



NICOLE REBOLO  
HORTA

**EFEITOS DA PANDEMIA GLOBAL  
DE 2020 NA INTEGRAÇÃO DOS  
MERCADOS FINANCEIROS:  
CRIPTOMOEDAS VS. G7**

Relatório de Dissertação do Mestrado em  
Contabilidade e Finanças

**ORIENTADOR**

Professor Doutor, Rui Manuel Teixeira Santos  
Dias

NICOLE REBOLO  
HORTA

**EFEITOS DA PANDEMIA GLOBAL  
DE 2020 NA INTEGRAÇÃO DOS  
MERCADOS FINANCEIROS:  
CRIPTOMOEDAS VS. G7**

**JÚRI**

*Presidente:* Francisco José Mendes Leote, Prof.  
Adjunto

*Orientador:* Rui Manuel Teixeira Santos Dias, Prof.  
Adjunto Convidado.

*Vogal:* Nuno Miguel Delicado Teixeira, Prof. Adjunto

Abril de 2022

*"The time you enjoy wasting is not wasted time."  
Bertrand Russell*

## **Agradecimentos**

A dissertação de mestrado é um projeto que envolve uma caminhada marcada por dificuldades e vitórias que grande parte do tempo são vividas de forma solitária. No entanto, contei sempre com a confiança do meu orientador Professor Doutor Rui Dias, cuja motivação e partilha de conhecimento foram indescritíveis e foram a verdadeira razão para que a realização deste trabalho fosse possível. Acima de tudo, o meu obrigada por me acompanhar neste caminho, por estimular o meu interesse pela investigação e por me fazer acreditar que tinha tudo para conseguir alcançar o sucesso.

Desejo igualmente agradecer à minha colega Rafaela Pardete por me permitir partilhar os meus anseios, as minhas dificuldades e por iluminar os meus pensamentos, tornando-os mais positivos.

Aos meus amigos, especialmente, Marta Martins e Ricardo Janeiro, obrigada pelo apoio incondicional e pela compreensão em todos os meus projetos académicos, profissionais e pessoais.

Um especial obrigado aos meus pais e avós por serem seres humanos inspiradores e que me fizeram sempre acreditar em valores como resiliência e força de vontade que também eles foram essenciais para a realização da presente dissertação. Agradeço-vos ainda o amor e a atenção infindável que sempre me dedicaram e espero hoje ser o motivo do vosso sorriso e orgulho.

A todos, **o meu especial obrigada.**

## Resumo

A presente dissertação tem como objetivo analisar o impacto da pandemia global de 2020 (covid-19) nos mercados de ações do grupo dos 7 (G7), especificamente nos índices bolsistas, DJ e S&P 500 (representativos do mercado de ações norte-americano), FTSE 100 (Reino Unido), S&P/TSX (Canadá), DAX 30 (Alemanha), CAC 40 (França), Nikkei 225 (Japão) e Italy Ds Market (Itália) e nas criptomoedas Bitcoin (BTC), Litecoin (LTC), Ethereum (ETH) e no índice Crypto 10. Para realizar este estudo foram empregues diferentes abordagens de forma a responder se: i) As criptomoedas *versus* os mercados de ações do G7 tendem para a integração durante o período marcado pela pandemia global de 2020?; ii) os choques acentuados entre mercados poderão colocar em causa as hipóteses de diversificação de carteira?. Os resultados dos testes de cointegração para o subperíodo relativo à pandemia de covid-19 quando comparado com o subperíodo precedente sugerem que as criptomoedas BTC e ETH diminuíram significativamente o seu nível de integração com os seus pares, enquanto a LTC manteve. De forma adicional também se constatou que os mercados de ações dos EUA (DJ, S&P 500) e da Alemanha (DAX 30) diminuíram o nível de integração quando comparados com o subperíodo pré-covid 19. Já os mercados do Reino Unido (FTSE 100), Canadá (S&P/ TSX), Japão (Nikkei 225), França (CAC 40) e Itália (Italy Ds Market) assistiram a um aumento do seu nível de integração com os restantes mercados. De forma a validar os resultados aferiu-se ainda sobre os choques entre mercados através da aplicação do modelo *VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests* e verificou-se que as criptomoedas BTC, ETH e LTC aumentaram os comovimentos com os seus pares, enquanto o índice Crypto 10 diminuiu o seu número de choques, quando comparado com o subperíodo de pré-covid 19. Em relação aos mercados de ações verificou-se que o índice DJ manteve o mesmo nível de choques, enquanto o índice japonês (Nikkei 225) diminuiu. Já os mercados da Alemanha (DAX), EUA (S&P 500), Canadá (S&P/TSX), Reino Unido (FTSE 100), França (CAC 40) e Itália (Italy Ds Market) aumentaram os seus comovimentos no período marcado pela ocorrência da pandemia global. Em jeito de conclusão, pode-se evidenciar a existência de sincronizações e comovimentos acentuados, resultados estes que colocam em causa a implementação de estratégias de diversificação de carteiras eficientes. Estas conclusões também abrem espaço para que os reguladores de mercado intentem medidas para garantir uma melhor informação sobre as dinâmicas entre os mercados financeiros internacionais.

**Palavras-chave:** Covid-19; criptomoedas; G7; integração financeira; comovimentos; diversificação de carteiras.

**Classificação JEL:** C58, G10, G11, G12, G14, G15, F3.

## **Abstract**

This dissertation aims to analyze the impact of the 2020 global pandemic (covid-19) on the G7 stock markets, namely DJ, S&P 500 (representative of the US stock market), FTSE 100 (UK), S&P/TSX (Canada), DAX (Germany), CAC 40 (France), Nikkei 225 (Japan) and Italy Ds Market (Italy) and in the cryptocurrencies like Bitcoin (BTC), Litecoin (LTC), Ethereum (ETH) and the Crypto 10 index. To accomplish this research different approaches were used to answer the following: i) Do cryptocurrencies *versus* G7 stock markets tend towards integration during the 2020 global pandemic?; ii) Could the sharp shocks between markets risk the portfolio diversification? The results of cointegration tests for the 2020 global pandemic, when compared to the previous sub-period (pre-covid), suggest that cryptocurrencies BTC and ETH decreased their level of integration, while LTC was maintained. Additionally, it was also observed a decreased integration level in the American stock markets (DJ and S&P 500) and the German stock market (DAX 30) in comparison to the pre-covid subperiod. On the other hand, the UK (FTSE 100), Canada (S&P/TSX), Japan (Nikkei 225), France (CAC 40), and Italy (Italy Ds Market) stock markets have raised the level of integration with the rest of the markets. To validate the results, it was investigated the shocks between markets through the VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests model which suggest that the BTC, ETH, and LTC cryptocurrencies increased co-movements with their peers, while the Crypto 10 index decreased when compared to the pre-covid subperiod. Regarding the stock markets, it was found that the DJ index maintained the same level of shocks, while the Japanese index (Nikkei 225) declined. Furthermore, the stock markets of Germany (DAX), USA (S&P 500), Canada (S&P/TSX), UK (FTSE 100), France (CAC 40) and Italy (Italy Ds Market) increased their movements during the global pandemic period. In conclusion, the presence of synchronizations and accentuated co-movements can be demonstrated. These results call into question the formulation and implementation of risk diversification strategies. These findings also lead market regulators to attempt measures to guarantee better information about the dynamics between international financial markets.

**Keywords:** Covid-19; cryptocurrencies; G7; financial integration; co-movements; wallet diversification.

**JEL Classification:** C58, G10, G11, G12, G14, G15, F3.

## Índice Geral

<b>Agradecimentos</b> .....	<b>iv</b>
<b>Resumo</b> .....	<b>v</b>
<b>Índice de Figuras</b> .....	<b>3</b>
<b>Índice de Tabelas</b> .....	<b>3</b>
<b>Lista de Abreviaturas</b> .....	<b>5</b>
<b>Introdução</b> .....	<b>6</b>
a) Objetivos da investigação e fundamentação dos mercados selecionados .....	8
b) Pertinência e respetivos contributos académicos e profissionais .....	9
c) Estrutura .....	10
<b>Capítulo 1: Revisão da literatura</b> .....	<b>11</b>
<b>1. Introdução teórica</b> .....	<b>11</b>
<b>2. Evidências empíricas da integração e relações de causalidade entre os mercados financeiros</b> .....	<b>11</b>
2.1. Evidências sobre os mercados de ações .....	11
2.2. Evidências sobre o mercado de criptomoedas .....	13
<b>Capítulo II: Dados e Metodologia</b> .....	<b>15</b>
<b>1. Dados</b> .....	<b>15</b>
<b>2. Metodologia</b> .....	<b>16</b>
2.1. Caracterização da amostra.....	16
2.1.1. Medidas de estatística descritiva .....	17
2.1.2. Teste de aderência de Jarque e Bera (1980) .....	18
2.1.3. Diagnóstico de estacionariedade das séries temporais .....	19
2.1.3.1. Testes de raiz unitária em painel.....	20
2.1.3.2. Teste de raiz unitária em painel com quebras estruturais .....	23
2.2. Testes de cointegração.....	25
2.2.1. Teste de Gregory e Hansen.....	25
2.3. Modelo <i>VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests</i> .....	26
2.3.1. Testes de especificação/ajustamento do modelo <i>VAR</i> .....	28
2.3.2. Testes de Resíduos <i>VAR</i> .....	29
<b>Capítulo IV: Resultados e Discussão</b> .....	<b>30</b>
<b>1. Caracterização da amostra</b> .....	<b>30</b>
<b>2. Testes de cointegração: Gregory e Hansen</b> .....	<b>39</b>
2.1. Teste de Gregory e Hansen: Bitcoin.....	39
2.2. Teste de Gregory e Hansen: Ethereum .....	40
2.3. Teste de Gregory e Hansen: Litecoin .....	41
2.4. Teste de Gregory e Hansen: <i>Crypto 10</i> .....	42
2.5. Teste de Gregory e Hansen: Dow Jones.....	43
2.6. Teste de Gregory e Hansen: FTSE 100 .....	44

2.7. Teste de Gregory e Hansen: DAX 30 .....	45
2.8. Teste de Gregory e Hansen: S&P 500 .....	46
2.9. Teste de Gregory e Hansen: S&P/TSX .....	47
2.10. Teste de Gregory e Hansen: Nikkei 225.....	48
2.11. Teste de Gregory e Hansen: CAC 40.....	49
2.12. Teste de Gregory e Hansen: Italy Ds Market .....	50
2.13. Teste de Gregory e Hansen: Análise Global .....	51
<b>3. VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests.....</b>	<b>53</b>
<b>Capítulo V: Conclusões .....</b>	<b>62</b>
a) Linhas de investigação futuras .....	63
<b>Referências Bibliográficas .....</b>	<b>64</b>

## Índice de Figuras

Figura 1: Evolução, em níveis, dos mercados financeiros em análise, no período de 1 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021. ....	31
Figura 2: Evolução, dos retornos, dos mercados financeiros em análise, no período de 1 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021. ....	31
Figura 3: Gráficos de quantis dos 12 mercados financeiros em análise, no período de 01 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021. ....	34
Figura 4: Teste de raiz unitária, com quebras estruturais, de Clemente, referentes aos 12 mercados financeiros, no período de 01 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021. ....	37
Figura 5: Teste de resíduos VAR, dos mercados financeiros em análise, no período 2/01/2018 a 12/31/2019 (pré-covid 19). ....	54
Figura 6: Teste de resíduos VAR, dos mercados financeiros em análise, no período 01/01/2020 a 18/11/2021 (covid 19). ....	56

## Índice de Tabelas

Tabela 1: Países e respectivos índices.....	15
Tabela 2: Síntese das características dos testes de raiz unitária em painel. ....	23
Tabela 3: Estatísticas descritivas respeitantes às criptomoedas em análise, no período de 01 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021. ....	32
Tabela 4: Estatísticas descritivas, em rendibilidades, respeitantes aos mercados de ações em análise, no período de 01 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021. ....	33
Tabela 5: Teste de Breitung para os 12 mercados financeiros em análise, no período de 01 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021. ....	35
Tabela 6: Teste de Levin, Lin e Chu para os 12 mercados financeiros em análise, no período de 01 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021. ....	35
Tabela 7: Teste de Hadri para os 12 mercados financeiros em análise, no período de 01 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021. ....	35
Tabela 8: Teste de raiz unitária, com quebras estruturais, de Clemente et al (1998), referentes aos 12 mercados financeiros, no período 01 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021. ....	36
Tabela 9: Testes de Gregory-Hansen, referente à Bitcoin, no período pré-covid e covid-19.....	40
Tabela 10: Testes de Gregory-Hansen, referente à Ethereum, no período pré-covid e covid-19.....	41
Tabela 11: Testes de Gregory-Hansen, referente à Litecoin, no período pré-covid e covid-19.....	42
Tabela 12 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao índice Crypto 10, no período pré-covid e covid-19 .....	43
Tabela 13: Testes de Gregory-Hansen, referente ao índice bolsista Dow Jones, no período pré-covid e covid-19. ....	44

Tabela 14 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao índice bolsista FTSE 100, no período pré-covid e covid 19. ....	45
Tabela 15: Testes de Gregory-Hansen, referente ao índice bolsista DAX 30, no período pré-covid e covid-19. ....	46
Tabela 16: Testes de Gregory-Hansen, referente ao índice bolsista S&P 500, no período pré-covid e covid-19. ....	47
Tabela 17: Testes de Gregory-Hansen, referente ao índice bolsista S&P/TSX, no período pré-covid e covid-19. ....	48
Tabela 18: Testes de Gregory-Hansen, referente ao índice bolsista Nikkei 225, no período pré-covid e covid-19. ....	49
Tabela 19: Testes de Gregory-Hansen, referente ao índice bolsista CAC 40, no período pré-covid e covid-19. ....	50
Tabela 20: Testes de Gregory-Hansen, referente ao índice bolsista Italy Ds Market, no período pré-covid e covid-19. ....	51
Tabela 21: Síntese dos Resultados obtidos nos Testes de Gregory e Hansen para os mercados financeiros em análise, no período Pré-Covid e Covid. ....	53
Tabela 22: Critérios de seleção do número de defasagens do modelo VAR, respeitante ao período 01/02/2018 a 31/12/2019 (pré-covid 19). ....	54
Tabela 23: VAR residual serial correlation LM tests, respeitante ao período 2/01/2018 a 12/31/2019 (pré-covid 19). ....	55
Tabela 24: Critérios de seleção do número de defasagens do modelo VAR, respeitante ao período 1/01/2020 11/18/2021 (covid 19). ....	56
Tabela 25: <i>VAR Residual Serial Correlation LM Tests</i> , respeitante ao período 1/01/2020 11/18/2021 (covid 19). ....	57
Tabela 26: Testes de causalidade de <i>Granger/Block Exogeneity Wald Tests</i> , dos mercados financeiros em análise, no período de 01/02/2018 a 31/312/2019 (pré covid-19). ....	59
Tabela 27: Testes de causalidade de <i>Granger/Block Exogeneity Wald Tests</i> , dos mercados financeiros em análise, no período de 01/01/2020 18/11/2021 (covid-19). ....	60
Tabela 28: Síntese dos Resultados obtidos nos Testes de causalidade de <i>Granger/Block Exogeneity Wald Tests</i> para os mercados financeiros em análise, no período pré-covid e covid. ....	61

## Lista de Abreviaturas

<b>AIC</b>	<i>Akaike Information Criterion</i>
<b>BTC</b>	Bitcoin
<b>CAC 40</b>	<i>Cotation Assistée en Continu</i>
<b>CRYPTO 10</b>	<i>Crypto Market 10 Index</i>
<b>DAX 30</b>	<i>Deutscher Aktien Index</i>
<b>DJ</b>	<i>Dow Jones Compósita 65 Stock</i>
<b>ETH</b>	Ethereum
<b>FPE</b>	<i>Final Prediction Error</i>
<b>FTSE 100</b>	Financial Times Stock Exchange 100 Index
<b>G7</b>	Grupo dos Sete corresponde ao grupo dos países mais industrializados do mundo, composto pela Alemanha, Canadá, Estados Unidos, França, Itália, Japão e Reino Unido.
<b>HQ</b>	<i>Hannan-Quinn Criterion</i>
<b>LLC</b>	Levin, Lin e Chu
<b>LR</b>	<i>Likelihood Ration</i>
<b>LTC</b>	Litecoin
<b>Nikkei 225</b>	<i>Nikkei 225 Average</i>
<b>OMS</b>	Organização Mundial de Saúde
<b>S&amp;P 500</b>	<i>Standard &amp; Poor's 500</i>
<b>S&amp;P/TSX</b>	<i>S&amp;P/TSX Composite Index</i>
<b>SIC</b>	<i>Schwarz Information Criterion</i>
<b>VAR</b>	Vetor Autorregressivo
<b>VAR-GARCH</b>	Vetor de heterocedasticidade condicional generalizada
<b>VECM</b>	Modelo de correção de erro vetorial

## Introdução

De acordo com a proposta de Markowitz (1952), o risco não-sistemático pode ser mitigado através da diversificação, pois esta pode funcionar como uma estratégia de “compensação” dos riscos inerentes aos ativos de investimento, visto que a formação de carteiras com classes de ativos com características diferentes permitirá que os segmentos de mercado que estejam em alta, compensem eventuais perdas resultantes de outros segmentos de mercado nos quais se tenha investido e que tenha registado quebras. Desta forma, para os investidores internacionais a formação de carteiras de investimentos transnacionais pode ajudar a facilitar a evolução do risco. Por sua vez, Fabozzi et al. (2002) afirmaram que investir em ativos com características semelhantes e correlacionados pode não constituir uma estratégia de investimento prudente, apontando para uma forte probabilidade de que se um determinado investimento quebrar, este possa eventualmente conduzir à quebra do portfólio como um todo. Também, Grinblatt e Titman (2002) sustentam que a diversificação confere a possibilidade aos gestores de carteira ou investidores individuais de equilibrarem os seus investimentos entre vários títulos e dessa forma, minimizarem o risco geral inerente às suas carteiras.

De acordo com os autores Tahai et al. (2004) e Taimur (2011), no âmbito da diversificação do risco internacional, é crucial compreender o grau de correlação dos ativos ou mercados, bem como avaliar o seu grau de integração financeira, uma vez que em mercados financeiramente integrados, os produtos financeiros com as mesmas características de risco, apresentarão a mesma rentabilidade esperada, independentemente do local onde são transacionados e naturalmente, os benefícios associados a estratégias de diversificação ficam diminutos.

Posto isto, a verdade é que recentemente os mercados financeiros internacionais têm presenciado uma dramática aceleração da sua integração e globalização, resultante da liberalização da circulação do capital e progressos tecnológicos, cuja sinergia tem fomentado a criação de novas oportunidades de investimento e de financiamento. No entanto, apesar da integração financeira poder levar a um maior crescimento económico, à medida que os mercados financeiros se tornam mais integrados encontram-se também mais expostos a novas fontes de choques e o surgimento de uma crise em uma determinada área geográfica pode mais facilmente afetar outros mercados (Menezes e Dionísio, 2011; Pera, 2015; Dyhrberg, 2016; Dias et al., 2019).

A mais recente crise começou a fazer-se sentir a partir do dia 11 de março de 2020, quando a Organização Mundial de Saúde (OMS), mediante o alerta epidemiológico emitido pela República Popular da China devido ao surgimento de um novo coronavírus (SARS-CoV-

2) na cidade de Wuhan, declarou de forma oficial uma situação pandémica, que ficou conhecida como pandemia de covid-19 (Ali et al., 2020).

Antes da pandemia de covid-19, já haviam ocorrido outras pandemias e epidemias, tais como a gripe espanhola em 1918, a gripe asiática em 1957 e 1958, a epidemia de síndrome respiratória aguda grave de 2003, a gripe suína em 2009 e 2010, ébola em 2014 e 2016 e síndrome respiratória do Médio Oriente em 2012. De entre as pandemias e epidemias já sucedidas, a pandemia de covid-19 apresenta em termos das suas características biológicas similaridades com a gripe espanhola de 1918, pois ambas se tratam de doenças respiratórias, bem como em termos históricos foram as que registaram as taxas de cobertura e transmissibilidade mais elevadas (Salisu et al., 2020).

Devido a essa mesma rápida capacidade de transmissão, logo após o anúncio pela OMS da situação pandémica, inúmeros governos a nível mundial encetaram, de forma imediata, profundas alterações, tais como ações preventivas no combate à propagação da doença que envolveram, por exemplo, o encerramento de fronteiras, a aplicação de restrições ao tráfego aéreo a nível internacional, a recomendação de distanciamento social e inclusive, a obrigação de confinamento para casos suspeitos ou positivos, entre outras medidas que visaram, essencialmente, salvaguardar a saúde pública. Todavia, com o bloqueio da maioria das atividades produtivas e com o confinamento da população à escala mundial, assistiu-se, naturalmente, a um cenário de instabilidade financeira (Dias et al., 2020; Dias, Heliodoro, et al., 2020; Dias, Pardal, et al., 2020).

Particularmente num período de tempo em que a pandemia de covid-19 literalmente interrompeu a atividade económica global, existem evidências de que os investidores internacionais induzidos pelo medo e pela incerteza reagiram em pânico, o que os conduziu à venda desenfreada das suas ações, em virtude de investirem em novas alternativas que os permitisse mitigar essa exposição ao risco. Simultaneamente, assistia-se a uma emergência dos ativos digitais no sistema financeiro global, que pelas suas características distintivas dos ativos ditos tradicionais, oferecem novas possibilidades para os investidores no que concerne à gestão e avaliação do risco do seu portfólio (Tiwari et al., 2019; Bhattacharyya, 2019; Ali et al., 2020; Okorie e Lin, 2020; Salisu e Akanni, 2020; Phan e Narayan, 2020; He et al., 2020).

Contudo, segundo Aldawsari e Alnagada (2020), em termos comparativos com a epidemia de 2003, a economia mundial durante a pandemia de covid-19 encontra-se mais integrada. Também, os autores Jeribi e Fakhfekh (2020), Prakash e Nauriyal (2021) e Nardo et al. (2021) evidenciaram que os mercados financeiros tendem a ficar mais integrados durante períodos de volatilidade extrema, alertando ainda para o facto de que quando a diversificação é mais necessária devido a uma maior exposição dos produtos financeiros ao

risco, se estes pertencerem a mercados financeiros estreitamente integrados, os benefícios associados à diversificação do risco internacional ficam limitados.

### **a) Objetivos da investigação e fundamentação dos mercados selecionados**

Face ao exposto, a presente dissertação tem como objetivo, primeiramente, analisar se as criptomoedas (BTC, LTC, ETH, e o índice Crypto 10) tendem para a integração financeira com os índices bolsistas do G7 (DJ, S&P 500, FTSE 100, DAX 30, S&P/TSX, Nikkei 225, CAC 40 e Italy Ds Market) durante o período marcado pela crise global de 2020 despoletada pela pandemia de covid-19. Para além de se pretender inferir sobre o grau de integração financeira, visa-se, ainda, averiguar quais as perturbações que a pandemia surtiu nas relações de longo prazo entre os pares de mercados financeiros em estudo. O segundo objetivo passa por inferir sobre as relações de curto prazo entre os mercados financeiros, analisando para tal os seus comovimentos, que evidenciam se as criptomoedas durante períodos de volatilidade extrema podem ou não ser consideradas pelos investidores e pelos gestores de portfólio como uma opção face aos ativos tradicionais (ações).

Para o presente estudo selecionou-se três criptomoedas que se têm vindo a afirmar no sistema global de ativos digitais, posicionando-se como as principais moedas digitais do mercado, nomeadamente, a BTC, a LTC e a ETH.

O conceito de BTC foi apresentado em 2008 como um “*peer-to-peer electronic cash system*”, isto é, um sistema digital de moeda descentralizado. Esta criptomoeda, essencialmente a partir do ano de 2016, tem representando um fenómeno revolucionário para os mercados financeiros, pois tornou-se particularmente atrativa para investidores e alvo crescente da atenção de participantes internacionais e reguladores, sendo já reconhecida enquanto ativo de investimento, sendo que este interesse exponencial ficou perceptível pela evolução da sua cotação, que terá registado em 2017 um crescimento superior a 1358% (Dyhrberg, 2016; Wang et al., 2016, Baur et al., 2018; Corbet et al., 2018; Berentsen e Schar, 2018; Bouri et al., 2018).

A LTC foi lançada em 2011 e consiste num modelo adaptado da BTC, cujo objetivo por parte dos seus criadores passaria por desenvolver uma moeda digital mais estável e eficiente. Esta moeda também se veio a tornar particularmente relevante a partir essencialmente do ano de 2017, quando o seu preço registou um crescimento de cerca de 7291% (Jana et al., 2019).

Por sua vez, a ETH foi lançada em 2015 e à semelhança da BTC registou nos primeiros anos de lançamento um rápido crescimento, sendo que a sua cotação terá atingido o seu valor máximo no dia 13 de janeiro de 2018, estabelecendo-se em 1.432,88 dólares.

Atualmente, esta criptomoeda representa a segunda moeda digital de referência do mercado (Jana et al., 2019; Meshcheryakov e Ivanov, 2020).

No âmbito do estudo, foi ainda considerado o índice Crypto 10, que foi introduzido pela primeira vez em 2018 e representa as dez principais moedas digitais de referência do mercado, nomeadamente, a BTC (26.458%), a ETH (23.607%), a Polkadot (15.130%), a Binance Coin (11.050%), a ChainLink (6.695%), a LTC (6.627%), a Bitcoin Cash (6.141%), a EOS (2.183%) e ainda a Bitcoin SV (2.111%). Considerou-se pertinente o estudo deste índice, uma vez que é considerado amplamente aceite como referência para o mercado de criptomoedas, pelo que a sua análise permitirá avaliar a volatilidade e o sentimento do mercado geral de criptomoedas (Avatrade, 2021).

Para além das criptomoedas, foram ainda selecionados oito índices bolsistas representativos das sete economias mais industrializadas do mundo (G7), designadamente o índice DJ, S&P 500 (representativo do mercado norte-americano), DAX 30 (Alemanha), CAC 40 (França), FTSE 100 (Reino Unido), Italy Ds Market (Itália), Nikkei 225 (Japão) e S&P/TSX (Canadá). Considerou-se pertinente o estudo das economias do G7, particularmente os seus mercados de ações, pois também estes não ficaram imunes aos efeitos adversos produzidos pela pandemia de covid-19, tendo sido afetados de forma significativa. Por exemplo, o índice bolsista DJ no dia 12 de março de 2020 caiu 2.353 pontos e após uma semana, caiu quase 3.000 pontos, registando a maior quebra desde o *crash* de 1987, comumente conhecido como “*Black Monday*”. O índice bolsista FTSE 100 um mês após o anúncio da pandemia caiu 29,72%, o DAX 30 apresentou uma quebra de 33,37%, o CAC 40 de 33,63% e o Nikkei 225 de cerca de 26,85% (Aldawsari e Alnagada, 2020; Jeribi e Fakhfekh, 2020; Chaudhary et al., 2020; Harjoto et al., 2020; Aslam et al., 2020).

## **b) Pertinência e respetivos contributos académicos e profissionais**

Para o desenvolvimento da presente dissertação considerou-se pertinente determinar o grau de integração entre as criptomoedas e outras classes de ativos tradicionais, nomeadamente os mercados de ações (índices bolsistas), de modo a perceber o potencial de diversificação das criptomoedas durante períodos de *turmoil* nos mercados financeiros. De acordo com o que se sabe, alguns investigadores já analisaram o grau de ligação entre as criptomoedas de forma isolada, bem como a relação entre as criptomoedas e os mercados de ações. Especificamente, Aslam et al. (2020) e Nguyen (2021) incidiram a sua investigação sobre o impacto da crise pandémica na correlação existente entre os mercados de ações e de criptomoedas. Todavia, os autores não apresentaram evidências concretas sobre o impacto da crise no grau de integração financeira (relações de longo prazo) entre os mercados

financeiros. Além disso, os mercados analisados e o período temporal da amostra são diferenciados dos estudos já desenvolvidos, pois não foi possível identificar uma investigação que apresentasse evidências que incidissem sobre dados correspondentes ao lapso temporal de fevereiro de 2018 a novembro de 2021. Neste sentido e tendo por base a literatura consultada, fica evidente que estudo sobre o grau de integração e a relação entre as criptomoedas e os mercados de ações é uma questão ainda embrionária, pelo que se considera pertinente o seu estudo (Mohd et al, 2021).

Em termos de contributos, a presente dissertação pretende adicionar dois contributos. O primeiro contributo, de carácter teórico, visa adicionar à literatura provas que ajudem os investidores no âmbito da sua estratégia de diversificação de carteiras, especificamente durante períodos de *turmoil* nos mercados financeiro. O segundo contributo, de natureza econométrica, passa por apresentar e comparar resultados estimados através de métodos econométricos e modelos matemáticos que têm possibilidade de avaliar correlações, de longo prazo, em contexto de não estacionariedade. Particularmente, o teste de Gregory e Hansen (1996) que permite inferir sobre o grau de integração financeira (relações de longo prazo) entre as criptomoedas e índices bolsistas; o teste de Clemente et al. (1998) que identifica a quebra de estrutura mais significativa do período temporal em estudo e ainda analisar as movimentações das séries temporais; o modelo *VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests* que, por meio do vetor autorregressivo possibilita a aplicação de testes de causalidade de Granger e inferir sobre as relações causais (comovimentos) entre os pares de mercados financeiros em análise numa ótica de curto prazo.

### **c) Estrutura**

Em termos de estrutura, a dissertação encontra-se dividida em quatro capítulos. Além da presente introdução, no primeiro capítulo consta a revisão da literatura, onde primeiramente é introduzido o conceito de comovimento *versus* integração financeira e posteriormente, feita uma revisão de evidências empíricas sobre o grau de integração entre os mercados de ações e de criptomoedas e sobre o impacto que períodos de volatilidade extrema desencadeiam nas movimentações estabelecidas entre os mercados financeiros, com especial ênfase nos mercados considerados no presente estudo. No segundo capítulo, encontram-se descritos os dados da amostra, bem como a metodologia a empregar para o desenvolvimento da investigação. No terceiro capítulo é possível encontrar os resultados e a respetiva discussão dos mesmos. No quarto e último capítulo estarão presentes as principais conclusões, bem como uma linha de investigação futura considerada pertinente no âmbito da continuidade do estudo da temática desenvolvida na presente dissertação.

## **Capítulo 1: Revisão da literatura**

### **1. Introdução teórica**

Os termos comovimentos e integração dos mercados financeiros, apesar de ambos estarem relacionados à sincronização entre dois ou mais mercados financeiros, a literatura apresenta-os como conceitos distintos (Gaio et al., 2014).

De uma forma simplificada, o termo comovimento significa “mover-se com” ou “movimento conjunto ou partilhado” na mesma direção. Quando existe comovimento pode-se dizer que existe correlação entre as séries temporais. As séries temporais se estiverem negativamente correlacionadas, significa que ambas se movem em direções opostas, e por oposição, uma correlação positiva significará que as variáveis se movem na mesma direção ao longo do tempo (Bhattacharyya, 2019; Kotu e Deshpande, 2019).

Os estudos empíricos existentes sobre a integração dos mercados, geralmente, tendem a evidenciar que elevados comovimentos poderão traduzir um elevado grau de integração. Todavia, apesar desta teoria seria comumente aceite deve ser interpretada com alguma cautela, pois os mercados poderão ser correlacionados e ainda assim não ser integrados e vice-versa.

Conceptualmente, os mercados dizem-se financeiramente integrados quando os ativos de risco similar estão associados a rendibilidades semelhantes, sendo estes ativos pertencentes a diferentes mercados. Empiricamente, o termo integração pode ser definido como um fenómeno financeiro em que as séries na sua forma individual são não estacionárias, mas quando combinadas linearmente se tornam estacionárias (média e variância constante). Neste sentido, para avaliar o grau de integração entre dois mercados, é usual estimar-se as diferenças entre as médias dos preços das séries e avaliar se esta diferença de mantêm constante, isto é, se se desvia em direções opostas numa ótica de longo prazo, visto que em situações de integração financeira, os preços, eventualmente, retornarão a uma situação de equilíbrio (Bhattacharyya, 2019).

## **2. Evidências empíricas da integração e relações de causalidade entre os mercados financeiros**

### **2.1. Evidências sobre os mercados de ações**

Desde a década de 90 do século XX que inúmeros investigadores se têm debruçado sobre o estudo de questões relacionadas com a segmentação *versus* integração internacional dos mercados financeiros.

Começa-se por referenciar o estudo dos autores Fischer e Plavirta (1990), que estudaram por meio da aplicação do VECM (Modelo de correção do erro vetorial), o grau de integração entre os mercados de ações (Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlândia, França, Hong Kong, Irlanda, Itália, Japão, Malásia, México, Holanda, Nova Zelândia, Noruega, Singapura, África do Sul, Espanha, Suécia, Suíça, Reino Unido e EUA) com a intenção de confirmar ou rejeitar a hipótese de que os mercados se estavam a tornar mais integrados, no período de janeiro de 1986 a dezembro de 1988. Os resultados do estudo demonstraram uma crescente integração dos mercados mundiais ao longo dos três anos, destacando a influência do *crash* financeiro de 1987 com origem nos EUA no estreitamento das sincronizações estabelecidas entre os mercados financeiros.

Tahai et al. (2004), aplicando o modelo VECM, analisaram a evolução do grau de integração dos mercados de ações do G7 entre março de 1978 a dezembro de 1997. As evidências obtidas sugerem a existência de uma crescente integração financeira entre os mercados financeiros durante o período temporal considerado.

Mais tarde, Menezes e Dionísio (2011), aplicando testes de cointegração e o VECM, analisaram a evolução do grau de integração dos mercados de ações do G7 durante o período temporal de 1973 a 2009. Começaram por inferir, que de uma forma geral, a integração do mercado de ações ocorre para os mercados do G7, no entanto, concluíram que a hipótese nula que postula a transmissão proporcional de preços foi rejeitada, sugerindo que a integração do mercado ocorre, mas faz-se sentir, essencialmente, na sua forma fraca. Especificamente, apontaram uma relação linear entre EUA/França, Canadá/Reino Unido, Canadá/Alemanha, Canadá/Itália, Japão/Reino Unido, Japão/França, Reino Unido/Alemanha e Alemanha/Itália.

Os autores Menezes e Dionísio (2011) analisaram também as relações de causalidade entre os pares de mercados financeiros do G7, evidenciando que, os EUA causam mais do que os outros mercados, afirmando que uma crise com origem nos EUA pode se espalhar de forma mais ampla para outros mercados do que uma crise com origem no mercado japonês ou mesmo em qualquer outro mercado europeu, nomeando-o como o motor dos mercados financeiros globais. Relativamente ao mercado de ações canadiano, referem que este consegue ter um maior impacto sobre os outros mercados do que os outros sobre ele mesmo. No que diz respeito ao Japão, os autores consideram-no o mercado mais endógeno, pelo facto de que este não causa de forma significativa os restantes mercados, no entanto, é fortemente influenciado. No que concerne aos pares de mercados europeus, não identificaram nenhum padrão sistemático geral de causalidade.

Jiang et al. (2017), aplicando a metodologia VAR, analisaram o grau de interdependência entre os seis maiores mercados de ações (China, Hong Kong, Japão,

Alemanha, Reino Unido e EUA) durante o período marcado pela crise do *suprime* em 2008. Para tal observaram o grau dos comovimentos entre os pares de mercados relativamente a três períodos temporais correspondentes ao período pré-crise, crise e pós-crise e os resultados obtidos sugerem que, desde o começo da crise, se observou um maior número de comovimentos entre os mercados de ações, o que poderá indiciar que a longo prazo possam tender para a integração financeira.

Mais recentemente, Heliodoro et al. (2020) analisaram o impacto da crise pandémica nos índices de ações da França (CAC 40), Alemanha (DAX 30), EUA (DJ), Reino Unido (FTSE 100), Itália (FTSE MID), Japão (Nikkei 225) e Canadá (TSX 300). Os dados utilizados foram particionados em dois subperíodos temporais, um correspondente ao período antecedente à pandemia (janeiro de 2019 a agosto de 2019) e outro correspondente ao período marcado pelo surto de coronavírus (setembro de 2019 a junho de 2020). As evidências empíricas do estudo revelam que antes da crise pandémica, sete pares de mercados (França/Alemanha, França/Reino Unido, França/Itália, Alemanha/Reino Unido, Alemanha/Canadá, EUA/Canadá e Reino Unido/Canadá) apresentavam coeficientes de correlações fortes, o que sugere uma tendência em direção à integração financeira e os restantes pares de mercados registavam coeficientes de correlação médios. Para o período temporal marcado pela pandemia de covid-19, também se obteve sete pares de mercados com correlações fortes (Alemanha/EUA, Alemanha/Itália, Alemanha/Canadá, EUA /Itália, EUA/Canadá, Reino Unido/Itália e Itália/Canadá), no entanto, verificou-se a existência de pares de mercados não correlacionados (Alemanha/Japão, EUA/Japão, Reino Unido/Japão, Itália/Japão e Japão/Canadá), o que indica que estes mercados durante este período tenderam para a segmentação. De uma forma geral, os resultados demonstram uma diminuição da integração dos mercados financeiros durante a crise pandémica de 2020.

De forma complementar, os autores Aslam et al. (2020) analisaram o efeito da pandemia de 2020 em cinquenta e seis índices bolsistas, durante o período temporal de 15 de outubro de 2019 a 7 de agosto de 2020. Na generalidade, as evidências demonstram um aumento dos pares de mercados com coeficientes de correlação positivos durante o período de pandemia, o que sugere um aumento da integração financeira, o que compromete a hipótese de diversificação de carteiras eficientes.

## **2.2. Evidências sobre o mercado de criptomoedas**

No âmbito do estudo da ligação das criptomoedas com os índices bolsistas foram apresentadas evidências que sugerem, por um lado, que as moedas digitais se encontram completamente segmentadas relativamente aos ativos tradicionais e, por outro lado,

evidências opostas que vêm demonstrando que o mercado de criptomoedas não se encontra totalmente isolado. Baur et al. (2018) analisaram as propriedades estatísticas da criptomoeda BTC e apresentam evidências que apontam que esta não estará correlacionada com determinadas classes tradicionais de ativos, como ações, títulos e *commodities*, quer em períodos ditos tranquilos, quer em períodos de turbulência financeira (*stress* nos mercados financeiros internacionais).

Ji et al. (2018), aplicaram o modelo VAR optando pelo teste de cointegração de Johansen para inferir sobre o grau de integração entre a BTC e ativos ditos tradicionais durante o período de 19 de julho de 2010 a 31 de janeiro de 2017. Os autores evidenciam que a BTC apresenta correlações diminutas face ao sistema financeiro global, no entanto, surgem indícios que o processo de integração da BTC poderá oscilar com escalas de tempo diferentes.

Bouri et al. (2018), aplicando o modelo VAR-GARCH (vetor de heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizada), analisaram as ligações entre a BTC e outros ativos tradicionais, durante o lapso temporal de 19 de julho de 2010 a 31 de outubro de 2017. Os resultados do estudo sugerem que a BTC para o período em estudo se encontrava integrada financeiramente com determinados ativos financeiros, nomeadamente *commodities*, o que revela que esta não se encontra totalmente isolada.

Umar et al. (2020), utilizando a correlação condicional dinâmica assimétrica e abordagens de coerência *wavelet*, estudaram a integração entre as criptomoedas (BTC, ETH, Ripple, Bitcoin cash e Ethereum Operating System) e os mercados de ações (NYSE, NASDAQ, Shanghai Stock Exchange, Nikkei 225 e NYSE Euronext). As evidências apresentadas levam a crer que as criptomoedas apresentaram níveis de integração significativos com os mercados de ações analisados.

Gil-Alana et al. (2020), aplicando modelos de cointegração, analisaram as ligações bidirecionais entre as seis maiores criptomoedas, incluindo a BTC, ETH e LTC e seis mercados de ações, durante o período de 7 de maio de 2015 a 5 de outubro de 2018. Os seus resultados demonstram não existir evidências relevantes que sustentem a existência de cointegração entre as seis criptomoedas e entre as seis criptomoedas e os índices bolsistas.

Nguyen (2021), aplicou o modelo VAR-GARCH, para inferir sobre o impacto dos mercados de ações na BTC, durante o período temporal de 1 de janeiro de 2016 a 1 de janeiro de 2021, isto é, durante o período marcado pela ocorrência da pandemia de covid-19. Os resultados evidenciam de que durante períodos de elevada incerteza os mercados de ações e as criptomoedas encontram-se mais correlacionados.

Mais recentemente, Karim et al. (2022) analisaram a integração entre as criptomoedas, designadamente BTC, ETH, LTC, XRP e Stellar, durante a pandemia global de 2020 no período de 17 de abril de 2019 a 15 de setembro de 2020. Os autores evidenciam que as criptomoedas são segmentadas e não integradas sugerindo que estes ativos oferecem uma ampla oportunidade de diversificação de carteiras.

## Capítulo II: Dados e Metodologia

### 1. Dados

A análise do grau de integração e das relações de causalidade terá como base as cotações com base diária dos mercados de ações dos países integrantes do G7, nomeadamente os EUA, a Alemanha, a França, o Reino Unido, a Itália, o Japão e o Canadá, assim como, as cotações das criptomoedas BTC, ETH, LTC e índice Crypto10. As cotações compreendem o lapso temporal de fevereiro de 2018 a novembro de 2021. Para conferir uma maior robustez à investigação a amostra foi, ainda, particionada em dois subperíodos: de fevereiro de 2018 a dezembro de 2019, período designado pré pandemia; enquanto o segundo subperíodo marcado pela ocorrência da pandemia global, tem o intervalo de tempo de janeiro de 2020 a novembro de 2021. De forma a captar dados fidedignos para a investigação optou-se por retirar os preços diários das séries temporais por meio da plataforma *Thomson Reuters (DataStream)*.

**Tabela 1: Países e respetivos índices.**

País	Índice
Estados Unidos da América	DOW JONES COMPOSITE 65 STOCK
	S&P 500
Alemanha	DAX 30
França	CAC 40
Reino Unido	FTSE 100
Itália	Italy Ds Market
Japão	NIKKEI 225 AVERAGE
Canadá	S&P/TSX COMPOSITE INDEX
Global	USD TO BITCOIN
Global	USD TO ETHEREUM
Global	USD TO LITECOIN
Global	CRYPTO MARKET INDEX 10

Fonte: Elaboração Própria.

## 2. Metodologia

O processo metodológico foi realizado por diversas etapas. Numa primeira etapa, procedeu-se à caracterização da amostra através da aplicação de um conjunto de métodos de estatística descritiva. Complementarmente, de forma a analisar a distribuição dos dados das doze séries temporais e testar o pressuposto da normalidade, foi aplicado o teste de aderência de Jarque e Bera (1980) e adicionalmente, procedeu-se à análise dos gráficos de quantis, de forma a validar os resultados obtidos anteriormente.

Numa segunda etapa e para validar a estacionariedade das séries temporais aplicou-se os testes de raiz unitárias em painel de Hadri (2000), Breitung (2000), e Levin, Lin, e Chu, (2002). Ainda com a intenção de se detetar quebras de estrutura resultantes da crise global de 2020 aplicou-se o teste de Clemente et al. (1998). É de denotar que este modelo econométrico identifica a quebra de estrutura mais significativa do período temporal considerado, o que não invalida que tenham ocorrido mais quebras de estrutura.

Para dar resposta à primeira questão de investigação, ou seja, para verificação da integração ou segmentação entre os índices bolsistas representativos dos mercados de ações do G7 e as criptomoedas em análise recorreu-se ao modelo econométrico Gregory e Hansen (1996), tendo presente que se irá analisar um período de alguma perturbação nos mercados financeiros.

Por fim, para responder à segunda questão de investigação, optou-se pelo modelo *VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests*. Este modelo permitiu detetar as relações causais no curto prazo entre as séries de dados.

### 2.1. Caracterização da amostra

Na análise do comportamento das doze séries temporais, foi necessário transformar as cotações (preços originais) em taxas de retorno. Opta-se pela utilização de taxas de retorno em detrimento dos preços originais dos ativos financeiros, dado que o retorno constitui um instrumento de gestão para os investidores, uma vez que proporciona um resumo completo da oportunidade de investimento. Para além disso, as propriedades das séries de retorno são atrativas pela característica da estacionariedade, não presente, usualmente, nas séries de preços.

De referir ainda que o benefício de se utilizar retornos em detrimento dos preços originais das séries temporais está relacionado com a normalização, pois permite medir todas

as variáveis por meio de uma métrica comparável, simplificando, desta forma, o processo de tratamento e análise das medidas estatísticas (Tsay, 2002).

Na transformação dos preços originais em taxas de retorno, aplicou-se um logaritmo natural, expresso, matematicamente, da seguinte forma:

$$R_t = \ln (P_t/P_{t-1}), \quad (1)$$

Em que:

$R_t$  – taxa de retorno diária;

$P_t$  – cotação de fecho no dia  $t$ ;

$P_{t-1}$  – cotação de fecho no dia  $t-1$ .

### **2.1.1. Medidas de estatística descritiva**

No âmbito da caracterização da amostra foram utilizados alguns parâmetros estatísticos, como a média aritmética, o desvio padrão, os coeficientes de assimetria e curtose, com o objetivo de descrever o que ocorre no centro da distribuição e a forma como os dados da amostra estão dispersos.

A média aritmética é uma medida representativa da tendência central da distribuição das séries temporais em estudo e será obtida através da soma de todos os valores de retorno das séries e dividindo-se pelo número total de observações.

O desvio padrão permite medir o grau de dispersão dos dados relativamente à média. Em termos teóricos representa uma projeção de riscos futuros num investimento, pelo que quanto menor for o grau de dispersão, menor será volatilidade relativamente ao valor padrão e subsequentemente menor será a projeção do risco intrínseco ao investimento.

Posto isto, na aplicação de modelos econométricos, o pressuposto da normalidade dos dados desempenha um papel fulcral nos procedimentos de estimação, inferência e previsão, existindo inúmeros estimadores e testes robustos para o seu diagnóstico. Contudo, optar-se-á pelo cálculo dos coeficientes de assimetria e da curtose das séries temporais, uma vez que são usualmente utilizados como instrumentos de diagnóstico para a aplicação de modelos econométricos e para investigar questões substantivas na área financeira (Bontemps e Meddahi, 2005; Bastianin, 2019).

No caso dos coeficientes de assimetria (SK) são utilizados referenciais de análise, que permitem concluir que:  $SK = 0$ , distribuição dos dados da amostra é considerada simétrica;  $SK > 0$ , a distribuição dos dados da amostra é assimétrica positiva ou à direita;  $SK < 0$  e  $SK > 0$  e SK

$< 0$ , a distribuição é considerada assimétrica negativa ou à esquerda. Para intervalos em que o coeficiente de assimetria varie: entre 0 e 0,15, a assimetria diz-se fraca; entre 0,15 e 1, a assimetria diz-se moderada e para coeficientes iguais ou superiores a 1, a assimetria é caracterizada como forte.

Relativamente à curtose, este foi um parâmetro estatístico introduzido por Pearson (1905), que permite caracterizar a distribuição de probabilidade de uma variável aleatória, indicando o grau de concentração dos valores em relação a uma distribuição padrão (curva de distribuição normal). A curtose ( $K$ ) pode ser classificada como mesocúrtica, quando a distribuição é normal ( $K = 3$ ); leptocúrtica, no qual os valores estão predominantemente agrupados em torno da média, pelo que a distribuição é mais pontiaguda em termos comparativos com distribuição considerada normal ( $K > 3$ ); e platicúrtica, quando a distribuição tem uma forma mais ampla, dado que os valores tendem a ser mais dispersos ( $K < 3$ ).

### 2.1.2. Teste de aderência de Jarque e Bera (1980)

Para Jarque e Bera (1980) a violação do pressuposto da normalidade inerente à distribuição dos dados pode conduzir à produção de modelos imprecisos. Em conformidade com a sua declaração, os autores propuseram um teste que se baseia na diferença entre os coeficientes de assimetria e a curtose dos dados da amostra com os dados cuja distribuição segue o modelo normal. O modelo é definido pela seguinte fórmula matemática:

$$Jarque-Bera = \frac{N}{6} (S^2 + \frac{(K-3)^2}{4}) \quad (2)$$

As hipóteses do teste de Jarque e Bera são:

$$\begin{cases} H_0: \varepsilon \sim N(\mu; \sigma^2) \\ H_1: Rejeita - se H_0 \end{cases} \quad (3)$$

A hipótese nula do teste assume que os erros seguem uma distribuição normal com média igual a 0 e variância constante, isto é, 1.

Este teste, pela sua facilidade de aplicação, e por ser uma ferramenta com boas propriedades de verificação do diagnóstico da normalidade dos dados, é frequentemente utilizado para corroborar os resultados obtidos por meio de medidas estatísticas como a assimetria e a curtose (Lucambio, 2008; Bastianin, 2019).

### 2.1.3. Diagnóstico de estacionariedade das séries temporais

As variáveis de um processo estocástico estacionário têm média e variância finitas e constantes ao longo do tempo e têm covariâncias que dependem apenas de  $s$  (distância temporal entre as observações) e não de  $t$  (período de tempo real em que as variáveis foram observadas). Formalmente uma série temporal estacionária, deverá preencher, simultaneamente, as seguintes condições:

$$\begin{aligned} E(Y_t) &= \mu, \forall t \text{ (média constante)} \\ \text{Var}(Y_t) &= \sigma^2, \forall t \text{ (variância constante)} \\ \text{Cov}(Y_t, Y_{t-s}) &= \sigma_s, \forall t, s \end{aligned} \tag{4}$$

O mais simples processo de séries temporais estacionárias corresponde ao clássico, termo de erro normal do Teorema de *Gauss-Markov*, também designado por ruído branco. Este teorema propõe que se uma variável constitui um ruído branco, então cada elemento tem de ser idêntico, independente e a sua distribuição apresentar uma média igual a zero. Nestes casos, não é possível observar uma tendência, pois cada momento temporal é uma completa “surpresa”. Formalmente, diz-se que  $\varepsilon$  é um processo de ruído branco se (Parker, 2015):

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t) &= 0, \forall t \\ \text{Var}(\varepsilon_t) &= \sigma^2, \forall t \text{ (variância constante)} \\ \text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-s}) &= 0, \forall s \neq 0 \end{aligned} \tag{5}$$

Ao longo do tempo, a percepção geral é a de que a maioria das séries temporais financeiras seriam estacionárias, seguindo uma tendência linear (positiva ou negativa). Todavia, nos últimos anos, ao contrário do que se supunha, tem-se vindo a observar um padrão comportamental das séries temporais que não parece corresponder aos designados processos estocásticos estacionários.

Assim, tem-se reconhecido como perentório a realização prévia da testagem de cada uma das séries da amostra, em virtude de se identificar a presença de raízes unitárias autorregressivas nos dados da série, pois estas podem gerar grandes problemas ao trabalho empírico (Granger e Newbold, 1974; Tahai et al., 2004).

De acordo com os autores Van Greunen et al. (2014) e Herranz (2017) um dos problemas está relacionado com a obtenção de regressões espúrias, isto é, uma regressão

sem sentido económico, em que utilização de estatísticas como os coeficientes de correlação ou as estatísticas t e F geram resultados ambíguos, sugerindo muitas das vezes a existência de relações entre as variáveis que efetivamente não existem. Neste sentido, os autores defendem que quando se trabalha com dados de séries temporais é crucial que se assegure a estacionariedade dos dados e para o efeito, destacam os três métodos tradicionalmente utilizados, conhecidos como “*de-trending*”, “*differencing with integers*” e “*fractional differencing*”, no entanto, devido à complexidade de alguns dos métodos anteriormente mencionados, referem a abordagem de diferenciação como tida como preferencial pelos econométristas. Este método de transformação das séries não estacionárias em séries estacionárias por meio da diferenciação envolve o cálculo de uma primeira diferença:  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t$  e neste sentido, se a série temporal se tornar estacionária logo após a primeira diferenciação, então diz-se que a série é integrada de primeira ordem, caso seja necessário o cálculo de uma segunda diferença, diz-se que a série é integrada de segunda ordem.

### 2.1.3.1. Testes de raiz unitária em painel

Para identificar a presença de raízes unitárias nas componentes observáveis das séries temporais existem testes individuais ou em painel, no entanto, no presente estudo optar-se-á pela utilização de testes de raízes unitárias em painel, pelo facto de que estes detêm um maior poder estatístico e permitem a obtenção de resultados mais robustos, pois conseguem aumentar consideravelmente a dimensão das amostras dos testes, ao considerarem não só as informações da dimensão da série temporal, mas também a dimensão *cross section* (Maddala e Wu, 1999; Hadri, 2000).

Especificamente, serão utilizados os testes de raiz unitária em painel postulados por Hadri (2000), Breitung (2000) e Levin, Lin, e Chu (2002). Os testes de LLC, Breitung e Hadri pressupõem que existe um processo de raiz unitária comum, de modo que  $\rho_i$  é idêntico nas seções transversais.

Os dois primeiros são testes derivados e aprimorados face ao teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1981) e têm como hipótese nula que todos os painéis contêm uma raiz unitária (ou variância inconstante). LLC e Breitung consideram as seguintes especificações básicas do teste de Dickey e Fuller aumentado (ADF):

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{\rho_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Onde, se assume que  $\alpha = \rho - 1$ , no entanto, a ordem de defasamento  $\rho_i$  é variável para cada secção transversal.

As hipóteses do teste são dadas por:

$$\begin{cases} H_0: \alpha = 0 \text{ (existe uma raiz unitária)} \\ H_1: \alpha < 0 \text{ (não existe raiz unitária)} \end{cases} \quad (7)$$

Especificamente, o método de LLC deriva das estimativas do coeficiente  $\alpha$ , a partir das *proxies*  $\Delta y_{it}$  e  $y_{it}$ , que são estandardizadas e independentes de autocorrelação e de componentes determinísticas. Em primeiro lugar, o modelo começa por estimar dois coeficientes, por meio da regressão de  $\Delta y_{it}$  e  $y_{it}$ , nos termos de defasagem de  $\Delta y_{it-j}$  (para  $j = 1, \dots, \rho_i$ ) e variável exógena,  $X_{it}$ . Os coeficientes estimados obtidos das duas regressões irão ser denotados  $(\hat{\beta}, \hat{\delta})$  e  $(\dot{\beta}, \dot{\delta})$ . Deste modo, define-se a *proxie* padronizada  $\Delta \bar{y}_{it}$  por meio de  $\Delta y_{it}$  removendo as autocorrelações e os componentes determinísticos, utilizando o primeiro par estimado de coeficientes auxiliares  $(\hat{\beta}, \hat{\delta})$ :

$$\Delta \bar{y}_{it} = \Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{\rho_i} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it} \hat{\delta} \quad (8)$$

Por sua vez, obtêm-se  $\bar{y}_{it}$  aplicando o segundo par estimado de coeficientes auxiliares  $(\dot{\beta}, \dot{\delta})$ :

$$\bar{y}_{it-1} = \Delta y_{it-1} - \sum_t^{\rho_i} \dot{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j} - X'_{it} \dot{\delta} \quad (9)$$

Por último, obtêm-se as *proxies*  $\Delta y_{it}$  e  $y_{it}$ , estandardizando as *proxies* padronizadas, dividindo-as pela regressão do erro-padrão:

$$\Delta y_{it} = \left( \frac{\Delta \bar{y}_{it}}{S_i} \right) \quad (10)$$

$$y_{it} = \left( \frac{\bar{y}_{it-1}}{S_i} \right) \quad (11)$$

Depois de se obter as *proxies estandardizadas*, é possível estimar o coeficiente  $\alpha$  através da seguinte equação *pooled* das *proxies*:

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + n_{it} \quad (12)$$

O teste de Breitung (2000) deriva do mesmo modelo que LLC, no entanto, apresenta duas características diferentes. A primeira diz respeito ao aspecto de que apenas a parte autorregressiva e não os componentes exógenos são removidos ao construir as *proxies* padronizadas. Os coeficientes  $(\hat{\beta}, \hat{\delta})$  e  $(\beta, \delta)$  são definidos conforme o modelo LLC. Deste modo, obtêm-se as duas *proxies* através da execução das duas equações:

$$\Delta \bar{y}_{it} = \frac{(\Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{\rho_i} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j})}{S_i} \quad (13)$$

$$\bar{y}_{it-1} = \frac{\Delta y_{it-1} - \sum_{j=1}^{\rho_i} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j}}{S_i} \quad (14)$$

Neste modelo depois de transformadas e destendidas as *proxies* padronizadas, estima-se o coeficiente  $\alpha$  através da seguinte equação *pooled* das *proxies*:

$$\Delta y_{it*} = \alpha y_{it-1*} + v_{it} \quad (15)$$

Por sua vez, o teste de Hadri (2000) será utilizado como uma segunda avaliação da presença de raízes unitárias nos dados em painel e para corroborar os resultados obtidos a partir dos testes anteriores, uma vez que a sua hipótese nula é contrária aos outros dois testes que serão aplicados.

Hadri (2000) propõe um teste cuja hipótese nula postula existência de painéis que são (tendência) estacionários (isto é, não existe uma raiz unitária nos dados em painel, comum a todas as secções), contra a hipótese alternativa de que pelo menos um painel inclui uma raiz unitária. Este teste baseia-se nos resíduos das regressões OLS individuais de  $y_{it}$  e pode assumir a existência de tendência. Se por exemplo, se considerar a existência de um termo constante e de uma tendência, obtêm-se os estimadores a partir de:

$$y_{it} = \delta_i + n_i t + \epsilon_{it} \quad (16)$$

Por sua vez considerando os resíduos das regressões individuais ( $\hat{\epsilon}$ ), obtém-se a estatística LM:

$$LM_1 = \frac{1}{N} \left( \frac{\sum_{i=1}^N \left( \frac{\sum_T S_i(t)^2}{T^2} \right)}{f_0} \right) \quad (17)$$

Sendo que  $S_i(t)$  corresponde ao somatório dos resíduos e  $f_0$  representa a média dos estimadores individuais na frequência zero.

A tabela 2 sintetiza as características dos testes de raiz unitária em painel selecionados.

**Tabela 2: Síntese das características dos testes de raiz unitária em painel.**

Teste	Hipótese Nula ( $H_0$ )	Hipótese Alternativa ( $H_1$ )	Método de Correção de Autocorrelação
Levin, Lin, e Chu, (2002)	Raiz Unitária	Ausência de Raiz Unitária	<i>Lags</i>
Breitung (2000)	Raiz Unitária	Ausência de Raiz Unitária	<i>Lags</i>
Hadri (2000)	Ausência de Raiz Unitária	Raiz Unitária	<i>Kernel</i>

Fonte: Elaboração própria.

### 2.1.3.2. Teste de raiz unitária em painel com quebras estruturais

Segundo os autores Nelson e Plosser (1982) a visão tradicional da hipótese da raiz unitária postula que os choques têm apenas um efeito temporário e que as movimentações de longo prazo não são afetadas por tais choques. No entanto, o trabalho pioneiro de Perron (1989) despertou a atenção para o facto de que os testes de raiz unitária convencionais podem ser tendenciosos e conduzem de forma errónea à rejeição da presença de uma raiz unitária, quando os dados apresentam quebras estruturais (alterações significativas no nível ou na tendência de uma determinada série temporal, que pode apresentar um carácter estável ou transitório). Desta forma, o autor ilustrou a importância de se incluir a hipótese de quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias.

Consequentemente, esta observação veio estimular o desenvolvimento de vários testes de raiz unitária que permanecem válidos na presença de quebras estruturais, como é exemplo o teste de Clemente et al. (1998). O autor com a intenção de validar a fiabilidade dos resultados obtidos por meio dos testes de raiz unitária convencionais, propõe um teste que permite verificar a existência raízes unitárias considerando a possibilidade de terem ocorrido

quebras estruturais nas séries temporais. Para as séries temporais em análise, uma vez que correspondem a um período marcado pelo surto pandémico, considera-se pertinente a aplicação deste teste, uma vez que o mesmo permite fazer inferências sobre os efeitos de eventuais quebras de estrutura que ocorram nas séries temporais, bem como identificar a data da sua ocorrência.

O teste de Clemente et al. (1998) postula a seguinte hipótese nula:

$$H_0: y_t = y_{t-1} + \delta_1 DTB_{1t} + \delta_2 DTB_{2t} + u_t \quad (18)$$

Considerando como hipótese alternativa:

$$H_1: y_t = \mu + d_1 DU_{1t} + d_2 DTB_{2t} + e_t \quad (19)$$

Nas equações anteriores, considera-se  $DTB_{it}$  uma variável *dummy*, que assume o valor de 1 quando  $t > TB_i (i = 1,2)$ , caso contrário o valor de 0.

$TB_1$  e  $TB_2$  são os períodos em que a média está a ser modificada. Para uma simplificação do modelo, os autores propõem que  $TB_i = \lambda_i T (i = 1,2)$ , com  $0 < \lambda_i < 1$ , bem como com  $\lambda_2 > \lambda_1$ .

Este teste propõe dois modelos que pressupõem, por um lado, a existência de dois eventos no comportamento das séries temporais, nomeadamente, *outliers* inovadores (o modelo IO, que permite uma mudança gradual na média da série) ou *outliers* aditivos (o modelo AO, que captura uma mudança repentina numa determinada série).

O primeiro caso postula a hipótese que pressupõe a existência de duas quebras que pertencem a um *outlier* inovador. Neste caso, a presença de raízes unitárias pode ser testada através do seguinte modelo:

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \delta_1 DTB_{1t} + \delta_2 DTB_{2t} + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2t} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (20)$$

Por sua vez, o segundo caso, considera que as quebras estruturais são representadas através de *outliers* aditivos. Em conformidade, propuseram o seguinte modelo para identificar a presença de raízes unitárias:

$$y_t = \mu + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2t} + \tilde{y}_t \quad (21)$$

## 2.2. Testes de cointegração

O conceito de cointegração surgiu na última década proposto por Granger (1981) e Engle e Granger (1987), que propõem que duas séries temporais são cointegradas quando a combinação linear dos dados apresenta distribuição estacionária. De uma forma simplificada, cointegração significa que existe uma relação de equilíbrio numa ótica de longo prazo entre as séries, mesmo que no curto prazo, o equilíbrio possa ser distorcido pela ocorrência de choques, o mesmo não se verificará a longo prazo.

Essencialmente a partir da proposta do conceito de cointegração, inúmeros modelos foram projetados, destacando-se inclusive, como um dos métodos mais aplicados, o teste de Engle e Granger (1987). No entanto, este teste, tal como a maioria dos testes desenvolvidos até então, não consideravam a possibilidade dos parâmetros estimados poderem eventualmente sofrerem alterações ao longo do tempo, o que foi identificado mais tarde como um problema com consequências graves na inferência e consequentemente, na obtenção de resultados sem significado ou espúrios (Hansen, 1992).

Para corrigir os problemas identificados, Gregory e Hansen (1996) generalizaram os testes de cointegração, ao passarem a considerar no seu método alternativas em que o vetor de cointegração sofre uma alteração numa data desconhecida (quebra de estrutura).

No âmbito da análise da cointegração entre as doze séries temporais em estudo, aplicar-se-á os testes de cointegração com quebra estrutural através da metodologia de Gregory e Hansen (1996), pois existem evidências significativas que sugerem que os seus testes em painel, designadamente, ADF,  $Z_t$  e  $Z_a$ , têm um maior poder estatístico, quando existe uma mudança estrutural no vetor de cointegração, comparativamente com os demais (Campos et al., 1996).

### 2.2.1. Teste de Gregory e Hansen

O teste de Gregory e Hansen (1996) permite identificar quebras estruturais na análise de cointegração, tendo como hipóteses:

$$\begin{cases} H_0: \text{Não existe cointegração} \\ H_1: \text{Cointegração com quebras de estrutura} \end{cases} \quad (22)$$

As hipóteses podem ser testadas em conformidade com três modelos, nomeadamente o modelo com mudança de nível, o modelo com mudança de nível com tendência ou o modelo com mudança de regime.

O modelo com mudança de nível pode ser descrito da seguinte forma:

$$y_t = u_1 + u_2 DU_t + B' x_t + u_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (23)$$

Sendo que,  $u_1$  representa o termo constante antes da quebra e  $u_2$  representa a alteração no termo contante durante a quebra estrutural. Por sua vez,  $B'$  corresponde ao coeficiente que indica o declive cointegração,  $x_t$  é um vetor de dimensão e  $DU_t$  representa uma variável *dummy*.

O modelo de mudança de nível com tendência envolve uma quebra no intercepto com tendências, podendo ser expresso do seguinte modo:

$$y_t = u_1 + u_2 DU_t + a_t + B' x_t + u_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (24)$$

A diferença entre este modelo e o anterior é que este adiciona à equação uma variável tendência com a intenção de medir o efeito da tendência ( $a_t$ )

O modelo com mudança de regime envolve uma quebra na tendência das séries temporais e pode ser descrito da seguinte forma:

$$y_t = u_1 + u_2 DU_t + B_1' x_t + B_2' DU_t + u_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (25)$$

Este modelo apresenta os mesmos termos representativos dos anteriores, à exceção de  $B_1'$  que representa nesta equação o declive do coeficiente de cointegração depois da quebra e  $B_2'$  que representa a alteração no declive do coeficiente depois da quebra. O modelo com mudança de regime diferencia-se ainda do modelo com mudança de tendência, pelo facto de que este último envolve a variável tendência ( $a_t$ ).

### **2.3. Modelo VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

O conceito de causalidade no sentido de *Granger* relaciona-se com a ideia de precedência temporal entre variáveis, isto é, considerando duas variáveis  $X_t$  e  $Y_t$ , diz-se que  $X_t$  causa no sentido de *Granger*  $Y_t$ , se os valores históricos de  $X_t$  ajudarem a prever os valores futuros de  $Y_t$ . O teste de *Granger* permite validar se essa capacidade preditiva dos valores de  $X_t$  em relação a  $Y_t$  é estatisticamente significativa, defendendo como hipótese nula que os coeficientes exógenos desfasados da variável causalidade são nulos e, portanto, não causam

no sentido grangeriano a variável dependente e como hipótese alternativa postula a existência de causalidade (Granger, 1969; Sims, 1980).

Para analisar a relação de causalidade entre os mercados financeiros em análise será estimado o modelo *VAR Granger Causality ou Block Exogeneity Wald Test* que recorre à estatística de *Wald* para avaliar se as variáveis independentes (ou exógenas) contêm informação que ajude a explicar o comportamento da variável dependente.

O modelo pode ser expresso da seguinte forma:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + C y_t + \epsilon_t \quad (26)$$

Onde,  $X_t$  é um vetor de variáveis endógenas ( $k \times 1$ ),  $y_t$  um vetor de variáveis exógenas ( $d \times 1$ ),  $A_1$  a  $A_p$  representam as matrizes dos coeficientes de defasagem a estimar e  $C$  corresponde a uma matriz de coeficientes de variáveis exógenas.  $\epsilon_t$  denota um processo de ruído branco, comumente denominado como inovações ou termo de choque, com distribuição normal e média zero.

Posto isto, segundo o autor Parzen (1982) a modelação estatística propõe métodos que muitas das vezes são aplicados automaticamente sem existir um ajustamento. Contudo, um importante aspeto a ter em consideração na estimação de um modelo autorregressivo robusto está relacionado com a especificação do número de defasamentos (*lags*).

Também Lütkepohl (1993) demonstrou a sensibilidade do VAR relativamente ao número de defasagens, afirmando que a especificação de um comprimento de defasamentos de ordem maior poderá causar um aumento nos erros de previsão ou um ajuste insuficiente poderá ainda levar à origem de termos de erros autocorrelacionados, e consequentemente à ineficiência dos estimadores do modelo VAR. Para dar resposta a esta problemática, e de entre os procedimentos clássicos de seleção para o número de defasamentos presentes na literatura, o autor destacou o critério de informação de *Akaike (AIC)*, de *Schwarz (SIC)* e de *Hannan-Quinn (HQ)*.

Além destes critérios de seleção clássicos, é possível especificar o número de defasagens a incluir no modelo, por meio do FPE (*Final Prediction Error*) ou do teste LR (*Likelihood Ratio*).

Por último, é fundamental testar a autocorrelação nos termos de erro de um modelo de regressão, pois a sua dependência resulta na estimação de um modelo inviável. O diagnóstico da correlação dos termos de erro (ou residuais) é reconhecido há décadas como crucial para assegurar a robustez e adequação do modelo de regressão.

### 2.3.1. Testes de especificação/ajustamento do modelo VAR

Nas últimas décadas, o critério de informação proposto por Akaike tem tido um impacto fundamental na resolução da problemática do ajustamento dos modelos estatísticos. Este critério defende que nenhum modelo estatístico consegue representar de forma exata os dados, e, portanto, algumas informações acabam por ser perdidas durante o processo. Neste sentido, o critério AIC estima a quantidade relativa de informações perdidas pelo modelo. Naturalmente, quanto menos informação o modelo perder, maior será a sua qualidade e a sua capacidade explicativa relativamente aos dados que representa. AIC é obtido através da seguinte fórmula (Akaike, 1970, 1974):

$$AIC = (-2) \ln(\hat{L}) + 2k \quad (27)$$

Onde  $k$  corresponde ao número de parâmetros estimados no modelo e  $\hat{L}$  o valor máximo da função de verossimilhança para o modelo. O teste de razão de verossimilhança baseia-se na estatística LR. Essa estatística é calculada a partir dos valores  $(-2) \ln(\hat{L})$ .

O critério FPE de Akaike constitui uma medida de qualidade e de ajuste do modelo. De acordo com a teoria de Akaike, o modelo mais preciso possuirá o menor FPE. A medida pode ser definida pela seguinte equação:

$$FPE = \det \left( \frac{1}{N} \sum_1^N e(t, \hat{\theta}_N) (e(t, \hat{\theta}_N))^T \right) \left( \frac{1 + d/N}{1 - d/N} \right) \quad (28)$$

Na equação FPE,  $N$  representa o número de valores que constitui o conjunto de dados da estimativa,  $e(t)$  corresponde ao vetor representativo dos erros de predição,  $\hat{\theta}_N$  representa os parâmetros estimados e  $d$  o número de parâmetros estimados.

Outro critério de informação alternativo ao AIC, é o critério de informação introduzido por Hannan e Quinn (1979), que pode ser expresso da seguinte forma:

$$HQ = -2 \ln(\hat{L}) + 2k \ln \ln n \quad (29)$$

Onde  $k$  corresponde ao número de parâmetros estimados pelo modelo,  $n$  denota o número de observações, e  $L$  que corresponde à soma dos quadrados dos resíduos.

Por sua vez, o critério proposto por Schwarz (1978) ou também designado critério de informação bayesiano é dado por:

$$SIC = -2 \log f(x_n|\theta) + k \log n \quad (30)$$

Onde  $\log f(x_n|\theta)$  é representativo do modelo selecionado,  $k$  o número de parâmetros a serem estimados e  $n$  o número de observações da amostra.

### 2.3.2. Testes de Resíduos VAR

O teste mais conhecido e amplamente aplicado para a análise da correlação dos termos de erro é o teste proposto por Durbin e Watson (1950). Contudo, em estudos, como o de Maddala e Wu (1999), consta que este teste está sujeito a inúmeras limitações, destacando-se o facto de apenas poder ser aplicado a processos autorregressivos de primeira ordem. Atualmente, constitui prática padrão a aplicação do teste do Multiplicador de Lagrange (LM), pois ao contrário do teste de Durbin e Watson pode ser utilizado para testar processos autorregressivos de qualquer ordem (Godfrey, 2007).

A hipótese nula do teste LM postula a inexistência de autocorreção dos resíduos até à ordem  $p$  (número de defasagens). Se a hipótese nula for verdadeira, ou seja, se se verificar que não existe correlação dos resíduos até à defasagem de ordem  $p$ , então poderá afirmar-se que a distribuição dessa estatística converge assintoticamente para uma distribuição Qui-quadrado com  $p$  graus de liberdade.

O teste é dado por:

$$LM = (n - p)R_{\hat{\epsilon}}^2 \quad (31)$$

Considerando as seguintes hipóteses:

$$\begin{cases} H_0: \gamma_1 = \dots = \gamma_p = 0 \\ H_1: \gamma_j \neq 0 \end{cases} \quad (32)$$

Onde  $R_{\hat{\epsilon}}^2$  corresponde ao coeficiente de determinação do ajuste para os resíduos em função dos seus valores e regressores desfasados. O valor  $\gamma$  representará a probabilidade de erro ao afirmarmos que os termos de erro apresentam autocorrelação de ordem  $p$ .

## Capítulo IV: Resultados e Discussão

### 1. Caracterização da amostra

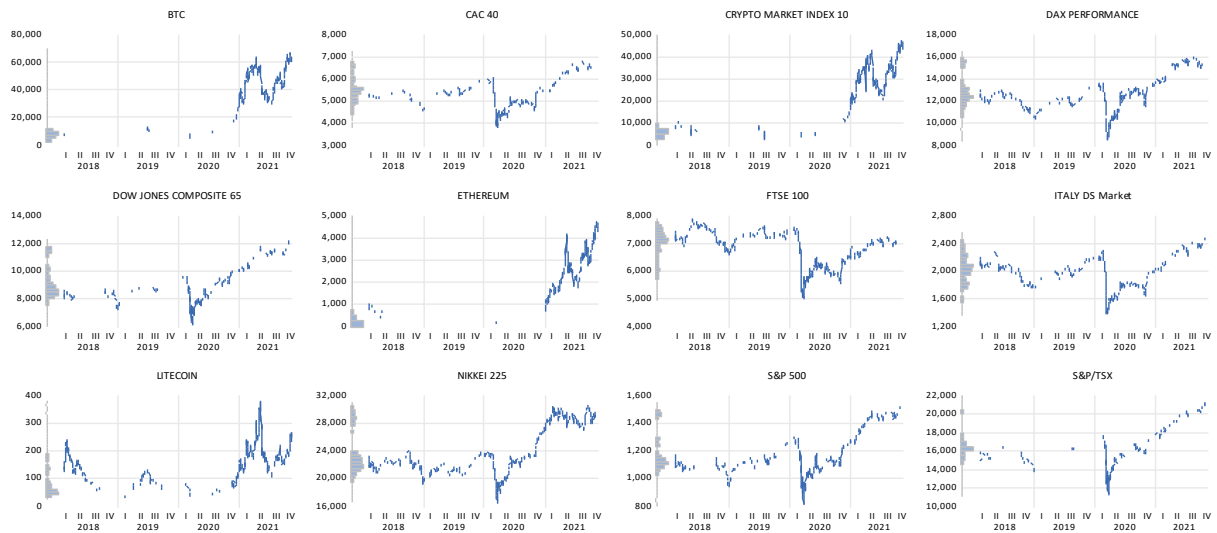
Na figura 1 encontra-se representada graficamente a evolução, em níveis, dos doze mercados financeiros em análise. Ao nível do mercado de criptomoedas encontra-se representada a evolução da BTC, da ETH, da LTC e do índice Crypto 10. No que concerne aos mercados de ações, encontra-se ilustrada a evolução de índices bolsistas representativos do G7, nomeadamente, DJ e S&P 500 (representativos do mercado de ações norte-americano), DAX 30 (mercado de ações alemão), CAC 40 (mercado de ações francês), FTSE 100 (mercado de ações inglês), Italy Ds Market (mercado de ações italiano), Nikkei 225 (mercado de ações japonês) e S&P/TSX (mercado de ações canadiano). O período da amostra compreende o lapso temporal de fevereiro de 2018 a novembro de 2021, sendo possível dessa forma, observar o período pré-crise e o período de elevada complexidade marcado pela crise pandémica. No total foram consideradas 991 observações em cada mercado, o correspondente às cotações diárias no período em estudo.

No que concerne à evolução do retorno das criptomoedas pode-se observar que aquando do anúncio da pandemia de covid-19 não se verificam quebras de estrutura acentuadas, todavia, o comportamento das criptomoedas, entre o segundo e terceiro trimestre de 2021, evidencia a existência de quebras de estrutura significativas. Em relação ao comportamento dos mercados de ações do G7, no início da crise, isto é, entre o primeiro e segundo trimestre do ano de 2020, podem ser observadas oscilações que sugerem a existência de quebras de estrutura.

A figura 2 ilustra a evolução dos retornos dos índices dos mercados de ações e das criptomoedas em análise. Globalmente, é possível observar uma sincronia entre todas as séries e uma dispersão generalizada em torno da média. Todavia, em termos comparativos com os mercados de ações, o retorno das séries representativas dos mercados das criptomoedas evidenciam uma maior dispersão relativamente à média. Por outro lado, observa-se a existência de uma volatilidade elevada que se faz sentir especialmente nos primeiros meses do ano de 2020.

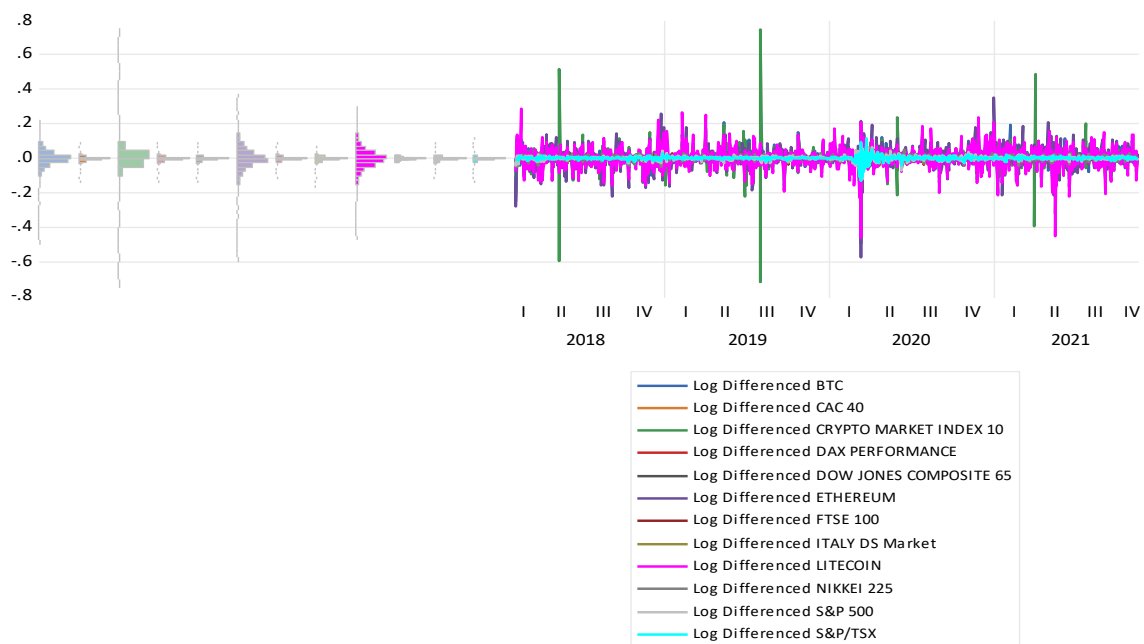
Complementarmente, através da densidade de *Kernel*, constata-se que os mercados de criptomoedas em termos comparativos com os mercados de ações em análise são mais voláteis.

**Figura 1: Evolução, em níveis, dos mercados financeiros em análise, no período de 1 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021.**



Fonte: Elaboração própria.  
 Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: EvIEWS12*).

**Figura 2: Evolução, dos retornos, dos mercados financeiros em análise, no período de 1 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021.**



Fonte: Elaboração própria.  
 Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: EvIEWS12*).

A tabela 3 resume as principais estatísticas descritivas das criptomoedas em análise, bem como os resultados do teste de aderência de Jarque e Bera.

As análises das estatísticas descritivas da tabela permitem aferir que os retornos médios diários das criptomoedas registam valores próximos de zero, sendo a LTC a moeda digital que apresenta o retorno médio diário mais baixo (0.0494%) e a BTC representa a moeda digital com a maior taxa de retorno médio diário no período amostral considerado (0.1921%).

O desvio-padrão do Crypto 10 permite constatar que o nível de volatilidade, de uma forma geral, do mercado de criptomoedas se situa em 6.6383%. A LTC e a ETH apresentam desvios padrões muito próximos do valor de referência do índice. Já a BTC apresenta o desvio-padrão mais baixo (4.7959%), o que revela que, no período considerado, foi a criptomoeda menos volátil.

Para todas as moedas digitais, os valores de assimetria são diferentes de zero, apresentando características negativas, sendo a BTC, a que apresenta níveis de assimetria mais significativos (-1.228043).

Adicionalmente, ao analisarmos a curtose constata-se que os valores são muito superiores a 3. Estas evidências indiciam a rejeição da hipótese nula que postula a normalidade dos dados. Para corroborar a evidência de que o retorno das séries de dados das criptomoedas não seguem uma distribuição normal, foi aplicado o teste de aderência de Jarque e Bera, que permitiu obter valores que levam a rejeitar a hipótese nula que postula exatamente a normalidade dos dados.

**Tabela 3: Estatísticas descritivas respeitantes às criptomoedas em análise, no período de 01 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021.**

	BTC	CRYPTO 10	ETH	LTC
Média	0.001921	0.001545	0.001450	0.000494
Mediana	0.002055	0.000673	0.001067	0.000898
Máximo	0.208085	0.747271	0.355149	0.289690
Mínimo	-0.493969	-0.715028	-0.575598	-0.457408
Desvio Padrão	0.047959	0.066383	0.063070	0.063079
Assimetria	-1.228043	-0.128788	-0.855004	-0.623852
Curtose	16.25200	46.44371	12.72397	10.07312
Jarque-Bera	7500.545***	77934.83***	4025.103***	2130.062***
Observações	991	991	991	991

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews12*). Os asteriscos \*\*\* representam a rejeição da hipótese nula a um nível de significância a 1%.

A tabela 4 resume as principais estatísticas descritivas dos mercados de ações em análise, bem como os resultados do teste de aderência de Jarque e Bera.

As análises das estatísticas descritivas permitem aferir que a maioria dos índices bolsistas, apresentam retornos médios diários positivos, ainda assim, muito próximos de zero. A exceção foi o índice bolsista FTSE 100, cujo retorno médio diário apresenta uma característica negativa, mas à semelhança dos restantes índices bolsistas, próximo de zero. O índice DJ é o que apresenta, em termos médios, o maior retorno diário (0.0343%), bem como o desvio-padrão (risco) mais significativo (1.3685%), seguindo-se o índice bolsista S&P 500 (1.3513%).

Em termos comparativos os mercados de ações do G7 são menos voláteis do que os mercados de criptomoedas. No que diz respeito aos valores de assimetria, também os mercados de ações apresentam valores negativos, sendo o mercado italiano o que apresenta uma assimetria mais acentuada (-3.047814).

Por sua vez, através da análise da curtose constata-se que para todos os mercados de ações os valores são superiores a 3. Os resultados obtidos indiciam que as séries temporais dos índices bolsistas em estudo não seguem uma distribuição normal. Para validação, foi aplicado o teste de aderência de Jarque e Bera. Os valores obtidos levaram à rejeição da hipótese nula (a um nível de significância de 1%), o que veio corroborar o que já havia sido indiciado, relativamente à não distribuição normal das séries temporais respeitantes aos índices bolsistas do G7.

**Tabela 4: Estatísticas descritivas, respeitantes aos mercados de ações em análise, no período de 01 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021.**

	CAC40	DAX 30	DJ	FTSE100	ITALY	NIKKEI 225	S&P500	S&P/TSX
Média	0.000274	0.000225	0.000343	-2.72E-05	0.000141	0.000233	0.000257	0.000314
Mediana	0.000915	0.000457	0.000789	0.000345	0.000632	0.000000	0.000493	0.000708
Máximo	0.080561	0.104143	0.108264	86668	0.074081	0.077314	0.092341	0.112945
Mínimo	-0.130983	-0.130549	-0.130942	-0.115124	-0.174311	-0.062736	-0.123650	-0.131761
Desvio Padrão	0.012696	0.013066	0.013685	0.011475	0.013112	0.012148	0.013513	0.011704
Assimetria	-1.425271	-1.016863	-0.995243	-1.231606	-3.047814	-0.162946	-1.067602	-2.109583
Curtose	20.98341	20.09637	24.44722	19.99246	41.32004	8.059633	21.21429	47.89022
Jarque-Bera	13689.38***	12239.76***	19157.07***	12173.24***	62168.00***	1061.447***	13887.19***	83943.19***
Observações	991	991	991	991	991	991	991	991

Fonte: Elaboração Própria. Nota:

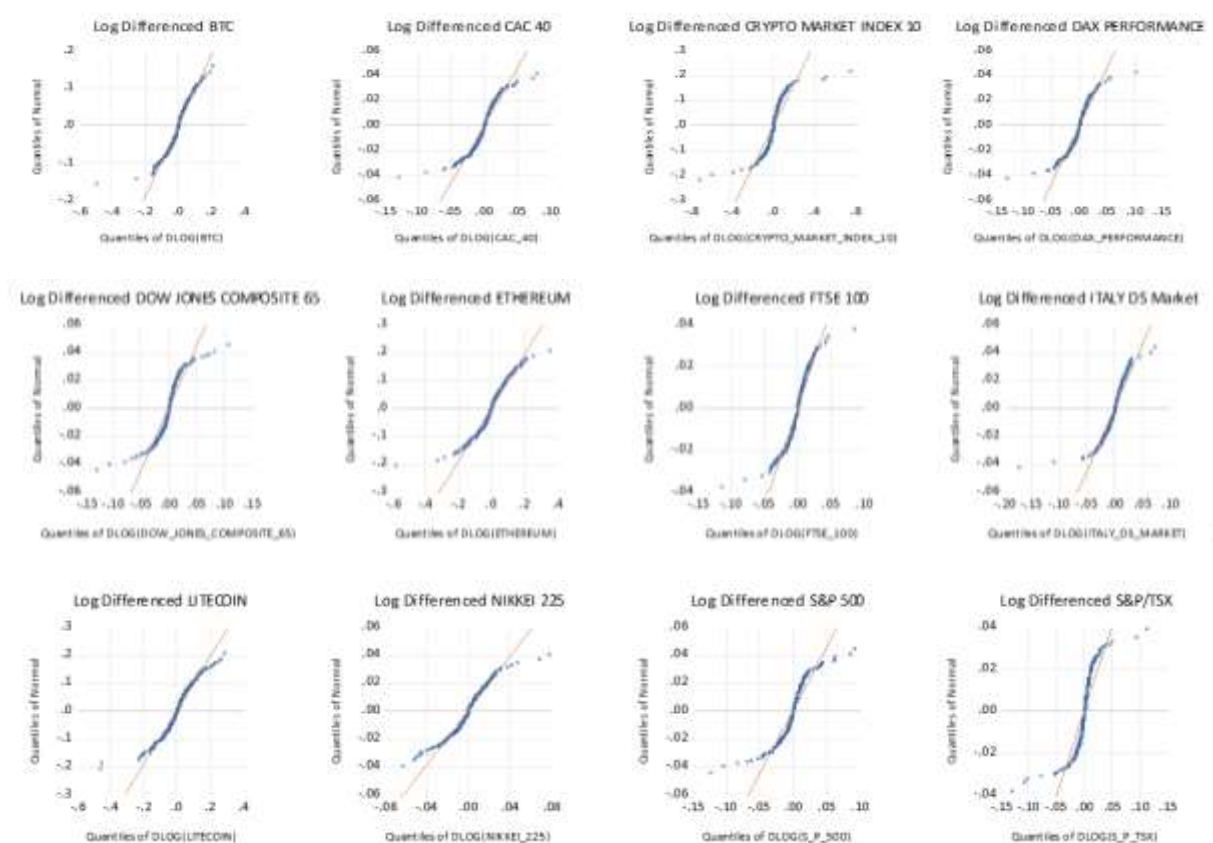
Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews12*).\*\*\* Representa a rejeição da hipótese nula a um nível de significância a 1%.

Através da observação gráfica de quantis ilustrados na figura 3 pode-se, igualmente, inferir sobre a normalidade dos dados das séries temporais em análise.

A cor laranja encontra-se representada graficamente a reta da distribuição normal e a azul encontra-se representado a distribuição dos dados de cada série temporal. Comparando a dispersão dos dados das séries temporais relativamente à reta da distribuição normal verifica-se que nenhuma das séries se encontra completamente sobreposta, verificando-se uma certa assimetria.

Não obstante, pela integração de um número de observações suficientemente grande na amostra, pode-se concluir que os dados das séries temporais representativas das criptomoedas e dos mercados de ações em estudo seguem uma distribuição normal aproximada, verificando-se, desta forma, o pressuposto da normalidade.

**Figura 3: Gráficos de quantis dos 12 mercados financeiros em análise, no período de 01 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021.**



Fonte: Elaboração Própria.  
Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews12*).

Para aplicação dos métodos econométricos que permitirão dar resposta às questões de investigação, foi necessário analisar a estacionariedade das séries temporais. Neste sentido, foram realizados os testes de raiz unitária em painel de Hadri (2000), de Breitung (2000) e de Levin, Lin, e Chu (2002).

O resultado do teste de Breitung e LLC encontram-se respetivamente na tabela 5 e 6 e sugerem para cada um dos testes a rejeição da hipótese nula, para um nível de significância de 1%. Neste sentido, a hipótese nula de ambos os testes que postula a existência de uma raiz unitária (ou variância inconstante) foi rejeitada para o período temporal em estudo.

Adicionalmente e para validar as evidências anteriormente obtidas, foi aplicado o teste de Hadri, cujo resultado estatístico se encontra na tabela 7. O resultado leva à não rejeição da hipótese nula (a um nível de significância de 1%), indo ao encontro do que foi assinalado anteriormente, ou seja, que todas as séries temporais do painel são estacionárias.

**Tabela 5: Teste de Breitung para os 12 mercados financeiros em análise, no período de 01 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021.**

Método	Estatística			Probabilidade**
Breitung	-42.3883			0.0000
	Coeficiente	t-Stat	SE Reg.	Observações
Pooled	-0.49086	-42.388	0.012	11828

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews12*).\*\* Probabilidade é assumida como assintoticamente normal.

**Tabela 6: Teste de Levin, Lin e Chu para os 12 mercados financeiros em análise, no período de 01 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021.**

Método	Estatística					Probabilidade**
Levin, Lin & Chu t*	-86.9478					0.0000
	Coeficiente	t-Stat	SE Reg	mu*	sig*	Observações
Pooled	-1.02128	-75.540	1.004	-0.500	0.707	11840

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews12*).\*\* Probabilidade é assumida como assintoticamente normal.

**Tabela 7: Teste de Hadri para os 12 mercados financeiros em análise, no período de 01 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021.**

Método	Estatística	Prob.**
Hadri Z-stat	-1.60286	0.9455
Heteroscedastic Consistent Z-stat	-2.28213	0.9888

\*\* Probabilidade é assumida como assintoticamente normal

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews 12*).\*\* Probabilidade é assumida como assintoticamente normal.

A tabela 8 apresenta as estatísticas do teste de Clemente et al. (1998) para os elementos idiossincráticos associados a cada seção transversal. A hipótese nula do teste postula que cada elemento idiossincrático exibe uma raiz unitária.

Na tabela encontram-se também descritas as defasagens, selecionadas para cada série temporal, tendo sido especificado um máximo de 7 dias de defasagem.

Observando cada uma das séries temporais, as defasagens sugerem que estas podem não estar a movimentar-se de forma estável ou em equilíbrio durante o período em análise.

**Tabela 8: Teste de raiz unitária, com quebras estruturais, de Clemente et al (1998), referentes aos 12 mercados financeiros, no período 01 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021.**

Mercado	lags	Estatística	Probabilidade	Data da quebra
BTC	1	-26.13385	0.00000	12/03/2020
CAC 40	3	-17.81287	0.00000	06/02/2018
CRYPTO 10	1	-29.08546	0.00000	01/08/2019
DAX 30	5	-11.66496	0.00000	16/03/2020
DOW JONES	1	-26.07977	0.00000	08/02/2018
ETH	1	-26.29894	0.00000	24/12/2018
FTSE 100	2	-19.50931	0.00000	23/03/2020
ITALY DS MARKET	3	-17.84257	0.00000	06/02/2018
LTC	1	-24.34125	0.00000	12/03/2020
NIKKEI 225	1	-27.01860	0.00000	06/02/2018
S&P 500	1	-25.44091	0.00000	08/02/2018
S&P TSX	6	-11.70767	0.00000	12/02/2018

Fonte: Elaboração Própria.

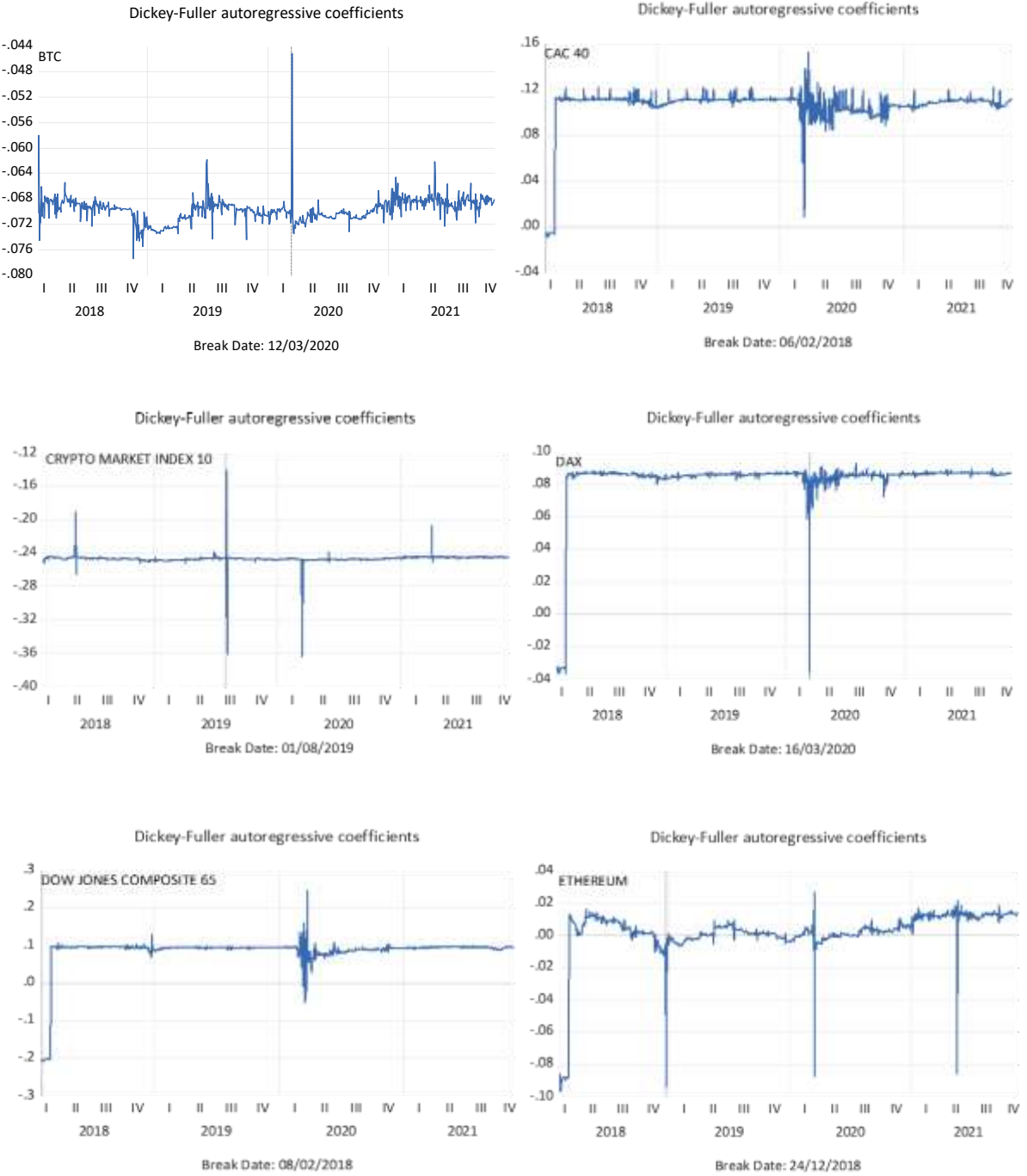
Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews12*).

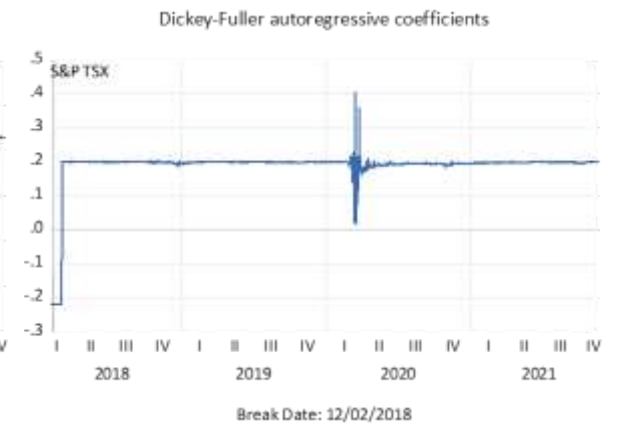
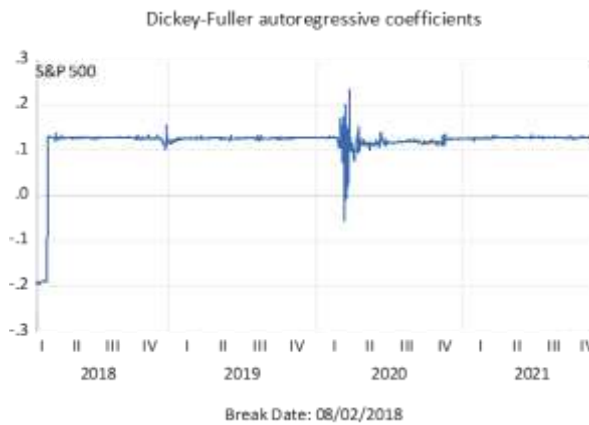
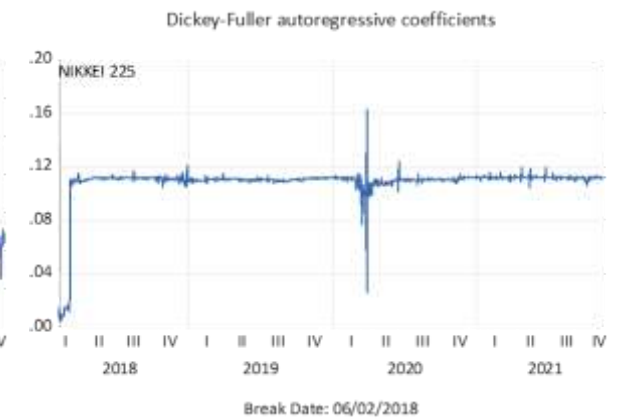
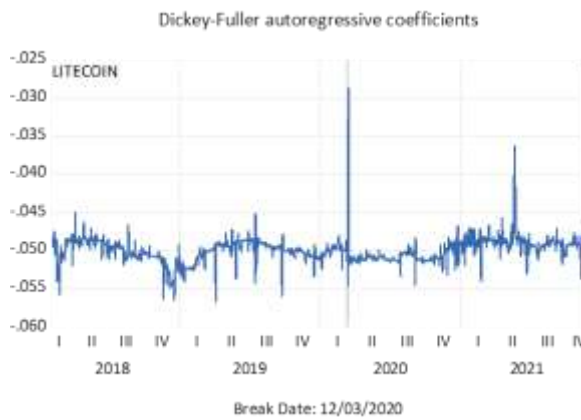
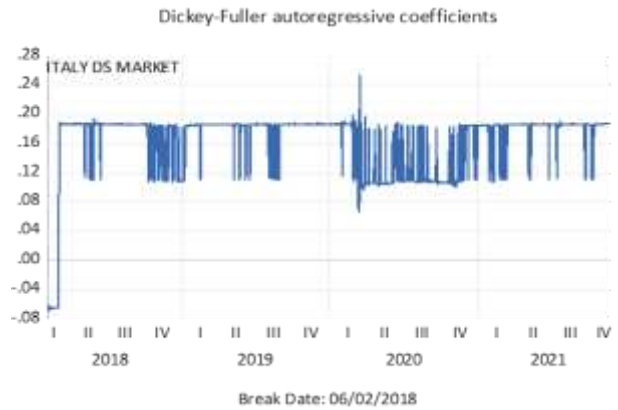
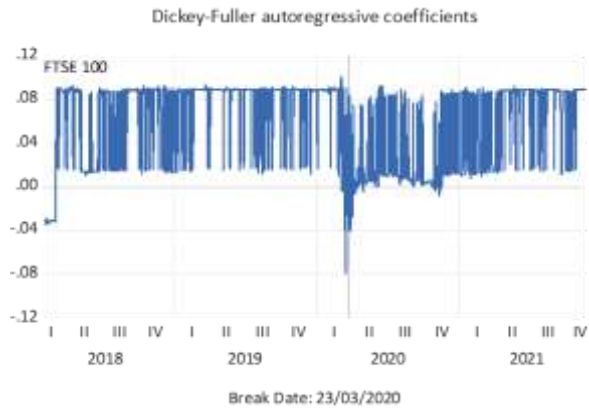
De acordo com os dados da tabela 8 e como observável na figura 4, o índice bolsista CAC 40, DJ, S&P 500, Italy Ds Market, Nikkei 225 e S&P TSX apresentaram a quebra de estrutura mais significativa no mês de fevereiro de 2018. Este mês no ano de 2018 foi marcado, particularmente, pela expectativa da subida das taxas de juro a um ritmo mais acelerado nos EUA, o que teve consequências significativas nos mercados de ações internacionais.

Já a BTC, o índice FTSE 100 e LTC foram os mercados financeiros que apresentaram as suas quebras de estrutura mais significativas durante o período conturbado marcado pela pandemia global de 2020.

Ainda assim e de uma forma global, podemos averiguar que a pandemia teve um efeito significativo nas propriedades de memória de todos os mercados financeiros em análise.

**Figura 4: Teste de raiz unitária, com quebras estruturais, de Clemente, referentes aos 12 mercados financeiros, no período de 01 de fevereiro de 2018 a 18 de novembro de 2021.**





Fonte: Elaboração Própria.  
 Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews12*).

## 2. Testes de cointegração: Gregory e Hansen

Nesta secção foi aplicado o teste de Gregory e Hansen (1996) devido à presença de quebras de estrutura nas séries temporais em análise.

Em primeiro lugar, dado que se desconhece a data da ocorrência da quebra de estrutura, proceder-se-á ao cálculo da quebra de estrutura e identificação da respetiva data de ocorrência; em segundo lugar, avaliar-se-á os valores obtidos dos três testes estatísticos, ADF,  $Z_t$  e  $Z_a$ , projetados para testar a hipótese nula que postula a não integração contra a alternativa que postula a integração (relações de longo prazo entre os mercados financeiros).

Por meio deste teste analisar-se-á o comportamento dos mercados financeiros em análise, bem como o seu grau de integração. A amostra foi particionada em dois períodos (pré-covid 19 e covid-19), com a intenção de analisar os efeitos e o respetivo impacto da crise pandémica no grau de integração entre os mercados financeiros.

### 2.1. Teste de Gregory e Hansen: Bitcoin

Na tabela 9 encontram-se os resultados obtidos para o teste de Gregory e Hansen aplicado à BTC em termos comparativos com os demais mercados financeiros em análise. Quer durante o período tranquilo (pré-covid 19) quer durante a crise pandémica, o resultado do teste indica que a série temporal da BTC integra, como expectável com o índice Crypto 10 (a um nível de significância de 1%). Além deste índice, a BTC, durante esse período, não se encontrou integrada com nenhuma outra moeda digital, mas o mesmo não se sucedeu no período covid-19, em que passou a estar integrada com a ETH (a um nível de significância de 1%).

Relativamente, aos índices bolsistas do G7, os resultados obtidos para o período pré-covid sugerem que a BTC se encontrava integrada com todos eles (a um nível de significância de 5%). Contrariamente, no período de crise, os resultados evidenciam uma tendência para a segmentação.

**Tabela 9: Testes de Gregory-Hansen, referente à Bitcoin, no período pré-covid e covid-19.**

Período: Pré Covid 19 (01/02/2018 a 31/12/2019)						
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
BITCOIN / CRYPTO 10	Zt	-9.56***	Regime	4	14/05/2019	Integração
BITCOIN / DOW JONES	Zt	-5.42**	Tendência	2	14/05/2019	Integração
BITCOIN / FTSE 100	Zt	-5.18**	Tendência	3	14/05/2019	Integração
BITCOIN / DAX 30	Zt	-5.00**	Tendência	3	14/05/2019	Integração
BITCOIN / S&P 500	Zt	-5.11**	Tendência	2	14/05/2019	Integração
BITCOIN / S&P TSX	Zt	-5.16**	Tendência	3	14/05/2019	Integração
BITCOIN / NIKKEI 225	Zt	-5.01**	Tendência	3	14/05/2019	Integração
BITCOIN / CAC 40	Zt	-5.19**	Tendência	3	14/05/2019	Integração
BITCOIN / ITALY DS MARKET	Zt	-5.07**	Tendência	3	14/05/2019	Integração
<b>Total</b>						<b>9/11</b>

Período: Covid 19 (01/01/2020 a 18/11/2021)						
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
BITCOIN / ETHEREUM	Zt	-6.71***	Regime	5	27/04/2021	Integração
BITCOIN / CRYPTO 10	Zt	-12.17***	Regime	2	15/04/2021	Integração
<b>Total</b>						<b>2/11</b>

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos são encontrados em Gregory e Hansen (1996). Os valores críticos para os parâmetros ADF e  $Z_t$  são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro  $Z_a$  os valores críticos são: - 57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

## 2.2. Teste de Gregory e Hansen: Ethereum

Na tabela 10 encontram-se os resultados obtidos para o teste de Gregory e Hansen aplicado à ETH em termos comparativos com os demais mercados financeiros em análise.

No período pré-covid 19, a ETH apresenta uma tendência para a integração com a BTC, com LTC e com o índice Crypto 10 (a um nível de significância de 1%). Durante este período a ETH encontrava-se igualmente integrada com os índices bolsistas S&P 500, S&P/TSX e Nikkei 225 (a um nível de significância de 1%), com o CAC 40 (a um nível de significância de 5%) e ainda com o índice bolsista FTSE 100 (a um nível de significância de 10%).

Para o período covid-19, o resultado do teste sugere que a ETH mantém a sua tendência para a integração com as moedas digitais em análise (a um nível de significância de 1%) e relativamente à sua relação com os índices bolsistas, durante este período de maior turbulência, a ETH apenas se manteve integrada com o índice bolsista FTSE 100, ainda que, apenas, a um nível de significância de 10%.

**Tabela 10: Testes de Gregory-Hansen, referente à Ethereum, no período pré-covid e covid-19.**

Período: Pré-Covid 19 (01/02/2018 a 31/12/2019)							
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados	
ETHEREUM / BITCOIN	Zt	-5.65***	Tendência	5	01/08/2018	Integração	
ETHEREUM / LITECOIN	Zt	-7.81***	Tendência	5	14/08/2018	Integração	
ETHEREUM / CRYPTO 10	Zt	-5.05***	Tendência	4	01/08/2018	Integração	
ETHEREUM / FTSE 100	Zt	-4.83*	Tendência	5	25/05/2018	Integração	
ETHEREUM / S&P 500	Zt	-6.96***	Regime	5	11/10/2018	Integração	
ETHEREUM / S&P TSX	Zt	-6.00***	Regime	5	14/08/2018	Integração	
ETHEREUM / NIKKEI 225	Zt	-6.89***	Regime	5	15/10/2018	Integração	
ETHEREUM / CAC 40	Zt	-5.35**	Regime	5	14/08/2018	Integração	
<b>Total</b>						<b>8/11</b>	
Período: Covid 19 (01/01/2020 a 18/11/2021)							
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados	
ETHEREUM / BITCOIN	Zt	-7.70***	Regime	5	28/04/2021	Integração	
ETHEREUM / LITECOIN	Zt	-6.16***	Regime	0	01/04/2021	Integração	
ETHEREUM / CRYPTO 10	Zt	-9.81***	Regime	1	28/04/2021	Integração	
ETHEREUM / FTSE 100	Zt	-4.89*	Regime	0	03/11/2020	Integração	
<b>Total</b>						<b>4/11</b>	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos são encontrados em Gregory e Hansen (1996). Os valores críticos para os parâmetros ADF e  $Z_t$  são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro  $Z_a$  os valores críticos são: - 57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

### 2.3. Teste de Gregory e Hansen: Litecoin

Na tabela 11 encontram-se os resultados obtidos para o teste de Gregory e Hansen aplicado à LTC em termos comparativos com os demais mercados financeiros em análise.

Para o período pré-crise, assistiu-se à integração entre a LTC e a ETH (a um nível de significância de 1%) e entre a LTC e o índice Crypto 10 (a um nível de significância de 5%). No período de crise a LTC manteve-se integrada quer com a ETH quer com o índice de mercado.

Em relação aos mercados de ações análise não há sinais de integração com a LTC quer durante o período tranquilo, quer durante o período de turbulência no sistema financeiro global.

**Tabela 11: Testes de Gregory-Hansen, referente à Litecoin, no período pré-covid e covid-19**

Período: Pré-Covid 19 (01/02/2018 a 31/12/2019)							
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados	
LITECOIN / ETHEREUM	Zt	-6.62***	Regime	4	07/11/2018	Integração	
LITECOIN / CRYPTO 10	Za	-54.55**	Regime	4	27/06/2019	Integração	
<b>Total</b>						<b>2/11</b>	
Período: Covid 19 (01/01/2020 a 18/11/2021)							
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados	
LITECOIN / ETHEREUM	Zt	-7.41***	Regime	0	13/05/2021	Integração	
LITECOIN / CRYPTO 10	Za	-60.84***	Regime	1	10/06/2021	Integração	
<b>Total</b>						<b>2/11</b>	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos são encontrados em Gregory e Hansen (1996). Os valores críticos para os parâmetros ADF e  $Z_t$  são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro  $Z_a$  os valores críticos são: - 57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

#### 2.4. Teste de Gregory e Hansen: *Crypto 10*

Na tabela 12 encontram-se os resultados obtidos para o teste de Gregory e Hansen aplicado ao índice Crypto 10 em termos comparativos com os demais mercados financeiros em análise.

Quer no período precedente à pandemia quer no período marcado pela mesma, verifica-se, tal como expectável, que o índice Crypto 10 se encontre integrado com todas as criptomoedas em estudo (a um nível de significância de 1%).

Relativamente à sua ligação com os mercados de ações, o índice Crypto 10 no período pré-covid apresenta uma tendência para a integração (a um nível de significância de 1%), no entanto, durante o período de covid constata-se um certo isolamento, apresentando-se totalmente segmentado.

**Tabela 12 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao índice Crypto 10, no período pré-covid e covid-19**

Período: Pré-Covid 19 (01/02/2018 a 31/12/2019)						
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
CRYPTO 10 / BITCOIN	Zt	-10.77***	Regime	4	08/08/2018	Integração
CRYPTO 10 / ETHEREUM	Zt	-6.13***	Regime	3	14/05/2019	Integração
CRYPTO 10 / LITECOIN	Za	-66.53***	Regime	4	27/06/2019	Integração
CRYPTO 10 / FTSE 100	Zt	-5.45***	Tendência	2	14/05/2019	Integração
CRYPTO 10 / DAX 30	Za	-64.04***	Tendência	2	14/05/2019	Integração
CRYPTO 10 / S&P 500	Za	-62.86***	Tendência	2	06/05/2019	Integração
CRYPTO 10 / NIKKEI 225	Za	-57.37***	Tendência	2	06/05/2019	Integração
CRYPTO 10 / CAC 40	Zt	-5.72***	Tendência	2	06/05/2019	Integração
CRYPTO 10 / ITALY DS MARKET	Zt	-5.71***	Tendência	2	06/05/2019	Integração
<b>Total</b>						<b>9/11</b>

Período: Covid 19 (01/01/2020 a 18/11/2021)						
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
CRYPTO 10 / BITCOIN	Zt	-11.22***	Regime	2	21/04/2021	Integração
CRYPTO 10 / ETHEREUM	Zt	-9.11***	Regime	1	28/04/2021	Integração
CRYPTO 10 / LITECOIN	Za	-57.59***	Regime	1	14/06/2021	Integração
<b>Total</b>						<b>3/11</b>

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos são encontrados em Gregory e Hansen (1996). Os valores críticos para os parâmetros ADF e  $Z_t$  são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro  $Z_a$  os valores críticos são: - 57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

## 2.5. Teste de Gregory e Hansen: Dow Jones

Na tabela 13 encontram-se os resultados obtidos para o teste de Gregory e Hansen aplicado ao índice bolsista DJ em termos comparativos com os demais mercados financeiros em análise.

No período pré-covid verifica-se que o índice bolsista DJ encontrava-se integrado com todas as criptomoedas, bem como com todos os restantes índices representativos dos mercados de ações do G7.

A mesma tendência já não se verificou durante o período marcado pela crise pandémica, uma vez que o índice DJ apenas se manteve integrado com o índice bolsista FTSE 100 e o Italy DS Market (a um nível de significância de 1%) e com o DAX 30 e CAC 40 (a um nível de significância de 5%).

**Tabela 13: Testes de Gregory-Hansen, referente ao índice bolsista Dow Jones, no período pré-covid e covid-19.**

Período: Pré-Covid 19 (01/02/2018 a 31/12/2019)							
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados	
DOW JONES / BITCOIN	Zt	-5.26**	Tendência	5	12/10/2018	Integração	
DOW JONES / ETHEREUM	Zt	-5.18**	Tendência	5	12/10/2018	Integração	
DOW JONES / LITECOIN	Zt	-5.53***	Tendência	5	27/11/2018	Integração	
DOW JONES/ CRYPTO 10	Zt	-5.21**	Tendência	5	12/10/2018	Integração	
DOW JONES / FTSE 100	Zt	-5.08**	Tendência	5	04/12/2018	Integração	
DOW JONES / DAX 30	Zt	-5.49***	Tendência	5	06/08/2018	Integração	
DOW JONES / S&P 500	Zt	-4.99**	Regime	0	15/10/2018	Integração	
DOW JONES / S&P TSX	Zt	-5.30**	Tendência	5	07/12/2018	Integração	
DOW JONES / NIKKEI 225	Za	-60.48***	Tendência	5	31/01/2019	Integração	
DOW JONES / CAC 40	Za	-6.28***	Tendência	5	06/08/2018	Integração	
DOW JONES / ITALY DS MARKET	Za	-5.29**	Tendência	5	07/12/2018	Integração	
<b>Total</b>						<b>11/11</b>	
Período: Covid 19 (01/01/2020 a 18/11/2021)							
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados	
DOW JONES / FTSE 100	Za	-53.79**	Regime	1	23/07/2020	Integração	
DOW JONES / DAX 30	Za	-60.01***	Regime	1	02/10/2020	Integração	
DOW JONES / CAC 40	Za	-55.89**	Regime	1	30/07/2020	Integração	
DOW JONES / ITALY DS MARKET	Za	-57.47***	Regime	1	07/08/2020	Integração	
<b>Total</b>						<b>4/11</b>	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos são encontrados em Gregory e Hansen (1996). Os valores críticos para os parâmetros ADF e  $Z_t$  são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro  $Z_a$  os valores críticos são: - 57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

## 2.6. Teste de Gregory e Hansen: FTSE 100

Na tabela 14 encontram-se os resultados obtidos para o teste de Gregory e Hansen aplicado ao índice bolsista FTSE 100 em termos comparativos com os demais mercados financeiros em análise.

No período pré-covid 19, o índice bolsista FTSE 100 encontrava-se apenas integrado com o índice bolsista S&P/TSX e com o CAC 40 (a um nível de significância de 10%). Porém, durante o período de crise, este índice encontrou-se integrado com a BTC, com a LTH e com o índice Crypto 10, o que indica que após o choque, este índice tendeu para a integração com os mercados de criptomoedas em análise.

Relativamente à sua ligação com outros índices bolsistas, durante a ocorrência da pandemia de covid-19 não manteve a sua integração com os índices S&P/TSX e CAC 40, passando, ao invés, a estar integrado com o índice DJ, S&P 500, Italy DS Market (a um nível

de significância de 1%) e ainda com o índice bolsista DAX 30 (a um nível de significância de 10%).

**Tabela 14 - Testes de Gregory-Hansen, referente ao índice bolsista FTSE 100, no período pré-covid e covid 19.**

Período: Pré-Covid 19 (01/02/2018 a 31/12/2019)							
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados	
FTSE 100 / S&P TSX	Zt	-4.73*	Tendência	4	16/01/2019	Integração	
FTSE 100 / CAC 40	Zt	-4.83*	Regime	2	20/09/2018	Integração	
<b>Total</b>						<b>2/11</b>	
Período: Covid 19 (01/01/2020 a 18/11/2021)							
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados	
FTSE 100 / BITCOIN	ADF	-5.17**	Regime	1	06/05/2020	Integração	
FTSE 100 / LITECOIN	ADF	-4.75*	Regime	2	22/05/2020	Integração	
FTSE 100 / CRYPTO 10	ADF	-5.17**	Regime	2	27/04/2020	Integração	
FTSE 100 / DOW JONES	Za	-60.53***	Regime	1	15/07/2020	Integração	
FTSE 100 / DAX 30	Zt	-4.75*	Regime	2	03/06/2020	Integração	
FTSE 100 / S&P 500	Zt	-6.45***	Regime	1	23/07/2020	Integração	
FTSE 100 / ITALY DS MARKET	Zt	-5.52***	Regime	0	02/07/2020	Integração	
<b>Total</b>						<b>7/11</b>	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos são encontrados em Gregory e Hansen (1996). Os valores críticos para os parâmetros ADF e  $Z_t$  são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro  $Z_a$  os valores críticos são: - 57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

## 2.7. Teste de Gregory e Hansen: DAX 30

Na tabela 15 encontram-se os resultados obtidos para o teste de Gregory e Hansen aplicado ao índice bolsista DAX 30 em termos comparativos com os demais mercados financeiros em análise.

No período antecedente à crise pandémica, o índice bolsista DAX 30, apresentava uma tendência para a integração com a LTH, com o S&P 500 (a um nível de significância de 10%), com o DJ e ainda com o Nikkei 225 (a um nível de significância de 5%).

No entanto, no período marcado pela crise, este índice apenas se manteve integrado com o índice DJ (a um nível de significância de 5%) e com o S&P500 (a um nível de significância de 1%), ambos índices bolsistas norte-americanos e passou, ainda, a estar integrado com o índice S&P/TSX (a um nível de significância de 1%).

**Tabela 15: Testes de Gregory-Hansen, referente ao índice bolsista DAX 30, no período pré-covid e covid-19.**

Período: Pré-Covid 19 (01/02/2018 a 31/12/2019)							
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados	
DAX 30 / LITECOIN	Zt	-4.77*	Tendência	5	11/10/2018	Integração	
DAX 30 / DOW JONES	Zt	-5.15**	Tendência	3	06/08/2018	Integração	
DAX 30 / S&P 500	Za	-44.15*	Tendência	4	17/08/2018	Integração	
DAX 30 / NIKKEI 225	Za	-52.37**	Tendência	5	24/08/2018	Integração	
<b>Total</b>						<b>4/11</b>	
Período: Covid 19 (01/01/2020 a 18/11/2021)							
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados	
DAX 30 / DOW JONES	Za	-51.38**	Tendência	2	02/10/2020	Integração	
DAX 30 / S&P 500	Za	-57.93***	Tendência	1	27/05/2020	Integração	
DAX 30 / S&P TSX	Za	-65.02***	Tendência	1	27/05/2020	Integração	
<b>Total</b>						<b>3/11</b>	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos são encontrados em Gregory e Hansen (1996). Os valores críticos para os parâmetros ADF e  $Z_t$  são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro  $Z_a$  os valores críticos são: - 57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

## 2.8. Teste de Gregory e Hansen: S&P 500

Na tabela 16 encontram-se os resultados obtidos para o teste de Gregory e Hansen aplicado ao índice bolsista S&P 500 em termos comparativos com os demais mercados financeiros em análise.

O índice bolsista S&P 500, no período de maior estabilidade, apresenta uma tendência para a integração com a BTC, com a LTC e com o índice Nikkei 225 (a um nível de significância de 10%). Por sua vez, este índice também se encontrava integrado com o índice DAX 30 e com o CAC 40 (a um nível de significância de 1%).

Em termos comparativos, após a ocorrência do choque, o índice S&P 500 assiste a uma diminuição do seu número de integrações, pois durante este período apresentou uma total segmentação em relação às criptomoedas em análise, mantendo-se integrado apenas com alguns índices bolsistas, especificamente com o índice bolsista japonês (a um nível de significância de 5%), com o índice alemão, francês, italiano (a um nível de significância de 1%) e registando novas integrações, nomeadamente, com o índice inglês (a um nível de significância de 1%).

**Tabela 16: Testes de Gregory-Hansen, referente ao índice bolsista S&P 500, no período pré-covid e covid-19.**

Período: Pré-Covid 19 (01/02/2018 a 31/12/2019)						
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
S&P 500 / BITCOIN	Zt	-4.77*	Tendência	5	12/10/2018	Integração
S&P 500/ LITECOIN	Zt	-4.92*	Tendência	5	12/10/2018	Integração
S&P 500 / DAX 30	Zt	-5.91***	Regime	5	06/08/2018	Integração
S&P 500 / NIKKEI 225	Za	-41.85*	Regime	5	18/01/2019	Integração
S&P 500 / CAC 40	Zt	-6.19***	Regime	5	27/07/2018	Integração
S&P 500 / ITALY DS MARKET	Zt	-5.79***	Regime	5	06/12/2018	Integração
<b>Total</b>						<b>6/11</b>
Período: Covid 19 (01/01/2020 a 18/11/2021)						
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
S&P 500 / FTSE 100	Za	-59.48***	Tendência	2	04/08/2021	Integração
S&P 500 / DAX 30	Za	-57.80***	Tendência	1	25/05/2020	Integração
S&P 500 / NIKKEI 225	Za	-53.29**	Tendência	2	20/04/2021	Integração
S&P 500 / CAC 40	Za	-66.45***	Tendência	1	08/06/2021	Integração
S&P 500 / ITALY DS MARKET	Zt	-5.51***	Tendência	1	30/07/2021	Integração
<b>Total</b>						<b>5/11</b>

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos são encontrados em Gregory e Hansen (1996). Os valores críticos para os parâmetros ADF e  $Z_t$  são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro  $Z_a$  os valores críticos são: - 57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

## 2.9. Teste de Gregory e Hansen: S&P/TSX

Na tabela 17 encontram-se os resultados obtidos para o teste de Gregory e Hansen aplicado ao índice bolsista S&P/TSX em termos comparativos com os demais mercados financeiros em análise.

Quer no período pré-covid 19 quer no período covid-19, o índice bolsista S&P/TSX, apresentou para a maioria dos mercados uma relativa segmentação. Ainda assim é possível observar que este esteve integrado durante o período de calmaria com o mercado italiano (a um nível de significância de 5%) e posteriormente, com a crise pandêmica, revelou uma tendência para a integração com o índice bolsista inglês (a um nível de significância de 10%), com o índice bolsista alemão (a um nível de significância de 1%) e com o mercado italiano (a um nível de significância de 1%).

**Tabela 17: Testes de Gregory-Hansen, referente ao índice bolsista S&P/TSX, no período pré-covid e covid-19.**

Período: Pré-Covid 19 (01/02/2018 a 31/12/2019)							
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados	
S&P TSX / ITALY DS MARKET	ADF	-5.06**	Regime	0	18/05/2018	Integração	
<b>Total</b>						<b>1/11</b>	
Período: Covid 19 (01/01/2020 a 18/11/2021)							
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados	
S&P TSX / FTSE 100	Za	-47.36*	Tendência	5	09/07/2020	Integração	
S&P TSX / DAX 30	Za	-63.84***	Tendência	2	27/05/2020	Integração	
S&P TSX / ITALY DS MARKET	Zt	-64.48***	Tendência	5	17/04/2020	Integração	
<b>Total</b>						<b>3/11</b>	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos são encontrados em Gregory e Hansen (1996). Os valores críticos para os parâmetros ADF e  $Z_t$  são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro  $Z_\alpha$  os valores críticos são: - 57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

## 2.10. Teste de Gregory e Hansen: Nikkei 225

Na tabela 18 encontram-se os resultados obtidos para o teste de Gregory e Hansen aplicado ao índice bolsista Nikkei 225 em termos comparativos com os demais mercados financeiros em análise.

No período pré-covid 19, o índice Nikkei 225 encontrava-se integrado com a LTC, com o CAC 40 (a um nível de significância de 10%), com o índice Crypto 10, bem como com os índices bolsistas DJ, S&P 500, bem como com o mercado de ações italiano (a um nível de significância de 5%).

No período de maior turbulência, o índice bolsista tende para uma segmentação com a generalidade dos mercados em análise, à exceção do índice bolsista S&P 500, com o qual se manteve integrado (a um nível de significância de 5%).

**Tabela 18: Testes de Gregory-Hansen, referente ao índice bolsista Nikkei 225, no período pré-covid e covid-19.**

Período: Pré-Covid 19 (01/02/2018 a 31/12/2019)							
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados	
NIKKEI 225 / LITECOIN	Zt	-4.91*	Tendência	3	30/10/2018	Integração	
NIKKEI 225 / CRYPTO 10	Zt	-5.08**	Tendência	5	30/10/2018	Integração	
NIKKEI 225 / DOW JONES \	Za	-54.29**	Tendência	5	23/01/2019	Integração	
NIKKEI 225 / S&P 500	Za	-49.05**	Tendência	5	07/01/2019	Integração	
NIKKEI 225 / CAC 40	Za	-41.97*	Regime	4	08/03/2019	Integração	
NIKKEI 225 / ITALY DS MARKEKT	Zt	-5.01**	Regime	3	25/12/2018	Integração	
<b>Total</b>						<b>6/11</b>	
Período: Covid 19 (01/01/2020 a 18/11/2021)							
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados	
NIKKEI 225 / S&P 500	Za	-52.73**	Tendência	2	22/04/2021	Integração	
<b>Total</b>						<b>1/11</b>	

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos são encontrados em Gregory e Hansen (1996). Os valores críticos para os parâmetros ADF e  $Z_t$  são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro  $Z_a$  os valores críticos são: - 57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

### 2.11. Teste de Gregory e Hansen: CAC 40

Na tabela 19 encontram-se os resultados obtidos para o teste de Gregory e Hansen aplicado ao índice bolsista CAC 40 em termos comparativos com os demais mercados financeiros em análise.

No período antecedente à crise global de 2020, o índice bolsista CAC 40 encontrava-se integrado com o índice bolsista inglês e canadiano (a um nível de significância de 5%).

O número de integrações para o período marcado pela pandemia de covid-19 aumentou, passando este índice a estar integrado também com o DJ (a um nível de significância de 5%), com o S&P 500 e com índice bolsista italiano (a um nível de significância de 1%) e ainda manteve a sua integração com o índice canadiano S&6P/TSX, embora durante este período o resultado apenas seja significativo a um nível de 10%.

**Tabela 19: Testes de Gregory-Hansen, referente ao índice bolsista CAC 40, no período pré-covid e covid-19.**

Período: Pré-Covid 19 (01/02/2018 a 31/12/2019)						
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
CAC 40 / FTSE 100	Zt	-5.02**	Regime	3	06/08/2018	Integração
CAC 40 / S&P TSX	Zt	-4.97**	Regime	4	03/01/2019	Integração
<b>Total</b>						<b>2/11</b>
Período: Covid 19 (01/01/2020 a 18/11/2021)						
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
CAC 40 / DOW JONES	Za	-52.06**	Regime	1	30/07/2020	Integração
CAC 40 / S&P 500	Za	-64.52***	Tendência	1	08/06/2021	Integração
CAC 40 / S&P TSX	Za	-43.58*	Regime	5	16/04/2020	Integração
CAC 40 / ITALY DS MARKET	Zt	-6.11***	Regime	4	09/04/2021	Integração
<b>Total</b>						<b>4/11</b>

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos são encontrados em Gregory e Hansen (1996). Os valores críticos para os parâmetros ADF e  $Z_t$  são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro  $Z_a$  os valores críticos são: - 57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

## 2.12. Teste de Gregory e Hansen: Italy Ds Market

Na tabela 20 encontram-se os resultados obtidos para o teste de Gregory e Hansen aplicado ao índice bolsista Italy Ds Market em termos comparativos com os demais mercados financeiros em análise.

Durante o período pré-covid 19, verifica-se uma total segmentação do índice relativamente às moedas digitais, mas o mesmo não se constata em relação aos mercados de ações, uma vez que os resultados obtidos sugerem que se encontrava integrado com os dois índices bolsistas norte-americanos (a um nível de significância de 1%) e ainda com o índice canadiano e francês (a um nível de significância de 10%).

O mesmo padrão verificou-se com a ocorrência da crise, continuando o índice bolsista italiano a estar isolado das criptomoedas, mas mantendo-se integrado com os índices bolsistas anteriormente mencionados e ainda adicionalmente, com o FTSE 100 (a um nível de significância de 5%).

**Tabela 20: Testes de Gregory-Hansen, referente ao índice bolsista Italy Ds Market, no período pré-covid e covid-19.**

Período: Pré-Covid 19 (01/02/2018 a 31/12/2019)						
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
ITALY DS MARKET / DOW JONES	Zt	-5.60***	Regime	5	10/10/2018	Integração
ITALY DS MARKET / S&P 500	Zt	-6.06*	Regime	5	10/10/2018	Integração
ITALY DS MARKET / S&P TSX	Zt	-4.82*	Regime	5	29/05/2018	Integração
ITALY DS MARKET / CAC 40	Zt	-4.97*	Regime	5	21/05/2018	Integração
<b>Total</b>						<b>4/11</b>
Período: Covid 19 (01/01/2020 a 18/11/2021)						
Mercados	Teste	Estatística t	Método	Lags	Data da Quebra	Resultados
ITALY DS MARKET / DOW JONES	Za	-56.36**	Regime	1	30/07/2020	Integração
ITALY DS MARKET / FTSE 100	Zt	-5.13**	Regime	0	01/07/2020	Integração
ITALY DS MARKET / S&P 500	Za	-62.70***	Regime	1	07/08/2020	Integração
ITALY DS MARKET / S&P TSX	Za	-58.23***	Regime	5	10/04/2020	Integração
ITALY DS MARKET / CAC 40	Zt	-6.10***	Regime	4	09/04/2021	Integração
<b>Total</b>						<b>5/11</b>

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Stata*). Os valores críticos são encontrados em Gregory e Hansen (1996). Os valores críticos para os parâmetros ADF e  $Z_t$  são: -5,45 (1%); -4,99 (5%); -4,72 (10%). Para o parâmetro  $Z_a$  os valores críticos são: - 57,28 (1%); -47,96 (5%); -43,22 (10%). Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

### 2.13. Teste de Gregory e Hansen: Análise Global

Na tabela 21 é possível analisar as integrações entre os pares de mercados financeiros em análise durante o período antecedente e durante a pandemia de 2020. Durante o período designado pré-covid 19, os dois índices bolsistas mais integrados com os restantes mercados são os norte-americanos, nomeadamente o índice DJ que assinala 11 integrações (em 11 possíveis), o que inclui a total integração com as moedas digitais e por sua vez, o S&P 500 que regista 6 integrações (em 11 possíveis). De forma complementar a BTC e a LTC revelaram estar integradas com a maioria dos mercados financeiros em análise, apresentando, respetivamente, 9 e 8 integrações (em 11 possíveis). Os resultados do índice Crypto 10 refletem as evidências apresentadas pelas criptomoedas ao estar integrado também ele, como expectável, com todas as moedas digitais em análise e ainda com 6 índices bolsistas. Já os índices DAX 30, Nikkei 225 e o Italy Ds Market assinalam cada um 4 integrações (em 11 possíveis). Os mercados menos integrados durante este período foram a LTC, o FTSE 100, o S&P/TSX e o CAC 40, cada um com apenas 2 integrações (em 11 possíveis).

No que concerne aos resultados obtidos sobre a integração entre os mercados de ações e as criptomoedas BTC e ETH estão em concordância com as evidências sugeridas

por Umar et al. (2020). Já os resultados obtidos para a LTC sugerem que esta se encontra dissociada dos mercados de ações, evidência, parcialmente, validada por Gil-Alana et al. (2020).

Relativamente aos mercados de ações, durante o período tranquilo apresentaram, de forma geral, um elevado número de integrações e como um todo parecem tender para a integração, evidenciando-se o papel dos EUA como motor do sistema financeiro global, resultados estes em conformidade com as evidências apresentadas pelos autores Menezes e Dionísio (2011).

A metodologia de Gregory e Hansen (1996) permitiu responder à primeira questão de investigação, designadamente, se as criptomoedas *versus* os mercados de ações do G7 tendem para a integração durante o período marcado pela crise global de 2020?. Durante o período marcado pela ocorrência da pandemia de covid-19, o mercado de criptomoedas, especialmente a BTC e a ETH viram o seu número de integrações diminuir substancialmente. Estas duas criptomoedas durante o período pandémico registaram uma tendência para a segmentação com todos os mercados de ações do G7. A BTC, a LTC e o índice Crypto 10 mantiveram-se integrados com as demais moedas digitais, no entanto, apresentaram uma total segmentação face aos mercados de ações do G7. O mesmo aconteceu com a ETH, que após o choque parece ter ficado isolada dos restantes índices bolsistas, com exceção do S&P 500.

No que concerne aos mercados de ações, a grande maioria dos índices bolsistas em estudo registou um aumento do seu número de integrações, à exceção dos índices bolsistas norte-americanos (DJ e S&P 500) e do índice bolsista alemão. Durante o período pandémico, o índice bolsista com maior nível de integração foi o FTSE 100, com 7 integrações (em 11 possíveis), seguindo-se o índice S&P 500, Nikkei 225 e o Italy DS Market com 5 integrações (em 11 possíveis). Com 4 integrações (em 11 possíveis) assinala-se o índice DJ, o S&P/TSX e o CAC 40 e a registar o menor número de integrações, com apenas 3 integrações (em 11 possíveis) surge o índice bolsista DAX 30.

No que diz respeito aos mercados de ações em momentos de maior *stress* no sistema financeiro, os resultados evidenciam uma tendência para a integração, estando em conformidade com os resultados já apresentadas em estudos anteriores, como por exemplo, em Aslam et al. (2020).

Os resultados sobre as criptomoedas sugerem que durante o período marcado pela pandemia de covid-19 estas tendem para a total segmentação com a maioria dos mercados de ações em análise, resultado este já sugerido por Gil-Alana et al. (2020), e Karim et al. (2022).

**Tabela 21: Síntese dos Resultados obtidos nos Testes de Gregory e Hansen para os mercados financeiros em análise, no período Pré-Covid e Covid.**

	Pré-Covid 19	Covid-19	Evolução
BITCOIN	9/11 possíveis	2/11 possíveis	↓
ETHEREUM	8/11 possíveis	4/11 possíveis	↓
LITECOIN	2/11 possíveis	2/11 possíveis	=
CRYPTO 10	9/11 possíveis	3/11 possíveis	↓
DOW JONES	11/11 possíveis	4/11 possíveis	↓
FTSE 100	2/11 possíveis	7/11 possíveis	↑
DAX 30	4/11 possíveis	3/11 possíveis	↓
S&P 500	6/11 possíveis	5/11 possíveis	↓
S&P/ TSX	2/11 possíveis	4/11 possíveis	↑
NIKKEI 225	4/11 possíveis	5/11 possíveis	↑
CAC 40	2/11 possíveis	4/11 possíveis	↑
ITALY DS MARKET	4/11 possíveis	5/11 possíveis	↑

Fonte: Elaboração própria.

### 3. VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Para determinar as relações de causalidade entre os pares de mercados em análise, utilizou-se o modelo VAR. Dada a partição temporal em dois períodos, nomeadamente, pré-covid e covid-19, foram estimados dois modelos.

A primeira etapa inerente à estimação de um modelo VAR passa por determinar o número de defasagens ideal. Com a intenção de se determinar o número de defasagens do modelo VAR para o período pré-covid 19, recorreu-se aos critérios de informação que constam na tabela 22. Tendo por base os resultados obtidos, selecionou-se o critério LR que sugere um modelo com 10 defasagens.

Numa segunda etapa para avaliar se o modelo estimado é o mais adequado, estimou-se o teste autocorrelação dos resíduos, designadamente, o *VAR Residual Serial Correlation LM Tests*.

Este teste postula como hipótese nula a inexistência de autocorrelação de resíduos. Na figura 5 pode-se observar a autocorrelação dos termos residuais com 10 defasamentos nos mercados financeiros.

Na tabela 23 constata-se que para o número de defasagens igual a dez, a hipótese nula é verdadeira, pelo que se rejeita a possibilidade de existência de autocorrelação dos resíduos, garantindo-se, desta forma, a robustez e validade do modelo estimado para o primeiro período temporal em análise.

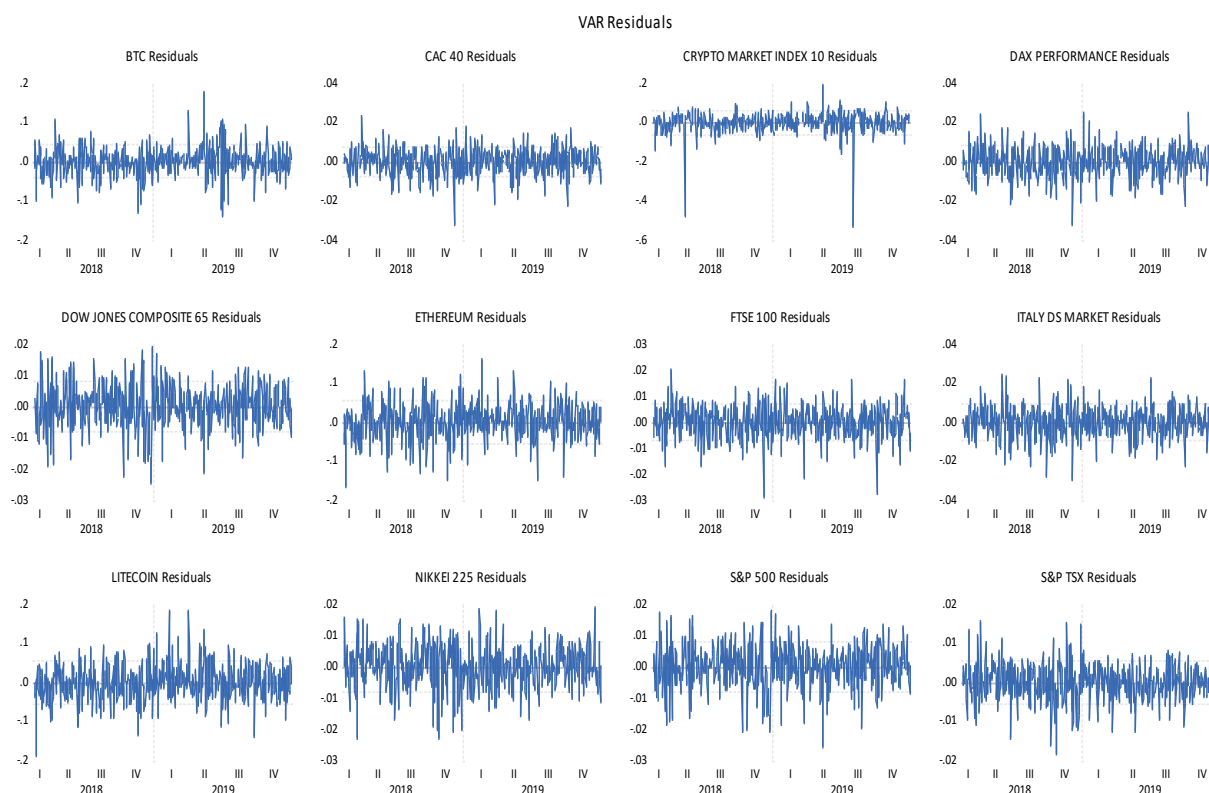
**Tabela 22: Critérios de seleção do número de defasagens do modelo VAR, respeitante ao período 01/02/2018 a 31/12/2019 (pré-covid 19).**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	18557.99	NA	1.85e-48	-75.85271	-75.74983*	-75.81230
1	18835.24	539.7558	1.07e-48*	-76.39769*	-75.06025	-75.87238*
2	18954.08	225.5317	1.19e-48	-76.29479	-73.72279	-75.28459
3	19076.24	225.8384	1.31e-48	-76.20548	-72.39892	-74.71038
4	19169.10	167.1087	1.62e-48	-75.99631	-70.95519	-74.01631
5	19261.73	162.1439	2.01e-48	-75.78620	-69.51051	-73.32130
6	19346.97	145.0331	2.59e-48	-75.54588	-68.03563	-72.59608
7	19450.90	171.7332	3.10e-48	-75.38200	-66.63720	-71.94731
8	19554.62	166.2847	3.73e-48	-75.21724	-65.23788	-71.29765
9	19670.76	180.5110	4.30e-48	-75.10331	-63.88939	-70.69882
10	19798.57	<b>192.3754*</b>	4.75e-48	-75.03712	-62.58863	-70.14773

Fonte: Elaboração Própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (software: Eviews 12). O asterisco \* indica o número de defasagens ideal selecionado por cada critério. LR: Estatística do teste LR modificada (teste a 5%).

**Figura 5: Teste de resíduos VAR, dos mercados financeiros em análise, no período 2/01/2018 a 12/31/2019 (pré-covid 19).**



Fonte: Elaboração Própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (software: Eviews 12).

**Tabela 23: VAR residual serial correlation LM tests, respeitante ao período 2/01/2018 a 12/31/2019 (pré-covid 19).**

<i>Lag</i>	<i>LRE* stat</i>	<i>df</i>	<i>Prob.</i>	<i>Rao F-stat</i>	<i>df</i>	<i>Prob.</i>
1	144.9419	144	0.4623	1.006844	(144, 2971.8)	0.4629
2	111.3522	144	0.9799	0.769224	(144, 2971.8)	0.9800
3	132.7994	144	0.7384	0.920643	(144, 2971.8)	0.7389
4	136.7018	144	0.6547	0.948310	(144, 2971.8)	0.6553
5	139.5785	144	0.5886	0.968727	(144, 2971.8)	0.5892
6	99.07841	144	0.9984	0.683050	(144, 2971.8)	0.9984
7	148.4463	144	0.3826	1.031786	(144, 2971.8)	0.3833
8	136.9253	144	0.6497	0.949895	(144, 2971.8)	0.6502
9	151.8925	144	0.3100	1.056343	(144, 2971.8)	0.3105
10	119.4495	144	0.9330	0.826267	(144, 2971.8)	0.9331
11	146.9320	144	0.4165	1.021006	(144, 2971.8)	0.4171

Fonte: Elaboração Própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews 12*).

Em virtude de se determinar o número ideal de defasagens para a estimação do modelo VAR respeitante ao período designado covid-19, recorreu-se aos critérios de informação que constam na tabela 24. Com base no critério LR, os resultados apontam para um modelo que tenha em consideração 10 defasagens.

À semelhança do que foi realizado anteriormente para o período pré-covid 19, também para o modelo VAR respeitante ao período covid-19, é fulcral avaliar se o modelo estimado é o mais adequado e, para tal, efetuou-se, mais uma vez, o teste *VAR Residual Serial Correlation LM Tests*. Na figura 6 pode-se observar a autocorrelação dos termos residuais com 10 defasamentos nos mercados financeiros durante o período nomeado covid-19.

Na tabela 25 pode-se observar os resultados do teste, que para o número de defasagens igual a 10, leva-nos a não rejeitar a hipótese nula, que postula a inexistência de autocorrelação dos resíduos. Desta forma, afastando a hipótese de autocorrelação, determinando o modelo com um número de defasagens igual a 10 fica garantido para o segundo período temporal em análise que o vetor autorregressivo estimado é robusto.

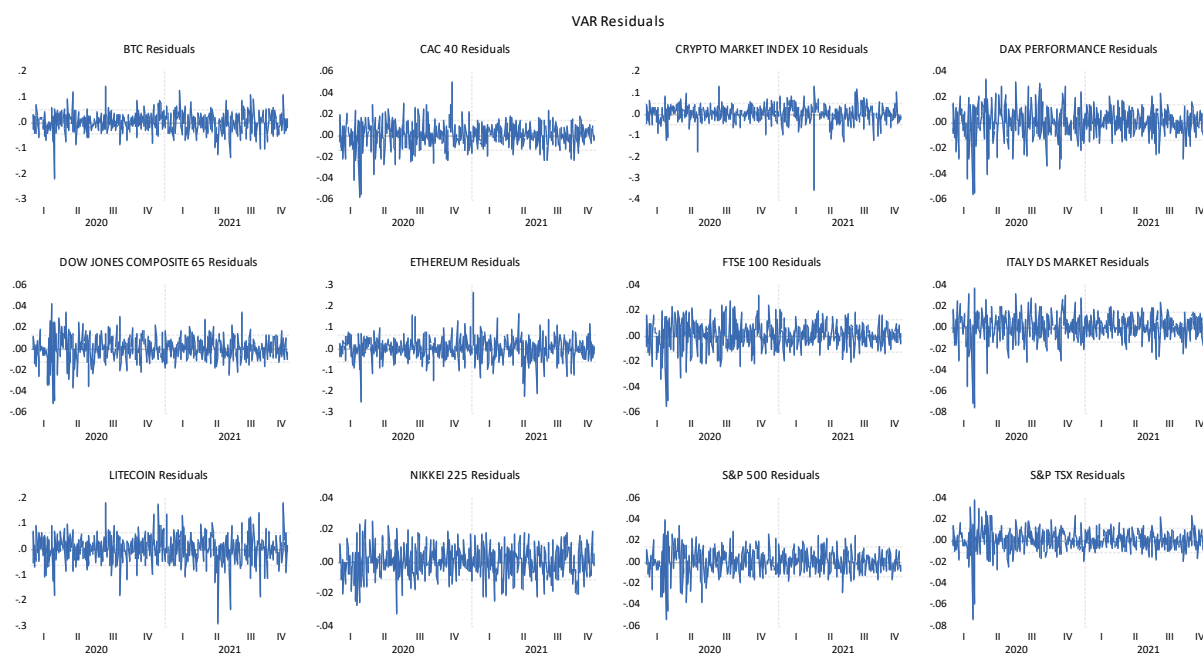
**Tabela 24: Critérios de seleção do número de defasagens do modelo VAR, respeitante ao período 1/01/2020 11/18/2021 (covid 19).**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	16871.16	NA	6.75e-46	-69.95501	-69.85100*	-69.91413
1	17223.14	684.9695	2.85e-46	-70.81799	-69.46579	-70.28656*
2	17417.45	368.4664	2.31e-46	-71.02675	-68.42637	-70.00478
3	17572.17	285.6906	2.22e-46	-71.07124	-67.22268	-69.55872
4	17721.25	267.8445	2.18e-46*	-71.09231*	-65.99557	-69.08924
5	17846.84	219.3954	2.37e-46	-71.01593	-64.67100	-68.52231
6	17954.16	182.1269	2.80e-46	-70.86372	-63.27061	-67.87955
7	18065.56	183.5139	3.26e-46	-70.72846	-61.88717	-67.25375
8	18163.38	156.2715	4.03e-46	-70.53685	-60.44737	-66.57159
9	18299.57	210.7815	4.29e-46	-70.50444	-59.16678	-66.04863
10	18441.14	212.0673*	4.49e-46	-70.49437	-57.90853	-65.54802

Fonte: Elaboração Própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews 12*). O asterisco \* indica o número de defasagens ideal selecionado por cada critério. LR: Estatística do teste LR modificada (teste a 5%). AIC: Critério de informação de Akaike. FPE: Previsão final de erro. SC: Critério de informação de Schwarz. HQ: Critério de informação de Hannan-Quinn.

**Figura 6: Teste de resíduos VAR, dos mercados financeiros em análise, no período 01/01/2020 18/11/2021 (covid 19).**



Fonte: Elaboração Própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews 12*).

**Tabela 25: VAR Residual Serial Correlation LM Tests, respeitante ao período 1/01/2020  
11/18/2021 (covid 19).**

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	141.3930	144	0.5459	0.981605	(144, 2911.8)	0.5465
2	145.0986	144	0.4586	1.007962	(144, 2911.8)	0.4593
3	151.3530	144	0.3209	1.052521	(144, 2911.8)	0.3215
4	177.8826	144	0.0289	1.242575	(144, 2911.8)	0.0290
5	150.8133	144	0.3320	1.048673	(144, 2911.8)	0.3326
6	168.5635	144	0.0791	1.175622	(144, 2911.8)	0.0794
7	150.4202	144	0.3402	1.045870	(144, 2911.8)	0.3408
8	159.2765	144	0.1816	1.109107	(144, 2911.8)	0.1821
9	143.1611	144	0.5041	0.994177	(144, 2911.8)	0.5047
10	154.8281	144	0.2541	1.077320	(144, 2911.8)	0.2546
11	140.3547	144	0.5703	0.974226	(144, 2911.8)	0.5710

Fonte: Elaboração Própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews 12*).

Depois de especificado o número desfasagens para a qual o modelo iria ser estimado, que no caso, será 10, quer para o período pré-covid 19, quer para o período covid-19, foi estimado o teste *VAR Granger Causality ou Block Exogeneity Wald Test*.

Os resultados obtidos por meio da aplicação deste teste para o período pré-covid 19 constam na tabela 26, verificando-se que o índice bolsista DJ e o Nikkei 225 apresentaram durante esse período temporal, o maior número de comovimentos, causando, no sentido grangeriano, 6 dos seus pares (de 11 possíveis). Seguiu-se a LTC, o Crypto 10, o S&P 500 e o S&P/TSX, que causaram, no sentido de Granger, 5 dos seus pares (de 11 possíveis). O FTSE 100, o CAC 40 e o índice bolsista italiano causaram, no sentido de Granger, 4 mercados (de 11 possíveis). O DAX 30 causou, no sentido grangeriano, 3 pares (de 11 possíveis). Por último, a BTC e a ETH apenas causaram, no sentido grangeriano, 1 mercado financeiro (de 11 possíveis).

Durante o período pré-covid 19 foi possível identificar 9 relações de causalidade bidirecionais entre os mercados financeiros (ver tabela 28).

Por sua vez, na tabela 27 encontram-se os resultados obtidos para o período covid 19, onde é possível averiguar que o índice bolsista italiano apresenta todas as 11 possíveis relações causais com os mercados financeiros em análise, seguindo-se a BTC e a ETH que causaram, no sentido grangeriano, 8 dos mercados financeiros (de 11 possíveis). A LTC, o S&P/TSX, o FTSE 100 e o CAC 40 causaram 7 mercados (de 11 possíveis) e os dois índices norte-americanos, DJ e S&P 500, apresentaram 6 relações causais. Relativamente ao índice bolsista DAX 30 e Nikkei 225, estes causaram, no sentido de Granger, 5 mercados financeiros (de 11 possíveis) e por fim, no que diz respeito ao índice bolsista Crypto 10, este apenas causou, no sentido de Granger, 4 mercados financeiros (de 11 possíveis).

De uma forma geral, no período marcado pelo surto pandêmico, de entre os pares de mercados financeiros analisados, foi possível identificar 22 relações de causalidade bidirecionais (ver tabela 28).

Esta metodologia permite responder à segunda questão de investigação, nomeadamente, se os choques acentuados entre mercados poderão colocar em causa as hipóteses de diversificação de carteira?.

Na tabela 26 pode-se constatar que, no total, no período pré-covid 19, assistiu-se a 49 comovimentos (em 132 possíveis), enquanto, na tabela 27, é possível verificar a ocorrência de 81 comovimentos (de 132 possíveis) durante o período marcado pela crise pandémica. Em termos comparativos, assiste-se a um aumento significativo do número comovimentos após a ocorrência do choque.

No período pré-covid 19, a BTC e a ETH não apresentam evidências significativas de causalidade relativamente aos mercados de ações, apresentando meramente causalidade, no sentido grangeriano, com o índice representativo das 10 moedas digitais de referência (Crypto 10). Já a LTC e o índice de mercado Crypto 10 apresentaram algumas relações de causalidade com os mercados de ações do G7. Comparativamente com o período covid-19, verifica-se que todas as moedas digitais em análise passaram a causar mais mercados.

Os mercados de ações em análise no período pré-covid 19 tinham alguma influência sobre o comportamento dos mercados de criptomoedas, destacando-se o índice bolsista DAX, S&P/TSX, CAC 40 e Italy Ds Market. Todavia, no período covid-19, apenas o índice bolsista representativo do mercado italiano manteve alguma influência sobre o comportamento de todas as moedas digitais. Relativamente às relações de causalidade entre os mercados de ações, de uma forma geral, constata-se um aumento após a ocorrência do choque.

Os resultados estão em concordância, com o que é evidenciado em Jiang et al. (2017), que sugerem um aumento do número de comovimentos entre os mercados de ações perante a ocorrência de choques provocados por crises.

Por sua vez, relativamente às criptomoedas, durante a ocorrência da pandemia de covid-19, também se verifica um aumento dos seus comovimentos com os mercados financeiros, inclusive com os mercados de ações, o que poderá indiciar que numa ótica de longo prazo estes mercados possam afluir para a integração, dada a capacidade preditiva que as observações das séries temporais das criptomoedas e índices bolsistas revelam no curto prazo.

**Tabela 26: Testes de causalidade de *Granger/Block Exogeneity Wald Tests*, dos mercados financeiros em análise, no período de 01/02/2018 a 31/312/2019 (pré covid-19).**

	BTC	ETH	LTC	CRYPTO10	DJ	DAX 30	S&P500	S&P/TSX	FTSE 100	NIKKEI 225	CAC 40	ITALY
BTC		1.15998	1.25020	<b>1.74228</b> ***	0.94838	0.92758	1.22608	0.96052	1.18408	0.92256	1.28180	1.32159
ETH	0.55950		1.00762	<b>7.71090</b> ***	0.85696	0.87424	0.93879	0.86292	1.09337	0.65299	0.75068	0.81883
LTC	0.76779	0.58324		<b>6.26701</b> ***	1.56101	1.16423	<b>2.47545</b> ***	<b>2.56234</b> *	1.42022	<b>2.65272</b> ***	<b>1.67606</b> *	1.04418
CRYPTO10	<b>1.74228</b> *	1.49120	0.87318		0.76503	<b>2.49679</b> ***	1.52799	<b>1.63169</b> *	1.08042	0.69303	<b>3.04104</b> ***	<b>2.43933</b> ***
DJ	1.20687	1.40438	1.46439	0.59205		<b>2.17775</b> **	<b>1.89890</b> **	<b>2.40488</b> ***	<b>2.12659</b> **	<b>26.8483</b> ***	<b>2.90409</b> ***	1.21391
DAX	<b>1.99870</b> **	1.29832	<b>2.63585</b> ***	1.25118	0.62454		0.56335	1.19818	0.32145	<b>11.6049</b> *	0.45163	1.47253
S&P500	1.14441	1.12784	1.33160	0.45567	<b>2.03337</b> **	2.19308**		<b>2.45111</b> ***	<b>2.26270</b> **	<b>30.5547</b> ***	<b>2.86761</b> ***	1.08588
S&P/TSX	<b>1.69048</b> *	<b>1.74197</b> *	1.50786	1.37995	1.47715	1.45494	<b>2.34621</b> **		1.34327	<b>10.6177</b> ***	<b>2.14446</b> **	1.19116
FTSE 100	1.56186	1.08342	0.94669	1.09371	0.68989	0.77623	<b>3.97691</b> ***	<b>2.23184</b> **		<b>6.53457</b> ***	0.87772	<b>4.66367</b> ***
NIKKEI 225	1.01592	1.17330	1.28352	0.66787	<b>2.38234</b> ***	<b>1.86545</b> **	<b>1.71378</b> ***	<b>3.31831</b> ***	1.50703		<b>1.89136</b> **	<b>1.82883</b> *
CAC 40	<b>1.93068</b> **	<b>1.79852</b> *	<b>2.47719</b> *	0.70986	0.73338	1.08908	0.56171	1.04154	0.71687	<b>13.0584</b> ***		0.87933
ITALY	1.31777	1.11763	<b>2.17511</b> **	1.01834	1.13647	1.50913	0.87865	<b>1.96687</b> **	1.51175	<b>8.92464</b> ***	<b>1.81099</b> *	

Fonte: Elaboração Própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor ((software: *Eviews 12*). Os mercados em coluna “causam” os mercados em linha. Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

**Tabela 27: Testes de causalidade de *Granger/Block Exogeneity Wald Tests*, dos mercados financeiros em análise, no período de 01/01/2020 18/11/2021 (covid-19).**

	BTC	ETH	LTC	CRYPTO10	DJ	DAX	S&P500	S&P/TSX	FTSE 100	NIKKEI 225	CAC 40	ITALY
BTC		<b>1.74065*</b>	0.98380	<b>9.06781***</b>	<b>4.87204***</b>	1.47707	<b>4.65791***</b>	<b>4.36851***</b>	<b>2.10458**</b>	<b>4.33289***</b>	<b>2.09121**</b>	0.80608
ETH	1.38788		1.34586	<b>6.09309***</b>	<b>4.09635***</b>	<b>1.68664*</b>	<b>4.06131***</b>	<b>3.28679***</b>	<b>2.15063**</b>	<b>3.22561***</b>	<b>1.90381**</b>	0.63946
LTC	<b>1.70741*</b>	1.36553		<b>4.88773***</b>	<b>2.58254***</b>	1.06624	<b>2.47545***</b>	<b>2.56234***</b>	<b>1.68916***</b>	<b>2.65272***</b>	1.19979	0.65871
CRYPTO10	0.56508	0.78438	1.14168		<b>2.41286***</b>	0.53363	<b>2.13168**</b>	<b>2.03955**</b>	0.68567	<b>2.45438***</b>	0.71432	0.36877
DJ	1.21138	1.02147	0.96502	1.12171		<b>5.33727***</b>	<b>1.67572*</b>	<b>6.70095***</b>	<b>5.00562***</b>	<b>7.27309***</b>	<b>7.62371***</b>	<b>7.56227***</b>
DAX	1.22879	1.41733	1.27945	1.14369	<b>6.99476***</b>		<b>6.58902***</b>	<b>5.16048***</b>	1.59852	<b>10.9128***</b>	1.30123	<b>2.86817***</b>
S&P500	1.12557	1.13674	0.88018	1.16307	1.24031	<b>4.73401***</b>		<b>4.92003***</b>	<b>4.72453***</b>	<b>7.23524***</b>	<b>7.08720***</b>	<b>7.36375***</b>
S&P/TSX	0.94345	1.25526	0.78580	0.97445	<b>7.85903***</b>	<b>3.97272***</b>	<b>6.67276***</b>		<b>3.72907***</b>	<b>6.35176***</b>	<b>4.05811***</b>	<b>6.40451***</b>
FTSE 100	0.84497	0.91802	0.94669	1.26496	<b>3.53071***</b>	<b>3.09420***</b>	<b>3.97691***</b>	<b>2.23184**</b>		<b>6.53457***</b>	<b>3.21321***</b>	<b>4.66367***</b>
NIKKEI 225	1.08304	0.95363	0.69160	0.78470	<b>1.92144**</b>	1.53431	<b>1.71378*</b>	<b>3.31831***</b>	1.27817		<b>1.80432*</b>	<b>2.62510***</b>
CAC 40	1.32308	1.51220	1.56819	1.18166	<b>7.49661***</b>	<b>1.95348**</b>	<b>7.36394***</b>	<b>4.38587***</b>	<b>3.51775***</b>	<b>9.63043***</b>		<b>1.99469**</b>
ITALY	<b>3.15111***</b>	<b>2.78631***</b>	<b>2.41904***</b>	<b>2.42353*</b>	<b>10.5762***</b>	<b>6.04379***</b>	<b>11.2372***</b>	<b>9.93237***</b>	<b>6.33681***</b>	<b>11.1406***</b>	<b>5.85702***</b>	

Fonte: Elaboração Própria.

Notas: Dados trabalhados pelo autor (software: Stata). Os mercados em coluna "causam" os mercados em linha. Em relação aos asteriscos \*\*\*, \*\*, \* indicam a significância das estatísticas a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

**Tabela 28: Síntese dos Resultados obtidos nos Testes de causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests para os mercados financeiros em análise, no período pré-covid e covid.**

Mercado	Pré-Covid 19		Covid-19		Evolução
BTC	1/11 Possíveis	CRYPTO 10.	8/11 Possíveis	ETH, CRYPTO 10, DJ, S&P 500, S&P/TSX, FTSE 100, NIKKEI 225, CAC 40.	↑
ETH	1/11 Possíveis	CRYPTO 10.	8/11 Possíveis	CRYPTO 10, DJ, DAX, S&P 500, S&P/TSX, FTSE 100, NIKKEI 225, CAC 40.	↑
LTC	5/11 Possíveis	CRYPTO 10, S&P 500, S&P/TSX, NIKKEI 225, CAC 40.	7/11 Possíveis	BTC, CRYPTO 10, DJ, S&P 500, S&P/TSX, FTSE 100, NIKKEI 225.	↑
CRYPTO 10	5/11 Possíveis	BTC, DAX, S&P/TSX, CAC 40, ITALY.	4/11 Possíveis	DJ, S&P 500, S&P/TSX, NIKKEI 225.	↓
DJ	6/11 Possíveis	DAX, S&P 500, S&P/TSX, FTSE 100, NIKKEI 225, CAC 40 .	6/11 Possíveis	DAX, S&P 500, S&P/TSX, FTSE 100, NIKKEI 225, CAC 40.	=
DAX	3/11 Possíveis	BTC, LTC, NIKKEI 225.	5/11 Possíveis	DJ, S&P 500, S&P/TSX, NIKKEI 225, ITALY.	↑
S&P 500	5/11 Possíveis	DJ, S&P/TSX, FTSE 100, NIKKEI 225, CAC 40.	6/11 Possíveis	DAX, S&P/TSX, FTSE 100, NIKKEI 225, CAC 40, ITALY.	↑
S&P/TSX	5/11 Possíveis	BTC, ETH, S&P 500, NIKKEI 225, CAC 40.	7/11 Possíveis	DJ, DAX, S&P 500, FTSE 100, NIKKEI 225, CAC 40, ITALY.	↑
FTSE 100	4/11 Possíveis	S&P 500, S&P/TSX, NIKKEI 225, ITALY.	7/11 Possíveis	DJ, DAX, S&P 500, S&P/TSX, NIKKEI 225, CAC 40, ITALY.	↑
NIKKEI 225	6/11 Possíveis	DJ, DAX, S&P 500, S&P/TSX, CAC 40, ITALY.	5/11 Possíveis	DJ, S&P 500, S&P/TSX, CAC 40, ITALY.	↓
CAC 40	4/11 Possíveis	BTC, ETH, LTC, NIKKEI 225.	7/11 Possíveis	DJ, DAX, S&P 500, S&P/TSX, FTSE 100, NIKKEI 225, ITALY.	↑
ITALY DS MARKET	4/11 Possíveis	LTC, S&P/TSX, NIKKEI 225, CAC 40.	11/11 Possíveis	BTC, ETH, LTC, CRYPTO 10, DJ, DAX, S&P 500, S&P/TSX, FTSE 100, NIKKEI 225, ITALY.	↑
<b>Causalidade Bidireccional</b>	9/66 Possíveis	BTC - Crypto 10, LTC - CAC 40, DJ - S&P 500, DJ - Nikkei 225, DAX 30 - Nikkei 225, S&P/TSX - Nikkei 225, CAC 40 - Nikkei 225, Italy Ds Market - Nikkei 225, CAC 40 - Italy Ds Market.	22/66 Possíveis	DAX 30 e DJ, DAX 30 e S&P 500, S&P/TSX e DJ, S&P/TSX e DAX 30, S&P/TSX e S&P 500, FTSE 100 e DJ, FTSE 100 e S&P 500 e FTSE 100 e S&P/TSX, Nikkei 225 e DJ, Nikkei 225 e DAX 30, Nikkei 225 e S&P 500, Nikkei 225 e S&P/TSX, CAC 40 e DJ, CAC 40 e S&P 500, CAC 40 e S&P/TSX, CAC 40 e FTSE 100 e CAC 40 e Nikkei 225, Italy Ds Market e DAX 30, Italy Ds Market e S&P 500, taly Ds Market e S&P/TSX, Italy Ds Market e FTSE 100, Italy Ds Market e Nikkei 225 e Italy Ds Market e CAC 40.	↑

Fonte: Elaboração Própria.

## Capítulo V: Conclusões

A presente dissertação teve como objetivo analisar o impacto da pandemia global de 2020 (covid-19) nos mercados de ações do G7, designadamente os índices DJ, S&P 500 (representativos do mercado de ações norte-americano), FTSE 100 (Reino Unido), S&P/TSX (Canadá), DAX (Alemanha), CAC 40 (França), Nikkei 225 (Japão) e Italy Ds Market (Itália), assim como, nos mercados de criptomoedas (BTC, LTC, ETH e o índice Crypto 10). De forma a dar resposta ao objetivo formularam-se duas questões de investigação: i) As criptomoedas *versus* os mercados de ações do G7 tendem para a integração durante o período marcado pela crise global de 2020?; ii) os choques acentuados entre mercados poderão colocar em causa as hipóteses de diversificação de carteira?.

Os resultados referentes à primeira questão de investigação sugerem que as criptomoedas BTC e ETH diminuíram significativamente o nível de integração com os seus pares, quando comparado com o subperíodo precedente (pré-covid), enquanto a LTC manteve o mesmo nível de integração. De forma adicional também se constatou que os mercados de ações dos EUA (DJ, S&P 500), da Alemanha (DAX 30) diminuíram o seu nível de integração quando comparado com o subperíodo pré-covid. Já os mercados do Reino Unido (FTSE 100), do Canadá (S&P/TSX), do Japão (Nikkei 225), da França (CAC 40) e da Itália (Italy Ds Market) subiram o nível de integração com os restantes mercados, o que pode colocar em causa a hipótese de diversificação de carteiras.

De forma a validar os resultados obtidos aferiu-se também sobre os choques entre mercados financeiros em análise e verificou-se que as criptomoedas BTC, ETH e LTC aumentaram os comovimentos com os seus pares, enquanto o índice Crypto 10 diminuiu os choques quando comparado com o subperíodo de pré-covid. Em relação aos mercados de ações verificou-se que o índice DJ manteve o mesmo nível de choques, enquanto o índice japonês (Nikkei 225) diminuiu. Já os mercados da Alemanha (DAX 30), EUA (S&P 500), Canadá (S&P/TSX), Reino Unido (FTSE 100), França (CAC 40) e Itália (Italy Ds Market) aumentaram os comovimentos no período da pandemia global.

A conclusão geral a reter e sustentada nos resultados obtidos, através dos testes efetuados com modelos econométricos e matemáticos demonstram que a atual pandemia global de 2020 tem um impacto significativo, na sua maioria, sobre as propriedades de memória dos mercados analisados. Estas evidências são relevantes para os investidores individuais e institucionais que procuram diversificar os seus investimentos de forma a mitigar o risco das suas carteiras a que estão sujeitos em períodos de volatilidade extrema nos mercados financeiros internacionais.

Tradicionalmente, os investidores procuram portos seguros para os seus investimentos em períodos de crise, com preferência em ativos que não apresentem correlações com outros ativos ou mercados, no entanto, os resultados obtidos não cumprem esses requisitos em virtude de as propriedades de memória dos mercados financeiros analisados flutuarem no mesmo sentido da economia global.

#### **a) Linhas de investigação futuras**

No que concerne a sugestões para futuras investigações pensou-se que as mesmas deveriam passar por utilizar dados intradiários, com a intenção de se obter resultados mais robustos sobre as relações estacionárias de longo prazo, assim como dos comovimentos. Por outro lado, perspectiva-se que será igualmente pertinente estudar e analisar mercados emergentes ou de fronteira, e cruzar estes mercados, com outros ativos tradicionais (taxas de câmbio, *commodities*, entre outros), em virtude de se validar os resultados obtidos e complementarmente adicionar informação útil para a tomada de decisão dos investidores individuais e internacionais.

## Referências Bibliográficas

- Ahlgren, N., & Antell, J. (2010). Stock market linkages and financial contagion: A cobreaking analysis. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 50(2), 157–166.  
<https://doi.org/10.1016/j.qref.2009.12.004>
- Akaike, H. (1970). Autoregressive model fitting for control. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 23(1), 163–180. <https://doi.org/10.1007/BF02479221>
- Akaike, H. (1974). A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716–723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- Aldawsari, H., & Alnagada, A. (2020). Coronavirus Economic Effects on the Seven Largest Advanced Economies in the World (G7). *SSRN Electronic Journal*.  
<https://doi.org/10.2139/ssrn.3613725>
- Ali, M., Alam, N., & Rizvi, S. A. R. (2020). Coronavirus (COVID-19) — An epidemic or pandemic for financial markets. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 27, 100341. <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100341>
- Aslam, F., Mohmand, Y. T., Ferreira, P., Memon, B. A., Khan, M., & Khan, M. (2020). Network analysis of global stock markets at the beginning of the coronavirus disease (Covid-19) outbreak. *Borsa Istanbul Review*, 20(October), S49–S61.  
<https://doi.org/10.1016/j.bir.2020.09.003>
- Avatrade. (2021). *Cryptocurrencies*. <https://www.avatrade.com/forex/cryptocurrencies>
- Bastianin, A. (2019). Robust measures of skewness and kurtosis for macroeconomic and financial time series time series. *Applied Economics*, 00(00), 1–34.  
<https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1640862>
- Baur, D. G., Hong, K. H., & Lee, A. D. (2018). Bitcoin: Medium of exchange or speculative assets? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 54, 177–189.  
<https://doi.org/10.1016/j.intfin.2017.12.004>
- Berentsen, A., & Schar, F. (2018). A Short Introduction to the World of Cryptocurrencies. *Review*, 100(1), 1–19. <https://doi.org/10.20955/r.2018.1-16>
- Bhattacharyya, R. (2019). *The Gains and Pains of Financial Integration and Trade Liberalization* (R. Bhattacharyya (ed.)). Emerald Publishing Limited.  
<https://doi.org/10.1108/9781789739992>
- Bontemps, C., & Meddahi, N. (2005). *Testing normality : a GMM approach*. 124, 149–186.  
<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.02.014>
- Bouri, E., Das, M., Gupta, R., & Roubaud, D. (2018). Spillovers between Bitcoin and other assets during bear and bull markets. *Applied Economics*, 50(55), 5935–5949.  
<https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1488075>
- Breitung, J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data. *Advances in*

- Econometrics*. [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15006-6](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15006-6)
- Campos, J., Ericsson, N. R., & Hendry, D. F. (1996). Cointegration tests in the presence of structural breaks. In *Journal of Econometrics* (Vol. 70, Issue 1). [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01689-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01689-5)
- Chaudhary, R., Bakhshi, P., & Gupta, H. (2020). The performance of the Indian stock market during COVID-19. *Investment Management and Financial Innovations*, 17(3). [https://doi.org/10.21511/imfi.17\(3\).2020.11](https://doi.org/10.21511/imfi.17(3).2020.11)
- Clemente, J., Montañés, A., & Reyes, M. (1998a). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*. [https://doi.org/10.1016/s0165-1765\(98\)00052-4](https://doi.org/10.1016/s0165-1765(98)00052-4)
- Clemente, J., Montañés, A., & Reyes, M. (1998b). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, 59(2), 175–182. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(98\)00052-4](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(98)00052-4)
- Corbet, S., Meegan, A., Larkin, C., Lucey, B., & Yarovaya, L. (2018). Exploring the dynamic relationships between cryptocurrencies and other financial assets. *Economics Letters*, 165, 28–34. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2018.01.004>
- Dias, R., Teixeira, N., Machova, V., Pardal, P., Horak, J., & Vochozka, M. (2020). Random walks and market efficiency tests: Evidence on US, Chinese and European capital markets within the context of the global Covid-19 pandemic. *Oeconomia Copernicana*, 11(4). <https://doi.org/10.24136/OC.2020.024>
- Dias, Rui, da Silva, J. V., & Dionísio, A. (2019). Financial markets of the LAC region: Does the crisis influence the financial integration? *International Review of Financial Analysis*, 63(March), 160–173. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2019.02.008>
- Dias, Rui, Heliodoro, P., Alexandre, P., Santos, H., & Farinha, A. (2021). Long memory in stock returns: Evidence from the Eastern European markets. *SHS Web of Conferences*, 91. <https://doi.org/10.1051/shsconf/20219101029>
- Dias, Rui, Heliodoro, P., Teixeira, N., & Godinho, T. (2020). Testing the Weak Form of Efficient Market Hypothesis: Empirical Evidence from Equity Markets. *International Journal of Accounting, Finance and Risk Management*, 5(1), 40. <https://doi.org/10.11648/j.ijafirm.20200501.14>
- Dias, Rui, Pardal, P., Teixeira, N., & Machová, V. (2020). Financial Market Integration of ASEAN-5 with China. *Littera Scripta*, 13(1). [https://doi.org/10.36708/Littera\\_Scripta2020/1/4](https://doi.org/10.36708/Littera_Scripta2020/1/4)
- Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Durbin, J., & Watson, G. S. (1950). Testing for serial correlation in least squares regression.

- I. *Biometrika*, 37(3–4), 409–428. <https://doi.org/10.1093/biomet/37.3-4.409>
- Dyhrberg, A. H. (2016). Hedging capabilities of bitcoin. Is it the virtual gold? *Finance Research Letters*, 16, 139–144. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2015.10.025>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Fabozzi, F. J., Gupta, F., & Markowitz, H. M. (2002). The Legacy of Modern Portfolio Theory. *The Journal of Investing*, 11(3), 7–22. <https://doi.org/10.3905/joi.2002.319510>
- Fischer, K. P., & Palasvirta, A. P. (1990). High Road to a Global Marketplace: The International Transmission of Stock Market Fluctuations. *Financial Review*, 25(3), 371–394. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.1990.tb00802.x>
- Gaio, L. E., Ambrozini, M. A., Bonacim, C. A. G., & Pimenta Junior, T. (2014). Interdependência entre os mercados mundiais de ações: uma análise de volatilidades. *BASE - Revista de Administração e Contabilidade Da Unisinos*, 11(3). <https://doi.org/10.4013/base.2014.113.07>
- Gil-Alana, L. A., Abakah, E. J. A., & Rojo, M. F. R. (2020). Cryptocurrencies and stock market indices. Are they related? *Research in International Business and Finance*, 51(July 2019), 101063. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.101063>
- Godfrey, L. G. (2007). Alternative approaches to implementing Lagrange multiplier tests for serial correlation in dynamic regression models. *Computational Statistics and Data Analysis*, 51(7), 3282–3295. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2006.05.020>
- Granger, C. W. J. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16(1), 121–130. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(81\)90079-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(81)90079-8)
- Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7)
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996a). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99–126. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(69\)41685-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(69)41685-7)
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996b). Tests for cointegration in models with regime and trend shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(2), 555–560. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1996.mp58003008.x>
- Grinblatt, M., & Titman, S. (2002). Financial Markets and Corporate Strategy. *The McGraw-Hill/Irwin*, 880. <http://books.google.com/books?hl=en&lr=&id=DAmjbNQSnmUC&oi=fnd&pg=PA1&dq=financial+markets+and+corporate+strategy&ots=unAmZF>

pHr4&sig=zUkM9A0d8e8FexH7S4RJ988Oxxs

- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, 3(2), 148–161. <https://doi.org/10.1111/1368-423x.00043>
- Hannan, E. J., & Quinn, B. G. (1979). The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 41(2), 190–195. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1979.tb01072.x>
- Hansen, B. E. (1992). Tests for parameter instability in regressions with 1(1) processes. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 321–335. <https://doi.org/10.1080/07350015.1992.10509908>
- Harjoto, M. A., Rossi, F., Lee, R., & Sergi, B. S. (2020). How do equity markets react to COVID-19? Evidence from emerging and developed countries. *Journal of Economics and Business*. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2020.105966>
- He, Q., Liu, J., Wang, S., & Yu, J. (2020). The impact of COVID-19 on stock markets. *Economic and Political Studies*. <https://doi.org/10.1080/20954816.2020.1757570>
- Heliodoro, P., Dias, R., Alexandre, P., & Manuel, M. (2020). the Impact of the Covid-19 on the Financial Markets: Evidence From G7. *Conference Proceedings (Part of ITEMA Conference Collection)*, 103–112. <https://doi.org/10.31410/itema.2020.103>
- Herranz, E. (2017). Unit root tests. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics*, 9(3), 111–139. <https://doi.org/10.1002/wics.1396>
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255–259. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)
- Jeribi, A., & Fakhfekh, M. (2020). Determinants of G7 and chinese stock market returns during Covid-19 outbreak. *Business Excellence and Management, S.I.(1)*, 256–266. <https://doi.org/10.24818/beman/2020.S.I.1-20>
- Ji, Q., Bouri, E., Gupta, R., & Roubaud, D. (2018). Network causality structures among Bitcoin and other financial assets: A directed acyclic graph approach. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 70, 203–213. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2018.05.016>
- Jiang, Y., Yu, M., & Hashmi, S. M. (2017). The financial crisis and co-movement of global stock markets-a case of six major economies. *Sustainability (Switzerland)*, 9(2), 1–18. <https://doi.org/10.3390/su9020260>
- Karim, B. A., Abdul Rahman, A., Mohd Amin, S. I., & Khalid, N. (2022). Covid-19 and Cryptocurrency Markets Integration. In *Studies in Systems, Decision and Control* (Vol. 382). [https://doi.org/10.1007/978-3-030-79610-5\\_5](https://doi.org/10.1007/978-3-030-79610-5_5)
- Kotu, V., & Deshpande, B. (2019). Classification. In *Data Science* (Vol. 51, Issue 8, pp. 65–163). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-814761-0.00004-6>

- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Lucambio, F. (2008). *Diferentes testes para verificar normalidade de uma amostra aleatória Teste Jarque-Beta*. 1–5.
- Lütkepohl, H. (1993). *Testing for Causation Between Two Variables in Higher-Dimensional VAR Models* (Vol. 114, Issue 4, pp. 75–91). [https://doi.org/10.1007/978-3-642-51514-9\\_4](https://doi.org/10.1007/978-3-642-51514-9_4)
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(SUPPL.), 631–652. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77. <https://doi.org/10.2307/2975974>
- Menezes, R., & Dionísio, A. (2011). Globalization and long-run co-movements in the stock market for the G7: An application of VECM under structural breaks. *Chinese Science Bulletin*, 56(34), 3707–3716. <https://doi.org/10.1007/s11434-011-4755-x>
- Meshcheryakov, A., & Ivanov, S. (2020). Ethereum as a hedge: The intraday analysis. *Economics Bulletin*, 40(1), 101–108.
- Mohd, H., Thaker, T., & Mand, A. A. (2021). *Bitcoin and stock markets : a revisit of relationship*. 29(3), 234–256. <https://doi.org/10.1108/JDQS-07-2020-0016>
- Nardo, M., Ossola, E., & Papanagiotou, E. (2021). Financial integration in the EU28 equity markets: Measures and drivers. *Journal of Financial Markets*, xxxx, 100633. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2021.100633>
- Nelson, C. R., & Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, 10(2), 139–162. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(82\)90012-5](https://doi.org/10.1016/0304-3932(82)90012-5)
- Nguyen, K. Q. (2021). The correlation between the stock market and Bitcoin during COVID-19 and other uncertainty periods. *Finance Research Letters*, July, 102284. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102284>
- Okorie, D. I., & Lin, B. (2020). Stock markets and the COVID-19 fractal contagion effects. *Finance Research Letters*, 38(April), 101640. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101640>
- Parker, J. A. (2015). *Fundamental Concepts of Time-Series Econometrics (Lecture)*. 1–17.
- Parzen, E. (1982). ARARMA models for time series analysis and forecasting. *Journal of Forecasting*, 1(1), 67–82. <https://doi.org/10.1002/for.3980010108>
- Pearson, K. (1905). “Das fehlergesetz und seine verallgemeinerungen durch fechner und pearson.” A rejoinder. *Biometrika*, 4(1–2), 169–212. <https://doi.org/10.1093/biomet/4.1->

- Pera, J. (2015). The risk of globalisation for the stability of financial markets – the case of the European Union. *Central European Review of Economics & Finance*, 10(4), 53–74.
- Perron, B. Y. P. (1989). The Great Crash , the Oil Price Shock , and the Unit Root Hypothesis Author ( s ): Pierre Perron Reviewed work ( s ): *The Econometric Society Stable*, 57(6), 1361–1401. <http://www.jstor.org/stable/1913712>
- Phan, D. H. B., & Narayan, P. K. (2020). Country Responses and the Reaction of the Stock Market to COVID-19—a Preliminary Exposition. *Emerging Markets Finance and Trade*, 56(10), 2138–2150. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2020.1784719>
- Prakash, J. V., & Nauriyal, D. K. (2021). Integration and Interdependence Among Equity Markets in South Asia: Measuring Through ARDL Bounds Approach. *Millennial Asia*, 12(2), 229–251. <https://doi.org/10.1177/0976399620952737>
- Salisu, A. A., & Akanni, L. O. (2020). Constructing a global fear Index for the Covid-19 pandemic. *Emerging Markets Finance and Trade*, 56(10), 2310–2331. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2020.1785424>
- Salisu, A. A., Sikiru, A. A., & Vo, X. V. (2020). Pandemics and the emerging stock markets. *Borsa Istanbul Review*, 20, S40–S48. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2020.11.004>
- Schwarz, G. (1978). Estimating the Dimension of a Model. *The Annals of Statistics*, 6(2), 461–464. <https://doi.org/10.1214/aos/1176344136>
- Shamsuddin, A. F. M., & Kim, J. H. (2003). Integration and interdependence of stock and foreign exchange markets: An Australian perspective. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 13(3), 237–254. [https://doi.org/10.1016/S1042-4431\(02\)00046-X](https://doi.org/10.1016/S1042-4431(02)00046-X)
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Tahai, A., Rutledge, R. W., & Karim, K. E. (2004). An examination of financial integration for the group of seven (G7) industrialized countries using an I (2) cointegration model. *Applied Financial Economics*, 14(5), 327–335. <https://doi.org/10.1080/0960310042000211597>
- Taimur, K. (2011). Cointegration of international stock markets: An investigation of diversification opportunities. *Undregraduate Economic Review*, 8(1), 1–50.
- Tiwari, A. K., Raheem, I. D., & Kang, S. H. (2019). Time-varying dynamic conditional correlation between stock and cryptocurrency markets using the copula-ADCC-EGARCH model. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 535, 122295. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.122295>
- Tsay, R. (2002). *Analysis of financial times series*. John Wiley & Sons, Inc.

- Umar, M., Hung, N. G. O. T., Chen, S., Iqbal, A., & Jebran, K. (2020). Are stock markets and cryptocurrencies connected. *Singapore Economic Review*, September.  
<https://doi.org/10.1142/S0217590820470050>
- Urquhart, A. (2016). The inefficiency of Bitcoin. *Economics Letters*, 148, 80–82.  
<https://doi.org/10.1016/j.econlet.2016.09.019>
- Van Greunen, J., Heymans, A., Van Heerden, C., & Van Vuuren, G. (2014). The prominence of stationarity in time series forecasting. *Journal for Studies in Economics and Econometrics*, 38(1), 1–16. <https://doi.org/10.1080/10800379.2014.12097260>
- Wang, J., Xue, Y., & Liu, M. (2016). *An Analysis of Bitcoin Price Based on VEC Model*. *Icemi*, 146–152. <https://doi.org/10.2991/icemi-16.2016.36>