	

Em relação ao período pré-TPI, a Tabela 4.3.1 permite verificar que as cópulas simples, Frank e t-student, foram as selecionadas para a maioria dos pares de *yields* que envolvem os países periféricos e centrais, demonstrando que existe uma estrutura de dependência fraca nos extremos. À exceção, os países Portugal, Espanha e Itália face a Alemanha apresentam dependência nos extremos, o que se reflete na escolha da cópula Gumbel-Survival-Gumbel para as séries bivaridas. No caso dos pares de *yields* constituídas meramente por países centrais a cópula escolhida é a Gumbel-Survival-Gumbel, demonstrando que existe correlação no extremo superior e inferior, no entanto o peso atribuído à cópula de Survival-Gumbel é superior ao da cópula Gumbel, significando que as *yields* tendem a estar mais correlacionadas nos períodos de descidas do que em períodos de subidas, por sua vez, ao analisar-se o valor dos coeficientes caudais assintóticos conclui-se que no cenário das variações serem extremas, existe uma maior correlação nas subidas face às descidas ($\lambda_U > \lambda_L$). Outro aspeto relevante que decorre da Tabela 4.3.1 é o nível de correlação entre as diversas séries bivariadas, medido pelo τ de Kendall. Verifica-se que todas as correlações entre as diversas *yields* são positivas e que os pares de *yields* que envolvem a Grécia são os que apresentam um menor nível de correlação.

Relativamente ao período pós-TPI, com base na Tabela 4.3.2 observa-se que as cópulas mistas foram as mais selecionadas, excluindo o caso da Grécia face à Áustria, Finlândia, Países Baixos e França que mantém a cópula Frank, dada a ausência de correlação nos extremos. Contrariamente aos resultados

obtidos no período pré-TPI, os pares de *yields* analisados passaram a possuir correlação nos caudais assintóticos. O τ de Kendall mantém-se positivo e em todos os casos existe uma maior correlação nos momentos de subidas extremas do que nas descidas extremas. Assim, conclui-se que no período posterior ao anúncio do TPI ocorreram alterações na estrutura de dependência das *yields* da dívida pública.

4.4-Análise dos resultados dos Testes de hipóteses

Tabela 4.4.1 – Resultados do teste 1. Testa a correlação global dos países periféricos face aos países centrais.

<i>Yields</i>	$\Delta\tau$	$\Delta\tau/\tau$	<i>p-value</i>	Conclusão
POR/ALE	0,1410	21%	0,348	Diminuição da fragmentação não detetada
ESP/ALE	0,1401	20%	0***	Diminuição da fragmentação detetada
ITA/ALE	0,1524	28%	0***	Diminuição da fragmentação detetada
GRE/ALE	0,1817	41%	0,620	Diminuição da fragmentação não detetada
POR/AUS	0,0970	14%	0***	Diminuição da fragmentação detetada
ESP/AUS	0,0839	12%	0***	Diminuição da fragmentação detetada
ITA/AUS	0,1173	21%	0***	Diminuição da fragmentação detetada
POR/FIN	0,0913	13%	0***	Diminuição da fragmentação detetada
ESP/FIN	0,0711	11%	0***	Diminuição da fragmentação detetada
ITA/FIN	0,1205	21%	0***	Diminuição da fragmentação detetada
GRE/FIN	0,1565	33%	0***	Diminuição da fragmentação detetada
POR/NED	0,0924	14%	0,002***	Diminuição da fragmentação detetada
ESP/NED	0,0707	10%	0,006***	Diminuição da fragmentação detetada
ITA/NED	0,1186	21%	0***	Diminuição da fragmentação detetada
GRE/NED	0,1485	32%	0***	Diminuição da fragmentação detetada
POR/FRA	0,0750	10%	0,006***	Diminuição da fragmentação detetada
ESP/FRA	0,0559	7%	0***	Diminuição da fragmentação detetada
ITA/FRA	0,0995	16%	0***	Diminuição da fragmentação detetada
GRE/FRA	0,1479	30%	0***	Diminuição da fragmentação detetada

NOTA: *, ** e *** corresponde a um nível de significância de 10%,5% e 1%, respetivamente

A Tabela 4.4.1 mostra os resultados do teste 1. Verifica-se que, à exceção de Portugal/Alemanha e Grécia/Alemanha são detetadas diferenças estatisticamente significativas na correlação global das *yields* dos países periféricos face aos centrais, a um nível de significância de 1%. O τ de Kendall variou positivamente em todos os pares de *yields* analisados inclusive no caso de Portugal/Alemanha e Grécia/Alemanha embora essa diferença tenha-se vindo a revelar estatisticamente não significativa, uma possível explicação poderá ser o facto de os investidores, mesmo com o anúncio do instrumento,

percecionarem estas economias com alguma relutância, levando-os à venda dos títulos de dívida dos respetivos países para posteriormente adquirirem títulos de dívida alemã como refúgio, contribuindo assim para uma diminuição na correlação das *yields* gregas e portuguesas face à *yield* alemã. Deste modo, os resultados revelam indícios de uma menor fragmentação entre os países periféricos e centrais no período posterior à divulgação do Instrumento de Proteção da Transmissão, salientando que não é possível concluir que o aumento da correlação se encontre estritamente relacionado com o TPI e não com fatores distintos como o sentimento de mercado e a incerteza da política económica (Kakes e End, 2023). Adicionalmente, uma vez que, este instrumento não é a primeira linha de defesa não é garantido que o mesmo tenha sido ativado, contudo é possível que o Banco Central Europeu apenas com o mero anúncio do novo instrumento tenha dissuadido os investidores, contribuindo para a redução da fragmentação entre os diversos países.

Tabela 4.4.2 – Resultados do teste 2. Testa a correlação nos momentos de *stress* face aos momentos de otimismo.

<i>Yields</i>	$\Delta(\lambda_U - \lambda_L)$	<i>p-value</i>	Conclusão
POR/ALE	0,2354	0,2120	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo não detetada
ESP/ALE	0,3198	0,1400	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo não detetada
ITA/ALE	0,0988	0,3380	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo não detetada
GRE/ALE	0,2616	0,4420	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo não detetada
POR/AUS	0,0696	0,4520	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo não detetada
ESP/AUS	0,0405	0,4820	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo não detetada
ITA/AUS	0,0348	0,4740	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo não detetada
GRE/AUS	0	1	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo não detetada
POR/FIN	0,0524	0,4660	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo não detetada
ESP/FIN	0,5443	0,0340**	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo detetada
ITA/FIN	0,2721	0,1780	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo não detetada
GRE/FIN	0	1	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo não detetada
POR/NED	0,0878	0,3860	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo não detetada
ESP/NED	0,0027	0,5340	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo não detetada
ITA/NED	0,0345	0,4220	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo não detetada
GRE/NED	0	1	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo não detetada
POR/FRA	0,0736	0,4240	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo não detetada
ESP/FRA	0,4139	0,0140**	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo detetada
ITA/FRA	0,0794	0,3600	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo não detetada
GRE/FRA	0	1	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> face aos de otimismo não detetada

NOTA: *, ** e *** corresponde a um nível de significância de 10%,5% e 1%, respetivamente

Na Tabela 4.4.2 encontram-se os resultados obtidos para o teste 2. Verifica-se que para a maioria dos países a hipótese nula não é rejeitada, sugerindo que não existe evidências de que no período após o anúncio do TPI as *yields* dos países periféricos e centrais estão mais correlacionadas nos momentos de *stress* do mercado (i.e., momentos de aumentos significativos das *yields*) face aos momentos de elevado otimismo (i.e., momentos de diminuições significativas das *yields*), com exceção da Espanha face à Finlândia e à França em que a hipótese nula é rejeitada para um nível de significância de 5%. É de mencionar que no caso da Grécia face à Áustria, França, Finlândia e Países Baixos não é detetada correlação nos extremos superiores e inferiores o que se reflete num valor do *p-value* de 1.

Tabela 4.4.3– Resultados do teste 3. Testa a correlação nos momentos de *stress*.

<i>Yields</i>	$\Delta(\lambda_U^{Pós-TPI} - \lambda_U^{Pré-TPI})$	<i>p-value</i>	Conclusão
ESP_ALE/AUS_ALE	0,0483	0,5560	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> não detetada
ESP_ALE/FIN_ALE	0,0062	0,5120	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> não detetada
ESP_ALE/FRA_ALE	0,0412	0,5320	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> não detetada
ESP_ALE/NED_ALE	0,1170	0,3460	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> não detetada
GRE_ALE/AUS_ALE	0,3125	0,3740	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> não detetada
GRE_ALE/FIN_ALE	0,2704	0,2980	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> não detetada
GRE_ALE/FRA_ALE	0,3054	0,2980	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> não detetada
GRE_ALE/NED_ALE	0,3812	0,1840	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> não detetada
ITA_ALE/AUS_ALE	-0,0502	0,7200	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> não detetada
ITA_ALE/FIN_ALE	-0,0923	0,6680	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> não detetada
ITA_ALE/FRA_ALE	-0,0573	0,6800	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> não detetada
ITA_ALE/NED_ALE	0,0185	0,5100	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> não detetada
POR_ALE/AUS_ALE	0,0182	0,7580	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> não detetada
POR_ALE/FIN_ALE	0,2212	0,6960	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> não detetada
POR_ALE/FRA_ALE	0,0111	0,7040	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> não detetada
POR_ALE/NED_ALE	0,0869	0,5300	Diminuição da fragmentação nos momentos de <i>stress</i> não detetada

NOTA: *, ** e *** corresponde a um nível de significância de 10%,5% e 1%, respetivamente

Os resultados do teste 3 apresentados na Tabela 4.4.3 sugerem que, após o anúncio do TPI, não existem evidências dos aumentos da correlação nos momentos de *stress* do mercado, momentos de acréscimos significativos das *yields*, nos países periféricos serem superiores aos ocorridos nos países centrais. Embora a variação média do caudal assintótico superior tenha sido mais elevada nos países periféricos face aos centrais, excluindo o caso da Itália com a Áustria, Finlândia e França, os valores não são estatisticamente significativos, não sendo possível concluir que no período posterior à divulgação do

instrumento as *yields* da dívida pública dos países periféricos apresentaram uma maior diminuição da fragmentação em momentos de *stress* do que os países centrais.

Tabela 4.4.4– Resultados do teste 4. Testa a alteração da correlação global dos países periféricos.

<i>Yields</i>	$\Delta(\tau^{Pós-TPI} - \tau^{Pré-TPI})$	<i>p-value</i>	Conclusão
GRE_ALE/ITA_ALE	0,0293	1	Diminuição da fragmentação não detetada
GRE_ALE/POR_ALE	0,0407	0,7880	Diminuição da fragmentação não detetada
GRE_ALE/ESP_ALE	0,0416	1	Diminuição da fragmentação não detetada
ITA_ALE/POR_ALE	0,0114	0***	Diminuição da fragmentação detetada
ITA_ALE/ESP_ALE	0,0123	0,3400	Diminuição da fragmentação não detetada
POR_ALE/ESP_ALE	0,2919	1	Diminuição da fragmentação não detetada

NOTA: *, ** e *** corresponde a um nível de significância de 10%,5% e 1%, respetivamente

Na tabela 4.4.4 encontram-se os resultados relativos ao teste 4 que visa analisar se no período posterior ao anúncio do TPI a alteração da estrutura de dependência das *yields* entre os países periféricos foi superior nos países que possuem um maior nível de endividamento face aos países que possuem um nível de endividamento menor. Verifica-se que a hipótese nula apenas é rejeitada no caso da Itália face a Portugal para um nível de significância de 1%, traduzindo-se num aumento superior da correlação da Itália com a Alemanha do que o verificado no caso de Portugal com a Alemanha, ou seja, comparativamente às *yields* portuguesas as *yields* italianas passaram a estar mais correlacionadas com a *yield* alemã. Em todos os pares de *yields* analisados a variação média do τ de Kendall apresenta valores positivos, significando que do período pré-TPI para o período pós-TPI houve um aumento da correlação global e que esse aumento foi superior no país mais endividado. No entanto, tendo em consideração o *p-value* de cada hipótese conclui-se, então, que os valores obtidos não são estatisticamente significativos. Assim, infere-se que não existem evidências de a alteração da estrutura de dependência das *yields* dívida pública ter sido mais acentuada nos países com um nível de endividamento superior.

5-Conclusão

O presente estudo teve como objetivo analisar a estrutura de dependência das *yields* da dívida pública no contexto do Instrumento de Proteção da Transmissão. Para tal, foram utilizadas as *yields* soberanas a 10 anos, cujos dados foram obtidos através da *Bloomberg* abrangendo o período de 5 de outubro de 2020 a 15 de maio de 2024, o dia 21 de julho de 2022 foi definido como o marco divisório entre o período pré-TPI e o período pós-TPI, correspondendo ao momento anterior ao anúncio e à criação do Instrumento de Proteção da Transmissão e ao período subsequente. A escolha desta data baseia-se no facto de que, em 21 julho de 2022, o Banco Central Europeu divulgou oficialmente o novo instrumento. A análise contemplou dois grupos de países: os países periféricos, que correspondem às economias com características de maior vulnerabilidade e os países centrais, representados por economias de maior robustez financeira. Os países periféricos considerados neste estudo são compostos por Espanha, Grécia, Itália e Portugal, enquanto o grupo dos países centrais inclui Alemanha, Áustria, Finlândia, França e Países Baixos. A metodologia aplicada baseou-se no uso de cópulas, uma vez que o objetivo não era apenas examinar a correlação global entre os dois grupos de países, mas também investigar a correlação nos extremos, isto é, em situações de eventos extremos nos mercados financeiros. Para atingir este propósito, foram realizados quatro testes de hipóteses, a fim de validar os resultados e aprofundar a compreensão sobre as interações entre as variações das *yields* nesses diferentes cenários.

O primeiro teste realizado teve como objetivo analisar a correlação global da variação das *yields* entre os países periféricos e os países centrais, comparando o período pré-TPI com o período pós-TPI. Esta análise procurou determinar se existem evidências de alterações significativas na correlação global após o anúncio do TPI. Os resultados revelaram um aumento na correlação entre os países o que pressupõe uma diminuição da fragmentação. Em todos os países foi detetada a redução da fragmentação, com exceção dos pares Portugal-Alemanha e Grécia-Alemanha onde a hipótese nula não foi rejeitada, sugerindo que não se registaram alterações estatisticamente significativas na correlação entre esses países. Importa, no entanto, destacar que o τ de Kendall aumentou em todos os pares analisados, indicando um acréscimo na correlação da variação das *yields*. Este facto é relevante, pois vai ao encontro dos objetivos para os quais o TPI foi desenhado, indicando uma maior convergência nas dinâmicas das *yields* entre os países periféricos e centrais o que reflete uma redução nas tensões de fragmentação nos mercados.

O segundo teste teve como finalidade examinar se, do período pré-TPI para o período pós-TPI, ocorreu um aumento na correlação entre os momentos de maior *stress* no mercado em comparação com os momentos de maior otimismo, nos países periféricos face aos centrais. Especificamente procurou-se avaliar se o acréscimo do parâmetro λ_H (correlação nos momentos de *stress*) foi superior ao aumento do parâmetro λ_L (correlação nos momentos de otimismo), uma vez que, o principal objetivo do TPI é intervir, sobretudo, quando as *yields* aumentam de forma expressiva, gerando grandes discrepâncias que

conduzem à fragmentação. Os resultados obtidos indicam que, com exceção Espanha-Finlândia e Espanha-França, não foi detetada uma diminuição da fragmentação dos mercados nos momentos de *stress* em relação aos de otimismo, uma vez que, nos restantes casos, a hipótese nula não foi rejeitada. Contudo, é de salientar que, de forma geral, o parâmetro λ_U no período pós-TPI apresentou um aumento superior ao λ_L , o que indica uma maior correlação nos momentos de subidas extremas das *yields*. Embora esse aumento não seja estatisticamente significativo, os resultados sugerem que, nos momentos de maior tensão, há uma maior convergência nas *yields*, o que está em consonância com os objetivos do instrumento de mitigar a fragmentação do mercado durante períodos de elevada volatilidade.

Relativamente ao terceiro teste, pretendia-se avaliar a correlação apenas nos momentos de *stress* entre o período pré-TPI e o período pós-TPI. A análise centrou-se na comparação do incremento do parâmetro λ_U entre os países periféricos e centrais, tendo como referência a Alemanha. A expectativa era que o aumento do λ_U fosse superior nos países periféricos em relação à Alemanha comparativamente ao aumento de λ_U dos países centrais em relação à mesma. Esta hipótese baseia-se no facto do TPI ter sido concebido para atuar principalmente nos países periféricos, que apresentam maior instabilidade e maior risco de fragmentação. No entanto, os resultados obtidos não permitiram validar a presente presunção, dado que a hipótese nula nunca foi rejeitada. Apesar disso, em alguns casos o aumento do λ_U nos países periféricos foi superior ao ocorrido nos países centrais, com exceção dos pares Itália-Áustria, Itália-Finlândia e Itália-França, onde o incremento foi maior nos países centrais face à Alemanha do que nos periféricos.

O quarto e último teste concentrou-se exclusivamente nos países periféricos, analisando a sua correlação com a Alemanha. A hipótese colocada foi de que os países com maior nível de endividamento teriam registado um aumento superior na correlação com a Alemanha, em comparação com aqueles com níveis de endividamento mais baixos, dentro do grupo de países periféricos. A premissa subjacente é que o TPI teria um impacto mais pronunciado nos países com maior dívida, dado o maior risco de fragmentação nesses mercados. Os resultados demonstraram que, de modo geral, não foi detetada uma diminuição da fragmentação, uma vez que a hipótese nula não foi rejeitada na maioria dos casos. Contudo, a exceção verificou-se no par Itália-Alemanha em comparação com Portugal-Alemanha, onde o aumento da correlação entre Itália e Alemanha foi superior ao aumento observado entre Portugal e Alemanha.

Em suma, este estudo demonstrou que, do período pré-TPI para o período pós-TPI, a correlação global entre os países periféricos e centrais aumentou, indicando um comportamento das *yields* em linha com os objetivos do Banco Central Europeu ao criar e anunciar o Instrumento de Proteção da transmissão. Os aumentos de correlação verificados nas *yields* nos diversos testes realizados sugerem uma menor fragmentação nos mercados, o que se encontra de acordo com a intenção do BCE de garantir

a transmissão eficaz da política monetária mitigando os riscos de fragmentação entre as economias da zona euro e promovendo maior estabilidade financeira.

Uma limitação desta investigação reside no facto de que, embora se tenha analisado a estrutura de dependência das *yields* no período pré-TPI e pós-TPI, não é possível determinar se as alterações observadas são atribuíveis exclusivamente ao Instrumento de Proteção da Transmissão. Para ultrapassar esta limitação, uma sugestão de estudos futuros seria a incorporação de uma equação de regressão linear, que permita identificar e quantificar os diversos fatores que influenciam o comportamento das *yields*. Esta abordagem ajudaria a avaliar se o TPI é, de facto, um dos elementos a influenciar as variações observadas, fornecendo uma análise mais detalhada e robusta.

Referências bibliográficas

- Al-eyd, A., e Berkmen, P. (2013). Fragmentation and Monetary Policy in the Euro Area. *International Monetary Fund, Working Paper No.13/208*.
- Arce-alfaro, G., e Blagov, B. (2022). Financial integration or financial fragmentation? A euro area perspective. *Economic Modelling*, 114.
- Arnold, I. (2024). The effect of fragmentation risk on monetary conditions in the euro area. *Journal of International Money and Finance*, 146.
- Bijsterboch, M., e Falagiarda, M. (2015). The macroeconomic impact of financial fragmentation in the euro area: Which role for credit supply?. *Journal of International Money and Finance*, 54,93-115.
- Burriel, P., e Galesi, A. (2018). Uncovering the heterogeneous effects of ECB unconventional monetary policies across euro area countries. *European Economic Review*, 101,210-229.
- Candelon, B., Luisi, A., e Roccazzella, F. (2022). Fragmentation in the European Monetary Union: Is it really over?. *Journal of International Money and Finance*, 122.
- Costola, M., e Lacopini, M. (2023). Measuring sovereign bond fragmentation in the Eurozone. *Finance Research Letters*, 51.
- Dias, A. (2004). Copula Inference for Finance and Insurance. Tese não publicada (PhD), *Swiss Federal Institute of Technology*.
- Gabrieli, S., e Labonne, C. (2018). Bad Sovereign or Bad Balance Sheets? Euro Interbank Market Fragmentation and Monetary Policy, 2011-2015. *Banque de France, Working Paper No.687*.
- Georgiadis, G. (2015). Examining asymmetries in the transmission of monetary policy in the euro area: Evidence from a mixed cross-section global VAR model. *European Economic Review*, 74,195-215.
- Gonzalo, J., e Olmo, J. (2005). Contagion Versus Flight to Quality in Financial Markets. 4ª Conferência sobre Análise do Valor Extremo:
mobiapps.europe.echonet/logon/LogonPoint/index.html

Grandi, P. (2019). Sovereign stress and heterogeneous monetary transmission to banklending in the euro area. *European Economic Review*, 119,251-273.

Hoffmann, P., Kremer, M., e Zaharia, S. (2022). Financial integration in Europe through the lens of composite indicators. *Economics Letters*, 195.

Horny, G., Manganelli, S., e Mojon, B. (2018). Measuring Financial Fragmentation in the Euro Area Corporate Bond Market. *Journal of Risk and Financial Management*, 11.

Horta, P. (2010). Mecanismos de Contágio da Crise Financeira de 2008 nos Mercados Accionistas Desenvolvidos da Europa. Dissertação não publicada (MSc), ISCTE.

Horta, P., Mendes, C., e Vieira, I. (2010). Contagion effects of the subprime crisis in the European NYSE Euronext markets. *Portuguese Economic Journal*, 9, 115-140.

Horta, P., e Lobão, J. (2017). Global and Extreme Dependence Between Investor Sentiment and Stock Returns in European Markets. *Journal of Behavioral Finance*, 19,141-158.

Horta, P., Lagoa, S., e Martins, L. (2014). The impact of the 2008 and 2010 financial crises on the Hurst exponents of international stock markets: Implications for efficiency and contagion. *International Review of Financial Analysis*, 35, 140-153.

Horta, P., Lagoa, S., e Martins, L. (2016). Contagion Effects in the European Nyse Euronext Stock Markets in the Context of the 2010 Sovereign Debt Crisis. *Quantitative Finance*, 16, 114-124.

Horvarth, R., Kotlebova, J., e Siranova, M. (2018). Interest rate pass-through in the euro area: Financial fragmentation, balance sheet policies and negative rates. *Journal of Financial Stability*, 36,12-21.

Kakes, J., e Van den En, J. (2023). Identifying financial fragmentation: do sovereign in the EMU reflect differences in fundamentals?. *De Nederlandsche Bank Fund*, Working Paper No.778.

Krussl, R., Lehnret, T., e Stefanova, D. (2016). The European sovereign debt crisis: What have we

learned?. *Journal of Empirical Finance*, 38,363-373.

Mayordomo, S., Abascal, M., Alonso, T., e Rodriguez-Moreno, M. (2015). Fragmentation in the European interbank market: Measures, determinants, and policy solutions. *Journal of Financial Stability*, 16, 1-12.

Policy Department for Economic, Scientific and Quality of Life Policies. (2022). Anti-fragmentation: new tool in the toolkit, compilation of papers, 1-130. Anti-fragmentation: new tool in the toolkit (europa.eu).

Rachev, S., Menn, C., e Fabozii, F. (2005). Fat-tailed and skewed asset return distributions: implications for risk management, portfolio selection and option pricing, John Wiley & Sons, New Jersey.

Roman, A., e Bilan, I. (2012). The Euro Area Sovereign Debt Crisis and the Role of ECB's Monetary Policy. *Procedia Economics and Finance*, 3,763-768.

Trivedi, P., e Zimmer, D. (2005). Copula Modeling: An Introduction for Practitioners. *Foundations and Trends® in Econometrics*,1,1-111.

Zaghini, A. (2016). Fragmentation and heterogeneity in the euro-area corporate bond market: Back to normal?. *Journal of Financial Stability*, 23,51-61.

Anexos

Anexo A- Estimação dos parâmetros das cópulas: o método CML

O método *Canonical Maximum Likelihood* visa estimar os parâmetros das cópulas, considerando a função de distribuição empírica para as variáveis marginais.

Considerando-se o vetor $X = (X_1, X_2)$ de variáveis aleatórias, tendo por base o teorema de Sklar (1959), pretende-se estimar os parâmetros para X do seguinte modelo:

$$F(x_1, x_2; \beta_1, \beta_2, \theta) = C(F_1(x_1; \beta_1), F_2(x_2; \beta_2); \theta) \quad (12)$$

$F_i(x_i; \beta_i)$ é a função de distribuição de X_i com vetor de parâmetros β_i e C é a cópula com parâmetro θ . No entanto, como recorreu-se à função de distribuição empírica para as variáveis marginais então $\beta_i = 0$.

A função de distribuição empírica para cada variável marginal i , $\hat{F}_i(x_i)$, assumindo que temos n observações para a variável marginal i : $x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{in}$, é estimada usando a seguinte expressão:

$$\hat{F}_i(x_i) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n 1\{X_{ij} \leq x_i\} \quad (13)$$

Em que,

$$1\{X_{ij} \leq x_i\} = \begin{cases} 1, & \text{se } X_{ij} \leq x_i \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Assim, ao derivarmos os membros da equação anterior em ordem em cada uma das variáveis marginais, obtemos as respetivas funções de densidade:

$$\frac{\partial^2 F(x_1, x_2; \theta)}{\partial x_1 \partial x_2} = \frac{\partial^2 C(F_1(x_1), F_2(x_2), \theta)}{\partial F_1(x_1) \partial F_2(x_2)} \times \frac{\partial F_1(x_1)}{\partial x_1} \times \frac{\partial F_2(x_2)}{\partial x_2} \quad (14)$$

Ou,

$$f(x_1, x_2; \theta) = c(F_1(x_1), F_2(x_2); \theta) \prod_{i=1}^2 f_i(x_i) \quad (15)$$

Logaritmizando, temos:

$$\log f(x_1, x_2; \theta) = \log c(F_1(x_1), F_2(x_2); \theta) + \prod_{i=1}^2 \log f_i(x_i) \quad (16)$$

Considerando que temos n observações de vetores bidimensionais

$$(x_1, x_2)_1, \dots, (x_1, x_2)_n$$

O logaritmo da função de verosimilhança é dado por:

$$L(\theta; x) = \sum_{j=1}^n \log f(x_{1j}, x_{2j}; \theta) = \sum_{j=1}^n \log c(F_1(x_{1j}), F_2(x_{2j}); \theta) + \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^2 \log f_i(x_{ij}) \quad (17)$$

O logaritmo da função de verosimilhança para cada uma das variáveis marginais é dado por:

$$L_i(x) = \sum_{j=1}^n \log f_i(x_{ij}), \quad i=1,2 \quad (18)$$

Para estimar o parâmetro de dependência da cópula, $\hat{\theta}$, basta maximizar a função de verosimilhança:

$$\frac{\partial L(\theta; x)}{\partial \theta} = 0 \quad (19)$$

Anexo B- Fórmulas funcionais das cópulas

Cópula Frank

$$C^{Frank}(u_1, u_2) = \frac{1}{\theta} \log \left(1 + \frac{(e^{-\theta u_1} - 1)(e^{-\theta u_2} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right), \theta \text{ domínio : } \theta \in (-\infty, +\infty) \quad (20)$$

$$\tau \text{ de Kendall} = 1 - \frac{4}{\theta} [1 - D(\theta)], \text{ onde } D(x) \text{ denota a função "Debye": } D(x) = \frac{1}{x} \int_0^x \frac{t}{(e^t - 1)} dt \quad (21)$$

$$\lambda_L = \lambda_U = 0$$

Cópula Clayton

$$C^{Clayton}(u_1, u_2) = (u_1^{-\theta} + u_2^{-\theta} - 1)^{-1/\theta}, \theta \text{ domínio: } \theta \in (0, +\infty) \quad (22)$$

$$\tau \text{ de Kendall} = \frac{\theta}{\theta + 2} \quad (23)$$

$$\lambda_L = 2^{-\frac{1}{\theta}} \quad (24)$$

$$\lambda_U = 0$$

Cópula Gumbel

$$C^{Gumbel}(u_1, u_2) = \exp\left(-(\tilde{u}_1^\theta + \tilde{u}_2^\theta)^{1/\theta}\right), \text{ onde } \tilde{u}_k = -\log(u_k), k = 1, 2 \quad (25)$$

θ domínio: $\theta \in (1, +\infty)$

$$\tau \text{ de Kendall} = \frac{\theta-1}{\theta} \quad (26)$$

$$\lambda_L = 0 \quad \text{e} \quad \lambda_u = 2 - 2^{\frac{1}{\theta}} \quad (27)$$

Cópula Gaussiana

$$C^{Gaussiana}(u_1, u_2) = \Phi_\Sigma(\Phi^{-1}(u_1), \Phi^{-1}(u_2); \theta) = \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_1)} \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_2)} \frac{1}{2\pi(1-\theta^2)^{1/2}} \times \exp\left(-\frac{s^2-2\theta st+t^2}{2(1-\theta^2)}\right) ds dt \quad (28)$$

Φ representa a função de distribuição cumulativa (f.d.c) de uma distribuição normal *standard* e Φ_Σ é a f.d.c de uma distribuição normal bivariada com média zero e matriz de covariância Σ , um matiz 2×2 com 1 na diagonal e θ caso contrário.

Cópula t-Student

$$C^t(u_1, u_2) = \int_{-\infty}^{t_v^{-1}(u_1)} \int_{-\infty}^{t_v^{-1}(u_2)} \frac{1}{2\pi(1-\theta^2)^{1/2}} \times \left(1 + \frac{s^2-2\theta st+t^2}{v(1-\theta^2)}\right)^{-(v+2)/2} ds dt \quad (29)$$

Onde $t_v(\cdot)$ denota a distribuição t-student com v graus de liberdade.

θ domínio: $\theta \in (-1, +1)$

$$\tau \text{ de Kendall} = \frac{2}{\pi} \arcsin(\theta) \quad (30)$$

$$\lambda_L = \lambda_U = 2 - 2t_v + 1(\sqrt{v+1}\sqrt{1-\theta}/\sqrt{1+\theta}) \quad (31)$$

Cópula Clayton Gumbel

$$C^{CG}(u1, u2) = \omega_1 C^{Clayton}(u1, u2; \theta_1) + \omega_2 C^{Gumbel}(u1, u2; \theta_2), \text{ onde } \omega_1, \omega_2 \in [0,1] \text{ e } \omega_1 + \omega_2 = 1 \quad (32)$$

$$\tau \text{ de Kendall} = 4 \int_0^1 \int_0^1 C^{CG}(u1, u2) dC^{CG}(u1, u2) - 1 \quad (33)$$

$$\lambda_L = \omega_1 \lambda_L^{Clayton} + \omega_2 \lambda_L^{Gumbel} = \omega_1 2^{-\frac{1}{\theta_1}} \text{ e } \lambda_u = \omega_1 \lambda_u^{Clayton} + \omega_2 \lambda_u^{Gumbel} = \omega_2 (2 - 2^{-\frac{1}{\theta_2}}) \quad (34)$$

Cópula Gumbel-Survival Gumbel

$$C^{GSG}(u1, u2) = \omega_1 C^{Gumbel}(u1, u2; \theta_1) + \omega_2 [u1 + u2 - 1 + C^{Gumbel}(1 - u1, 1 - u2; \theta_2)] \quad (35)$$

Onde $\omega_1, \omega_2 \in [0,1]$ e $\omega_1 + \omega_2 = 1$,

A Survival cópula é dada pela seguinte expressão: $C^{Survival}(u, v) = u + v - 1 + C(1 - u, 1 - v)$ (36)

Anexo C– Função de autocorrelação e função de autocorrelação parcial para as *yields* filtradas

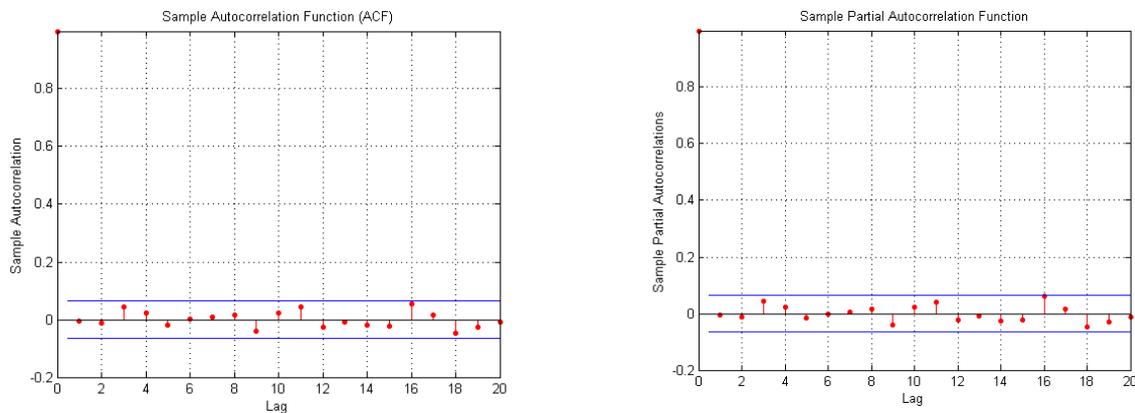


Figura 1 – Função de autocorrelação e autocorrelação parcial para as *yields* filtradas: Alemanha

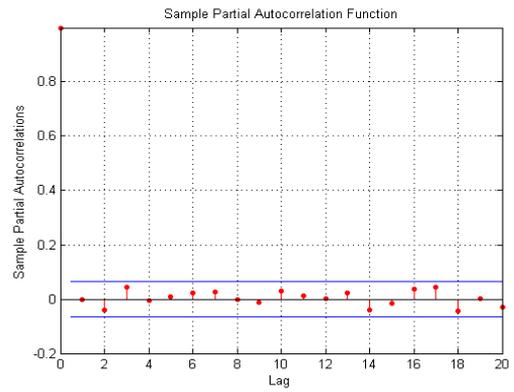
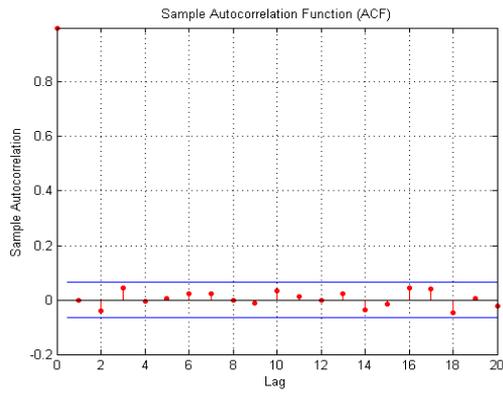


Figura 2 – Função de autocorrelação e autocorrelação parcial para as *yields* filtradas: Áustria

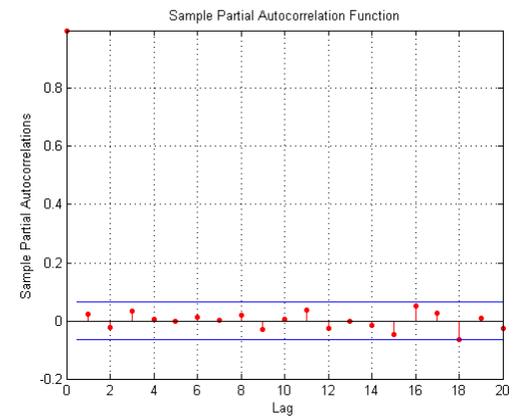
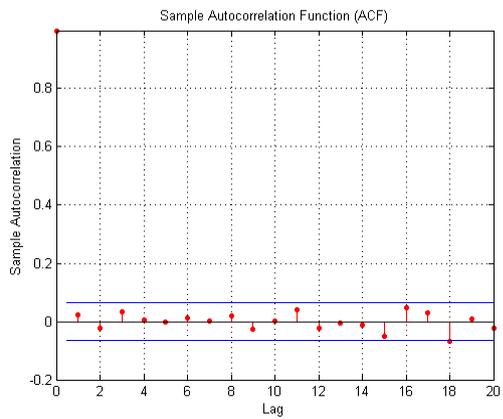


Figura 3 – Função de autocorrelação e autocorrelação parcial para as *yields* filtradas: Espanha

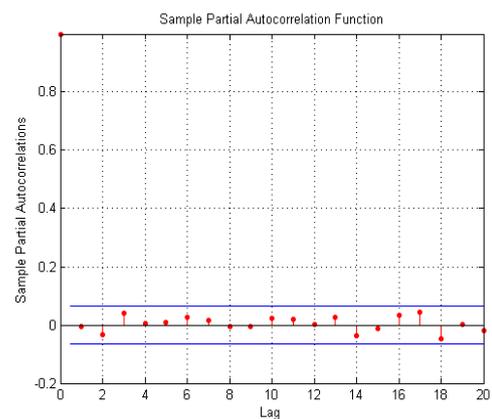
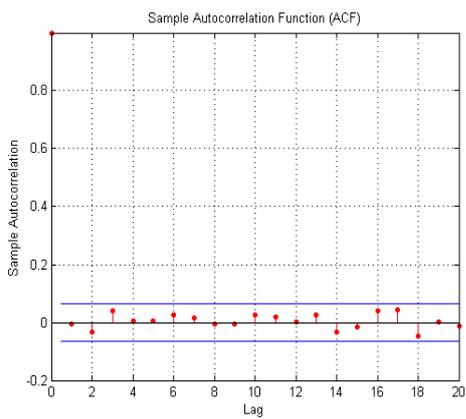


Figura 4 – Função de autocorrelação e autocorrelação parcial para as *yields* filtradas: Finlândia

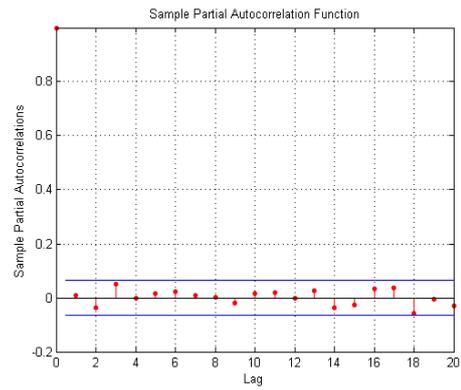
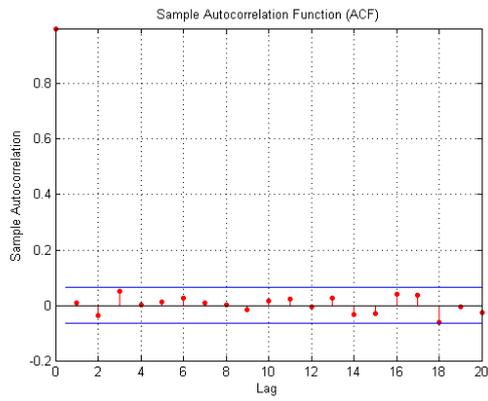


Figura 5 – Função de autocorrelação e autocorrelação parcial para as *yields* filtradas: França

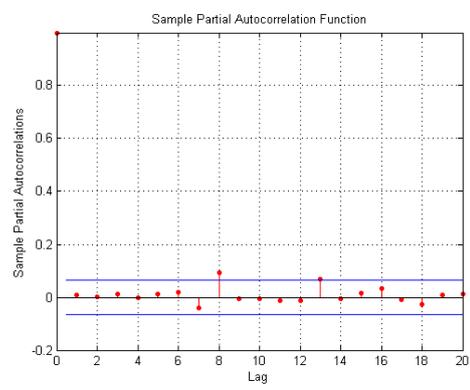
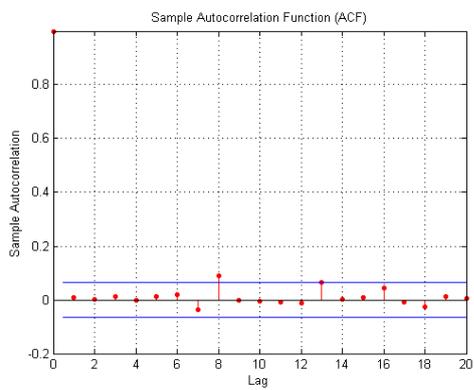


Figura 6 – Função de autocorrelação e autocorrelação parcial para as *yields* filtradas: Grécia

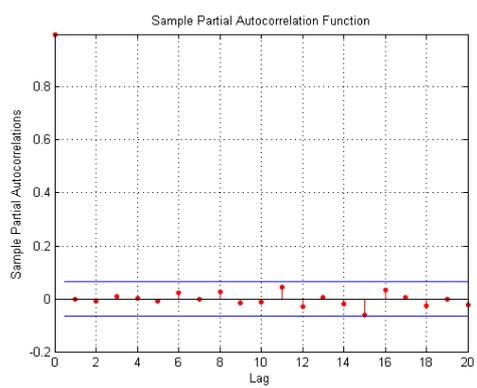
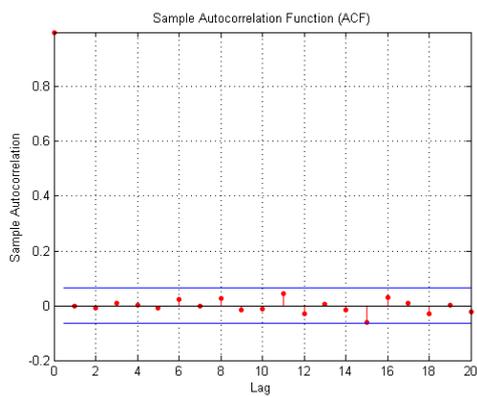


Figura 7 – Função de autocorrelação e autocorrelação parcial para as *yields* filtradas: Itália

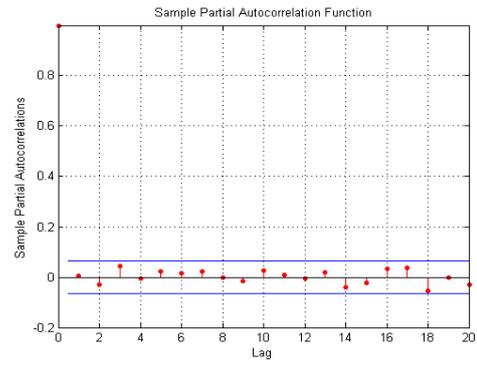
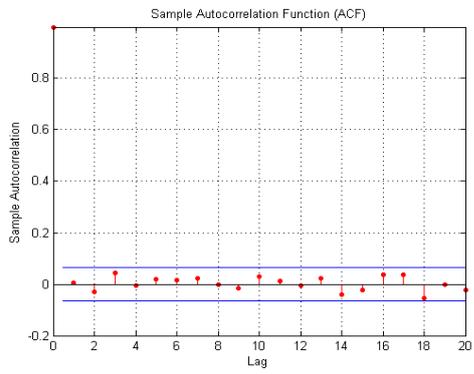


Figura 8 – Função de autocorrelação e autocorrelação parcial para as *yields* filtradas: Países Baixos

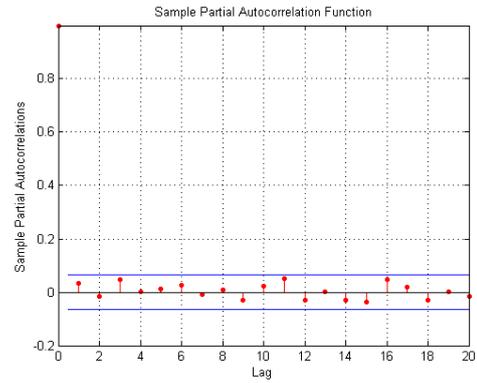
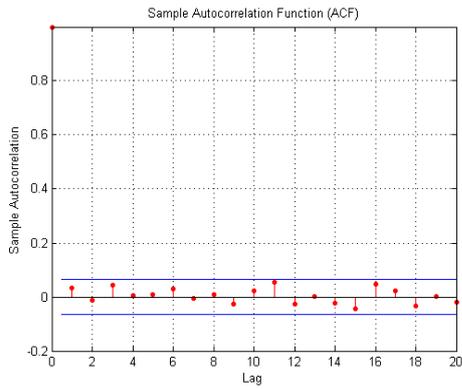


Figura 9 – Função de autocorrelação e autocorrelação parcial para as *yields* filtradas: Portugal

Anexo D – Teste de Ljung-Box-Pierce pré e pós ajustamento de modelos ARMA - GARCH

Alemanha					
Pré ajustamento			Pós ajustamento		
H	pValue	Stat	H	pValue	Stat
0	0.4032	0.6987	0	0.882	0.022
0	0.7051	0.6988	0	0.9304	0.1443
0	0.8276	0.8911	0	0.615	1.7998
0	0.8866	1.148	0	0.6822	2.2919
0	0.9497	1.1482	0	0.7609	2.6033
0	0.9458	1.691	0	0.8567	2.6033
0	0.9748	1.6943	0	0.9128	2.6823
0	0.9883	1.7247	0	0.9407	2.8966
0	0.9586	3.1382	0	0.8801	4.441
0	0.9279	4.3918	0	0.8926	4.979
0	0.9242	7.9885	0	0.9119	8.284
0	0.9393	11.2578	0	0.8237	14.1325

Áustria					
Pré ajustamento			Pós ajustamento		
H	pValue	Stat	H	pValue	Stat
0	0.3189	0.9933	0	0.9744	0.001
0	0.4966	1.3999	0	0.4786	1.474
0	0.3659	3.1718	0	0.343	3.3339
0	0.4914	3.4119	0	0.5016	3.3467
0	0.5036	4.3251	0	0.6412	3.383
0	0.365	6.5451	0	0.6862	3.9295
0	0.4577	6.7286	0	0.7241	4.4717
0	0.4524	7.8084	0	0.8121	4.4732
0	0.5503	7.8405	0	0.866	4.6206
0	0.4434	9.9669	0	0.8509	5.559
0	0.6903	11.851	0	0.9291	7.8644
0	0.7779	14.9733	0	0.8432	13.7457

Espanha					
Pré ajustamento			Pós ajustamento		
H	pValue	Stat	H	pValue	Stat
0	0.5809	0.3049	0	0.4656	0.5324
0	0.7762	0.5067	0	0.6081	0.9948
0	0.9161	0.5128	0	0.5669	2.0266
0	0.9712	0.5234	0	0.7252	2.0574
0	0.95	1.145	0	0.8409	2.0593
0	0.9536	1.5862	0	0.8977	2.2264
0	0.976	1.6648	0	0.946	2.231
0	0.9859	1.8254	0	0.9598	2.54
0	0.8821	4.4138	0	0.9538	3.2446
0	0.5451	8.864	0	0.9748	3.2524
0	0.3802	16.0282	0	0.9324	7.777
0	0.5377	18.7567	0	0.73	15.7829

Finlândia					
Pré ajustamento			Pós ajustamento		
H	pValue	Stat	H	pValue	Stat
0	0.234	1.4163	0	0.8801	0.0227
0	0.4468	1.6114	0	0.5414	1.2271
0	0.4051	2.9141	0	0.4162	2.8445
0	0.5646	2.9597	0	0.5765	2.8894
0	0.6551	3.292	0	0.7141	2.9085
0	0.5263	5.1372	0	0.7275	3.6235
0	0.6314	5.2339	0	0.7949	3.8674
0	0.5957	6.4615	0	0.8658	3.9022
0	0.6928	6.4636	0	0.9167	3.9186
0	0.6136	8.156	0	0.9132	4.6509
0	0.7932	10.4099	0	0.9581	6.9836
0	0.8695	13.1813	0	0.9011	12.413

França					
Pré ajustamento			Pós ajustamento		
H	pValue	Stat	H	pValue	Stat
0	0.6295	0.2327	0	0.7807	0.0775
0	0.7297	0.6302	0	0.5252	1.2879
0	0.4794	2.4773	0	0.2856	3.7857
0	0.6372	2.5417	0	0.4351	3.7903
0	0.5821	3.7758	0	0.561	3.9198
0	0.4907	5.4238	0	0.6109	4.4884
0	0.6052	5.45	0	0.7145	4.5519
0	0.5531	6.8482	0	0.8042	4.552
0	0.618	7.1835	0	0.8488	4.8307
0	0.5667	8.6391	0	0.8863	5.0729
0	0.7894	10.4669	0	0.9226	8.0295
0	0.8255	14.0976	0	0.7805	14.9284

Grécia					
Pré ajustamento			Pós ajustamento		
H	pValue	Stat	H	pValue	Stat
1	0.0003	13.3397	0	0.8228	0.0502
1	0.0001	17.9523	0	0.9745	0.0518
1	0.0004	17.9523	0	0.9797	0.1865
1	0.0006	19.7373	0	0.9959	0.1867
1	0.0011	20.3093	0	0.9973	0.318
1	0.0024	20.3899	0	0.994	0.7228
1	0.0011	24.1219	0	0.9539	2.1037
1	0.0004	28.5647	0	0.2757	9.8505
1	0.0008	28.5656	0	0.3625	9.8528
1	0.0012	29.0211	0	0.4498	9.8946
1	0.0052	32.6872	0	0.5	14.3386
1	0.0141	36.3185	0	0.6622	16.858

Itália					
Pré ajustamento			Pós ajustamento		
H =	pValue =	Stat =	H =	pValue =	Stat =
0	0.7355	0.1141	0	0.9585	0.0027
0	0.7581	0.5539	0	0.9603	0.0811
0	0.9052	0.5613	0	0.9828	0.1663
0	0.9631	0.5994	0	0.9966	0.17
0	0.9696	0.9092	0	0.9987	0.231
0	0.9771	1.1958	0	0.9936	0.7387
0	0.9907	1.2115	0	0.998	0.7388
0	0.9934	1.459	0	0.9937	1.4389
0	0.9527	3.2676	0	0.9956	1.6822
0	0.6711	7.5669	0	0.9973	1.8584
0	0.3315	16.7914	0	0.9063	8.4095
0	0.4312	20.433	0	0.9516	10.7867

Países baixos					
Pré ajustamento			Pós ajustamento		
H	pValue	Stat	H	pValue	Stat
0	0.882	0.022	0	0.9023	0.0151
0	0.9304	0.1443	0	0.6524	0.8542
0	0.615	1.7998	0	0.448	2.6547
0	0.6822	2.2919	0	0.6131	2.6778
0	0.7609	2.6033	0	0.6914	3.0558
0	0.8567	2.6033	0	0.7678	3.3192
0	0.9128	2.6823	0	0.8079	3.7518
0	0.9407	2.8966	0	0.8787	3.7524
0	0.8801	4.441	0	0.9093	4.0321
0	0.8926	4.979	0	0.9038	4.8049
0	0.9119	8.284	0	0.947	7.3556
0	0.8237	14.1325	0	0.8684	13.2062

Portugal					
Pré ajustamento			Pós ajustamento		
H	pValue	Stat	H	pValue	Stat
0	0.4458	0.5812	0	0.3188	0.9939
0	0.7362	0.6125	0	0.5619	1.1528
0	0.8782	0.6788	0	0.387	3.0304
0	0.9522	0.6929	0	0.5482	3.0578
0	0.7997	2.3447	0	0.678	3.1424
0	0.8252	2.8683	0	0.6799	3.9763
0	0.8963	2.8756	0	0.7796	4.0016
0	0.9253	3.1391	0	0.8498	4.0807
0	0.7941	5.4431	0	0.8616	4.6754
0	0.3833	10.676	0	0.8826	5.1263
0	0.354	16.4314	0	0.7748	10.6824
0	0.6037	17.7523	0	0.8014	14.5521

Anexo E – Teste de ARCH de Engle pré e pós ajustamento de modelos ARMA - GARCH

Alemanha					
Pré ajustamento			Pós ajustamento		
H	pValue	Stat	H	pValue	Stat
1	0	71.1439	0	0.257	1.2848
1	0	153.035	0	0.1194	4.2513
1	0	158.944	0	0.0692	7.0857
1	0	161.305	0	0.1244	7.2266
1	0	161.389	0	0.2056	7.2086
1	0	162.005	0	0.2527	7.805
1	0	162.247	0	0.2434	9.1308
1	0	166.802	0	0.3235	9.2276
1	0	167.211	0	0.3598	9.8859
1	0	167.359	0	0.3601	10.9667
1	0	171.424	0	0.3621	16.3051
1	0	174.379	0	0.0997	28.4273

Áustria					
Pré ajustamento			Pós ajustamento		
H	pValue	Stat	H	pValue	Stat
1	1.00E-14	61.7558	0	0.5142	0.4255
1	0.3886	97.0724	0	0.0936	4.7367
1	0	97.7369	0	0.194	4.7142
1	0	104.49	0	0.3202	4.6933
1	0	104.934	0	0.387	5.2424
1	0	106.567	0	0.3579	6.6154
1	0	107.908	0	0.4625	6.684
1	0	108.658	0	0.5705	6.689
1	0	109.968	0	0.603	7.3279
1	0	111.074	0	0.6798	7.4768
1	0	112.932	0	0.8399	9.6713
1	0.2109	115.317	0	0.2972	22.8297

Espanha					
Pré ajustamento			Pós ajustamento		
H	pValue	Stat	H	pValue	Stat
1	1.0e-009	40.6144	0	0.382	0.7644
1	0.1854	94.0636	0	0.3075	2.3589
1	0	98.1662	0	0.4696	2.5316
1	0	105.259	0	0.6229	2.6222
1	0	105.845	0	0.4933	4.4005
1	0	107.028	0	0.4088	6.1302
1	0	107.549	0	0.5072	6.282
1	0	111.959	0	0.6143	6.2946
1	0	115.534	0	0.6846	6.5425
1	0	119.544	0	0.765	6.5738
1	0	127.704	0	0.8375	9.7109
1	0	136.549	1	0.0354	32.8049

Finlândia					
Pré ajustamento			Pós ajustamento		
H	pValue	Stat	H	pValue	Stat
1	0	70.7939	0	0.1781	1.8136
1	0	110.672	0	0.1226	4.1979
1	0	110.964	0	0.2198	4.4169
1	0	114.461	0	0.3513	4.4272
1	0	114.367	0	0.3186	5.8751
1	0	117.909	0	0.3835	6.3655
1	0	118.582	0	0.4922	6.4153
1	0	119.461	0	0.5899	6.5133
1	0	120.508	0	0.622	7.1449
1	0	121.113	0	0.6978	7.2902
1	0	123.911	0	0.8405	9.6612
1	0	127.051	0	0.2723	23.3418

França					
Pré ajustamento			Pós ajustamento		
H	pValue	Stat	H	pValue	Stat
1	1.00E-13	57.1208	0	0.4254	0.6354
1	0.4097	88.6999	0	0.1409	3.9191
1	0	89.5411	0	0.2183	4.4339
1	0	95.6932	0	0.3419	4.5051
1	0	95.516	0	0.2539	6.5791
1	0	98.5814	0	0.304	7.1855
1	0	100.513	0	0.3863	7.4218
1	0	100.744	0	0.4611	7.7219
1	0	103.581	0	0.5146	8.1951
1	0	104.779	0	0.5826	8.4741
1	0.0056	107.011	0	0.7204	11.4457
1	0.1188	111.196	1	0.0387	32.4484

Grécia					
Pré ajustamento			Pós ajustamento		
H	pValue	Stat	H	pValue	Stat
1	1.00E-04	18.9088	0	0.8228	0.0502
1	0.1371	56.093	0	0.9745	0.0518
1	0	68.8663	0	0.9797	0.1865
1	0	68.7205	0	0.9959	0.1867
1	0	70.2661	0	0.9973	0.318
1	0	70.2442	0	0.994	0.7228
1	0	70.3385	0	0.9539	2.1037
1	0	70.614	0	0.2757	9.8505
1	0	70.6964	0	0.3625	9.8528
1	0	82.5974	0	0.4498	9.8946
1	0	87.6697	0	0.5	14.3386
1	0	109.668	0	0.6622	16.858

Países Baixos					
Pré ajustamento			Pós ajustamento		
H	pValue	Stat	H	pValue	Stat
1	1.00E-13	56.3144	0	0.5018	0.451
1	0.6173	101.129	0	0.0959	4.6891
1	0	101.555	0	0.169	5.0382
1	0	109.035	0	0.2879	4.9943
1	0	108.996	0	0.3245	5.8165
1	0	111.429	0	0.3479	6.7158
1	0	112.244	0	0.4338	6.9532
1	0	112.515	0	0.54	6.9689
1	0	113.3	0	0.5896	7.4578
1	0	113.836	0	0.6525	7.7575
1	0	116.237	0	0.7345	11.2522
1	0.0022	120.948	0	0.1778	25.6464

Portugal					
Pré ajustamento			Pós ajustamento		
H	pValue	Stat	H	pValue	Stat
1	1.0e-008	33.6291	0	0.323	0.9769
1	0.6669	79.1563	0	0.228	2.9566
1	0	84.0773	0	0.3956	2.9741
1	0	86.3063	0	0.4954	3.3864
1	0	87.2316	0	0.4721	4.5588
1	0	89.7694	0	0.4945	5.3927
1	0	89.8169	0	0.545	5.9553
1	0	93.4069	0	0.6135	6.3018
1	0	96.8112	0	0.6858	6.5308
1	0	99.9964	0	0.6888	7.384
1	0	104.411	0	0.7974	10.3458
1	0	110.575	1	0.0274	33.8184