

# **Transmissão de volatilidade e co-movimentos entre mercados financeiros e o mercado petrolífero**

**VERSÃO FINAL APÓS DEFESA**

**Eduardo Lopes Caroça**

Dissertação para obtenção do Grau de Mestre em  
**Economia**  
(2º ciclo de estudos)

Orientador: Prof. Doutor João Dionísio Monteiro  
Co-orientador: Prof. Doutor Tiago Jorge Lopes Afonso

**abril de 2023**

**Folha em branco**

## **Declaração de Integridade**

Eu, Eduardo Lopes Caroça, que abaixo assino, estudante com o número de inscrição M10786 do 2º Ciclo de Economia da Faculdade de Ciências Sociais e Humanas, declaro ter desenvolvido o presente trabalho e elaborado o presente texto em total consonância com o **Código de Integridades da Universidade da Beira Interior**.

Mais concretamente afirmo não ter incorrido em qualquer das variedades de Fraude Académica, e que aqui declaro conhecer, que em particular atendi à exigida referenciação de frases, extratos, imagens e outras formas de trabalho intelectual, e assumindo assim na íntegra as responsabilidades da autoria.

Universidade da Beira Interior, Covilhã, 10/04 /2023

*Eduardo Lopes Caroça*

# **Agradecimentos**

Gostaria de expressar a minha sincera gratidão, ao Professor João Dionísio Monteiro por aceitar ser meu orientador e por todo o conhecimento partilhado e em particular por todo o seu encorajamento e orientação durante estes meses.

Um agradecimento especial à minha família, especialmente aos meus pais e irmão, pelo seu apoio incondicional, sem eles nada disto seria possível.

Um agradecimento especial aos amigos que a Covilhã me deu, pelos momentos partilhados e por terem tornado este caminho tão gratificante.



## **Resumo**

Esta dissertação, utiliza a abordagem de modelos multivariados GARCH, baseada em dois modelos, o DCC-GARCH e o BEKK-Diagonal GARCH, por forma a examinar os mecanismos de transmissão de risco e de co-movimentos existentes entre os mercados acionistas das sete maiores economias mundiais (países do G7) e da China e o mercado petrolífero. Estes modelos permitem analisar, num contexto multivariado, as interações entre os mercados financeiros e do petróleo e, assim, extrair o sinal, magnitude e significância dos fluxos de informação e correspondentes transmissões de risco e co-movimentos entre mercados.

São levados a cabo testes de raízes unitárias por forma a verificar a existência de (não) estacionaridade das séries e, em conformidade, utilizar os modelos de regressão multivariados adequados (i.e., VAR ou VECM) para modelar a média condicional da variável dependente. Neste sentido, são também realizados testes de cointegração das séries. De seguida, os dois modelos GARCH multivariados, o BEKK-diagonal e o DCC-GARCH, são aplicados para analisar as volatilidades e as co-volatilidades das séries dos resíduos das equações das médias condicionais dos vários modelos.

Os resultados empíricos sugerem a existência do efeito de proximidade geográfica na magnitude e significância dos co-movimentos existentes entre mercados financeiros, *i.e.*, quanto maior a proximidade geográfica entre mercados financeiros maior tende a ser a magnitude dos co-movimentos entre estes. Por outro lado, o efeito da proximidade geográfica também tende a revelar-se na intensidade de transmissão de informação (risco) entre mercados. Quanto aos pares de relações entre os mercados financeiros e o mercado petrolífero, os resultados mostram que o grau de co-movimentos entre estes é menor, observando-se muitos casos em que os valores médios das correlações condicionais dinâmicas não se mostram estatisticamente significativos, sugerindo que o volume de transmissão de informação e risco entre estes mercados é significativamente menor.

## **Palavras-chave:**

Mercados Financeiros; Transmissão de volatilidade; Co-Movimentos; Mercado Petrolífero; Modelo GARCH BEKK-Diagonal; Modelo de Correlação Condicional Dinâmica- MGARCH



## **Abstract**

Financial and commodity markets play an important role in the growth and development of economies, serving as intermediation and valuation mechanisms between agents of supply and demand for financial capital and real inputs, contributing to the efficient allocation of these resources to production processes. They enable the efficient formation of prices, providing economic agents with useful information for their decision processes in the efficient allocation of financial assets and real assets (commodities), fundamental in the process of economic development. In the context of market economies, these are fundamental elements in economic growth and development.

This dissertation uses the multivariate GARCH models approach, based on two models, the DCC-GARCH and the BEKK-Diagonal GARCH, in order to examine the mechanisms of risk transmission and co-movements that exist between the stock markets of the seven largest world economies (G7 countries) and China and the oil market. These models allow us to analyze, in a multivariate context, the interactions between financial and oil markets and thus to extract the signal, magnitude and significance of information flows and corresponding risk transmissions and co-movements between markets.

After the literature review on the mechanisms of risk transmission between markets and the corresponding empirical evidence, the empirical component of the study starts with the presentation of descriptive statistics to examine the characteristics of the parameters of the distributions of the time series of financial and oil market returns and the tests for linear and non-linear independence of the returns series and their squares, respectively. Unit root tests are performed in order to verify the existence of (non)stationarity of the series and, accordingly, to use the appropriate multivariate regression models (i.e., VAR or VECM) to model the conditional mean of the dependent variable. In this sense, cointegration tests of the series are also performed. Next, the two multivariate GARCH models, BEKK-diagonal and DCC-GARCH, are applied to model the volatilities and the co-volatilities of the series of residuals of the conditional mean equations of the markets. The use of these models aims to analyze the interaction mechanisms in the transmission of information and risk and the co-movements between the stock markets of the major world economies and the oil market.

The empirical results suggest the existence of the geographic proximity effect on the magnitude and significance of the existing co-movements between financial markets, i.e., the greater the geographic proximity between financial markets the greater tends to be the magnitude of the co-movements between them. On the other hand, the effect of

geographic proximity also tends to reveal itself in the intensity of information (risk) transmission between markets. As for the pairs of relationships between the financial markets and the oil market, the results show that the degree of co-movements between these markets is smaller, with many cases in which the mean values of the conditional dynamic correlations are not statistically significant, suggesting that the volume of information and risk transmission between these markets is significantly smaller.

## **Keywords:**

Financial markets; Oil market; BEKK-Diagonal GARCH; DCC-GARCH; Volatility spillovers; Co-movements.

**Folha em branco**

## Lista de Figuras

Figura 1: Evolução do índice Stoxx 50 e o Preço do Petróleo Brent (\$/barril) ....	6
Figura 2: Histogramas das séries de retornos e ajustamento das distribuições normais e de T-Student .....	46
Figura 3: Correlação entre CAC x DAX .....	48
Figura 4: Correlação entre CAC x FTSE .....	48
Figura 5: Correlação CAC x MIB.....	48
Figura 6: Correlação DAX x FTSE .....	49
Figura 7: Correlação DAX x MIB .....	49
Figura 8: Correlação FTSE x MIB.....	49
Figura 9: Correlação entre o Nikkei e o SSE.....	50
Figura 10: Correlação entre o SP500 e o TSX .....	50

## Lista de Tabelas

Tabela 1: Estatísticas descritivas dos Índices Acionistas e do Petróleo.....	21
Tabela 2: Testes de raízes unitárias– Augmented Dickey-Fuller.....	23
Tabela 3: Testes de raízes unitárias – Phillips- Perron .....	24
Tabela 4: Teste de Johansen (tendência selecionada através do critério akaike) .....	25
Tabela 5: Modelo VECM (1) – BEKK (1,1) diagonal – CAC-40 e Brent .....	26
Tabela 6: Resultados de estimação do modelo VECM(1) - DCC-GARCH (1,1) entre mercados acionistas europeus e o mercado de BRENT .....	29
Tabela 7: Modelo VECM (1) – BEKK (1,1) diagonal – DAX e Brent .....	38
Tabela 8: Modelo VECM (1) – BEKK (1,1) diagonal – FTSE e Brent .....	38
Tabela 9: Modelo VAR (1) – BEKK (1,1) diagonal – MIB e Brent.....	39
Tabela 10: Modelo VAR (1) – BEKK (1,1) diagonal – Nikkei e Brent .....	39
Tabela 11: Modelo VAR (1) – BEKK (1,1) diagonal – S&P500 e WTI.....	40
Tabela 12: Modelo VAR (1) – BEKK (1,1) diagonal – SSE e Brent.....	41
Tabela 13: Modelo VECM (1) – BEKK (1,1) diagonal – TSX e WTI .....	41
Tabela 14: Resultados de estimação do modelo CCD-GARCH (1,1) entre mercados acionistas asiáticos e o mercado de BRENT.....	42
Tabela 15: Resultados de estimação do modelo DCC-GARCH (1,1) entre mercados acionistas americanos e o mercado WTI .....	43
Tabela 16: Resultados de estimação do modelo DCC-GARCH (1,1) entre mercados acionistas europeus/ EUA e o mercado de BRENT .....	44
Tabela 17: Resultados de estimação do modelo DCC-GARCH (1,1), entre mercados acionistas asiático/EUA e o mercado de BRENT .....	45



# Índice

<b>Resumo</b> .....	<b>v</b>
<b>Abstract</b> .....	<b>vii</b>
<b>Lista de Figuras</b> .....	<b>x</b>
<b>Lista de Tabelas</b> .....	<b>xi</b>
<b>1. Introdução</b> .....	<b>1</b>
<b>2. Revisão de Literatura</b> .....	<b>5</b>
<b>3. Dados e Metodologia</b> .....	<b>13</b>
<b>3.1 Dados</b> .....	<b>13</b>
<b>3.2 Testes de raízes unitárias e de cointegração</b> .....	<b>13</b>
<b>3.3 Modelos multivariados de Heterocedasticidade Condicional     Autorregressiva: BEKK-diagonal e o DCC-GARCH</b> .....	<b>14</b>
<u>3.3.1</u> Modelo BEKK-Diagonal GARCH .....	<b>15</b>
<u>3.3.2</u> Modelo de Correlação Condicional Dinâmica: DCC-GARCH.....	<b>18</b>
<b>4. Resultados</b> .....	<b>20</b>
<b>4.1 Estatísticas Descritivas, testes de raízes unitárias e de cointegração.</b>	<b>20</b>
<b>4.2 Modelo GARCH BEKK - Diagonal</b> .....	<b>25</b>
<b>4.3 Modelo DCC-GARCH</b> .....	<b>28</b>
<b>5. Discussão</b> .....	<b>32</b>
<b>6. Conclusão</b> .....	<b>33</b>
<b>Bibliografia</b> .....	<b>35</b>
<b>Anexos</b> .....	<b>38</b>



# 1. Introdução

A partir da década de 70, as indústrias à escala global têm vindo a promover consideráveis alterações nos seus processos produtivos e de operação das suas atividades, com enfoque na redução e eficiência na utilização de energia. Porém, estas indústrias e outros sectores de atividade económica, com particular destaque o sector de transportes, ainda continuam a ser os principais consumidores de energia fóssil à escala global, continuando o petróleo assumir-se como principal fonte de energia. Acresce que o consumo de petróleo, utilizado como *input* nos processos de produção e de operação das indústrias e de outros sectores de atividades, tem vindo a assegurar o crescimento das economias desenvolvidas e a ter uma procura crescente por parte das grandes economias em desenvolvimento.

A natureza finita desta energia fóssil, associada às oscilações da procura por parte das economias importadoras, à tendência de aumento da procura e às diferentes políticas de produção e oferta por parte dos países exportadores, têm originado uma volatilidade significativa na cotação desta matéria-prima ao longo das últimas décadas. Nesta linha, o mercado petrolífero tem vindo a registar ao longo das três últimas décadas crescimentos contínuos nos volumes de transação, sendo atualmente o maior mercado de *commodities* em volume de transação (El Hedi Arouri *et al.*, 2011).

Concomitantemente, considerando que os mercados acionistas representam, de algum modo, a situação económica e financeira dos respetivos países e refletem expectativas futuras quanto à sua evolução económica, é esperado que alterações nas expectativas na evolução económica futura afetem os mercados financeiros, e que esta informação possa ser transmitida ao mercado petrolífero. De igual modo, alterações nas políticas de produção e oferta pelos países exportadores de petróleo, que alteram o volume de oferta com vista à formação de preços neste mercado alinhados com os seus interesses, tendem a afetar as expectativas quanto à evolução da produção agregada das economias, levando a que alguma desta informação seja transmitida aos mercados acionistas. Assim, dadas as inter-relações entre estes dois mercados, as relações de transmissão de informação e de risco podem ocorrer de forma bidirecional.

Nesta linha de análise, esta dissertação tem como objeto de estudo 8 mercados acionistas (G7 e China) e o mercado do petróleo, utilizando como indicador da evolução destes mercados os respetivos índices acionistas e o indicador dos *spot prices* para o mercado

do petróleo. O G7 é o grupo de países mais industrializados à escala global, sendo este composto pela Alemanha, Canadá, Estados Unidos da América, França, Itália, Japão e Reino Unido. As características comuns que ligam este grupo de países são os respetivos níveis elevados do PIB, em termos absolutos e em valores *per capita*, e o seu elevado Índice de Desenvolvimento Humano (IDH). A China é incluída neste estudo porque representa, em termos absolutos, a segunda maior economia a nível mundial. Todavia, em termos relativos, a sua posição ainda está distante dos níveis médios de PIB *per capita* dos países do G7. Em 2019, o indicador de IDH da China era de 0,761, quando o limiar de transição de país em desenvolvimento para país desenvolvido era de 0,8.

O petróleo é a principal fonte de energia utilizada a nível mundial sendo transacionado em vários mercados organizados e regulados, semelhantes aos mercados financeiros. Nas duas últimas décadas o mercado do petróleo tem vindo a ser objeto de crescente financiarização, onde um número significativo de agentes sem ligação à indústria petrolífera ou ligados às indústrias de utilização intensiva desta matéria-prima, transacionam esta matéria-prima de forma especulativa e alinhados com interesses de acumulação estritamente financeira. Neste sentido, a volatilidade do preço deste ativo decorre não apenas das condições da oferta dos países produtores e exportadores e da procura dos países importadores, mas também dos eventuais efeitos especulativos gerados pelos investidores externos às indústrias de utilização intensiva desta matéria-prima. Acresce que, além da volatilidade elevada que este ativo apresenta, esta volatilidade tende a incorporar algum conteúdo informativo útil na previsão do preço de outros ativos financeiros.

Esta dissertação tem por objetivo identificar e analisar as dinâmicas de transmissão de volatilidade entre os principais mercados financeiros e entre estes e o mercado petrolífero. Pretende-se examinar as relações que ocorrem na transmissão de volatilidade e na co-volatilidade entre os principais mercados financeiros mundiais e o mercado petrolífero, em termos de magnitude e significância dos choques, através do modelo Multivariado GARCH BEKK-diagonal. Pretende-se também analisar, ao longo do período amostral, através do modelo multivariado GARCH de correlações condicionais dinâmicas, DCC - MGARCH, os respetivos co-movimentos, entre os mercados financeiros e o mercado petrolífero, examinando o sinal, magnitude e significância dos co-movimentos em função da geografia dos mercados, da dimensão e interligações das economias envolvidas.

São utilizados os Índices CAC40, DAX, FTSE, MIB, NIKKEI225, SSE, S&P 500, S&P/TSX, para representar, respetivamente, os mercados dos seguintes países: França, Alemanha, Reino Unido, Itália, Japão, China, Estados Unidos da América e Canadá. No que concerne o preço do petróleo, este será representado pela série de preços à vista (*spot price*).

Neste caso, a *commodity* petróleo será utilizada como elemento diferenciador, por forma a analisar como a volatilidade dos preços ocorre e como é transmitida aos mercados financeiros globais ou como é influenciada por estes. Este trabalho pretende aportar novas evidências empíricas sobre a dinâmica e transmissão de volatilidade entre os mercados financeiros globais e o mercado petrolífero, num contexto de crescentes preocupações com as alterações climáticas e a implementação de políticas orientadas para a substituição de energias fósseis por energias renováveis.

Neste contexto, colocam-se algumas questões importantes que requerem respostas. Primeiro, o que explica a relação entre o petróleo e os mercados acionistas? Segundo, o quão estável é esta relação e que fatores podem levar a alterações estruturais? Terceiro, existe transmissão de informação e de risco entre o mercado petrolífero e os mercados acionistas? Quarto, os co-movimentos entre dois mercados ocorrem e, em caso afirmativo o grau de dependência é estável ou variável no tempo? Quinto, o que tende a caracterizar as alterações no grau de co-movimentos entre os dois mercados?

O presente trabalho, baseando-se numa abordagem econométrica, assente nos modelos multivariados de Heterocedasticidade condicional autorregressiva (MGARCH) e suportado na correspondente evidência empírica, pretende responder às últimas três questões enunciadas.

Esta dissertação está organizada da seguinte forma. No capítulo 1 enquadrámos e enunciamos as questões de investigação, os objetivos e justificamos a importância que a dissertação apresenta no contexto da literatura. No capítulo 2 são abordados os fundamentos teóricos e as evidências empíricas relativas à temática da transmissão de informação e risco e aos co-movimentos entre os mercados financeiros e o mercado petrolífero. O capítulo 3 apresenta a metodologia utilizada no estudo empírico da dissertação. São descritos os dados, as respetivas fontes utilizadas na coleta destes, os testes de raízes unitárias, os testes de cointegração e especificados e interpretados os dois modelos GARCH multivariados usados na análise de transmissão de risco e de co-movimentos entre mercados. No capítulo 4, apresentam-se, examinam-se e discutem-se

os resultados obtidos no estudo. Por fim, no capítulo 5, apresentam-se as conclusões da investigação e suas implicações.

## 2. Revisão de Literatura

Nas duas últimas décadas, a economia global atravessou um período de desregulamentação, originando crises económicas e financeiras, tendo as crises financeiras do *sub-prime*, a crise da dívida soberana europeia e a crise da epidemia Covid-19 gerado consideráveis efeitos adversos na economia global.

Os petróleos brutos Brent e o WTI (*West Texas Intermediate*) são as principais matérias-primas de energia transacionadas nos mercados à vista e mercados de futuros a nível global. O petróleo Brent é extraído no Mar do Norte, perto do Reino Unido e da Noruega, e comercializado na bolsa de Londres (i.e., *London Mercantile Exchange*). O preço do Brent, constitui a referência do preço para os mercados europeu e asiático. O petróleo WTI, apesar de, historicamente ser maioritariamente extraído na região do Oeste do Texas, principal região petrolífera nos Estados Unidos da América, e negociado na *New York Mercantile Exchange* (NYMEX), é também utilizado para designar todos os tipos de petróleos considerados leves, ou seja, de baixa densidade e baixo conteúdo de enxofre, a que estão associados custos inferiores de refinação. O preço do WTI constitui a referência para a América do Norte.

Os preços dos futuros dos petróleos Brutos WTI e Brent são referências de preços concorrentes, que competem pela liderança no valor de transação nos mercados de futuros (Scheitrum *et al.*, 2018).

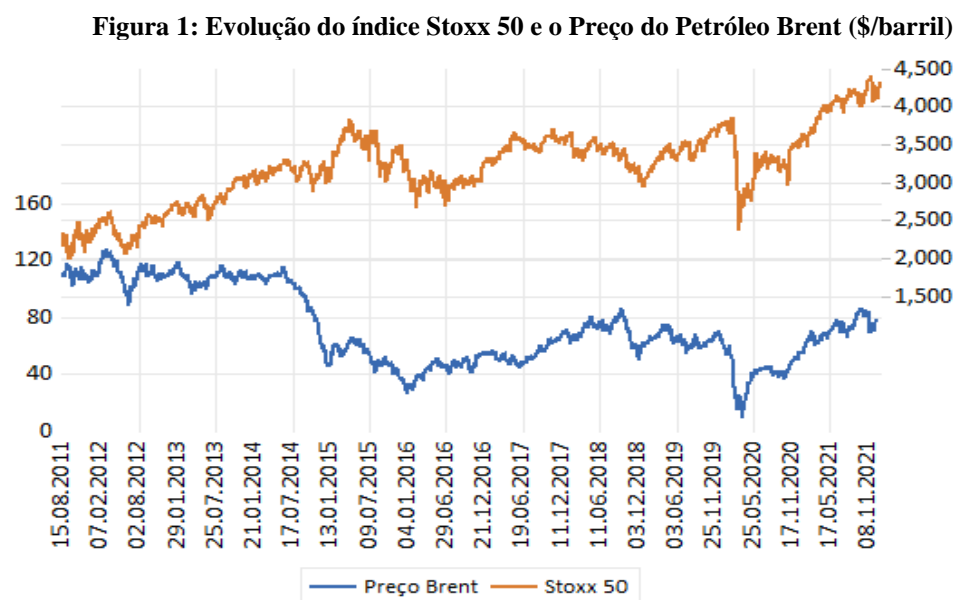
A diferença na cotação entre o WTI e o Brent, é também uma importante referência, pois o *spread* (i.e., diferença entre o preço de compra e de venda), afeta o comércio internacional de petróleo e o preço dos produtos refinados a nível mundial (Scheitrum *et al.*, 2018).

Segundo Ruble & Powell (2021), o mercado do petróleo pode ser considerado como bastante integrado e global. Consideram que os preços dos petróleos brutos com características técnicas idênticas, mas transacionadas em mercados distintos, tenderão a mover-se em paralelo e, assim, as diferenças deverão refletir principalmente os custos de transação e de transporte.

Considerando o papel central que o petróleo continua a desempenhar, como principal fonte de energia, no crescimento e desenvolvimento económico a nível global, a análise da relação entre o preço do petróleo e os mercados financeiros tem atraído atenção da comunidade científica, dos profissionais da indústria, dos decisores políticos e dos

investidores. Esta análise tem-se centrado na avaliação das interligações entre os dois mercados.

As flutuações do preço do petróleo nas últimas duas décadas foram significativas. Após um período de acalmia até 2004, o preço do petróleo Brent, registou movimentos significativos, passando de 40\$/barril em dezembro de 2004, para 132\$/barril em junho de 2008, 41\$/barril em dezembro de 2008, 124\$/barril em abril de 2011, 31\$/barril em janeiro de 2016, 72\$/barril em outubro de 2018, 15\$/barril em abril de 2020 e para 123\$/barril em março de 2022 (BP, 2022). Estes aumentos e diminuições significativas, e respetivas volatilidades, foram também acompanhados, ainda que não integralmente, de movimentos coincidentes nos mercados financeiros.



Embora as flutuações dos preços do petróleo e dos correspondentes co-movimentos nos mercados financeiros possam sugerir relações de dependência, a relação entre o petróleo e os mercados financeiros não exhibe necessariamente uma relação estável ao longo do tempo.

A figura 1 mostra que existem períodos de co-movimentos e períodos de tendências estocásticas não dependentes entre os dois mercados.

Degiannakis *et al.*, (2018), sugerem que os mecanismos de transmissão através dos quais as variações dos preços do petróleo podem alterar o comportamento dos mercados acionistas podem verificar-se através de quatro canais: canal de avaliação de ativos empresariais, canal de política monetária, canal da produção agregada e canal de incerteza.

O mecanismo de avaliação de ativos é o canal direto através do qual o preço do petróleo influencia os mercados financeiros e, em particular, o mercado acionista. A teoria económica sugere que os preços correntes das ações das empresas refletem o valor dos *cash-flows* futuros esperados e descontados e das taxas de desconto esperadas utilizadas:

$$P_{i,t} = \sum_{n=t+1}^N \left( \frac{E(CF_n)}{(1+E(r))^n} \right) \quad (1)$$

onde  $P_{i,t}$  representa o preço da ação da empresa, CF o cash-flow no período t, r a taxa de desconto e E(.) o operador valor esperado.

Segundo o modelo de avaliação dos *cash-flows* descontados das empresas, a rendibilidade da ação é afetada por fatores que podem alterar os *cash-flows* esperados e/ou a taxa de desconto, incluindo os preços do petróleo. A variação do preço do petróleo tenderá a exercer um efeito positivo (negativo) nos *cash-flows* futuros da empresa, consoante a empresa seja consumidora (produtora) de petróleo (Mohanty e Nandha, 2011). Numa empresa consumidora de energia, e sendo os produtos de energia derivados do petróleo um dos seus principais fatores de produção, um aumento do preço do petróleo resulta num aumento dos custos de produção (assumindo que não existem efeitos de substituição perfeita entre fatores de produção (Basher e Sadorsky, 2006), o que, por sua vez irá reduzir os seus níveis de *cash-flows* e, assim, os seus lucros (Filis *et al.*, 2011).

No canal de política monetária, as variações do preço do petróleo também afetam as taxas de desconto esperadas dos *cash-flows* futuros. Mohanty e Nandha (2011) consideram que a taxa de desconto é parcialmente constituída pela inflação esperada e pelas taxas de juros reais esperadas. Assim, o mecanismo de transmissão pelo qual as variações do petróleo afetam o mercado acionista dá-se através da inflação e das taxas de juro. O aumento do preço do petróleo resulta no aumento dos custos de produção, sendo estes transferidos para os consumidores, levando ao aumento de preços no consumidor e ao aumento na inflação esperada (Hamilton, 1988, 1996). Em resposta ao aumento das pressões inflacionistas é esperado que as autoridades monetárias aumentem as taxas de juro de curto prazo (Basher e Sadorsky, 2006). O aumento das taxas de juro de curto prazo leva ao aumento do custo de financiamento dos investimentos futuros das empresas, o que, por sua vez, decorrente da diminuição dos *cash-flows*, levará à diminuição do número de projetos com valor atuais líquidos positivos. Assim, seja devido ao aumento das taxas de desconto ou à diminuição dos *cash-flows*, os preços das ações diminuem devido ao aumento do petróleo (Degiannakis *et al.*, 2018).

A literatura sugere ainda que as flutuações do petróleo afetam a produção agregada na economia (Kilian, 2008; Hamilton, 2009). Através do canal de produção agregada é esperado que aumentos no preço do petróleo exerçam, simultaneamente, um efeito de rendimento e de custo de produção, levando estes, por sua vez, a variações na produção agregada. O efeito no custo de produção foi enunciado no canal de avaliação de ativos empresariais. O efeito de rendimento resulta de os aumentos no preço do petróleo, diminuírem o rendimento disponível das famílias, motivado pelas variações de preços no consumidor, e em particular, pelo aumento dos preços de bens de energia (gasolina, gásóleo, etc.). Por sua vez, um rendimento inferior leva a um menor consumo e produção agregada e a uma menor procura no mercado de trabalho. A estes desenvolvimentos, que tendem a ocorrer nas economias importadoras de petróleo, os mercados acionistas tendem a responder negativamente.

O canal de “incerteza”, proposto por Brown e Yucel (2002), propõe que o aumento do preço do petróleo leva ao aumento da incerteza na economia real, devido aos efeitos, entre outros, na inflação, produto agregado e consumo. Nesta linha, o aumento do preço do petróleo leva à diminuição da procura das empresas por investimentos irreversíveis, o que, por sua vez, reduz os *cash-flows* e os lucros esperados e à diminuição do mercado acionista. Adicionalmente, a incerteza é também propagada às famílias que reduzem o consumo de bens duráveis (Pindyck, 2004; Edelman e Kilian, 2009). Assim, o aumento da incerteza quanto ao preço futuro do petróleo leva à diminuição do incentivo ao investimento e ao consumo que, por sua vez, leva à diminuição das perspectivas de crescimento económico e do valor do mercado acionista.

Papapetrou (2001) constata a existência de uma relação inversa entre o aumento do preço do petróleo e o desempenho dos mercados financeiros. Utilizando dados relativos à Grécia, constata que o preço do petróleo explicava uma parte significativa das oscilações no crescimento da produção agregada na economia. Os resultados sugerem que um aumento no preço do petróleo exerce um impacto negativo, no produto agregado e no desempenho efetivo do mercado acionista.

Outros autores obtêm resultados contrários na relação entre o preço do petróleo e o mercado acionista. Henriques e Sadorsky, (2008), constatam que os choques nos preços do petróleo não exercem impactos significativos no preço das ações, sugerindo que os preços do petróleo não parecem exercer efeitos tão acentuados como evidenciado noutros estudos.

Em geral, na análise da relação entre a evolução do preço do petróleo e a evolução da produção agregada da economia e do mercado acionista, entre outros, têm sido usados indistintamente os termos de “choques” e variações no preço do petróleo, termos estes geralmente medidos, pelas primeiras diferenças dos logaritmos dos preços, não atendendo ao racional económico de tal variação. Porém, dado que as variações podem ter diferentes causas, vários autores associam às variações dos preços do petróleo, o racional económico que lhe está subjacente, inserindo na literatura o conceito de “choques” no preço do petróleo (Barsky e Kilian, 2004; Kilian, 2008, 2009; Kilian e Park 2009).

Nesta linha, os choques (*i.e.*, variações) no preço do petróleo são identificados e baseados nas fontes que causam tal variação. Em geral, um choque no preço do petróleo reflete uma variação no preço devido a uma variação não antecipada nos fundamentos do mercado petrolífero (*i.e.*, na oferta e procura global de petróleo). Kilian (2008, 2009) considera que existem três tipos de choques no preço do petróleo: choques na oferta agregada, choques na procura agregada e choques na *precautionary demand*.

Segundo estes estudos, os choques na oferta agregada estão relacionados com as restrições na oferta, por exemplo, por parte dos principais países produtores, como estratégia para aumentar os preços. No entanto, eventos como agitações geopolíticas em algumas regiões produtoras de petróleo, não levam a choques no preço provocados por alterações na oferta agregada. Pelo contrário, os autores sugerem que estes eventos desencadeiam choques na *precautionary demand*, que resultam da incerteza que os eventos geopolíticos impõem aos agentes económicos acerca da disponibilidade futura de petróleo. Degiannakis *et al.*, (2018) consideram que os agentes económicos, ao esperarem uma escassez rápida na oferta, após um início da agitação geopolítica, aumentam de imediato a sua procura por petróleo, levando ao aumento do preço.

Os choques na procura agregada estão relacionados com variações do preço do petróleo causadas por movimentos no ciclo económico global. Por exemplo, segundo Bastianin *et al.*, (2017), o crescimento das grandes economias dependentes das energias fósseis ao aumentar a procura por petróleo, mas não sendo esta acompanhada pelo correspondente aumento na oferta, leva ao aumento de preços. De igual modo, recessões económicas globais levam a reduções significativas na procura que, não sendo acompanhadas pela correspondente diminuição na oferta, levam à diminuição do preço. Neste âmbito, o argumento subjacente às proposições dos diferentes tipos de choques, como mecanismo para explicar os efeitos do petróleo no desempenho dos mercados financeiros, assenta no facto do preço do petróleo não ser necessariamente exógeno. Ou seja, podem ocorrer

causalidades inversas, das variáveis macrofinanceiras para os preços do petróleo, e assim, estes e os mercados financeiros serem influenciados pela atividade econômica em geral.

Kilian e Park (2009), referem que, embora exista um conjunto substancial de investigação empírica acerca da relação entre os preços do petróleo e a atividade macroeconômica, pouca foi a investigação que tenha sido conduzida sobre o efeito dos choques dos preços do petróleo nos mercados financeiros. No entanto, para estes autores, nem os efeitos dos choques de oferta nem de procura são significativos para estabelecer uma conexão entre volatilidades.

Nos mercados financeiros, a volatilidade é definida como uma medida estatística que capta a variabilidade do preço de um ativo, ou seja, a magnitude das oscilações da variação do preço de um ativo num determinado período de tempo. A volatilidade, medida pela variância ou desvio-padrão das variações do preço, pode ser abordada numa perspectiva condicional e não-condicional.

Na análise da volatilidade condicional, esta é caracterizada pela análise das relações funcionais de dependência da variância, condicionada ao conjunto de informação disponível. Assim, a variância condicional é variável no tempo e modelada segundo uma relação de dependência funcional. Ao contrário, a variância não-condicional não tem subjacente uma relação de dependência, é referida a um período amostral, constante e igual ao seu nível médio (Maghyreh *et al.*, 2016).

Os modelos GARCH (*Generalized Autorregressive Conditional Heteroskedasticity*) univariados são os modelos geralmente utilizados para modelar o comportamento, ao longo do tempo, da volatilidade condicional da variável dependente. Estes modelos foram inicialmente propostos por Engle (1982) e posteriormente generalizados por Bollerslev *et al.* (1986). Estes modelos, na sua forma genérica, são especificados como:

$$X_t = \sigma_t \varepsilon_t \text{ onde } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1}^2 + \phi_1 \sigma_{t-1}^2, 0 \leq \alpha_1, \phi_1 \leq 1, (\alpha_1 + \phi_1) < 1 \quad (2)$$

A literatura acerca da volatilidade e das interconexões na transmissão de informação e de risco entre mercados financeiros e de *commodities* é extensa (Van Rijckeghem e Weder, 2001; Prokopczuk *et al.*, 2019; Malik e Ewing, 2009). Porém, a literatura sugere a existência de duas correntes de análise no que concerne à transmissão de volatilidade e de informação entre os mercados.

A primeira, defende que os fundamentos económicos dos diferentes países estão interligados pelos fluxos comerciais de bens, serviços e de capital. Quando uma crise, económica ou financeira, tem origem num dado país, esta interdependência das economias, através das ligações reais e financeiras, torna-se um canal de transmissão de informação e de risco entre mercados e países originando crises sistémicas (Xu *et al.*, 2018). A segunda corrente argumenta que as crises financeiras se propagam de um país para outro devido às imperfeições dos mercados e/ou ao comportamento dos investidores internacionais (Xu *et al.*, 2018).

Kang e Lee, (2019) consideram que a interconectividade entre as economias constitui o canal de transmissão do risco sistémico entre os mercados financeiros e a atividade económica dos países. O risco sistémico consiste na transmissão de informação e risco subjacente entre mercados e instituições financeiras. Um incumprimento financeiro de uma única instituição pode ter efeitos adversos na solvência e equilíbrio financeiro e causar a falência de outras instituições, com uma reação em cadeia que pode levar ao colapso de todo o sistema financeiro.

Está estabelecido que a volatilidade nos mercados financeiros globais e os fundamentos macroeconómicos, estão intimamente relacionados. Esta ligação tem sido analisada a partir de duas linhas de investigação (Chiu *et al.*, 2018). Na primeira, os estudos incidem sobre os determinantes macroeconómicos da volatilidade dos mercados financeiros globais. Esta linha, incide no desenvolvimento de modelos orientados para a previsão da volatilidade utilizando horizontes de previsão alargados. A segunda linha analisa a ligação entre a volatilidade financeira e as condições macroeconómicas através de regressões de previsão (Chiu *et al.*, 2018).

Segundo Prokopczuk *et al.*, (2019), a volatilidade dos preços das *commodities*, com particular destaque para as *commodities* dos mercados da energia, é um input direto nas decisões de cobertura e gestão de risco, das posições de investimento nos mercados de futuros e mercados à vista e na avaliação de créditos contingentes das mercadorias.

As medidas de volatilidade, explícitas e latentes são também utilizadas para a gestão do risco nos mercados financeiros, porque desempenham um papel central no cálculo do valor do risco das carteiras dos ativos dos investidores (Chun *et al.*, 2020).

A variação da volatilidade nas variáveis macroeconómicas, a nível internacional, apresenta implicações importantes para a economia global (Ductor e Leiva-León, 2022).

A volatilidade propaga-se através dos mercados, exercendo impactos mais significativos quando os mercados financeiros estão mais interdependentes (Baumöhl *et al.*, 2018).

A volatilidade, como medida de risco, representada pela variância ou desvio-padrão, é considerada uma variável de decisão essencial no que concerne as decisões de investimento. Além do primeiro momento do retorno do preço, a volatilidade e covariâncias associadas, são também elementos centrais na caracterização das propriedades dos ativos financeiros (Chun *et al.*, 2020).

Atualmente, as *commodities*, com particular enfoque para as transacionadas nos mercados de energia, desempenham um papel importante no que concerne o investimento e a correspondente gestão do risco (Chiarella *et al.*, 2016).

Kartsonakis-Mademlis e Dritsakis (2021), referem que os preços do petróleo são fortemente influenciados pelos ciclos económicos e movem-se de acordo com os períodos de crescimento e de recessão económica. No entanto, além do crescimento da economia, os fatores especulativos têm apresentado nos últimos anos uma contribuição relevante na formação do preço do petróleo. Esta matéria-prima passou a constituir-se como um ativo financeiro intrínseco nas carteiras de investimento.

No entanto, considerando a grande recessão de 2007-2009 e os eventos relevantes gerados por esta, nos domínios económico, social e político, bem como as complexas interligações entre os mercados financeiros e petrolíferos, uma análise às relações entre os principais mercados acionistas mundiais e o mercado do petróleo bruto, é crucial para uma compreensão mais profunda do efeito destes mercados na economia real.

Sobre as relações entre a volatilidade do preço do petróleo e a volatilidade nos mercados financeiros, existem várias conclusões. El Hedi Arouri *et al.*, (2011) analisaram as relações de volatilidade entre os mercados acionistas europeus e o mercado petrolífero. Considerando os mercados financeiros, em termos de índices de mercado agregados, os resultados obtidos não evidenciam efeitos significativos mútuos de transmissão de risco entre os dois mercados. Porém, considerando na análise os índices de mercado setoriais, os resultados evidenciam que a volatilidade do preço do petróleo exerce um impacto significativo na volatilidade do setor industrial.

Angelidis *et al.*(2015), examinaram a relação entre os níveis de volatilidade do petróleo bruto Brent e a probabilidade da existência de volatilidade com o índice Dow Jones. Os resultados obtidos, não evidenciaram uma relação significativa entre a volatilidade dos preços do petróleo e os vários regimes de volatilidade do índice Dow Jones.

### 3. Dados e Metodologia

Neste capítulo é apresentada a metodologia utilizada no estudo empírico da dissertação. São descritos os dados, as respectivas fontes utilizadas na coleta destes, os testes de raízes unitárias e os testes de cointegração. São apresentados, especificados e interpretados os dois modelos GARCH multivariados, o modelo BEKK-Diagonal e o modelo DCC (*Dynamic Conditional Correlation*), que iremos utilizar na análise de transmissão de risco e de co-movimentos entre os mercados acionistas e o mercado petrolífero. Em estudos prévios, estes dois modelos têm-se revelado adequados na modelação da variação temporal da variância e covariâncias condicionais das taxas de variação dos preços de ativos financeiros. Para responder às questões de investigação e alcançar os objetivos do presente estudo, consideramos que estes dois modelos são adequados.

#### 3.1 Dados

Este estudo compreende um total de 17 anos de observações diárias, de 1 de janeiro de 2004 a 31 de dezembro de 2021. As séries financeiras utilizadas são referentes aos países do G7 e da China. Para representar a evolução dos mercados acionistas destes países são utilizados os seus principais índices. Os índices utilizados são: CAC40, DAX, FTSE, MIB, NIKKEI225, SSE, S&P 500, S&P/TSX, para representar, respetivamente, a evolução dos mercados acionistas da França, Alemanha, Reino Unido, Itália, Japão, China, Estados Unidos da América e Canadá. No que concerne o preço do petróleo, este é representado pela série de preços à vista (*spot price*) do Brent e WTI. As séries de dados foram obtidas da plataforma Bloomberg.

Como as séries financeiras utilizadas têm frequência diária, é adequado o uso de retornos logarítmicos, i.e., continuamente compostos, calculados utilizando a seguinte expressão:

$$r_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) * 100 \quad (3)$$

onde  $r_t$  representa o retorno no período  $t$ ,  $P_t$  representa o valor de fecho do índice no período  $t$ , e  $P_{t-1}$  representa o valor de fecho do índice no período  $t - 1$ . Para analisar se as séries de retornos evidenciam dependência linear (retorno) e não-linear (quadrado do retorno), são utilizados os testes de Ljung-Box, com defasamentos de 5 e 10 períodos.

#### 3.2 Testes de raízes unitárias e de cointegração

Para analisar a estacionaridade das séries dos mercados acionistas e do petróleo foram realizados os testes de Augmented Dickey-Fuller (ADF) e de Philips-Perron (PP). O teste

de Johansen foi realizado para analisar a ocorrência de cointegração entre as séries, ou seja, analisar se os valores das séries em nível evidenciam co-movimentos nas suas tendências estocásticas. No caso de as séries evidenciarem cointegração, será utilizado o modelo VECM (*Vector Error Correlation Model*) para modelar a média condicional de cada série de retornos. No caso de as séries não evidenciarem cointegração, utiliza-se o modelo VAR (*Vector autoregression*) para modelar as médias condicionais das variáveis. As variâncias e covariâncias condicionais das séries dos resíduos das equações das médias condicionais dos modelos VECM e VAR são depois modeladas pelos modelos multivariados GARCH que são apresentados a seguir.

### 3.3 Modelos multivariados de Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva: BEKK-diagonal e o DCC-GARCH

Nesta secção apresentam-se os dois modelos multivariados GARCH que são utilizados para modelar os mecanismos de transmissão de volatilidade e as dinâmicas de co-movimentos entre os mercados acionistas e o mercado do petróleo: o modelo BEKK-Diagonal e o modelo DCC-GARCH.

Consideremos o processo estocástico vetorial  $\{y_t\}_{t=1}^T$  de ordem  $(N \times 1)$ , cujos valores são condicionais ao conjunto de informação  $I_{t-1}$ , gerado pela informação prévia, *i.e.*, pelos  $y_t$  até ao período  $t-1$ . Denotamos  $\theta$  como o vetor finito dos parâmetros da função da média condicional e especificamos o modelo como (Bauwens *et al.*, 2006):

$$y_t = \mu_t(\theta) + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde  $\mu_t(\theta)$  é o vetor da média condicional e

$$\varepsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}}(\theta)z_t \quad (5)$$

onde  $H_t^{\frac{1}{2}}(\theta)$  é uma matriz definida positiva  $(N \times N)$ . Adicionalmente, assumimos que o vetor aleatório  $z_t$  apresenta os seguintes dois primeiros momentos:

$$\begin{aligned} E(z_t) &= 0 \\ \text{Var}(z_t) &= I_N \end{aligned} \quad (6)$$

onde  $I_N$  é a matriz identidade de ordem  $N$ . A matriz de variância condicional de  $y_t$  vem:

$$\begin{aligned} \text{Var}(y_t|I_{t-1}) &= \text{Var}_{t-1}(y_t) = \text{Var}_{t-1}(\varepsilon_t) \\ &= H_t^{\frac{1}{2}} \text{Var}_{t-1}(z_t) \left( H_t^{\frac{1}{2}} \right)' = H_t \end{aligned} \quad (7)$$

onde  $H_t^{\frac{1}{2}}$  é qualquer matriz definida positiva ( $N \times N$ ) tal que  $H_t$  é a matriz de variâncias condicionais de  $y_t$ , *i.e.*,  $H_t^{\frac{1}{2}}$  pode ser obtida pela factorização de Cholesky de  $H_t$ . Ambos os momentos,  $H_t$  e  $\mu_t$ , dependem do vetor dos parâmetros desconhecidos  $\theta$ , que pode, na maior parte dos casos, ser decomposto em duas partes distintas, uma para  $\mu_t$  e outra para  $H_t$ . A equação da média condicional é geralmente especificada como função dos valores prévios de  $y_t$ , por exemplo, através de um processo VAR (vetorial autorregressivo) ou de um processo vetorial VECM (de correção do erro).

A seguir apresentam-se as duas especificações da matriz  $H_t$  que utilizamos na presente dissertação:

- i) O modelo BEKK-Diagonal GARCH
- ii) O modelo de Correlação Condicional Dinâmica DCC-GARCH

### 3.3.1 Modelo BEKK-Diagonal GARCH

No presente estudo, na análise dos efeitos de transmissão de risco entre o mercado petrolífero e os mercados financeiros nacionais, e vice-versa, utilizamos o modelo BEKK-Diagonal GARCH. Inicialmente, este modelo foi proposto por Baba *et al.* (1990) e posteriormente desenvolvido por Engle e Kroner (1995). Foi motivado pela dificuldade em garantir a positividade da matriz  $H_t$  nos modelos multivariados de volatilidade anteriores. Engle e Kroner (1995), propõem uma nova parametrização de  $H_t$ , face ao modelo proposto por Bollerslev *et al.* (1988), que facilmente impõe a sua positividade. O modelo BEKK-GARCH(q,p) é definido por:

$$H_t = CC' + \sum_{i=1}^q A_i (\varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}') A_i' + \sum_{j=1}^p B_j H_{t-j} B_j' \quad (8)$$

onde  $C$  é uma matriz triangular inferior, de ordem ( $N \times N$ ), sendo  $CC'$  definida positiva. De igual modo, com a estimação das matrizes  $A_i$  e  $B_j$ , de ordem ( $N \times N$ ), é assegurado que a matriz  $H_t$  é definida positiva. Os parâmetros do modelo BEKK não representam

diretamente o impacto dos diferentes termos desfasados nos elementos de  $H_t$ , como acontece no modelo de Bollerslev *et al.* (1988). O número de parâmetros neste modelo, com  $q = p = 1$ , é  $\frac{N(5N+1)}{2}$ . Para reduzir este número, e consequentemente reduzir a sua generalidade, poder-se-ia impor um modelo BEKK-diagonal, onde  $A_i$  e  $B_j$ , são matrizes diagonais.

O ponto importante da especificação na equação (8) é que a matriz  $H_t$  é desenvolvida sob suficiente generalidade, permitindo que as variâncias e covariâncias condicionais das séries se influenciem mutuamente e, simultaneamente, não requer a estimação de um grande número de parâmetros. Num processo GARCH bivariado, com  $q = p = 1$ , a equação (8) tem apenas 11 parâmetros.

Porém, apesar da larga utilização do modelo completo BEKK–GARCH em aplicações empíricas, existem problemas teóricos que lhe estão associados. Este modelo demonstrou não ter condições de regularidade e, assim, não ter propriedades estatísticas estabelecidas que permitam realizar os procedimentos de inferência (McAleer *et al.*, 2008; Allen e McAleer, 2018).

Assim, os efeitos *spillover* de volatilidade podem ser considerados no modelo BEKK - Diagonal, onde as propriedades estatísticas dos estimadores dos parâmetros estão estabelecidas. Este modelo é derivado a partir de um processo vetorial autorregressivo de ordem 1, de coeficientes aleatórios, que é a extensão multivariada do processo utilizado no desenvolvimento do modelo GARCH univariado (McAleer *et al.*, 2008):

$$\varepsilon_t = \Phi_t \varepsilon_{t-1} + \eta_t \quad (9)$$

onde  $\varepsilon_t$  e  $\eta_t$  são vetores ( $N \times 1$ ),  $\Phi_t$  é uma matriz ( $N \times N$ ) de coeficientes aleatórios,  $\Phi_t \sim iid(0, A)$ , sendo A uma matriz definida positiva,  $\eta_t \sim iid(0, C)$  e C uma matriz ( $N \times N$ ).

No caso em que A é uma matriz diagonal, com  $a_{ii} > 0$ , para todo  $i = 1, 2, \dots, N$  e  $|b_{jj}| < 1$ , para todo  $j = 1, 2, \dots, N$ , tal que A tem dimensão ( $N \times N$ ), McAleer *et al.*, (2008) mostraram que a extensão multivariada do modelo univariado GARCH (1,1), a partir da equação (7), é dada pelo modelo BEKK- diagonal:

$$H_t = CC' + A(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1})A' + B H_{t-1}B' \quad (10)$$

onde  $A$  e  $B$  são matrizes diagonais. A diagonalidade da matriz definida positiva  $A$  é essencial para a multiplicação da matriz, dado que  $\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}$  é uma matriz ( $N \times N$ ); de outro modo, a equação (10) não poderia ser derivada do processo vetorial autorregressivo de coeficientes aleatórios na equação (9).

McAleer *et al.*, (2008) demonstraram que os estimadores de Quase - Máxima Verosimilhança (QMV) dos parâmetros do modelo BEKK - Diagonal são consistentes e assintoticamente normais, permitindo que as inferências estatísticas comuns nos testes de hipóteses sejam válidas.

Por outro lado, os autores notam que o modelo completo BEKK não é derivado de qualquer processo estocástico conhecido, o que significa não existirem condições de regularidade (exceto por suposição) para verificar a consistência interna do modelo e, conseqüentemente, não existirem propriedades assintóticas válidas dos estimadores de QMV dos parâmetros (exceto por suposição). Isto porque, à medida que o número de variáveis no modelo aumenta, verifica-se um aumento significativo do número de parâmetros a estimar, levando a que a convergência do algoritmo de estimação dos parâmetros se torne problemática e as propriedades dos estimadores não sejam definidas. Mesmo com 3 variáveis/mercados no modelo, por exemplo, e apesar da convergência do algoritmo de estimação ser mais provável, a interpretação das estimativas do modelo ainda é problemática.

Assim, na análise empírica, a fim de examinar os efeitos *spillovers* ARCH (captados pelos coeficientes  $a_{ii}$ ) e GARCH (captados pelos coeficientes  $b_{jj}$ ), utilizamos o modelo BEKK diagonal. Este modelo permite testar os efeitos *spillover* de co-volatilidade, que é o efeito de um choque no mercado  $i$ , no período  $t - 1$ , na co-volatilidade subsequente entre o mercado  $i$  e o mercado  $j$ ,  $i \neq j$ , no período  $t$ . O efeito de *spillover* de co-volatilidade é definido como  $\frac{\partial H_{ij,t}}{\partial \varepsilon_{j,t}} = a_{ii}a_{jj}\varepsilon_{i,t-1}$ ,  $i \neq j$ . Como  $a_{ii} > 0$  para todo o  $i$ , um teste ao efeito *spillover* de co-volatilidade é um teste à hipótese nula:  $H_0: a_{ii}a_{jj} = 0$ ,  $i \neq j$ , assumindo que  $\varepsilon_{i,t-1} \neq 0$ . Se  $H_0$  é rejeitada contra a hipótese alternativa,  $H_1: a_{ii}a_{jj} \neq 0$ , existe um efeito *spillover* de um choque na rendibilidade no mercado  $j$  no período  $t - 1$  na co-volatilidade entre os mercados  $i$  e  $j$  em  $t$ , que depende apenas do choque na rendibilidade do mercado  $i$  no período  $t - 1$ . De igual modo, o teste ao efeito de um choque na

rendibilidade de um mercado no período  $t - 1$ , na sua própria volatilidade no período  $t$ , consiste no teste à hipótese nula  $H_0: a_{ii} = 0$ .

O modelo permite também analisar o efeito *spillover* da co-volatilidade entre os mercados  $i$  e  $j$  no período  $t - 1$  na própria co-volatilidade entre os dois mercados no período  $t$ . O teste a este efeito é um teste à hipótese nula:  $H_0: b_{ii}b_{jj} = 0, i \neq j$ . Por sua vez, o teste ao efeito de um choque na volatilidade de um mercado no período  $t - 1$ , na sua própria volatilidade no período  $t$ , consiste no teste à hipótese nula  $H_0: b_{ii} = 0$ .

### 3.3.2 Modelo de Correlação Condicional Dinâmica: DCC-GARCH

Nesta subsecção apresenta-se o modelo multivariado DCC-GARCH, que será utilizado para examinar os co-movimentos de variações de preços entre os mercados financeiros nacionais e o mercado petrolífero.

Este modelo pode ser visto como uma combinação não-linear de modelos GARCH univariados. Esta característica permite que o modelo possa ser especificado separadamente, por um lado, com as variâncias condicionais individuais e, por outro, com a matriz de correlação condicional. Face ao modelo BEKK-GARCH, este modelo envolve a estimação de um menor número de parâmetros e, por isso, é mais facilmente estimado.

A matriz de variância condicional deste modelo é especificada de forma hierárquica. Primeiro, para cada variância condicional é escolhido um modelo tipo GARCH. Por exemplo, para um dado mercado, a variância condicional pode seguir um modelo GARCH convencional enquanto para outros a variância condicional pode seguir um modelo EGARCH. Segundo, baseado nas variâncias condicionais, é especificada a matriz de correlação condicional (impondo que esta seja definida positiva para  $\forall t$ ).

Engle (2002) propõe o modelo DCC-GARCH, definido como:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (11)$$

onde,

$$D_t = \text{diag}(h_{11,t}^{\frac{1}{2}} \dots h_{NN,t}^{\frac{1}{2}}) \quad (12)$$

e onde  $h_{ii,t}$ , pode ser definido como qualquer modelo GARCH uni-variado, com

$$R_t = \text{diag} \left( q_{11,t}^{-\frac{1}{2}} \dots q_{NN,t}^{-\frac{1}{2}} \right) Q_t \text{diag} \left( q_{11,t}^{-\frac{1}{2}} \dots q_{NN,t}^{-\frac{1}{2}} \right) \quad (13)$$

onde a matriz  $Q_t = (q_{ij,t})$ , definida positiva e simétrica ( $N \times N$ ), é dada por:

$$Q_t = (1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i - \sum_{j=1}^p \beta_j) \bar{Q} + \sum_{i=1}^q \alpha_i (u_{t-i} u'_{t-i}) + \sum_{j=1}^p \beta_j Q_{t-j} \quad (14)$$

onde  $\bar{Q} = (1/T) \sum_{t=1}^T (u_t u'_t)$  é a matriz de covariâncias não-condicionais dos resíduos

normalizados,  $u_t = \varepsilon_t \left[ \text{diag}(h_{11,t}^2 \dots h_{NN,t}^2) \right]^{-1}$ , com  $\alpha_i \geq 0$ ,  $\beta_j \geq 0$ ,  $\sum_{i=1}^q \alpha_i +$

$\sum_{j=1}^p \beta_j < 1$ . Se as variâncias condicionais forem estimadas usando um modelo GARCH

(1,1) a matriz  $Q_t$  vem:

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha u_{t-1} u'_{t-1} + \beta Q_{t-1} \quad (15)$$

onde  $\alpha$  e  $\beta$  são parâmetros escalares não negativos satisfazendo  $\alpha + \beta < 1$ . Num modelo bivariado, por exemplo, usando o modelo GARCH (1,1) na estimação das variâncias condicionais, a expressão do coeficiente de correlação vem:

$$\rho_{12,t} = \frac{(1 - \alpha - \beta) \bar{q}_{12} + \alpha u_{1,t-1} u_{2,t-1} + \beta q_{12,t-1}}{\sqrt{((1 - \alpha - \beta) \bar{q}_{11} + \alpha u_{1,t-1}^2 + \beta q_{11,t-1})((1 - \alpha - \beta) \bar{q}_{22} + \alpha u_{2,t-1}^2 + \beta q_{22,t-1})}} \quad (16)$$

Como se observa nas equações (15) e (16), a matriz  $Q_t$  é formulada como uma equação GARCH, e depois transformada na matriz de correlações. Segundo Bauwens *et al.* (2006), uma desvantagem deste modelo na modelização dos co-movimentos é que os  $\alpha$  e  $\beta$  são escalares, de modo que todas as correlações condicionais obedecem à mesma dinâmica.

## 4. Resultados

### 4.1 Estatísticas Descritivas, testes de raízes unitárias e de cointegração

Nesta secção são apresentadas as estatísticas descritivas das séries dos mercados acionistas e dos mercados petrolíferos, do Brent e do WTI, e os resultados dos testes de raízes unitárias e testes de cointegração. As estatísticas descritivas são apresentadas na tabela 1.

A análise das estatísticas descritivas as séries financeiras e do petróleo permite salientar as características e diferenças das distribuições dos retornos das séries. O período amostral das séries dos retornos dos mercados financeiros e do petróleo abarca o período de 1 janeiro de 2004 a 31 dezembro de 2021, perfazendo 4695 observações diárias. As maiores amplitudes de variação amostral dos retornos verificam-se nas séries dos retornos do petróleo, com o WTI a registar uma variação de  $|-88,19|+42,58 = 130,77$  e o Brent uma variação de  $|-64,37|+41,20 = 105,57$ . Por seu lado, a maior amplitude de variação dos retornos nas séries financeiras verifica-se no mercado italiano (índice MIB) com uma variação de  $|-19,03|+23,18 = 42,21$ . Os índices CAC-40 e DAX-30 apresentam uma amplitude de variação semelhante, refletindo o forte co-movimento entre estas séries.

Em termos de retorno médio, o DAX apresenta o maior valor (0,032%), seguido do SP&500 (0,0307%) e do SSE (0,0306%). No período amostral completo, o índice italiano MIB é o único que apresenta um retorno médio com sinal negativo, não obstante ser ligeiramente abaixo de zero (-0,002%). Em geral, constata-se que o valor da mediana é superior ao valor da média nas séries financeiras e nas séries do petróleo.

Em relação ao nível de risco evidenciado pelas séries (representado aqui pelo desvio-padrão não condicional dos retornos) constata-se que as séries do petróleo evidenciam níveis de risco muito superiores (WTI = 3,05; Brent = 2,666) aos apresentados pelas séries financeiras. A série financeira com menor (maior) nível de risco é o S&P500 com um  $\sigma = 1.184$  (MIB com um  $\sigma = 1.726$ ). Novamente, as séries do CAC-40 e DAX-30 apresentam níveis de risco semelhantes, refletindo a forte integração destes dois mercados.

Tabela 1: Estatísticas descritivas dos Índices Acionistas e do Petróleo

	CAC	DAX	FTSE	MIB	NIKKEI	SP500	SSE	TSX	WTI	BRENT
Média	0.012401	0.031991	0.004446	-0.002205	0.019157	0.030726	0.030690	0.020248	0.020120	0.020101
Mediana	0.022551	0.035065	0.007343	0.004823	0.000000	0.048805	0.000000	0.058988	0.060551	0.036536
Máximo	24.29041	23.31837	10.86103	23.18703	17.64611	10.95720	9.089160	11.17351	42.58324	41.20225
Mínimo	-13.58546	-13.54197	-12.22380	-19.03322	-18.01241	-12.76521	-20.95373	-13.47580	-88.19342	-64.36989
Desvio-padrão	1.574834	1.572888	1.316536	1.726917	1.450229	1.184474	1.664311	1.339478	3.051296	2.666788
Assimetria	0.350658	0.616787	-0.443836	-0.156453	-0.575914	-0.577092	-0.903061	-1.074853	-4.446390	-2.341364
Curtose	23.55735	25.19178	13.16878	19.02393	21.07307	18.16761	12.57414	18.58127	173.3132	99.09888
Ljung-Box(retorno)(5)	17.5300***	11.5571**	10.3141**	16.8708***	112.9565***	86.8772***	23.9386***	17.6132***	39.8462***	21.7209***
Ljung-Box(retorno)(10)	40.0730***	22.2971**	27.5779***	32.8271***	128.7406***	96.3355***	34.8655***	54.1584***	72.9436***	33.7751***
Ljung-Box(quadrado retornos)(5)	347.1936***	225.8466***	598.3815***	347.7506***	632.2699***	1245.2654***	71.7111***	1165.6073***	225.7949***	615.3231***
Ljung-Box(quadrado retornos)(10)	535.7678***	360.8724***	1538.0427***	491.4249***	1352.3449***	2734.4975***	129.7313***	2727.7525***	376.3290***	657.1442***
Correlação	-0.014184	-0.019836	-0.010638	-0.002725	0.007009	-0.047401	-0.014750	-0.014445		
Jarque-Bera	82768.28	96638.15	20382.55	50249.07	64157.69	45265.38	18569.93	48397.08	5689887.	1810885.
Observações	4695	4695	4695	4695	4695	4695	4695	4695	4695	4695

Nota: esta tabela apresenta as estatísticas descritivas dos retornos diários dos índices acionistas e do petróleo, referentes aos principais índices do G7 e China. As séries de retornos abarcam o período amostral de 1 de janeiro de 2004 a 31 dezembro 2021, correspondendo a 4695 observações diárias. O teste estatístico Ljung-Box (retornos) (5) e (10) testa a existência de autocorrelação nas séries dos retornos. O teste estatístico Ljung-Box (quadrado do retorno) (5) e (10) testa a existência de autocorrelação no quadrado do retorno, que permite analisar a ocorrência de dependência não linear, ou seja a ocorrência de variação e autocorrelação da volatilidade. O teste estatístico Jarque-bera testa a hipótese nula de os retornos seguirem uma distribuição normal. A correlação refere-se à correlação não-condicional entre os retornos dos índices acionistas e a correspondente série de preços do petróleo tida como referência pelo mercado. \*\*\*, \*\* e \* representam, respetivamente, significância ao nível de 1%, 5% e 10%. Identifica-se através das variáveis do mercado financeiro com o respetivo mercado petrolífero.

A avaliação da assimetria das distribuições dos retornos permite constatar que a maioria dos mercados financeiros (6 mercados) evidenciam uma assimetria negativa; apenas as séries CAC-40 e DAX-30 apresentam uma assimetria positiva. As duas séries do petróleo evidenciam coeficientes de assimetria negativos e de magnitudes muito superiores aos observados nas séries financeiras. Estes coeficientes negativos e de elevada magnitude evidenciam que as séries de retornos do petróleo apresentam distribuições com caudas esquerdas “pesadas”, sugerindo que estas séries apresentam frequências (i.e., probabilidades esperadas) de retornos negativos superiores aos esperados sob uma distribuição normal. Ou seja, em concordância com os seus níveis de risco evidenciados pelos seus desvio-padrão, as séries do petróleo apresentam probabilidades muito superiores às esperadas sob a distribuição normal de registarem retornos negativos extremos.

A curtose da distribuição empírica descreve o quanto esta se encontra mais achatada (i.e., platicúrtica) ou mais concentrada (i.e., leptocúrtica) em torno da sua média comparativamente à distribuição normal. Os resultados mostram que todas as distribuições empíricas das séries, financeiras e do petróleo, são leptocúrticas. Porém, à semelhança do observado para as medidas de risco e de assimetria, também as séries dos retornos do petróleo evidenciam valores de curtose muito superiores aos observados nas séries financeiras, sugerindo uma distribuição com caudas alongadas e com maiores probabilidades de se observarem retornos extremos face à distribuição normal.

Os valores das estatísticas dos testes de Ljung-Box, para defasamentos de 5 e 10 períodos, mostram que todas as séries dos retornos, dos mercados financeiros e do petróleo, evidenciam correlação em série, i.e., dependência linear. Em todas as séries, a hipótese nula, de inexistência de correlação em série até ao 5<sup>o</sup> e 10<sup>o</sup> defasamento, é rejeitada. Assim, no sentido de absorver esta correlação em série, as médias condicionais das séries dos retornos serão modeladas em função dos valores prévios, próprios e de outras séries, utilizando os modelos VECM e VAR.

Os valores das estatísticas dos testes de Ljung-Box do quadrado do retorno, para defasamentos de 5 e 10 períodos, mostram que todas as séries evidenciam correlação em série do quadrado do retorno (i.e., o quadrado do retorno atua como proxy da volatilidade dos retornos). Os dados mostram que todas as séries apresentam o efeito ARCH, i.e., variabilidade na volatilidade e dependência linear. Estes resultados sugerem que aplicação de modelos GARCH para modelar a variabilidade e dependência da volatilidade dos retornos é adequada.

Por último, em todas as séries os valores da estatística Jarque-Bera são estatisticamente significativos, evidenciando que todas as distribuições empíricas dos retornos não são distribuições normais.

Dois aspetos centrais sobressaem da análise das estatísticas descritivas. Primeiro, os resultados mostram a existência de correlação em série nos retornos, sendo adequado a utilização dos modelos VAR ou VECM para modelar as médias condicionais dos retornos e absorver a correlação em série destes.

Segundo, os resultados dos testes de Ljung-Box mostram a existência de variabilidade e dependência na volatilidade dos retornos, ou seja, a presença de efeitos ARCH nas séries, sendo adequado a utilização de modelos GARCH multivariados para modelar a as volatilidades e co-volatilidades dos retornos e evidenciar o processo de transmissão de informação e risco entre mercados.

A seguir apresentam-se os resultados dos testes à estacionaridade das séries dos preços e dos retornos. Uma série temporal é estacionária quando todas as suas características não se alteram ao longo do tempo, ou seja, o valor da série evolui no tempo, mas a média e variância dos seus valores mantêm-se constantes, não evidenciando tendências determinísticas ou estocásticas.

Tabela 2: Testes de raízes unitárias– Augmented Dickey-Fuller

Variáveis	Nível	1ª Diferenças
CAC	1,36E-05	-1,08***
DAX	3,27E-05	-1,05***
FTSE	3,8E-06	-1,02***
MIB	-3,91E-06	-1,09***
Nikkei	4,18E-05	-1,14***
SSE	4,62E-05	-0,97***
S&P 500	4,73E-05	-1,03***
TSX	1,91E-05	-0,96***
Brent	1,55E-05	-0,97***
WTI	1,13E-05	-1,04***

\*\*\*, \*\* e \* representam, respetivamente, significância ao nível de 1%, 5% e 10%.

Por sua vez, numa série não-estacionária os valores da média e variância dependem do tempo porque estas series evidenciam tendências determinísticas e/ou estocásticas. A

utilização de séries não-estacionárias em modelos de regressão não permite realizar inferências estatísticas, exceto se estas evidenciarem cointegração entre si. Para serem utilizadas em modelos de regressão, as séries não-estacionárias têm de ser sujeitas a procedimentos de remoção das tendências determinísticas e estocásticas que as transformem em séries estacionárias. Um procedimento comum de transformação é aplicar as primeiras diferenças ao logaritmo do valor original da série, para obter séries de taxas de variação que, em geral, são estacionárias.

A tabela 2 apresenta os valores das estatísticas dos testes de raízes unitárias *Augmented Dickey-Fuller*. Constata-se que todas as séries financeiras e do petróleo, expressas como o logaritmo do nível da série, não são estacionárias. Transformando esta série, calculando a primeira diferença do logaritmo do valor da série (i.e., série de retornos), obtém-se séries estacionárias. Os resultados dos testes de raízes unitárias, utilizando o teste de Phillips-Perron, apresentados na tabela 3, são semelhantes aos verificados no teste *Augmented Dickey-Fuller*.

**Tabela 3: Testes de raízes unitárias – Phillips- Perron**

Variáveis	Nível	1 <sup>a</sup> Diferenças
CAC	1,28E-05	-1,08***
DAX	3,27E-05	-1,08***
FTSE	3,9E-06	-1,07***
MIB	-3,58E-06	-1,12***
Nikkei	3,49E-05	-1,18***
SSE	4,62E-05	-1,02***
S&P 500	4,14E-05	-1,15***
TSX	2,04E-05	-0,95***
Brent	2,39E-05	-0,98***
WTI	1,35E-05	-1,05***

\*\*\*, \*\* e \* representam, respetivamente, significância ao nível de 1%, 5% e 10%.

A tabela 4 apresenta os resultados dos testes de cointegração de Johansen de máximo valor próprio (*maximum-eigenvalue*) de modelos bivariados entre o valor do índice do mercado financeiro e a série do preço do petróleo. Como as relações de cointegração a testar envolvem apenas duas variáveis (série financeira e série do petróleo), os resultados de cointegração podem sugerir apenas a inexistência de cointegração ou a existência de apenas uma equação de cointegração.

Os valores dos testes são apresentados na tabela 4, e os valores críticos da estatística do teste são referentes ao nível de significância de 5%. Os resultados mostram que as séries financeiras CAC, DAX, FTSE e o índice de Brent, e a série TSX e o índice WTI estão cointegradas. As restantes séries financeiras não revelam cointegração com os índices do petróleo. Assim, na estimação das equações das médias condicionais das séries cointegradas será utilizado o modelo VECM; para as séries não-cointegradas será utilizado o modelo VAR.

Tabela 4: Teste de Johansen (tendência selecionada através do critério akaike)

Variáveis	Ho	Estatística de Máximo valor próprio	Valor Crítico (5%)	Cointegração
CAC / Brent	r=0	18,17	17,49	Sim
	r≤1	2,01	3,81	
DAX/Brent	r=0	19,04	18,39	Sim
	r≤1	2,43	3,74	
FTSE/Brent	r=0	19,04	14,26	Sim
	r≤1	2,74	3,64	
MIB/Brent	r=0	14,46	15,49	Não
	r≤1	2,87	3,94	
Nikkei/Brent	r=0	13,10	19,46	Não
	r≤1	2,15	3,81	
SSE/Brent	r=0	9,65	14,26	Não
	r≤1	1,81	3,31	
S&P 500/WTI	r=0	14,99	15,66	Não
	r≤1	1,24	4,01	
TSX/WTI	r=0	24,40	15,22	Sim
	r≤1	3,69	4,33	

Notas: esta tabela apresenta os resultados do teste de cointegração de Johansen de máximo valor próprio (*maximum-eigenvalue*). A tendência foi selecionada através do *Akaike Information Criterion*.

## 4.2 Modelo GARCH BEKK - diagonal

Através do modelo BEKK – diagonal GARCH é possível verificar diretamente os efeitos de transmissão de volatilidade do componente do retorno não-esperado na co-volatilidade (covariância) entre os diferentes mercados através do teste à significância das estimativas da matriz A. Se a hipótese nula é rejeitada, haverá efeitos de transmissão dos choques do retorno não esperado do mercado  $i$  em  $t - 1$  na co-volatilidade entre os mercados  $i$  e  $j$ , que dependem apenas do choque do retorno no mercado  $i$  em  $t - 1$ .

Tabela 5: Modelo VECM (1) – BEKK (1,1) diagonal – CAC-40 e Brent

	CAC(t)	BRENT(t)
Equações da média condicional		
Coef.Ajustamento (Cointeg.)	1,5E-04	0,006***
CAC(t-1)	-0,04***	0,003***
BRENT(t-1)	-0,003	-0,001

	Matriz M	Matriz A	Matriz B
Equações das variâncias-covariâncias condicionais			
CAC(t)	2.88E-06***	0.251350***	0.961010***
BRENT(t)	1.41E-05***	0.314725***	0.941325***

\*\*\*, \*\* e \* representam, respetivamente, significância ao nível de 1%, 5% e 10%.

Modelo BEKK diagonal:

$$H_t = CC' + A(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1})A' + B H_{t-1}B'$$

Matriz M  $\equiv CC'$

Estimativas das equações de variâncias-covariâncias condicionais:

$$h_{11,t} = (0.00000288) + (0.251350)^2\varepsilon_{1,t-1}^2 + (0.961010)^2h_{11,t-1}$$

$$h_{22,t} = (0.0000141) + (0.314725)^2\varepsilon_{2,t-1}^2 + (0.941325)^2h_{22,t-1}$$

$$h_{12,t} = (0.00000118) + (0.251350)(0.314725)\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + (0.961010)(0.941325)h_{12,t-1}$$

A tabela 5 apresenta as estimativas dos coeficientes na equação da média condicional, incluindo os coeficientes de ajustamento do erro da equação de cointegração, e das matrizes do modelo BEKK (1,1) - diagonal, M, A e B, que compõem a matriz de variâncias-covariâncias condicionais para o mercado CAC (40) e Brent. Assim, nas equações das médias condicionais dos retornos, o retorno desfasado de um período do CAC exerce um efeito negativo na sua média condicional e um efeito positivo na média condicional do Brent, sendo ambos os coeficientes significativos ao nível de 5%. Este resultado sugere que o índice CAC apresenta algum conteúdo informativo preditivo para o período seguinte do seu próprio valor e do índice de preços do Brent. Por sua vez, o retorno desfasado de um período do Brent não exerce efeitos significativos na sua e na média condicional do CAC.

A partir das estimativas da matriz A do modelo BEKK diagonal, ambos os coeficientes associados aos dois mercados, CAC (40) e Brent, são estatisticamente significativos ao nível de 1%, demonstrando assim a existência de efeitos de transmissão significativos no

que concerne as co-volatilidades subsequentes entre os dois mercados, condicional ao pressuposto de que o choque do retorno não-esperado observado no correspondente mercado não é nulo,  $\varepsilon_{i,t-1} \neq 0$ .

Estes resultados demonstram que os choques dos retornos não-esperados no período  $t-1$  tendem a exercer efeitos positivos na co-volatilidade subsequente entre os respectivos mercados, ou seja, a ocorrência de choques nos retornos, sejam ambos positivos ou negativos, tendem a aumentar o grau do co-movimento (correlação) entre os dois mercados. Quando os choques dos retornos não-esperados dos dois mercados evidenciam sinais contrários, estes tendem a diminuir a co-volatilidade, ou seja, os co-movimentos entre os mercados. Este resultado sugere que a ocorrência de choques de sinais contrários, ao revelarem informação não coincidente por parte dos dois mercados, tendem atenuar a transmissão de informação entre estes mercados, diminuindo o seu grau de co-movimento.

Por sua vez, a partir das estimativas dos coeficientes da matriz B do modelo BEKK-diagonal, ambos os coeficientes associados aos dois mercados são estatisticamente significativos ao nível de 1%, evidenciando a existência de efeitos de persistência significativos na co-volatilidade entre os mercados, ou seja, a co-volatilidade ( $h_{12;(t-1)}$ ) entre os dois mercados tende a evidenciar um processo autorregressivo significativo ao longo do tempo dado que os produtos dos coeficientes das co-volatilidades nos períodos anteriores são superiores a 0.9, isto é,  $0,9 < \hat{b}_{11}\hat{b}_{22} < 1$ .

Em relação às variâncias condicionais dos dois mercados, estas evidenciam uma persistência significativa dado que  $a_{ii}^2 + b_{ii}^2$  tende a ser superior a 0.90. Como esperado, as variâncias condicionais evidenciam uma memória longa, com o efeito de um choque na volatilidade a prolongar-se por vários períodos ao longo do tempo. No entanto, embora a volatilidade condicional tende a apresentar uma memória longa, traduzindo a ocorrência de forte persistência, também apresenta um processo de reversão para a média de longo prazo dado que a soma dos coeficientes do processo autorregressivo com um número elevado de defasamentos, é significativamente menor que 1,  $a_{ii}^2 + b_{ii}^2 < 1$ . Esta última característica implica que, embora as variâncias condicionais evidenciem uma memória longa e, por isso, demorem algum tempo, o processo de volatilidade de cada mercado tende a voltar ao seu valor médio (de longo prazo).

Os modelos GARCH BEKK-diagonais (1,1) estimados para os restantes pares de mercados financeiros e do petróleo encontram-se em anexo, nas tabelas 7 – 13. É possível

verificar que as estimativas dos coeficientes das matrizes A são todas significativas ao nível de 1%. Este resultado indica que entre os mercados financeiros e os correspondentes mercados petrolíferos existe transmissão de co-volatilidade, ou seja, que a ocorrência de um choque do retorno não-esperado no mercado  $i$ , no período  $(t - 1)$ ,  $\varepsilon_{i,t-1}$ , condicional ao pressuposto de que o choque no retorno não-esperado observado no mercado  $j$ , no período  $(t - 1)$ , não é nulo,  $\varepsilon_{i,t-1} \neq 0$ , tende a aumentar o nível de co-volatilidade entre os dois mercados quando os sinais dos choques são idênticos e a diminuir o nível de co-volatilidade quando os sinais são diferentes.

Quanto à matriz B do referido modelo, apresentadas nas tabelas 7 a 13, em anexo, verifica-se que as respetivas estimativas dos coeficientes se revelam todas significativas ao nível de 1%. Estes resultados indicam a existência de efeitos de persistência significativos na co-volatilidade entre mercados, ou seja, a co-volatilidade entre os vários mercados tende a evidenciar um processo autorregressivo significativo ao longo do tempo tendo em conta que os produtos dos coeficientes das co-volatilidades são superiores a 0.9,  $0.9 < \hat{b}_{11}\hat{b}_{22} < 1$ .

### 4.3 Modelo DCC-GARCH

Nesta secção apresentam-se os resultados da estimação do modelo DCC-GARCH, aplicado aos vários mercados acionistas e ao mercado de Brent.

Neste estudo o modelo DCC-GARCH (1,1) é adotado para examinar as flutuações e dinâmicas das correlações condicionais entre os vários mercados acionistas e o mercado do Brent. A tabela 6 apresenta os resultados de estimação do modelo DCC-MGARCH (1,1) para os índices CAC, DAX, FTSE, MIB e BRENT. Neste modelo os elementos na diagonal principal da matriz de variâncias-covariâncias condicionais,  $H_t$ , das variáveis dependentes são modeladas como modelos GARCH (1,1) univariados, enquanto os elementos fora da diagonal, i.e., as covariâncias condicionais,  $h_{ij,t}$ , são modeladas como funções não-lineares dos termos na diagonal da matriz  $H_t$ :  $h_{ij,t} = \rho_{ij,t}\sqrt{h_{ii,t}h_{jj,t}}$ . O termo  $\rho_{ij,t}$ , i.e., a correlação condicional, segue o processo dinâmico especificado na equação (16).

Tabela 6: Resultados de estimação do modelo VECM(1) - DCC-GARCH (1,1) entre mercados acionistas europeus e o mercado de BRENT

	CAC	DAX	FTSE	MIB	BRENT
Painel A – Equações da média condicional					
Coef.A	-3.92E-04	3.34E-04	-1.16E-03	1.47E-03	0.01***
Constante	1.15E-04	3.19E-04	6.74E-06	-3.43E-05	2.1E-04
CAC (-1)	-0.34***	-0.24***	-0.12***	-0.21***	-0.08
DAX (-1)	0.14***	0.08**	0.18***	0.10**	-0.05
FTSE (-1)	0.10***	0.07***	-0.08***	0.09***	0.07
MIB (-1)	0.07**	0.04	0.04	-0.009	0.01
Brent (-1)	-0.04	-0.003	-0.01	-0.06	-0.01
Painel B – Equações de variância condicional					
	$h_{ii,t} = \omega_0 + \alpha_1 \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_1 h_{ii,t-1}$				
$\omega_0$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001***
$\alpha_1$	0.1638***	0.1908***	0.1976***	0.2060***	0.3572***
$\beta_1$	0.7879***	0.7370***	0.7738***	0.7474****	0.4981***
Painel C - Correlações médias condicionais ( $\bar{\rho}_{ij,t}$ )					
CAC		0.9405***	0.8398***	0.9130***	0.0449**
DAX			0.7878***	0.8743***	0.0352
FTSE				0.7476***	0.0330
MIB					0.0410*
Coeficientes de ajustamento do processo de correlação condicional					
$\alpha = 0.0552^{***}$ (lambda 1)					
$\beta = 0.8034^{***}$ (lambda 2)					

Nota: esta tabela apresenta as estimativas dos coeficientes do modelo DCC-GARCH; no painel A apresentam-se as estimativas dos coeficientes das equações da média condicional, utilizando o modelo vetorial de correção do erro (i.e., VECM); no painel B apresentam-se as estimativas dos coeficientes das equações de variância condicional; no painel C apresentam-se as estimativas das correlações condicionais médias no período amostral. \*\*\*, \*\* e \* representam, respetivamente, significância aos níveis de 1%, 5% e 10%.

Os resultados mostram que, para os mercados acionistas, as somas de  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  são superiores a 0,9, mas inferiores a 1, indicando uma persistência elevada nas variâncias condicionais das variáveis dependentes. Ou seja, os choques na variância condicional tendem a exercer um efeito algo prolongado para, de seguida, os respetivos valores esperados reverterem para os seus valores médios de longo prazo. O nível de persistência mais elevado verifica-se no mercado FTSE. Por sua vez, a variância condicional do mercado do BRENT apresenta uma persistência menor, indicando que choques na sua variância condicional tendem a exercer efeitos de menor duração; ou seja, os períodos de volatilidade condicional elevada neste mercado tendem a ser mais curtos.

Os valores médios dos coeficientes de correlação condicionais,  $\overline{\rho_{i,j,t}}$ , especificados na equação (15), e que tendem a refletir a correlação não-condicional, são significativos e evidenciam uma magnitude elevada entre os mercados acionistas, com o valor mais elevado a registrar-se entre o CAC 40 e DAX-30. Este valor é consistente com o maior grau de integração financeira observado entre estes dois mercados. Os restantes valores médios de correlação entre os vários mercados, com valores inferiores, refletem a sua menor integração financeira. As correlações com o mercado britânico registam os menores valores, evidenciando assim a menor integração deste mercado com os mercados da Europa continental.

Por sua vez, os valores médios das correlações condicionais entre os mercados acionistas e o mercado do BRENT não se revelam significativos, com exceção dos índices CAC-40 e MIB, que se revelam significativos aos níveis de 5 e 10% respetivamente. A não significância dos coeficientes de correlação entre o mercado do BRENT e os mercados acionistas sugerem que, ao longo do período amostral, não se tendem a registar comovimentos significativos da evolução destes índices com o mercado do BRENT.

No que concerne os parâmetros de ajustamento,  $\alpha$  e  $\beta$ , que governam de forma comum a evolução da correlação condicional entre os mercados incluídos no modelo, estes mostram-se significativos ao nível de 1%. Estes resultados oferecem evidência contra a hipótese de as correlações condicionais entre os mercados serem constantes, suportando a hipótese das correlações condicionais evidenciarem um comportamento dinâmico ao longo do tempo. Todavia, a soma dos coeficientes de ajustamento, igual a 0.85, indica que o processo descrito pelo modelo para as correlações condicionais evidencia uma reversão para a média. A implicação subjacente a esta característica é que, em geral, para os mercados considerados no modelo, após a ocorrência de um choque, as correlações condicionais nos períodos seguintes tendem para os seus valores não-condicionais de longo prazo.

É importante também referir que no coeficiente de ajustamento do erro de previsão da equação de cointegração, apenas o coeficiente de ajustamento na equação do Brent é significativa, indicando assim, que o erro observado na equação de cointegração no período anterior parece afetar o valor esperado da variável dependente no período seguinte.

Com base nas estimativas dos coeficientes nas tabelas 14-17, apresentadas em anexo, é possível conferir o que foi referido acima. Países geograficamente mais próximos

apresentam uma maior correlação condicional entre os mercados financeiros face aos pares de países geograficamente mais distantes.

Analisando o modelo nos mercados americanos é possível verificar que a correlação média condicional entre o S&P 500 e o TSX é elevada (0,73), no entanto mais reduzida quando comparada com a do CAC e o DAX. A soma dos parâmetros das equações das variâncias condicionais para os dois mercados financeiros,  $\alpha_1$  e  $\beta_1$ , são superiores a 0,9 e inferiores a 1, o que indica uma persistência elevada nas variâncias condicionais das variáveis dependentes. Ou seja, os choques na variância condicional destes dois mercados tendem a exercer um efeito algo prolongado para, de seguida, os respetivos valores esperados reverterem para os seus valores médios de longo prazo. É importante indicar que, assim como o Brent para os mercados europeus, o coeficiente de ajustamento do erro da equação de cointegração observado no período anterior, na equação da média condicional do WTI, é significativa, indicando assim, que o erro observado na equação de cointegração no período anterior parece afetar o valor esperado desta variável no período seguinte.

## 5. Discussão

Quanto ao modelo BEKK-Diagonal, é possível referir que em todos os modelos estimados, na tabela 5 nas tabelas em anexo, os coeficientes na matriz A são significativos ao nível de 1%, demonstrando assim a existência de efeitos de transmissão significativos no que concerne às co-volatilidades subsequentes entre os dois mercados. Assim sendo, choques nos retornos com idênticos sinais, positivos ou negativos, tendem a aumentar o grau do co-movimento (correlação) e choques com sinais diferentes tendem a diminuir o grau do co-movimento entre os dois mercados. Os coeficientes na matriz B, revelam-se todos significativos ao nível de 1%, evidenciando assim, efeitos de persistência significativos na co-volatilidade entre mercados. Ou seja, demonstram que a co-volatilidade tende a evidenciar um processo autorregressivo significativo ao longo do tempo, isto porque os produtos dos coeficientes das co-volatilidades são em todos os casos superiores a 0.9.

Caporin & Costola, (2022) indicam que o modelo DCC-GARCH é uma das melhores ferramentas para detetar causalidade dinâmica e, assim sendo, neste trabalho, todos os modelos estimados mostram que, para os mercados acionistas  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  são superiores a 0.9 e inferiores a 1, indicando assim, uma elevada persistência nas variâncias condicionais. No entanto tanto o Brent como o WTI apresentam uma menor persistência, indicando assim que os choques na sua variância condicional tendem a exercer um efeito de menor duração.

Quando o modelo DCC-GARCH é aplicado aos mercados europeus, e em simultâneo com o mercado norte-americano, constata-se que países mais próximos geograficamente, têm também uma maior correlação condicional entre si. Assim sendo, as séries dos mercados europeus apresentam uma correlação maior entre si, face à correlação condicional com o índice norte-americano.

Esta dissertação analisa um tema de interesse atual. Ao analisar as relações de transmissão de informação e risco, a sua magnitude e significância, e os co-movimentos entre os mercados financeiros e mercados petrolíferos, permite aportar evidência adicional para esta área de estudo. Permite constatar que existe transmissão de informação e risco de eventos ocorridos num mercado, seja financeiro ou do petróleo, para outros mercados. Os resultados sugerem que a maior intensidade de transmissão de informação e risco ocorrem entre mercados financeiros, geograficamente mais próximos. As relações de transmissão de informação e risco entre mercados financeiros e mercados petrolíferos são significativas, mas revelam menores intensidades.

## 6. Conclusão

Este trabalho teve por base dois objetivos. O primeiro foi identificar e analisar as dinâmicas de transmissão de informação e volatilidade entre os principais mercados financeiros e entre estes e o mercado petrolífero utilizando o modelo multivariado GARCH BEKK-diagonal. O segundo foi analisar os respectivos co-movimentos, ao longo do período amostral, através do modelo multivariado GARCH de correlações condicionais dinâmicas, DCC - MGARCH, entre os mercados financeiros e o mercado petrolífero.

Este estudo pretendeu responder a questões acerca da transmissão de volatilidade e dos co-movimentos entre os mercados acionistas e os mercados petrolíferos, utilizando dados diários, abrangendo o período de 2 janeiro de 2004 a 31 dezembro de 2021, dos principais índices dos mercados acionistas de um conjunto de 8 países (G7 e China) e de 2 mercados petrolíferos (Brent e WTI).

Inicialmente foram realizados testes de raízes unitárias às séries financeiras e às séries dos mercados petrolíferos de forma a avaliar a estacionaridade destas, utilizando os testes de ADF e de Philipps-Perron. De seguida, estas foram transformadas, utilizando as primeiras diferenças dos logaritmos dos índices, para assegurar a estacionaridade, e serem utilizadas na estimação das equações das médias condicionais das variáveis dependentes. O teste de Ljung-Box, do quadrado do retorno, demonstrou a existência de efeitos ARCH nas séries, sugerindo que a utilização dos modelos GARCH é adequada para modelar este efeito nas séries dos resíduos

Utilizou-se o teste Johansen para avaliar a cointegração das séries e verificar a existência de equações de cointegração. Nas relações bivariadas, entre as séries do mercado financeiro e as séries do petróleo, constatou-se existirem algumas equações cointegradas. O teste de Johansen permitiu indicar a utilização dos modelos VECM ou VAR na estimação das equações das médias condicionais.

O modelo GARCH BEKK-diagonal foi estimado, de forma a compreender a existência de transmissão de informação e volatilidade entre mercados financeiros e mercado petrolífero. A utilização do modelo DCC-GARCH permitiu analisar o sinal, magnitude e significância dos co-movimentos ao longo do período, através das correlações médias condicionais, entre mercados financeiros e petrolíferos.

A partir da estimação do modelo GARCH BEKK-diagonal, foi possível constatar a ocorrência de processos de transmissão de informação e risco significativos entre mercados financeiros e o mercado petrolífero. Verificam-se aumentos na co-volatilidade condicional entre os mercados quando os choques de retornos não-esperados apresentam sinais idênticos, positivos ou negativos, e efeitos negativos quando os choques apresentam sinais contrários. Em todos os modelos estimados observa-se que os choques na volatilidade e na co-volatilidade tendem a ser persistentes, i.e., a exercerem efeitos prolongados durante vários períodos, para depois a volatilidade e co-volatilidade reverterem para os seus níveis médios de longo prazo.

Com a estimação do modelo DCC-GARCH, constatou-se que os valores médios dos coeficientes de correlação condicional dos retornos entre mercados acionistas são positivos, significativos e de magnitude elevada. Acresce que, neste âmbito, os mercados acionistas mais próximos geograficamente apresentam valores médios mais elevados das correlações condicionais. Por outro lado, os valores médios das correlações condicionais entre os mercados acionistas e os mercados petrolíferos registam valores consideravelmente inferiores, não sendo estes em muitos casos estatisticamente significativos. Estes resultados sugerem que os choques dos retornos dos mercados acionistas tendem a exercer maiores efeitos nas co-volatilidades com outros mercados acionistas face ao exercido nas co-volatilidades com o mercado petrolífero. Os resultados deste estudo contribuem para o reforço da evidência empírica da área de estudo sobre a transmissão de informação e risco entre mercados financeiros e mercados do petróleo. Estes resultados têm interesse para os vários agentes económicos, incluindo investidores privados e institucionais, gestores de risco, e agentes políticos, que lidam com a questão de transmissão de risco entre os mercados financeiros e entre estes e o mercado petrolífero.

Como limitações do estudo é importante referir que nesta dissertação a análise das relações de transmissão de risco não foi decomposta em vários subperíodos amostrais coincidentes com os vários períodos de crises financeiras que permitisse analisar e salientar as diferenças nos efeitos de transmissão em períodos económicos estáveis e instáveis. Ao analisar os efeitos de transmissão num tão longo período amostral, que engloba vários períodos com características económica e financeiras diferentes, poderá estar a “esconder” a ocorrência de efeitos diferentes nos vários subperíodos

## Bibliografia

- (Jeremy) Chiu, C. wai, Harris, R. D. F., Stoja, E., & Chin, M. (2018). Financial market Volatility, macroeconomic fundamentals and investor Sentiment. *Journal of Banking and Finance*, *92*, 130–145.
- Angelidis, T., Degiannakis, S., & Filis, G. (2015). US stock market regimes and oil price shocks. *Global Finance Journal*, *28*, 132–146.
- Bastianin, A., Galeotti, M., & Manera, M. (2017). Oil supply shocks and economic growth in the Mediterranean. *Energy Policy*, *110*(March), 167–175.
- Baumöhl, E., Kočenda, E., Lyócsa, Š., & Výrost, T. (2018). Networks of volatility spillovers among stock markets. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, *490*, 1555–1574.
- Caporin, M., & Costola, M. (2022). Time-varying Granger causality tests in the energy markets: A study on the DCC-MGARCH Hong test. *Energy Economics*, *111*(October 2021), 106088.
- Chiarella, C., Kang, B., Nikitopoulos, C. S., & Tô, T. D. (2016). The Return-Volatility Relation in Commodity Futures Markets. *Journal of Futures Markets*, *36*(2), 127–152.
- Chun, D., Cho, H., & Ryu, D. (2020). Economic indicators and stock market volatility in an emerging economy. *Economic Systems*, *44*(2), 100788.
- Degiannakis, S., Filis, G., & Arora, V. (2018). Oil prices and stock markets: A review of the theory and empirical evidence. *Energy Journal*, *39*(5), 85–130.
- Ductor, L., & Leiva-León, D. (2022). Fluctuations in global output volatility. *Journal of International Money and Finance*, *120*, 102533.
- El Hedi Arouri, M., Jouini, J., & Nguyen, D. K. (2011). Volatility spillovers between oil prices and stock sector returns: Implications for portfolio management. *Journal of International Money and Finance*, *30*(7), 1387–1405.
- Henriques, I., & Sadorsky, P. (2008). Oil prices and the stock prices of alternative energy companies. *Energy Economics*, *30*(3), 998–1010.
- Kang, S. H., & Lee, J. W. (2019). The network connectedness of volatility spillovers across global futures markets. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, *526*, 120756.
- Kartsonakis-Mademlis, D., & Dritsakis, N. (2021). Asymmetric volatility spillovers between world oil prices and stock markets of the G7 countries in the presence of

- structural breaks. *International Journal of Finance and Economics*, 26(3), 3930–3944.
- Kilian, L., & Park, C. (2009). The impact of oil price shocks on the U.S. stock market. *International Economic Review*, 50(4), 1267–1287.
- Malik, F., & Ewing, B. T. (2009). Volatility transmission between oil prices and equity sector returns. *International Review of Financial Analysis*, 18(3), 95–100.
- Papapetrou, E. (2001). Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece. *Energy Economics*, 23(5), 511–532.
- Prokopczuk, M., Stancu, A., & Symeonidis, L. (2019). The economic drivers of commodity market volatility. *Journal of International Money and Finance*, 98, 102063.
- Van Rijckeghem, C., & Weder, B. (2001). Sources of contagion: Is it finance or trade? *Journal of International Economics*, 54(2), 293–308.
- Xu, Y., Taylor, N., & Lu, W. (2018). Illiquidity and volatility spillover effects in equity markets during and after the global financial crisis: An MEM approach. *International Review of Financial Analysis*, 56(February 2017), 208–220.
- BP (Banco de Portugal) (2022), Estatísticas de Preços das Matérias Primas, <https://bpstat.bportugal.pt/dominios/40>
- Mohanty, S. e Nandha, M., (2011), “Oil risk exposure: the case of the U.S oil and gas sector.”, *Financial Review*, 46, (1), 165-191.
- Filis, G., Degiannakis, S., e Floros, C., (2011) “Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries.”, *International Review of Financial Analysis*, 20 (3), 152-164.
- Basher, S. e Sadorsky, P., (2006), “Oil price risk and emerging stock markets.”, *Global Finance Journal*, 17(2), 224-251.
- Hamilton, J., (1988) “Are the macroeconomic effects of oil-price changes symmetric?: A comment.”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 28, 369-378.
- Hamilton, J., (1996) “This is what happened to the oil price – macroeconomy relationship.” *Journal of Monetary Economics*, 38, 215-220.
- Hamilton, J., (2009), “Understanding Crude Oil Prices.”, *Energy Journal*, 30(2), 179-206.

Kilian, L., (2008), "The economic effects of energy price shocks.", *Journal of Economic Literature*, 46(4), 871-909.

Brown, S. e Yucel, M., (2002), "Energy prices and aggregate economic activity: an interpretative survey.", *Quarterly Review of Economics and Finance*, 42(2), 193-208.

Pindyck, R., (2004), "Volatility in natural gas and oil markets.", *Journal of Energy and Development*, 30(1), 1-19.

Edelstein, P. e Kilian, L. (2009) "How sensitive are consumer expenditures to retail energy prices?", *Journal of Monetary Economics*, 56(6), 766-779.

Barsky, R., Kilian, L., (2004), "Oil and Macroeconomy since the 1970s.", *Journal of Economic Perspectives*, 18(4), 115-134.

Kilian, L., (2009), "Not all oil price shocks are alike: disentangling demand and supply Shocks in the crude oil market.", *American Economic Review*, 99(3), 1053-1069.

Kilian, L., Park, C., (2009), "The impact of oil price shocks on the US stock market.", *International Economic Review*, 50(4), 1267-1287.

Baba Y., Engle, R., Kraft, D., e Kroner, K. (1990), Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. Unpublished Manuscript, University of California, San Diego.

Engle, R. F. e Kroner K. F. (1995) Multivariate Simultaneous Generalized ARCH, *Econometric Review*, vol. 11, 122-150.

Bollerslev, T., Engle, R. e Wooldridge, J., (1988), A Capital asset pricing model with time varying covariances, *Journal of Political Economy*, vol. 96, 116-131.

Bauwens, L., Laurent, S. e Rombouts, J., (2006), Multivariate GARCH models: A Survey, *Journal of Applied Econometrics*, Vol.21, 709-109.

Engle, R. (1982) "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". *Econometrica*, 50 (4): 987-1007.

Bollerslev, T., (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics*, 31 (3): 307-327.

## Anexos

Tabela 7: Modelo VECM (1) – BEKK (1,1) diagonal – DAX e Brent

	DAX(t)	BRENT(t)	
Equações média condicional			
Coef. Ajustamento(Cointeg.)	3,22E-05	0,007***	
DAX(t-1)	-0,002	0,001***	
BRENT(t-1)	-0,002	-0,01	
Matriz M                      Matriz A                      Matriz B			
Equações das variâncias-covariâncias condicionais			
DAX(t)	3.10E-06*** 6.51E-08	0.262***	0.956***
BRENT(t)	6.19E-06***	0.257***	0.961***

\*\*\*, \*\* e \* representam, respetivamente, significância aos níveis de 1%, 5% e 10%.

Modelo BEKK diagonal:

$$H_t = CC' + A(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1})A' + B H_{t-1}B'$$

$$\text{Matriz M} \equiv CC'$$

Equações de variâncias-covariâncias condicionais

$$h_{11,t} = (0.00000310) + (0.262)^2\varepsilon_{1,t-1}^2 + (0.956)^2h_{11,t-1}$$

$$h_{22,t} = (0.00000619) + (0.257)^2\varepsilon_{2,t-1}^2 + (0.961)^2h_{22,t-1}$$

$$h_{12,t} = (0.0000000651) + (0.262)(0.257)\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + (0.956)(0.961)h_{12,t-1}$$

Tabela 8: Modelo VECM (1) – BEKK (1,1) diagonal – FTSE e Brent

	FTSE(t)	BRENT(t)
Equações da média condicional		
Coef. Ajustamento(Cointeg.)	1,5E-03	0,005***
FTSE(t-1)	-0,03***	0,003***
BRENT(t-1)	-0,009	-0,008

\*\*\*, \*\* e \* representam, respetivamente, significância aos níveis de 1%, 5% e 10%.

	Matriz M	Matriz A	Matriz B
Equações das variâncias-covariâncias condicionais			
FTSE(t)	2.10E-06*** 1.72E-07	0.262***	0.958***
BRENT(t)	6.11E-06***	0.250***	0.962***

Modelo BEKK diagonal:  $H_t = CC' + A(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1})A' + B H_{t-1}B'$

$$\text{Matriz M} \equiv CC'$$

Equações de variâncias-covariâncias condicionais

$$h_{11,t} = (0.00000210) + (0.262)^2\varepsilon_{1,t-1}^2 + (0.958)^2h_{11,t-1}$$

$$h_{22,t} = (0.00000611) + (0.250)^2\varepsilon_{2,t-1}^2 + (0.962)^2h_{22,t-1}$$

$$h_{12,t} = (0.000000172) + (0.262)(0.250)\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + (0.958)(0.962)h_{12,t-1}$$

Tabela 9 Modelo VAR (1) – BEKK (1,1) diagonal – MIB e Brent

	MIB(t)	BRENT(t)
Equações da média condicional		
MIB(t-1)	-0,05***	0,032***
BRENT(t-1)	0,002	-0,01

	Matriz M	Matriz A	Matriz B
Equações das variâncias-covariâncias condicionais			
MIB(t)	2.28E-06*** 5.19E-07	0.253***	0.963***
BRENT(t)	6.09E-06***	0.259***	0.960***

\*\*\*, \*\* e \* representam, respectivamente, significância aos níveis de 1%, 5% e 10%.

Modelo BEKK diagonal:

$$H_t = CC' + A(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1})A' + B H_{t-1}B'$$

$$\text{Matriz M} \equiv CC'$$

Equações de variâncias-covariâncias condicionais

$$h_{11,t} = (0.00000228) + (0.253)^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + (0.963)^2 h_{11,t-1}$$

$$h_{22,t} = (0.0000609) + (0.259)^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + (0.960)^2 h_{22,t-1}$$

$$h_{12,t} = (0.000000519) + (0.253)(0.259)\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + (0.963)(0.960)h_{12,t-1}$$

Tabela 10: Modelo VAR (1) – BEKK (1,1) diagonal – Nikkei e Brent

	Nikkei(t)	BRENT(t)
Equações da média condicional		
Nikkei(t-1)	-0,14***	-0,002***
BRENT(t-1)	-9,71E-05	-0,004

	Matriz M	Matriz A	Matriz B
Equações das variâncias-covariâncias condicionais			
Nikkei(t)	3.53E-06*** 8.39E-07	0.267***	0.952***
BRENT(t)	6.57E-06***	0.255***	0.961***

\*\*\*, \*\* e \* representam, respectivamente, significância aos níveis de 1%, 5% e 10%.

Modelo BEKK diagonal:

$$H_t = CC' + A(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1})A' + B H_{t-1}B'$$

Matriz  $M \equiv CC'$

Equações de variâncias-covariâncias condicionais

$$\begin{aligned} h_{11,t} &= (0.00000353) + (0.267)^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + (0.952)^2 h_{11,t-1} \\ h_{22,t} &= (0.00000657) + (0.255)^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + (0.961)^2 h_{22,t-1} \\ h_{12,t} &= (0.0000000519) + (0.267)(0.255) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + (0.952)(0.961) h_{12,t-1} \end{aligned}$$

Tabela 11: Modelo VAR (1) – BEKK (1,1) diagonal – S&P500 e WTI

	S&P500(t)	WTI(t)
Equações da média condicional		
S&P500(t-1)	-0,13***	1,99E-05***
WTI(t-1)	-0,001	0,083***

	Matriz M	Matriz A	Matriz B
Equações das variâncias-covariâncias condicionais			
S&P500(t)	2.61E-06*** -2.37E-07	0.356***	0.921***
WTI(t)	1.10E-05***	0.305***	0.944***

\*\*\*, \*\* e \* representam, respectivamente, significância aos níveis de 1%, 5% e 10%.

Modelo BEKK diagonal:

$$H_t = CC' + A(\varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1})A' + B H_{t-1} B'$$

Matriz  $M \equiv CC'$

Equações de variâncias-covariâncias condicionais:

$$\begin{aligned} h_{11,t} &= (0.00000261) + (0.356)^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + (0.921)^2 h_{11,t-1} \\ h_{22,t} &= (0.0000110) + (0.305)^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + (0.944)^2 h_{22,t-1} \\ h_{12,t} &= (-0.000000237) + (0.356)(0.305) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + (0.921)(0.944) h_{12,t-1} \end{aligned}$$

Tabela 12: Modelo VAR (1) – BEKK (1,1) diagonal – SSE e Brent

	SSE(t)	BRENT(t)
Equações das médias condicionais		
SSE(t-1)	0,003	0,003***
BRENT(t-1)	-0,007	0,0012

	Matriz M	Matriz A	Matriz B
Equações das variâncias-covariâncias (condicionais)			
SSE(t)	1.50E-06*** -3.50E-08	0.195***	0.977***
Brent(t)	7.49E-06***	0.280***	0.956***

\*\*\*, \*\* e \* representam, respectivamente, significância aos níveis de 1%, 5% e 10%.

Modelo BEKK diagonal:

$$H_t = CC' + A(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1})A' + B H_{t-1}B'$$

$$\text{Matriz M} \equiv CC'$$

Equações de variâncias-covariâncias condicionais

$$h_{11,t} = (0.0000015) + (0.195)^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + (0.977)^2 h_{11,t-1}$$

$$h_{22,t} = (0.00000749) + (0.280)^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + (0.956)^2 h_{22,t-1}$$

$$h_{12,t} = (-0.000000035) + (0.195)(0.280)\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + (0.977)(0.956)h_{12,t-1}$$

Tabela 13: Modelo VECM (1) – BEKK (1,1) diagonal – TSX e WTI

	TSX(t)	WTI(t)
Equações das médias condicionais		
Coef. Ajustam. (Cointeg.)	1,41E-04	0,004***
TSX(t-1)	0,069***	0,055***
WTI(t-1)	0,008	-0,004

	Matriz M	Matriz A	Matriz B
Equações das variâncias-covariâncias condicionais			
TSX(t)	1.28E-06*** 2.94E-08	0.273***	0.958***
WTI(t)	1.29E-05***	0.272***	0.949***

\*\*\*, \*\* e \* representam, respectivamente, significância aos níveis de 1%, 5% e 10%.

Modelo BEKK diagonal:

$$H_t = CC' + A(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1})A' + B H_{t-1}B'$$

Matriz  $M \equiv CC'$   
 Equações de variâncias-covariâncias condicionais

$$h_{11,t} = (0.00000128) + (0.273)^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + (0.958)^2 h_{11,t-1}$$

$$h_{22,t} = (0.0000129) + (0.272)^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + (0.949)^2 h_{22,t-1}$$

$$h_{12,t} = (0.0000000294) + (0.273)(0.272) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + (0.958)(0.949) h_{12,t-1}$$

Tabela 14: Resultados de estimação do modelo CCD-GARCH (1,1) entre mercados acionistas asiáticos e o mercado de BRENT

	Nikkei	SSE	Brent
<b>Equações das médias condicionais</b>			
Constante	2.2E-04	2.98E-04	1.96E-04
Nikkei (-1)	-0.16***	-0.01	0.009
SSE (-1)	0.01	0.01	0.06
Brent (-1)	-0.06	-5.07E-04	-0.01
<b>Equações da variância condicional</b>			
$h_{ii,t} = \omega_0 + \alpha_1 \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_1 h_{ii,t-1}$			
$\omega_0$	0.0000	0.0000	0.0001
$\alpha_1$	0.2192***	0.4045***	0.3689***
$\beta_1$	0.7287**	0.5495***	0.4779***
<b>Correlações médias condicionais (<math>\overline{\rho_{ij,t}}</math>)</b>			
Nikkei		0.2814***	-0.055
SSE			-0.0181
<b>Coefficientes de ajustamento do processo de correlação condicional</b>			
$\alpha = 0.0263$ *** (lambda 1)			
$\beta = 0.6207$ *** (lambda 2)			

\*\*\*, \*\* e \* representam, respetivamente, significância aos níveis de 1%, 5% e 10%.

Tabela 15: Resultados de estimação do modelo DCC-GARCH (1,1) entre mercados acionistas americanos e o mercado WTI

	S&P500	TSX	WTI
Equações da média condicional			
Coef.Ajustamento(Coint.)	-8.28E-04*	-8.69E-04*	-0.007***
Const.	3.46E-04**	1.54E-04	1.6E-04
S&P500 (-1)	-0.07***	0.22***	0.144***
TSX (-1)	-0.08***	-0.12***	-0.08*
WTI (-1)	-6.31E-04	-8.46E-04	-00.2*
Equações da variância condicional			
	$h_{ii,t} = \omega_0 + \alpha_1 \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_1 h_{ii,t-1}$		
$\omega_0$	0.0000	0.0000	0.0001
$\alpha_1$	0.2336***	0.2460***	0.3464 ***
$\beta_1$	0.7268**	0.7409***	0.5392***
Correlações médias condicionais ( $\overline{\rho_{l,j,t}}$ )			
S&P500		0.7387 ***	0.1253
TSX			0.0054
Coeficientes ajustamento do processo correlação condicional			
$\alpha = 0.0208$ *** (lambda 1)			
$\beta = 0.9498$ *** (lambda 2)			

\*\*\*, \*\* e \* representam, respetivamente, significância aos níveis de 1%, 5% e 10%.

Tabela 16: Resultados de estimação do modelo DCC-GARCH (1,1) entre mercados acionistas europeus/ EUA e o mercado de BRENT

	CAC	DAX	FTSE	MIB	S&P500	Brent
Equações da média condicional						
Coef.Ajustam	-0.01**	-0.07	-0.09	0.004	0.0004	0.04***
Const.	1.32E-05	2.31E-04	-8.15E-04	-1.2E-04	3.2E-04*	2.06E-04
CAC (-1)	-0.34***	-0.24***	-0.13***	-0.22***	-0.06*	-0.1
DAX (-1)	0.06*	0.01	0.01***	0.03	0.1***	-0.06
FTSE (-1)	0.01	-0.01	-0.17***	-0.02	0.07	0.07
MIB (-1)	0.04	0.02	0.02	-0.02	-0.02	0.02
S&P500(-1)	0.42***	0.37***	0.37***	0.39***	-0.15***	0.02
Brent (-1)	1.93E-03	-8.94E-04	-8.47E-03	-3.5E-03	-4.4E-03	-0.01
Equações da variância condicional						
	$h_{ii,t} = \omega_0 + \alpha_1 \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_1 h_{ii,t-1}$					
$\omega_0$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001
$\alpha_1$	0.176***	0.178***	0.175***	0.196***	0.238***	0.379***
$\beta_1$	0.722***	0.749***	0.810***	0.736***	0.645***	0.501***
Correlações médias condicionais ( $\overline{\rho_{ij,t}}$ )						
CAC		0.932***	0.776***	0.899***	0.648***	0.044**
DAX			0.746***	0.862***	0.621***	0.036*
FTSE				0.718***	0.630***	0.058***
MIB					0.579***	0.047**
S&P 500						0.026
Coeficientes de ajustamento do processo de correlação condicional						
$\alpha = 0.063$ *** (lambda 1)						
$\beta = 0.755$ *** (lambda 2)						

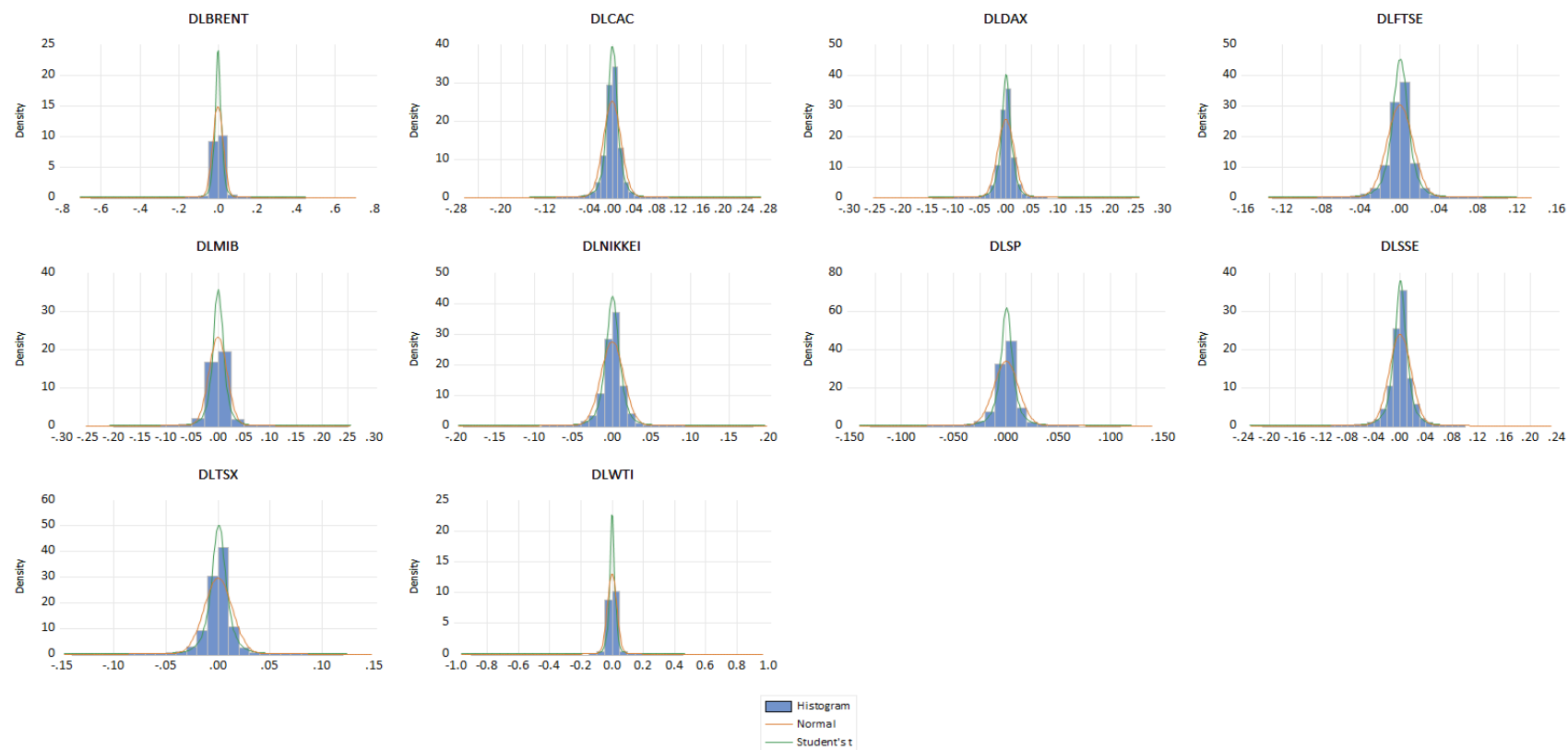
\*\*\*, \*\* e \* representam, respetivamente, significância aos níveis de 1%, 5% e 10%.

Tabela 17: Resultados de estimação do modelo DCC-GARCH (1,1), entre mercados acionistas asiático/EUA e o mercado de BRENT

	Nikkei	SSE	S&P500	Brent
Equações das médias condicionais				
Coef. Ajustam. (Coint.)	-0.01***	4.69E-04	-8.69E-04	0.01***
Const.	6.7E-05	2.36E-04	3.49E-04**	1.94E-04
Nikkei (-1)	-0.16***	-0.01	0.01	0.005
SSE (-1)	-0.01	0.001	-7.7E-03	0.005
S&P500(-1)	0.52***	0.21***	-0.13***	0.01
Brent (-1)	2.83E-04	2.36E-04	3.49E-04**	1.94E-04
Equações da variância condicional				
$h_{ii,t} = \omega_0 + \alpha_1 \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_1 h_{ii,t-1}$				
$\omega_0$	0.000	0.000	0.000	0.000
$\alpha_1$	0.178***	0.385***	0.287***	0.364***
$\beta_1$	0.806***	0.559***	0.657***	0.497***
Correlações médias condicionais ( $\bar{\rho}_{ij,t}$ )				
Nikkei		0.143***	0.282***	0.040*
SSE			0.110***	-0.012
S&P 500				0.025
Coeficientes de ajustamento do processo de correlação condicional				
$\alpha = 0.014***$ (lambda 1)				
$\beta = 0.937***$ (lambda 2)				

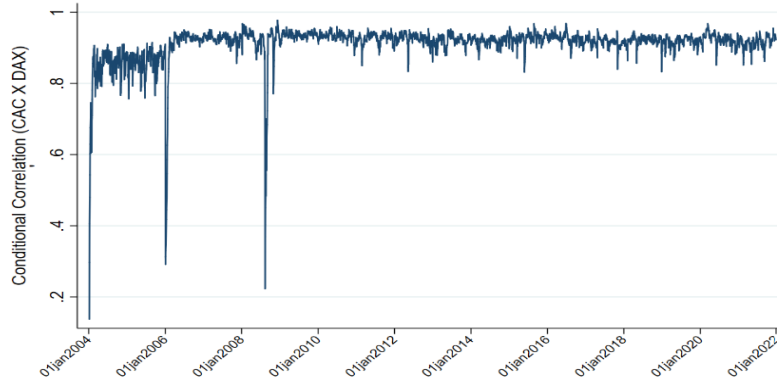
\*\*\*, \*\* e \* representam, respetivamente, significância aos níveis de 1%, 5% e 10%.

Figura 2: Histogramas das séries de retornos e ajustamento das distribuições normais e de T-Student

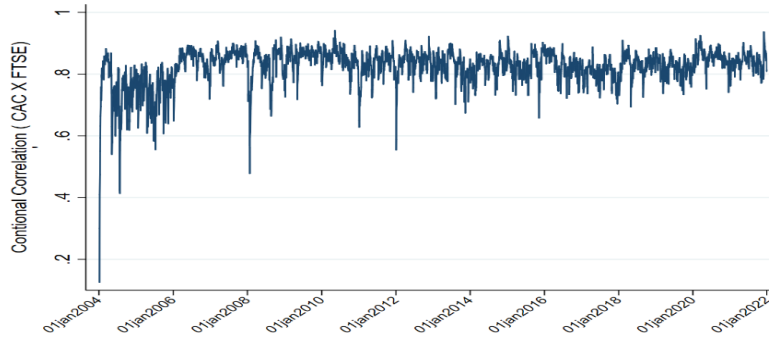




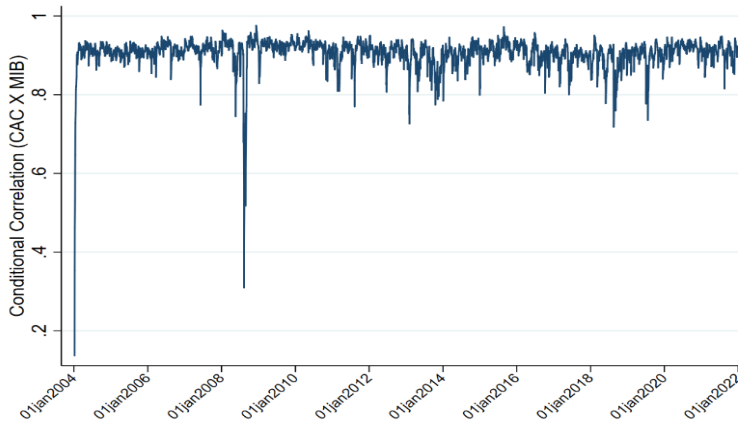
**Figura 3: Correlação entre CAC x DAX**



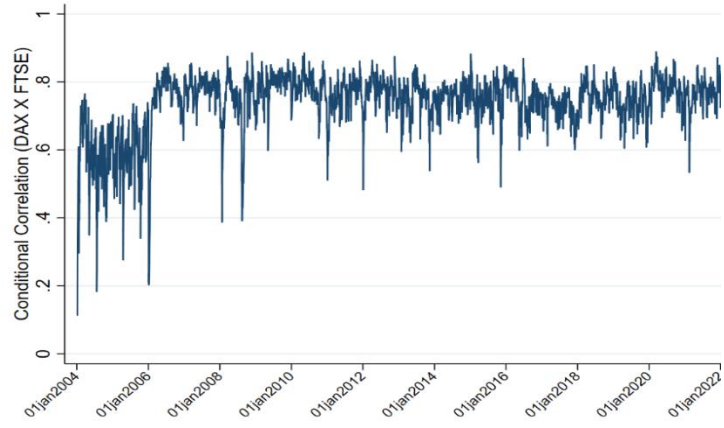
**Figura 4: Correlação entre CAC x FTSE**



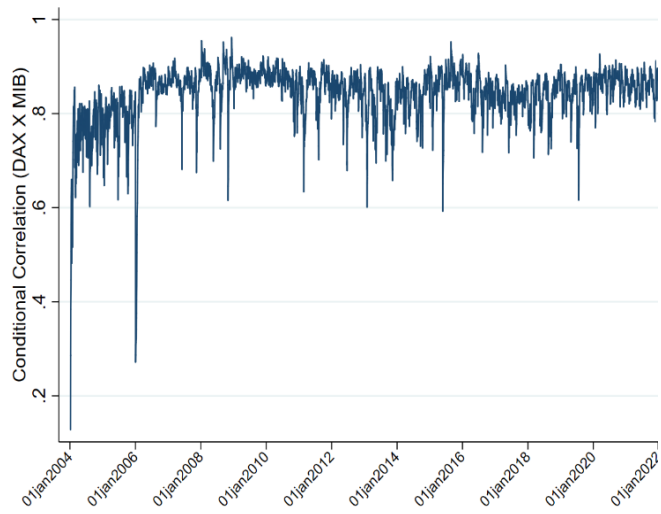
**Figura 5: Correlação CAC x MIB**



**Figura 6: Correlação DAX x FTSE**



**Figura 7: Correlação DAX x MIB**



**Figura 8: Correlação FTSE x MIB**

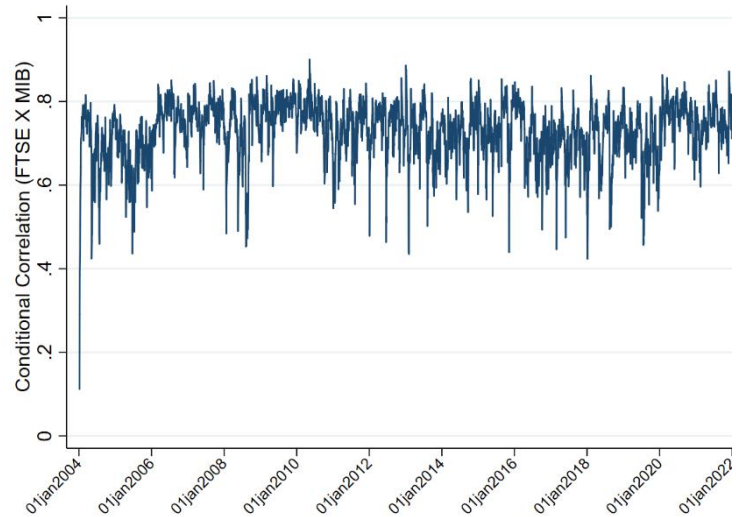


Figura 9: Correlação entre o Nikkei e o SSE

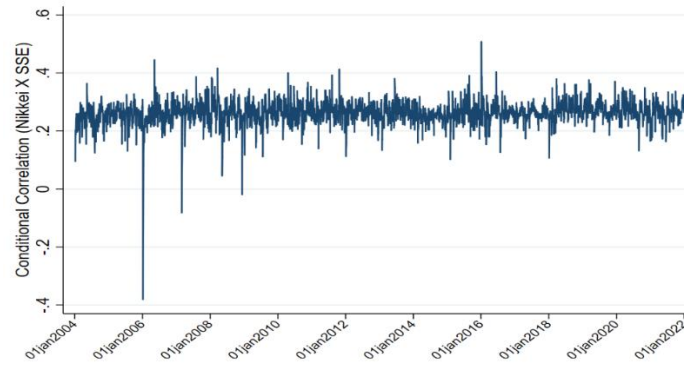


Figura 10: Correlação entre o SP500 e o TSX

