



MARIANA
CHAMBINO
RAMOS

**DIVERSIFICAÇÃO DO RISCO
NOS MERCADOS DE CAPITAIS
DO SUDESTE ASIÁTICO: UMA
ABORDAGEM NO CONTEXTO
DOS EVENTOS DE 2020 E 2022**

Relatório da Dissertação da Investigação do
Mestrado em Contabilidade e Finanças

ORIENTADOR

Professor Doutor, Rui Manuel Teixeira Santos Dias

Maio, 2023

MARIANA
CHAMBINO
RAMOS

**DIVERSIFICAÇÃO DO RISCO
NOS MERCADOS DE CAPITAIS
DO SUDESTE ASIÁTICO: UMA
ABORDAGEM NO CONTEXTO
DOS EVENTOS DE 2020 E 2022**

JÚRI

Presidente: Prof. Adjunto Francisco José Mendes Leote

Orientador: Prof. Adjunto Convidado Rui Manuel Teixeira Santos Dias

Vogal Arguente: Prof. Coordenador Nuno Miguel Delicado Teixeira

Maio, 2023

Dedicatória

À memória do meu avô Fernando Martins Chambino.

*“Mas se paro um momento, se consigo
Fechar os olhos, sinto-os ao meu lado
De novo, esses que amei: vivem comigo”
- Com Os Mortos, Antero Quental (1986)*

Agradecimentos

Levo comigo a grandiosa experiência de ter feito esta dissertação de mestrado, levo um orgulho imenso por ter sido capaz, por me ter superado e surpreendido. O caminho, esse, foi permeado por inúmeros e exigentes desafios, em que muitas foram as vezes que duvidei ser capaz. Contudo, devo enaltecer aqueles que mantiveram o seu apoio incondicional, que nunca permitiram que me faltasse a coragem, dando espaço para que me mantivesse fiel a mim própria. A todos vocês, o meu sincero e genuíno agradecimento não é suficiente para o tanto que fizeram.

Ao meu professor e orientador Doutor Rui Manuel Teixeira Santos Dias, por me guiar, desafiar e encorajar, cujo papel foi determinante nesta conquista, não existem palavras suficientes para o definir, nem para expressar a imensidão de conhecimentos partilhados. A si, que se manteve sempre disponível, que nunca permitiu que este fosse um processo solitário, sou imensamente agradecida.

Aos meus pais, Américo Alberto dos Santos Ramos e Maria da Graça Costa Chambino Ramos, pilares da minha vida, exemplos de força, coragem e determinação, pelo amor e apoio incondicionais, que este meu caminho vos tenha enchido de orgulho. A vocês, com todo o meu amor, obrigada por tudo.

À minha avó, Maria da Graça Palma Costa Chambino, que apesar da perda da sua lucidez, do Alzheimer que lhe corrói a memória, serás um eterno exemplo de mulher determinada e corajosa.

À minha irmã e ao meu cunhado, Sofia Chambino Ramos e José Miguel Gomes Afonso, que me permitiram amar fora do peito e me deram os meus pequenos amores, Carmo, Zico e Tomás, que apesar das várias tentativas em apagar o que escrevia, são a minha alegria.

À minha mais antiga amiga, Ana Luísa Pereira Parente Correia, que como diz aquela música, “enquanto houver estrada pra andar a gente vai continuar”, a ti por seres quem és sempre no momento certo, obrigada.

A tantos outros amigos, colegas e professores, pela força e motivação, fica também o meu agradecimento.

Por fim, mas não menos importante, obrigada à ESCE, principalmente pelo maior tesouro do meu percurso académico, a rede de pessoas que conheci e me inspirei.

Muito obrigada.

Resumo

Os eventos de 2020 e 2022 causaram a incerteza na economia global. Face a estes acontecimentos esta dissertação pretende analisar a diversificação do risco nos mercados de capitais de Hong Kong (HSI), Indonésia (JKSE), Malásia (KLSE), Coreia do Sul (KOSPI), Japão (NIKKEI 225), Filipinas (PSEi), Tailândia (SET), China (SSE) e Taiwan (TSEC), no período entre 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022. Para se realizar tal análise pretende dar-se resposta a duas questões de investigação, designadamente, saber se: i) os eventos de 2020 e 2022 criaram (in) eficiência nos mercados de capitais do sudeste asiático? ii) se sim, a autocorrelação dos retornos aumenta as interligações entre estes mercados regionais? Os resultados sugerem a existência de autocorrelação, a presença de heterocedasticidade condicionada e que os dados de tempo apresentam componentes não lineares na amostra completa, ou seja, persistência nos retornos. Para quantificar a persistência foi estimado o modelo *Detrended Fluctuation Analysis (DFA)* e verificou-se que durante o subperíodo Tranquilo os expoentes de autocorrelação apresentam, na sua maioria, memórias longas, enquanto os mercados das Filipinas (0.48) e da Indonésia (0.47) apresentam anti persistência, já o mercado de ações de Hong Kong (0.51) mostra sinais de algum equilíbrio. Durante o subperíodo de Stress pôde observar-se que os mercados de ações, na sua maioria, mostram sinais de persistência nos seus retornos, sendo a exceção o índice de ações HSI (0.47) que evidencia alguma anti persistência, já os mercados das Filipinas (0.51) e da China (0.49) sugerem algum equilíbrio. Face a estes achados, a primeira questão de investigação não é validada pois verifica-se a presença de persistência nos mercados o que origina (in) eficiência, em ambos os períodos. De forma complementar, estimou-se o $\rho DCCA$ e, quando comparados os dois subperíodos, constatou-se que na sua maioria, os coeficientes $\rho DCCA$, aumentaram de anti persistentes para coeficientes de correlação sem tendência fracos e médios. Face a estes achados, a segunda questão de investigação é também rejeitada, ou seja, a previsibilidade dos retornos não influencia a integração entre estes mercados regionais. Estas evidencias mostram que os investidores individuais e institucionais já não reagem de forma exagerada à incerteza global o que poderá promover a hipótese de diversificação de carteiras eficiente.

Palavras-chave: Eventos de 2020 e 2022; sudeste asiático; autocorrelação; integração; diversificação de carteiras.

Classificação JEL: C58; F36, F65; G15.

Abstract

The events of 2020 and 2022 caused uncertainty in the global economy. In light of these events, the purpose of this dissertation is to analyse risk diversification in the capital markets of Hong Kong (HSI), Indonesia (JKSE), Malaysia (KLSE), South Korea (KOSPI), Japan (NIKKEI 225), the Philippines (PSEi), Thailand (SET), China (SSE), and Taiwan (TSEC) from January 2, 2018, to November 10, 2022. The purpose of such research is to respond to two research questions: i) Did the 2020 and 2022 events cause (in)efficiency in Southeast Asian capital markets? ii) If so, does return autocorrelation improve interconnections among such regional markets? The results suggest the presence of autocorrelation, conditional heteroskedasticity, and non-linear components in the complete sample, i.e., persistence in returns. The Detrended Fluctuation Analysis (DFA) model was estimated to quantify persistence, and it was observed that during the Tranquil subperiod, the autocorrelation exponents show mostly long memories, while the markets in the Philippines (0.48) and Indonesia (0.47) show anti-persistence, while the Hong Kong stock market (0.51) shows signs of some equilibrium. During the Stress subperiod, stock markets exhibited signals of persistence in their returns, with the exception of the HSI stock index (0.47), which demonstrated some anti persistence, while the Philippines (0.51) and China (0.49) markets revealed some equilibrium. Based on these findings, the first research question is not validated since markets exhibit signs of persistence, resulting in (in)efficiency in both periods. In addition, the ρ_{DCCA} coefficients were estimated, and when comparing the two sub-periods, it was found that the ρ_{DCCA} coefficients increased from anti-persistent to weak and medium trendless correlation coefficients. Given these findings, the second research question, that the predictability of returns does not influence the integration among these regional markets, is also rejected. Individual and institutional investors no longer overreact to global uncertainty, which supports the efficient portfolio diversification hypothesis. Considering these findings, the second research question, that the predictability of returns does not influence the integration among these regional markets, is also rejected. Individual and institutional investors no longer overreact to global uncertainty, which supports the efficient portfolio diversification hypothesis.

Keywords: *Events 2020 and 2022; Southeast Asia; autocorrelation; integration; portfolio diversification.*

JEL Classification: C58; F36, F65; G15.

Índice

LISTA DE ABREVIATURAS **IX**

INTRODUÇÃO **1**

Justificação do tema 2

Justificação do período 4

Justificação dos mercados 5

Objetivo da investigação 5

Contribuições para a literatura 6

Estrutura do trabalho de investigação 6

CAPÍTULO I: REVISÃO DA LITERATURA **7**

1. A eficiência de mercado, na sua forma fraca, nos mercados de capitais internacionais **7**

1.1. Introdução 7

1.2. Estudos empíricos 7

2. A integração dos mercados de capitais internacionais **10**

2.1. Introdução 10

2.2. Estudos empíricos 11

CAPÍTULO II: DADOS E METODOLOGIA **15**

1. Dados **15**

2. Metodologia **16**

2.1. Caracterização da amostra 17

2.1.1. Estatística descritiva 17

2.1.2. Teste de aderência Jarque e Bera (1980) 18

2.1.3. Diagnóstico de estacionariedade das séries temporais 19

2.1.3.1. Teste de raiz unitária em painel 20

2.1.3.2. Teste de raiz unitária com quebras de estrutura 20

2.2. Autocorrelação nos mercados financeiros	21
2.2.1. Teste de Ljung-Box (1978)	21
2.2.2. Teste ARCH-LM	22
2.2.3. Teste BDS	24
2.2.4. <i>Detrended fluctuation analysis DFA</i>	25
2.3. Persistência nos mercados financeiros	27
2.3.1. <i>Detrended cross-correlation coefficient $\rho DCCA$</i>	27
<hr/>	
CAPÍTULO III: RESULTADOS E DISCUSSÃO	29
1. Caracterização da amostra	29
1.1. Estatística descritiva	29
1.2. Estacionariedade das séries temporais	35
1.2.1. Testes de raiz unitária em painel	36
1.2.2. Teste de raiz unitária com quebra de estrutura	37
2. Autocorrelação nos mercados financeiros	40
3. Persistência nos mercados financeiros	44
<hr/>	
CONCLUSÕES	48
<hr/>	
SUGESTÕES PARA FUTURAS INVESTIGAÇÕES	50
<hr/>	
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	51

Índice de tabelas

Tabela 1: <i>Stock Exchanges</i> e respectivos países a utilizar na investigação.	15
Tabela 2: Síntese das hipóteses estatísticas dos testes de raiz unitária em painel.	20
Tabela 3: Níveis <i>Detrended Fluctuation Analysis</i> α_{DFA}	27
Tabela 4: Níveis <i>Detrended Cross-Correlation Coefficient</i> $pDCCA$	28
Tabela 5: Teste de aderência Jarque e Bera (1980), respeitante aos mercados financeiros em análise, o período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.....	35
Tabela 6: Teste de Levin, Lin e Chu para os 9 mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.....	36
Tabela 7: Teste de Breitung para os 9 mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.	36
Tabela 8: Teste de Hadri para os 9 mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.	37
Tabela 9: Teste de raiz unitária de Clemente et al. (1998), com quebras de estrutura, respeitante aos mercados de capitais do Sudeste Asiático.	38
Tabela 10: Resultados do teste de Ljung e Box (1978) aplicados aos resíduos das séries temporais, respeitantes aos mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.....	41
Tabela 11: Teste ARCH-LM aplicado aos resíduos das séries temporais, respeitantes aos mercados financeiros em análise, de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.	41
Tabela 12: Teste BDS aplicado aos resíduos das séries temporais, respeitantes aos mercados financeiros em análise, de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.....	42
Tabela 13: Resultados <i>Detrended Fluctuation Analysis</i> (DFA).	43
Tabela 14: Resumo dos coeficientes $\rho DCCA$, aplicados aos 9 mercados de capitais asiáticos, referentes aos subperíodos Tranquilo e de Stress.....	44

Índice de figuras

Figura 1: Evolução, em níveis, dos mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.	30
Figura 2: Evolução, em retornos, dos mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.	31
Figura 3: Evolução das médias, em retornos, respeitantes aos mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.....	32
Figura 4: Evolução dos desvios padrão respeitantes aos mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.....	33
Figura 5: Evolução das assimetrias respeitantes aos mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.....	34
Figura 6: Evolução das curtoses respeitantes aos mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro a 10 de novembro de 2022.	35
Figura 7: Teste de raiz unitária, de Clemente et al. (1998), com quebras estruturais, respeitante aos mercados de capitais do Sudeste Asiático, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.....	38

Lista de Abreviaturas

AEC	<i>ASEAN Economic Community</i>
ARCH	<i>Autoregressive Conditional Heteroskedasticity</i>
ARCH-LM	<i>Lagrange Multiplier for Autoregressive Conditional Heteroskedasticity</i>
ASEAN-5	<i>Association of Southeast Asian Nations</i>
BDS	Broeck, Dechert, Le Baron e Scheinkman
BEL20	<i>Brussels Stock Exchange</i>
BSE	<i>Bombay Stock Exchange</i>
CAC40	<i>Cotation Assistée en Continu</i>
DAX30	<i>Deutscher Aktien Index</i>
DCCA	<i>Detrended Cross-Correlation Analysis</i>
DFA	<i>Detrended Fluctuation Analysis</i>
EUA	Estados Unidos da América
G20	Grupo dos 20 Principais Países Industrializados e Emergentes do Mundo
GARCH	<i>Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity</i>
HME	Hipótese de Mercado Eficiente
HSI	<i>Hang Seng Index</i>
i.i.d.	<i>Independente e Identicamente Distribuído</i>
IBEX 35	<i>Índice Bursátil Espanõl Index</i>
IDX	<i>VanEck Indonesia Index</i>
ISEQ	<i>Ireland Stock Exchange Overall Index</i>
JKSE	<i>Jakarta Composite Index</i>
KLCI	<i>Kuala Lumpur Composite Index</i>
KLSE	<i>Kuala Lumpur Stock Exchange</i>
KOSPI	<i>Korea Composite Stock Price Index</i>
LAGS	<i>Desfasamentos</i>
LLC	Levin, Lin e Chu
LM	<i>Lagrange Multiplier</i>
MF-DFA	<i>Multifractal Detrended Fluctuation Analysis</i>
NIKKEI 225	<i>Tokyo Stock Exchange</i>
OPEP	Organização de Países Exportadores de Petróleo
PSEi	<i>Philippine Sotck Exchange Index</i>
rhoDCCA	<i>Detrended Cross-Correlation Coefficient</i>
SET	<i>Thailand Stock Exchange</i>
SSE	<i>Shanghai Stock Exchange</i>
STI	<i>Straits Times Index</i>
TSEC	<i>Taiwan Capitalization Weighted Stock Exchange</i>

Introdução

Nos últimos anos, os mercados financeiros internacionais, foram palco de grandes contrariedades, em consequência da pandemia de COVID-19, seguindo-se de uma série de colapsos e, em 2022, a invasão russa à Ucrânia terão originado a incerteza nos investidores em termos globais. Estudar a previsibilidade dos retornos nos mercados de capitais é essencial porque fornece informações sobre o grau em que os retornos futuros podem ser estimados com base em informações passadas. Esta informação pode ser utilizada para validar as decisões de investimento e melhorar a gestão do risco. Além disso, a compreensão da previsibilidade dos retornos pode ajudar a identificar ineficiências de mercado e potenciais erros de avaliação, o que poderá promover estratégias de investimento destinadas a captar retornos acima da média do mercado. Pode também ajudar os reguladores e os decisores políticos a conceber políticas que promovam a estabilidade financeira, reduzindo o risco sistémico e assegurando mercados justos e transparentes (Dias, Pardal, et al., 2022; Dias, Pereira, et al., 2022; Pardal, P., Dias, R., Teixeira, N. e Horta, 2022; Teixeira, Dias, Pardal, et al., 2022).

A integração dos mercados bolsistas refere-se à medida em que os preços das ações em diferentes países estão interligados e influenciados por fatores comuns, tais como, condições económicas globais e eventos. A crescente integração das bolsas de valores tem sido facilitada pelos avanços tecnológicos, pelo aumento do investimento transfronteiriço e pela liberalização dos mercados financeiros. No entanto, apesar da crescente integração, as bolsas de valores ainda apresentam algum nível de influência e divergência específica de cada país, devido a diferenças na regulamentação, estrutura económica e estabilidade política (Phuan et al., 2009; Gabriella et al., 2016; Posedel Šimović et al., 2016).

Apesar da sua relação, os conceitos subjacentes aos fenómenos de integração e sincronização, diferem. De um modo geral, a integração financeira refere-se ao grau de conexão e acessibilidade entre mercados financeiros independentemente da sua geografia, enquanto a sincronização financeira se refere à correlação das condições dos mercados financeiros entre países, independentemente das suas causas. Empiricamente, o aumento da integração financeira pode levar a uma maior sincronização (Dias et al., 2019; Silva et al., 2020).

Em estudos mais recentes, tem-se observado que em períodos de stress e de incerteza global os mercados tendem, de um modo geral, para a integração, podendo observar-se persistência nos retornos, i.e., as alterações nos preços não são independentes nem identicamente distribuídas (i.i.d.) e os preços não refletem totalmente a informação disponível. Quando os mercados reagem excessivamente às informações, significa que as informações

não são ajustadas no imediato, podendo proporcionar aos investidores rendibilidades atípicas, sem que incorram em risco adicional (E. F. Guedes et al., 2022; Zebende et al., 2022).

Nesta investigação pretende-se avaliar a diversificação do risco por via de dois fenómenos de grande relevância a que se assiste nos últimos anos. A primeira questão de investigação está relacionada com os eventos de 2020 e 2022 e se estes causaram (in) eficiência, na sua forma fraca, nos mercados de capitais do Sudeste Asiático, designadamente os índices de ações dos países de Hong Kong (HSI), Indonésia (JKSE), Malásia (KLSE), Coreia do Sul (KOSPI), Japão (NIKKEI 225), Filipinas (PSEi), Tailândia (SET), China (SSE) e Taiwan (TSEC), no período entre 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022. Numa segunda fase, pretende-se responder a uma segunda questão de investigação, i.e., a ser confirmada a previsibilidade nos retornos destes mercados regionais será que a integração aumenta, ou seja, se a autocorrelação do próprio mercado é transmitida para o outro, de forma a colocar em causa a hipótese de diversificação de carteiras. Tendo por base os resultados alcançados, verificou-se que a primeira questão de investigação é rejeitada, tanto no período Tranquilo como no período de Stress, pois na sua maioria, em ambos os subperíodos, a previsibilidade nos retornos é verificada, causando (in) eficiência, na sua forma fraca, evidenciando que os eventos de 2020 e 2022 não acentuaram este fenómeno. Numa segunda etapa, a intenção foi a de perceber se essa previsibilidade nos retornos, acentuava a integração entre os mercados do Sudeste Asiático. Com base nos resultados, percebeu-se que o nível de integração diminuiu significativamente e, de forma complementar, os mercados deixaram de estar tão sincronizados, o que leva também à rejeição da segunda questão de investigação, ou seja, não existem evidências de que a previsibilidade dos retornos faça aumentar a integração destes mercados durante os eventos de 2020 e 2022.

Justificação do tema

Testar a eficiência informacional dos mercados de capitais do Sudeste Asiático é importante pois pode fornecer uma visão sobre o comportamento e desempenho destes mercados. Este conceito testa se os preços ou as rendibilidades históricas podem ou não ajudar a antever preços ou rendibilidades futuras. Espera-se de um mercado eficiente, na sua forma fraca, que os valores passados não ajudem na previsão de valores futuros e que toda a informação disponível esteja refletida nos valores correntes. Esta informação é útil para aferir sobre a integridade destes mercados, pois se se verificar que os mercados são eficientes, na sua forma fraca, sabe-se que funcionam corretamente e não se está perante provas de utilização de informação privilegiada ou de manipulação de mercado. É de notar que o nível de eficiência informacional pode variar entre mercados, ao longo do tempo e, que

poderão existir na região do Sudeste Asiático mercados menos desenvolvidos, o que poderá permitir aos investidores internacionais a identificação de erros na formação dos preços, aumentando a probabilidade de serem alcançadas rendibilidades acima da média, sem risco adicional (Lean et al., 2015; Mahbubani e Sng, 2018; Dias, Heliodoro, e Alexandre, 2020).

De forma complementar, estudar a sincronização nos mercados de capitais do Sudeste Asiático é importante pois pode fornecer insights sobre o nível de integração regional e da forma como estes mercados estão interligados e correlacionados. Esta perspetiva pode ser determinante nas decisões de investimento e nas estratégias de gestão de risco inerente aos mercados de capitais do Sudeste Asiático, tanto quanto ajudar na formação de políticas de regulamentação e supervisão. Adicionalmente, compreender o grau de sincronização entre estes mercados pode facilitar a identificação de riscos potenciais e vulnerabilidades sobre uma eventual transmissão de choques financeiros e possíveis riscos de contágio na região. Estas informações podem ser úteis para proteger e beneficiar o desenvolvimento, como para a gestão de estratégias eficazes de diversificação de carteiras em períodos de maior instabilidade e crises financeiras (Phuan et al., 2009; Teng et al., 2014; Dias, Pardal, Teixeira, e Machová, 2020).

Aferir sobre a exequibilidade da diversificação de carteiras nos mercados de capitais do Sudeste Asiático, é um ponto primordial no desenvolvimento desta investigação, considerando que estes mercados apresentam evidências de rápido crescimento económico e crescente integração com as economias mundiais. Compreender como melhor diversificar investimentos nestes mercados regionais, na ótica da capitalização de oportunidades de crescimento, pode demonstrar-se de grande utilidade para os investidores internacionais, já que nestes mercados são observados elevados níveis de volatilidade e risco político. Por conseguinte, estratégias de diversificação de carteiras, tornam-se fundamentais para os investidores, pois podem ajudar a gerir riscos inerentes e, eventualmente, minimizar o impacto de eventos negativos nos seus investimentos. Também o facto de estes mercados estarem expostos a diferentes níveis de eficiência, pode ser útil na compreensão e implementação de estratégias ajustadas à diversificação das suas carteiras, por via da identificação de ativos subvalorizados e assim possibilitar rendibilidades mais elevadas. De um modo geral, estudar a hipótese de diversificação de carteiras nos mercados de capitais do Sudeste Asiático pode fornecer valiosos conhecimentos aos investidores que pretendam capitalizar oportunidades de crescimento regional ao mesmo tempo que promovem a minimização dos riscos e maximizam rendibilidade no longo prazo (Click e Plummer, 2005; Gerlach et al., 2006; Park e Lee, 2011; Guesmi et al., 2017; Quang Do et al., 2017; Chevallier et al., 2018; Dias, Heliodoro, Alexandre, et al., 2020; Hanif, 2020; Rusmita et al., 2020; Jacob et al., 2021).

Justificação do período

Nos últimos anos, os mercados financeiros internacionais, foram palco de grandes contrariedades, em consequência da COVID-19, seguindo-se uma série de colapsos. A turbulência económica associada à pandemia coronavírus 2019-2020, teve impactos severos nos mercados de capitais do Sudeste Asiático, tal como em todas as economias mundiais. Em geral, assistiu-se à interrupção das atividades económicas, as bolsas de valores apresentaram quedas bastantes acentuadas e observou-se um aumento significativo da volatilidade em toda a região. Já outro evento com bastante relevância em 2020, pressionado pela rutura no consumo motivada pela COVID-19, foi a guerra dos preços do petróleo entre a Rússia e a Arábia Saudita, depois de não ter sido alcançado um acordo da OPEP, que terá levado ao colapso dos preços do petróleo e a uma queda significativa nos mercados de ações em março desse ano. Este evento impactou negativamente nas principais economias que dependem fortemente das exportações do petróleo para obter receita, onde se destacam os países da Malásia e Indonésia, principais exportadores da região do Sudeste Asiático. Contudo, este evento não terá sido exclusivamente negativo para a região, já que a redução no preço do petróleo terá beneficiado setores ligados aos bens de consumo e logística, e alguns países, como Singapura altamente dependente da importação do petróleo (Joshi, 2011; Ashfaq et al., 2020).

A 24 de fevereiro de 2022, a Rússia lançou uma operação militar em larga escala e invade a Ucrânia, tendo-se intensificado a tensão entre os países com raízes profundas desde 2014, pela anexação da Crimeia por parte da Federação Russa. Opiniões apontam para a maior ofensiva militar em solo europeu desde a Segunda Guerra Mundial (1939-1945). Os efeitos deste evento, têm contribuído para a instabilidade nos mercados financeiros, com as bolsas de valores europeias em queda. Os mercados de capitais do Sudeste Asiático por estarem intimamente relacionados com a economia global, poderão ser afetados negativamente ao nível das exportações pelo conflito militar a que se assiste na Europa. Também o aumento das tensões geopolíticas pode influenciar uma eventual fuga de capitais de mercados emergentes, onde se incluem alguns países da região do Sudeste Asiático. Atualmente, enfrenta-se uma difícil conjuntura, num contexto de incerteza, inflação nos preços dos alimentos, da energia e desaceleração económica. Na guerra, a paz e a normalidade diluem-se e o respeito pelos mais vulneráveis é posto em causa (Galea, 2022; Lo et al., 2022; Sun et al., 2022).

Justificação dos mercados

Nas últimas décadas têm sido inúmeros os estudos realizados que incidem sobre fenómenos como a integração financeira, a hipótese de mercado eficiente (HME) e a hipótese de diversificação de carteiras, nomeadamente, nos mercados de capitais internacionais. No âmbito da economia regional, os países asiáticos destacam-se enquanto potência global e, por isso, o interesse por estes mercados de capitais tem aumentado de forma exponencial. Por tradição, os mercados asiáticos são, na sua maioria, compostos por mercados emergentes, considerados por norma como mais voláteis. Os últimos anos terão sido determinantes para a região asiática já que estes mercados experimentaram um *boom* fenomenal na atração de fluxo de capital estrangeiro, com o mercado de Singapura a evoluir para um centro financeiro global em termos de serviços bancários e financeiros. O ceticismo e a natureza cautelosa levantam a questão de compreender se estes mercados de ações são eficientes o bastante para mais investimentos e desenvolvimento. Considerando o exposto, torna-se crucial avaliar a eficiência e integração dos mercados de capitais asiáticos, no contexto dos eventos de 2020, nomeadamente, a pandemia global e a guerra de preços de petróleo entre a Arábia Saudita e a Rússia em março do mesmo ano, tanto quanto, avaliar de que modo estes mercados reagiram à invasão russa na Ucrânia em 2022 (Mahbubani e Sng, 2018).

Objetivo da investigação

Face aos eventos de 2020 e 2022, o presente trabalho terá como objetivo aferir se a diversificação de carteiras é praticável nos mercados de capitais de Hong Kong (HSI), Indonésia (JKSE), Malásia (KLSE), Coreia do Sul (KOSPI), Japão (NIKKEI 225), Filipinas (PSEi), Tailândia (SET), China (SSE) e Taiwan (TSEC), no período entre 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022. Para se realizar tal análise pretende dar-se resposta a duas questões de investigação, designadamente, saber se: i) os eventos de 2020 e 2022 causaram (in) eficiência nos mercados de capitais do sudeste asiático? ii) se sim, a autocorrelação dos retornos aumenta as interligações entre estes mercados regionais? Por forma a dar robustez aos achados irá ser considerada a partição da amostra em dois subperíodos: o primeiro designado por Tranquilo, que compreenderá o lapso temporal de 2 de janeiro de 2018 a 31 de dezembro de 2019; enquanto o segundo período designado por Stress nos mercados financeiros internacionais será de 1 de janeiro de 2020 a 10 de novembro de 2022.

Contribuições para a literatura

Esta investigação acrescenta contribuições à literatura. A primeira contribuição está relacionada com os países do Sudeste Asiático que, nos últimos anos, têm mostrado um crescimento acima da média global. Tal facto deve-se a inúmeros fatores, incluindo a crescente urbanização, uma população jovem e em rápido desenvolvimento, com níveis de educação e prosperidade que se destacam. Além disso, a região tem um forte setor de exportação, particularmente, em tecnologia e na indústria, o que tem atraído investimento estrangeiro significativo. A segunda contribuição está relacionada com a diversificação de carteiras, uma estratégia em que os investidores ajustam a alocação dos seus investimentos de modo a manter um nível desejado de risco e retorno. Como terceira contribuição, consideram-se os modelos matemáticos, econométricos e econofísicos empregues que permitem analisar dados não estacionários, e que têm presente a dinâmica e as mudanças de estrutura nos mercados de capitais. Tanto quanto se sabe, este é o primeiro estudo que avalia a previsibilidade dos retornos e relaciona-o com o nível de integração entre os mercados de capitais do Sudeste Asiático, durante os eventos de 2020 e 2022. Todavia, existem estudos recentes que investigaram o impacto dos eventos de 2020 e 2022 nos mercados financeiros internacionais, designadamente os estudos dos autores Pardal, P., Dias, R., Teixeira, N. e Horta (2022), Dias, Pardal, et al. (2022) e Teixeira, Dias, Pardal, et al. (2022), porém as questões de investigação, a metodologia empregue e os mercados analisados, foram essencialmente distintos da seguida nesta investigação.

Estrutura do trabalho de investigação

A estrutura deste trabalho comporta 5 secções. Na Secção 1, a atual, a introdução. Na Secção 2 é apresentada a revisão bibliográfica com referência a estudos empíricos que examinaram a (in) eficiência, na sua forma fraca e a integração dos mercados financeiros internacionais. Na Secção 3 apresentam-se os dados da amostra e a metodologia aplicada. Na Secção 4 são enunciados os resultados encontrados. Por fim, a Secção 5 indica quais as conclusões globais desta investigação.

Capítulo I: Revisão da Literatura

1. A eficiência de mercado, na sua forma fraca, nos mercados de capitais internacionais

1.1. Introdução

É num livro escrito por Gibson (1889), intitulado *The Stock Markets of London, Paris and New York*, que foi antecipada pela primeira vez a definição de eficiência de mercado, no qual o autor escreveu que, quando “as ações se tornam publicamente conhecidas num mercado aberto, o valor que adquirem pode ser considerado com uma apreciação da melhor inteligência sobre os mesmos”.

Em 1900, Louis Bachelier, um matemático francês, publicou a sua tese de doutoramento, *Théorie de la Spéculation* (Teoria da Especulação). Segundo o autor Bachelier (1900), os eventos passados, presentes e até mesmo os futuros são refletidos no preço de mercado, mas muitas vezes não mostram relação aparente com as mudanças de preço. Consequentemente, o mercado não prevê flutuações nos preços dos ativos. Além disso, o autor deduziu que “a expectativa matemática do especulador é zero”, afirmação corroborada por Samuelson (1965) quando explicou os mercados eficientes em termos de *martingale* (jogo limpo). A implicação empírica é a de que os preços dos ativos flutuam aleatoriamente e, por isso, os seus movimentos são imprevisíveis. A contribuição de Bachelier (1900) para a origem da eficiência do mercado foi descoberta quando o seu trabalho foi publicado em inglês por King e Cootner (1965) e discutido por Fama (1965a), (1965b), (1970).

Na literatura, o conceito de eficiência de mercado é utilizado para descrever um mercado no qual as informações relevantes são rapidamente incorporadas nos preços dos ativos e, dessa forma, os investidores não podem esperar obter rendibilidades superiores com as suas estratégias de negociação, sem que incorram a risco adicional. São vários os estudos que incidem sobre este fenómeno financeiro, onde a hipótese de previsibilidade das rendibilidades é explorada, através da análise da reversão à média nos preços dos mercados financeiros (Fama e French, 1988). Quando se verifica a rejeição das hipóteses de *random walk* e da eficiência informacional, comovimentos extremos nos preços das ações estão na origem. A ocorrência destes fenómenos poderá, eventualmente, diminuir a implementação de estratégias de diversificação de carteiras eficientes (Sadat e Hasan, 2019).

1.2. Estudos empíricos

A maioria dos autores defende que se está perante um mercado de valores eficiente quando a competência entre os diferentes participantes que nele intervêm é a mesma,

seguidos pelo princípio do máximo benefício, que conduz a uma situação de equilíbrio, em que os preços de mercado de qualquer título constituem uma boa estimativa do preço teórico ou intrínseco. Por outras palavras, os preços dos títulos que são negociados num mercado financeiro eficiente, refletem toda a informação disponível e ajustam-se totalmente e rapidamente à nova informação, além do pressuposto de que a informação disponível no mercado é gratuita (Fama, 1965a, 1965b, 1970, 1991).

A eficiência dos mercados é um dos conceitos fundamentais da teoria financeira, onde os preços dos ativos financeiros fornecem os sinais adequados para a compra de recursos. A hipótese de mercado eficiente, parte da premissa de que um investidor não pode obter uma rentabilidade extraordinária ajustada ao risco. Porém, alguns estudos têm comprovado o contrário, i.e., que um investidor poderá obter uma rentabilidade acima da média do mercado (Fama e French, 1988, 1993).

Os autores Cajueiro e Tabak (2004) examinaram a hipótese *random walk* nos mercados de capitais da China, Hong Kong e Singapura por meio da abordagem de dependência de longo prazo (memórias longas). Os autores mostram que o índice de Hong Kong é o mercado mais eficiente, seguido pelas ações chinesas tipo A e Singapura e, finalmente, pelas ações chinesas tipo B. De forma complementar, Mishra (2012) analisou a eficiência, na sua forma fraca, nos mercados de capitais do sul da Ásia (Índia, Sri Lanka, Paquistão, Bangladesh e Maurício), no período de janeiro de 2005 a outubro de 2010. O autor mostra que estes mercados não são eficientes, sugerindo que a ineficiência dificulta a alocação de recursos nacionais para projetos de desenvolvimento e, por outro lado, fornece incentivos para a criação de produtos financeiros inovadores, fazendo com que os mercados tendam, no longo prazo, para a eficiência. Já o autor Lin (2012), testou a hipótese de mercado eficiente nas bolsas de valores asiáticas, utilizando observações diárias, semanais e mensais durante o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2011. O autor, para o efeito, utilizou modelos de autocorrelação de Ljung-Box e os testes de rácios de variância, sugerindo que o mercado de Hong Kong (Hang Seng) e da Índia (BSE) são eficientes, na sua forma fraca, porém o índice de ações de Singapura (STI) mostra sinais de (in) eficiência.

Os autores Lingaraja et al. (2014), testaram a hipótese *random walk* e a volatilidade de 8 mercados de capitais emergentes asiáticos, no período de janeiro de 2004 a dezembro de 2013, para o efeito utilizaram os modelos econométricos (GARCH, *Autocorrelation* e *Runs Test*). As evidências apresentadas pelos autores, sugerem que os mercados mostram alguma persistência, o que poderá criar oportunidades de arbitragem para os investidores individuais e institucionais. Na mesma linha de investigação, os autores Rizvi e Arshad (2016) examinaram a eficiência, na sua forma fraca, nos mercados de capitais da Malásia, Indonésia,

Singapura e Coreia do Sul, comparando a crise asiática com a crise do *subprime*. Os autores utilizaram o modelo econofísico MF-DFA para obter medidas de eficiência para análise comparativa com os dados passados da série temporal, sugerindo que os mercados mostram sinais de alguma (in) eficiência e que a rejeição da hipótese *random walk* varia de acordo com a estrutura económica dos países onde se insere o mercado de ações. Já o autor Aggarwal (2018), examinou empiricamente o mercado de ações coreano (KOSPI), no período de julho de 1997 a setembro de 2016, com enfoque na eficiência do mercado na presença de estruturas e componentes não lineares. O autor evidencia a existência de quebras de estrutura e que o índice de ações KOSPI não segue a hipótese *random walk*. Tais evidências apresentam implicações significativas para investidores e comerciantes, dado que a (in) eficiência do mercado pode afetar os fluxos domésticos e estrangeiros numa economia.

Mais tarde, os autores Dias, Teixeira, Machova, Pardal, et al. (2020) analisaram a hipótese *random walk*, nos mercados de capitais da Bélgica (BEL 20), França (CAC 40), Alemanha (DAX 30), EUA (Dow Jones), Grécia (Athex 20), Espanha (IBEX 35), Irlanda (ISEQ), Portugal (PSI 20) e China (SSE), no período de dezembro de 2019 a maio de 2020. Os resultados evidenciados pelos autores são mistos no que concerne à eficiência dos mercados europeus, ou seja, a hipótese *random walk* é rejeitada nos índices de ações Dow Jones, SSE e PSI 20; rejeitada parcialmente nos mercados BEL 20, CAC 40, FTSE Athex 20 e DAX 30, mas aceita nos mercados de ações da Espanha (IBEX 35) e da Irlanda (ISEQ). Em jeito de conclusão, os autores demonstram que estes achados têm consequências para os investidores, uma vez que alguns retornos podem ser esperados, criando oportunidades de arbitragem, o que contraria os pressupostos da hipótese de *random walk* e de eficiência informacional.

Em estudos mais recentes, os autores Zebende et al. (2022) recorreram a dados intradiários para medir a eficiência de mercado, na sua forma fraca, nos mercados de capitais do G20. Para o efeito, a análise foi dividida em duas escalas de tempo distintas: Período I, escala de tempo inferior a cinco dias e Período II, com escala de tempo superior a dez dias. Nos tempos pandémicos da COVID-19, os resultados mostram que, considerando o método *DFA*, para prazos inferiores a 5 dias, as bolsas de valores tendem a ser eficientes, já para prazos superiores a 10 dias, a tendência nas bolsas de valores é a de serem (in) eficientes. No entanto, com o método *DCCA* para análise de correlação cruzada, os resultados para os *prices index* de abertura/fecho mostram diferentes tipos de comportamentos para cada mercado de ações. De forma adicional, E. F. Guedes et al. (2022) analisaram se as crises financeiras dos últimos 20 anos reduziram a eficiência, na sua forma fraca, em 19 bolsas de valores pertencentes às 20 economias mais desenvolvidas (G20), no período entre 2 de janeiro de 2000 e 5 de fevereiro de 2021. Com base nos resultados, os autores sugerem que

a maioria dos mercados apresenta sinais de (in) eficiência em cada janela deslizante (1000 dias), ou seja, apresentam assimetrias e distribuições não gaussianas, e que os expoentes *DFA* têm valores acima de 0.5, evidenciando memórias longas nas suas rendibilidades. Estes resultados sugerem que a hipótese *random walk* é rejeitada em determinados mercados, o que tem implicações para os investidores, uma vez que alguns retornos podem ser esperados, criando arbitragem e oportunidades de rendibilidades acima da média do mercado, sem incorrer em risco adicional.

Os autores Revez et al. (2022) analisaram a eficiência, na sua forma fraca, nos mercados de capitais das Filipinas (PSEi), Coreia do Sul (KOSPI), Indonésia (JKSE), Tailândia (SET), Malásia (KLCI), China (SSEC) e Hong Kong (HSI), no período de 2 de janeiro de 2017 a 17 de fevereiro de 2022. As evidências sugerem que as rendibilidades são enviesadas, apresentam distribuições não gaussianas e heterocedasticidade condicionada nos seus resíduos, além disso, mostram que a hipótese *random walk* é rejeitada, ou seja, os rácios de variância são inferiores à unidade. Já os autores Dias, Pereira, et al. (2022) testaram a hipótese de mercado eficiente, na sua forma fraca, nos mercados de capitais do Botswana, Egípto, Quênia, Marrocos, Nigéria, África do Sul, Japão, Reino Unido e EUA, no período de 2 de setembro de 2019 a 2 de setembro de 2020. As evidências apresentadas indicam que os retornos, ao longo do tempo, estão autocorrelacionados, ou seja, a hipótese *random walk* é rejeitada em todos os mercados analisados, não se verificando diferenças entre mercados maduros e emergentes.

2. A integração dos mercados de capitais internacionais

2.1. Introdução

Nas últimas décadas, o fenómeno da globalização tem evidenciado o aumento da correlação entre os mercados financeiros internacionais, nomeadamente, entre mercados desenvolvidos. As ligações entre os mercados de ações internacionais podem ser fortes tanto em períodos tranquilos, como em períodos de crise, o que poderá dificultar a diversificação de carteiras. Por isso, nas últimas décadas, a integração dos mercados acionistas globais tem sido um tema bastante analisado, especialmente após a queda das bolsas de valores, durante a crise financeira global (Sensoy et al., 2013; Guesmi et al., 2017; Mohamed Dahir et al., 2018) considerando os eventos de 2020 e 2022, tornou-se cada vez mais pertinente perceber se as sincronizações entre mercados originaram choques (contágio) entre si. Do ponto de vista do investidor, é fundamental para a tomada de decisões de *hedging*¹ eficientes, o conhecimento

¹ Estratégia de cobertura de risco de um investimento ou ativo.

sobre a forma e intensidade da interdependência entre diferentes mercados financeiros, por forma a mitigar o efeito adverso determinado pela incerteza na rentabilidade esperada dos investimentos. De igual modo, compreender as relações de interdependência entre os mercados bolsistas internacionais facilita a identificação de oportunidades de diversificação (Dias, Pardal, et al., 2022; Pardal, P., Dias, R., Teixeira, N. e Horta, 2022; Sun et al., 2022; Teixeira, Dias, Pardal, et al., 2022).

2.2. Estudos empíricos

Tendencialmente, os estudos empíricos que incidem sobre o fenómeno da integração dos mercados financeiros, sugerem que um elevado grau de integração pode ser justificado por se observarem comovimentos elevados. Porém, apesar desta teoria ser comumente aceite deve ser interpretada com alguma prudência, já que os mercados poderão ser correlacionados e, ainda assim, não serem integrados (Dias et al., 2019).

Conceptualmente, diz-se que os mercados estão financeiramente integrados quando a ativos com o mesmo nível de risco lhes estão associadas rendibilidades semelhantes, sendo estes transacionados em mercados distintos. Empiricamente, o termo integração pode definir-se como a situação em que séries individuais não estacionárias, quando combinadas linearmente tornam-se estacionárias. Neste sentido, atualmente, para avaliar o grau de integração entre dois mercados é usual estimar-se a diferença entre as médias dos preços das séries e avaliar se estas diferenças se mantêm constantes, i.e., se numa ótica de longo prazo existem desvios em direções opostas, pois se os mercados financeiros tenderem para a integração os preços voltarão, eventualmente, a uma situação de equilíbrio (Pardal, P., Dias, R., Šuleř, P., Teixeira, N., e Krulický, 2020; Teixeira, Dias, e Pardal, 2022).

Os autores Phuan et al. (2009) examinaram a relação entre a liberalização financeira e a integração dos mercados de ações da Indonésia, Malásia, Filipinas, Singapura e Tailândia, os resultados indicam ausência de relação de longo prazo durante a liberalização do mercado de ações de Singapura. No entanto, foi possível observar-se uma relação de longo prazo entre os mercados de ações da ASEAN-5 durante o segundo período, quando a Tailândia, Malásia e Indonésia liberalizaram os seus mercados de ações e, no terceiro período, após a liberalização das Filipinas. De forma adicional, os autores Huyghebaert e Wang (2010) examinaram a integração e a causalidade entre as sete principais bolsas de valores do Leste Asiático e os EUA antes, durante e depois da crise financeira asiática de 1997-1998. Os autores mostram evidências de que as relações entre os mercados de ações do Leste Asiático variam no tempo, embora as interações do mercado de ações sejam limitadas antes da crise financeira asiática. No entanto, durante a crise asiática, os mercados de Hong Kong e

Singapura receberam choques significativos dos outros mercados do Leste Asiático, incluindo Xangai e Shenzhen. Após a crise, os choques em Hong Kong e Singapura afetaram amplamente as outras bolsas do Leste Asiático, exceto as da China Continental.

Mais tarde, os autores Qizam et al. (2015) evidenciam que os mercados de capitais islâmicos são relevantes para o sistema financeiro nos países da ASEAN, especialmente, no contexto da AEC (ASEAN Economic Community). Face a estas evidências, os autores investigaram o equilíbrio da interconexão de longo prazo entre os mercados de capitais da Indonésia, Malásia, Filipinas, Singapura e Tailândia, no período entre setembro de 2007 e outubro de 2012, onde sugerem que estes mercados são altamente integrados no longo prazo e apresentam, na sua maioria, choques bidirecionais entre si, colocando em causa a diversificação de carteiras. Já os autores Gulzar et al. (2019) analisaram a integração entre os mercados de capitais emergentes da Ásia, designadamente da Índia, China, Paquistão, Malásia, Rússia, Coreia do Sul e os EUA, no pré, durante e pós-crise financeira de 2008. Os autores mostram a existência de integração financeira de longo prazo entre o mercado dos EUA e os mercados de ações emergentes e que o nível de cointegração aumentou após o período de crise.

De acordo com os autores Stevanus e Sukamulja (2020), o facto de se estar perante uma economia globalizada faz com que o mercado de capitais da Indonésia seja afetado pelo movimento dos grandes mercados de capitais do mundo. Esta conexão entre países deve-se ao facto de investidores estrangeiros controlarem ações listadas no mercado de capitais da Indonésia (IDX). Ou seja, o facto destes investidores apostarem em bolsas de valor ao redor do mundo, causam sincronizações entre as bolsas de valores. Considerando o exposto, os autores analisaram as ligações de curto e longo prazo entre os mercados de capitais asiáticos e o mercado de capitais da Indonésia. Os resultados evidenciam a existência de integração e comovimentos entre os mercados de capitais da Malásia, Tailândia, Coreia do Sul, Japão, Singapura e Hong Kong com o mercado de capitais da Indonésia, colocando em causa a implementação de estratégias de diversificação de carteiras eficiente. De forma complementar, os autores Habiba et al. (2020) analisaram a cointegração entre os mercados de ações dos EUA e do sul da Ásia, nomeadamente, Índia, Paquistão e Sri Lanka. O principal objetivo foi avaliar o nível de integração do mercado financeiro e os *spillovers* de volatilidade antes, durante e após a crise financeira global de 2008. Os autores mostram a existência de integração de longo prazo entre o mercado dos EUA e os mercados bolsistas emergentes do sul asiático.

Ainda durante o ano de 2020, os autores Silva et al. (2020) testaram a integração dos mercados financeiros da Indonésia, Malásia, Filipinas, Singapura e Tailândia (ASEAN-5), no

período de julho de 2019 a julho de 2020. Os autores demonstram que estes mercados regionais apresentam níveis acentuados de integração, porém, o índice bolsista de Singapura não apresenta qualquer nível de integração, evidenciando que poderá ser um porto seguro para diversificação de carteiras na região. De forma adicional, Qizam et al. (2020) investigaram a integração dos mercados de ações islâmicos dos países da Associação das Nações do Sudeste Asiático (ASEAN-5), no período de 2009 a 2014. Os autores sugerem que os mercados de capitais islâmicos dos países da ASEAN-5 permanecem altamente integrados, apesar da crise financeira global de 2008. Além disso, os autores demonstram que os mercados da Malásia e Indonésia são os mais influentes, enquanto o mercado de capitais das Filipinas é o mais vulnerável nos mercados de capitais islâmicos ASEAN-5.

Já em 2021, Prakash e Nauriyal (2021) examinaram o grau de integração entre os mercados financeiros no Sul da Ásia, ao nível regional e extrarregional, com recurso a dados mensais, no período de 2010-2018. Os autores evidenciam a existência de integração entre os quatro mercados em análise quando o mercado de ações da Índia é a variável dependente. Embora o procedimento sugira alguma integração regional, as evidências sugerem que a integração global é mais significativa. De forma complementar, os autores Song et al. (2021) estudaram o impacto da integração económica entre o mercado de ações da Índia com os principais mercados asiáticos, como China, Indonésia, Japão, Coreia do Sul, Malásia, Filipinas, Singapura e Tailândia, no período de setembro de 1999 a dezembro de 2017. Estes achados colocam em causa a diversificação do risco nestes mercados regionais, uma vez que os autores demonstram que a integração financeira entre os mercados de capitais é acentuada e, além disso, as evidências comprovam a existência de choques significativos.

Em estudos mais recentes, Shi (2022) investigou a integração e os comovimentos entre o mercado de ações da China e 12 parceiros comerciais na região da Ásia-Pacífico, após a crise financeira de 2008. Os resultados empíricos mostram que eventos recentes (especificamente, o *crash* do mercado de ações de Xangai, a guerra tarifária EUA-China e a pandemia de COVID-19) aumentaram os choques entre os mercados de ações da China e os seus parceiros comerciais. Além disso, o comércio bilateral e as semelhanças de mercado são os principais impulsionadores dos comovimentos do mercado de ações entre a China e os parceiros desenvolvidos, bem como entre a China e os parceiros emergentes. Já os autores Teixeira, Dias, Pardal, et al. (2022) avaliaram as sincronizações entre os mercados de capitais da Alemanha (DAX), EUA (Dow Jones), França (CAC 40), Reino Unido (FTSE 100), Itália (FTSE MIB), Rússia (MOEX), Japão (NIKKEI 225), e Canadá (S&P TSX), China (Shanghai e Shenzhen) e os mercados do petróleo dos EUA (AMERICAS-DS OIL), Ásia (ASIA-DS OIL), Canadá (CANADA-DS OIL), Emiratos (EMU-DS OIL), China (CHINA-DS OIL),

Nigéria (NIGERIA-DS OIL) e Reino Unido (UK-DS OIL), durante os eventos de 2020 e 2022. Os autores mostram que as relações a longo prazo entre mercados de capitais e mercados petrolíferos não ajudam a explicar os movimentos de curto prazo, sugerindo que os índices de petróleo podem ser considerados portos seguros para uma diversificação de carteiras eficiente.

Capítulo II: Dados e Metodologia

1. Dados

Os dados referentes aos *prices index* dos mercados de capitais de Hong Kong (HSI), Indonésia (JKSE), Malásia (KLSE), Coreia do Sul (KOSPI), Japão (NIKKEI 225), Filipinas (PSEi), Tailândia (SET), China (SSE) e Taiwan (TSEC), foram obtidos através da plataforma *Thomson Reuters Eikon*. As cotações são diárias e compreendem o intervalo de tempo de 2 de janeiro de 2018 e 10 de novembro de 2022. De forma a conferir robustez aos resultados, foi considerada a partição da amostra em dois subperíodos: o primeiro designado por Tranquilo, que compreende o lapso temporal de 2 de janeiro de 2018 a 31 de dezembro de 2019; enquanto o segundo período, designado por Stress nos mercados financeiros internacionais, é de 1 de janeiro de 2020 a 10 de novembro de 2022. Na análise e considerando o período temporal completo, foram observadas 1195 cotações diárias, por mercado em estudo. Com a intenção de mitigar distorções nas taxas de câmbio e não enviesar os resultados alcançados as cotações estão em moeda local.

Tabela 1: Stock Exchanges e respetivos países a utilizar na investigação.

País	Stock Exchange
Hong Kong	HSI
Indonésia	JKSE
Malásia	KLSE
Coreia do Sul	KOSPI
Japão	NIKKEI 225
Filipinas	PSEi
Tailândia	SET
China	SSE
Taiwan	TSEC

Fonte: Elaboração própria.

Assente no desenvolvimento desta investigação está a análise do comportamento dos mercados de capitais do Sudeste Asiático onde, de acordo com os autores Tsay (2010) e Campbell et al. (2012), a utilização de séries de retornos em detrimento de séries de preços se torna mais próxima ao interesse dos investidores em obter informações associadas à rentabilidade de determinado ativo ou carteira de ativos. Além disso, as séries de retornos exibem características estatísticas que simplificam a sua análise e interpretação, sendo a mais significativa a presença de estacionariedade, que não é tipicamente encontrada em séries de preços.

Tendo em consideração o referido, as séries dos índices de preços dos mercados foram transformadas em taxas de retorno, sendo o cálculo representado da seguinte forma:

$$r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad [1]$$

Em que r_t representa o retorno, no dia t , P_t e P_{t-1} representam os preços de fecho das séries, nos momentos t e $t - 1$, respetivamente.

2. Metodologia

De forma a responder às questões de investigação, a metodologia aplicada será desenvolvida em diversas etapas. Numa primeira fase, para a caracterização da amostra será utilizado um conjunto de técnicas estatísticas que irão permitir a sintetização dos dados. Nestes procedimentos são consideradas para análise diversas medidas de tendência central, dispersão, assimetria e curtose. Adicionalmente, para validar o pressuposto da normalidade das séries temporais será aplicado o teste de aderência de Jarque e Bera (1980). Numa segunda fase, de modo a validar a estacionariedade das séries temporais, i.e., se as séries seguem um processo de ruído branco (média=0; variância constante) serão utilizados os testes de raiz unitária em painel de Levin et al. (2002), Breitung (2000) que postulam as mesmas hipóteses (H_0 = raiz unitária), enquanto o teste de Hadri (2000) apresenta hipóteses contrárias (H_0 = estacionariedade), a interseção dos testes irá permitir aferir, com uma maior robustez, a estacionariedade dos dados de tempo. Para aferir se a volatilidade extrema decorrente dos eventos de 2020 e 2022 resulta em quebras de estrutura, será aplicado o teste de . De forma a responder à primeira questão de investigação, estimar-se-á se as séries temporais apresentam autocorrelação nos seus retornos, para o efeito irão ser utilizados os testes econométricos de autocorrelação de Ljung e Box (1978), ARCH-LM de Engle (1982) para estimar a heterocedasticidade condicionada, e o teste BDS Brock e de Lima (1996) para aferir a linearidade dos dados de tempo. Porém, este articulado de modelos não consegue quantificar o nível de autocorrelação, por tal, para o efeito ir-se-á estimar o modelo econofísico *Detrended Fluctuation Analysis (DFA)*. Para dar resposta à segunda questão de investigação, será aplicada a metodologia econofísica *Detrended Cross-Correlation Coefficient $\rho DCCA$ ($\rho DCCA$)* que permitirá medir a autocorrelação entre mercados, ou seja, se em períodos de stress e incerteza os mercados de capitais do Sudeste Asiático em análise tendem para a integração.

2.1. Caracterização da amostra

A avaliação de ativos no tempo está dependente da análise de séries temporais financeiras, onde a volatilidade e incerteza estão subjacentes. Assim, a inferência estatística torna-se particularmente relevante dado que o objetivo da análise de séries temporais se prende com a compreensão da variação apresentada pelos dados observáveis das séries temporais (Tsay, 2010). Para Fu (2011), as séries temporais são uma classe importante de dados, porém o autor define-as como sistemas complexos considerando a não linearidade dos dados. Empiricamente, há um crescente interesse na análise de eventos de caudas gordas (eventos extremos), dado que estes tendem a ocorrer com maior frequência do que o expectável. Contudo, essa análise está dependente da comparação com eventos considerados “normais”, ou seja, eventos que derivam de uma distribuição normal e da consistência estatística dos dados observados (Kemp, 2015). Por outras palavras, torna-se fundamental, na análise das séries temporais, compreender se os dados derivam ou não de uma distribuição normal e, bem assim, aferir à cerca da estacionariedade das séries. Estes dois pressupostos são cruciais para a determinação de metodologias com características de robustez adequadas que permitam responder às questões de investigação.

2.1.1. Estatística descritiva

Para a caracterização da amostra foi utilizado um conjunto de técnicas estatísticas capazes de permitir a sintetização dos dados. São consideradas para análise importantes medidas estatísticas de tendência central, de dispersão, de assimetria e de curtose.

A média, enquanto medida estatística de posição, representa a tendência central de um conjunto de dados em torno de uma dada distribuição. Contudo, é uma medida sensível à presença de *outliers* (valores extremos) e, por não ser um resultado exatamente representativo, torna-se relevante aferir sobre o grau de variabilidade dos dados em torno de um valor central.

O desvio padrão é uma medida estatística que representa a dispersão de um conjunto de dados em torno de um valor central, logo é um indicador da homogeneidade dos dados. Para a teoria financeira, é um importante conceito dado que representa a volatilidade de determinado ativo ou investimento financeiros, onde tal volatilidade é associada ao risco. Já na sua análise, considera-se que quanto maior for a dispersão dos dados em torno da média, maior o risco associado.

A assimetria (*skewness*), enquanto medida de distorção, mede a simetria das caudas da distribuição, ou seja, em termos teóricos, é o quanto a distribuição se afasta do seu eixo de simetria. Trata-se de uma medida estatística que quando assume o valor zero, a

distribuição dos dados é totalmente simétrica ($skewness = 0$), i.e., o valor é nulo em torno da média; logo, quando assume valores diferentes de zero (positivos ou negativos) diz-se que a distribuição é assimétrica (positiva ou negativa). Então, se existir uma maior concentração de dados à esquerda (valores mais reduzidos da amostra), a cauda da distribuição é mais longa à direita e, por isso, diz-se que a distribuição possui assimetria positiva ($skewness > 0$). Analogamente, se existir uma maior concentração de dados à direita (valores mais altos da amostra), a cauda da distribuição é mais longa à esquerda, a distribuição possui assimetria negativa ($skewness < 0$).

A curtose ($kurtoses$) é uma medida de achatamento, utilizada para determinar o grau de concentração apresentado pelos valores de uma variável em torno do eixo central da distribuição, por outras palavras, indica o grau de afilamento da curva face à distribuição normal de referência (ou o quanto de determinada variável se encontra nas caudas da distribuição). Trata-se de uma medida estatística, que quando assume o valor 3, a distribuição dos dados é normal ou mesocúrtica e diz-se que apresenta caudas neutras. Logo, quando existe uma maior concentração de dados em torno do eixo central da distribuição, o grau de afilamento da curva relativamente à normal é mais alongado (menos achatado) e as caudas são longas, diz-se que a distribuição dos dados é leptocúrtica ($kurtoses > 3$). Por outro lado, quando as caudas da distribuição exibem uma maior concentração de dados, i.e., os valores tendem a dispersar do eixo central da distribuição, o grau de afilamento da curva face à normal é menos alongado (mais achatado) e as caudas são curtas, a distribuição dos dados é considerada platicúrtica ($kurtoses < 3$).

2.1.2. Teste de aderência Jarque e Bera (1980)

O teste de aderência de Jarque e Bera (1980) é utilizado para aferir se os resíduos de uma regressão linear seguem uma distribuição normal, cujo procedimento se dá pela comparação dos valores de assimetria e curtose. Por outras palavras, considera-se que os resíduos são normalmente distribuídos quando apresentam valores de assimetria e curtose correspondentes a uma distribuição normal exata ($skweness = 0; kurtoses = 3$). Então, a pertinência deste teste é a de corroborar os resultados evidenciados pelas medidas de assimetria e curtose, sendo as hipóteses nula e alternativa postuladas representadas da seguinte forma:

$H_0 = Skewness = 0; Kurtoses = 3$ (normalidade)

$H_1 = Skewness \neq 0; Kurtoses \neq 3$ (não normalidade)

A estatística do teste de aderência de Jarque e Bera (1980) é dada pela seguinte expressão:

$$JB = n \left(\frac{\alpha_3^2}{6} + \frac{(\alpha_4 - 3)^2}{24} \right) \quad [2]$$

Onde,

$$\alpha_3 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^3}{n s^3} \quad [3]$$

$$\alpha_4 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^4}{n s^4} \quad [4]$$

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}{n} \quad [5]$$

Nota: O \bar{y} é a média da amostra e o α_3, α_4 e s^2 são, respetivamente, o segundo, terceiro e quarto momentos centrais.

2.1.3. Diagnóstico de estacionariedade das séries temporais

As séries temporais financeiras são caracterizadas por um enorme volume de dados e, por isso, analisar a sua estacionariedade é uma etapa necessária e de particular relevância de acordo com os autores Gimeno et al. (1999). Segundo a teoria clássica econométrica os dados de determinada amostra apresentam variações constantes ao longo do tempo e, por isso, derivam de um processo estacionário. Por outras palavras, diz-se que uma série temporal é estacionária, quando as suas características se mantêm inalteradas no decorrer do tempo em torno de um valor médio, i.e., as séries evoluem temporalmente, mantendo a média e a variância constantes. Contudo, os autores Hendry e Juselius (2001) revelam que este pressuposto nem sempre se verifica e apresentam evidências de séries temporais não estacionárias (autoregressões com raiz unitária). Então, interessa aferir sobre se as séries temporais apresentam características de ruído branco (média=0; variância constante), dado que o contrário (séries temporais não estacionárias), poderá originar resultados espúrios, i.e., os dados obtidos pela regressão padrão são considerados inválidos e, por consequência, inadequados, sugerindo que as variáveis apresentam características estatísticas semelhantes, quando entre elas não existe uma relação de causa-efeito (Ghoshray e Johnson, 2010; Kisswani e Nusair, 2013).

2.1.3.1. Teste de raiz unitária em painel

Segundo os autores Elliott et al. (1996), a presença de raiz unitária nos dados das séries temporais é uma característica que pode causar dificuldades na inferência estatística. Assim, considerando que a inferência estatística e a econometria são ferramentas que permitem encontrar causalidade entre acontecimentos, os dados tornam-se fundamentais para a sua prossecução, onde a hipótese de raiz unitária tem grandes implicações. Empiricamente, distinguem-se três tipos de dados, nomeadamente, séries temporais, dados *cross-section* e dados em painel. Ao longo do tempo, os dados em painel têm ganho destaque e popularidade entre a comunidade científica, já que se definem como uma combinação entre séries temporais e dados tipo *cross-section*, o que lhes confere maior poder de variabilidade nos dados, entre as variáveis verifica-se uma menor colinearidade e um maior número de graus de liberdade. A grande vantagem da utilização de dados em painel prende-se com a heterogeneidade, característica não considerada pelas séries temporais nem pelos dados *cross-section*, sabendo-se que a sua ausência pode, na maioria das vezes, causar viés e inconsistência nos resultados. Tal facto leva a que no presente estudo sejam considerados dados em painel, uma vez que estes apresentam características mais informativas, pois permitem analisar fenómenos quer na dimensão temporal, quer na dimensão espacial, proporcionando resultados com maior robustez e maior precisão (Maddala e Wu, 1999; Choi, 2001; Hsiao, 2005; Wagner, 2006; Herranz, 2017).

Face ao exposto, para examinar a natureza estacionária das séries temporais, referentes aos mercados de capitais em análise, serão utilizados os testes de raiz unitária em painel de LLC (Levin et al., 2002) e Breitung (2000) que postulam a mesma hipótese nula. Já o teste de Hadri (2000) será também considerado pois postula a hipótese contrária. Para um melhor entendimento sobre as hipóteses estatísticas observe-se a **tabela 2**.

Tabela 2: Síntese das hipóteses estatísticas dos testes de raiz unitária em painel.

Teste	Hipótese Nula (H_0)	Hipótese Alternativa (H_1)	Método de Correção de Autocorrelação
Levin et al. (2002)	Raiz unitária*	Ausência de raiz unitária	Lags
Breitung (2000)	Raiz unitária*	Ausência de raiz unitária	Lags
Hadri (2000)	Ausência de raiz unitária	Raiz unitária*	Kernel

Fonte: Elaboração própria. Nota: * ou variância inconstante

2.1.3.2. Teste de raiz unitária com quebras de estrutura

O teste de raiz unitária de Clemente et al. (1998) permite a identificação da quebra estrutura mais significativa, bem como identificar a data da sua ocorrência. Com efeito, a

quebra estrutural implica uma mudança significativa no nível e/ou tendência de uma série temporal, mudança esta que pode ter um caráter permanente ou temporário. Se a série for estacionária, os choques deverão ter efeitos temporários, caso contrário terão efeitos permanentes, ou seja, não recuperam o nível inicial. Deste modo, a avaliação das quebras estruturais neste estudo torna-se fundamental para inferir sobre os seus efeitos e as suas implicações, tal como o período em que ocorrem. Assim, evitam-se resultados espúrios, tal como rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária, quando na verdade a série está sob efeito da quebra estrutural, podendo-se detetar se as ruturas estruturais estão associadas ou não a uma determinada crise.

2.2. Autocorrelação nos mercados financeiros

Em finanças, a volatilidade está normalmente associada a uma medida de dispersão das séries temporais das rendibilidades de um ativo ou de uma *stock exchange* e, por isso, é considerada uma medida de risco. Os autores Mandelbrot (1963) e Engle (1982) evidenciam que a alternância da volatilidade (alta/baixa), num determinado espectro temporal, tende a manter-se no período seguinte, uma vez que a nova informação captada pelo mercado se encontra correlacionada no tempo.

Na teoria da probabilidade e da estatística, as séries temporais das rendibilidades de ativos financeiros exibem, geralmente, propriedades de agrupamento de volatilidade, comumente designados por *clusters* de volatilidade, i.e., quando grandes (pequenas) oscilações nos preços tendem a aglomerar-se, resultando na persistência das amplitudes das alterações de preços (Otranto, 2008). Em períodos de crise ou de acontecimentos exógenos, a volatilidade tende a aumentar nos mercados de capitais, o que poderá afetar a rentabilidade esperada e, conseqüentemente, colocar em causa estratégias de diversificação de carteiras. Em complementaridade, os autores Sensoy et al. (2013) referem que em períodos de elevada volatilidade nos mercados financeiros, quando as séries temporais das rendibilidades apresentam entre si elevadas correlações, ainda que os investidores tenham construído uma carteira amplamente diversificada internacionalmente, o potencial de diversificação do risco é reduzido. Assim, considerando o contágio associado aos eventos de 2020 e 2022, torna-se crucial analisar o nível de autocorrelação das séries temporais dos dados.

2.2.1. Teste de Ljung-Box (1978)

O teste de Ljung e Box (1978), mede a autocorrelação dos resíduos estimados que, apesar de não identificar quebras específicas no processo de ruído branco ($\mu=0$;

variância contante), pode indicar se esses valores são muito elevados, por outras palavras, testa a significância estatística de um conjunto de coeficientes de autocorrelação. Assim, este teste pressupõe que, sob a hipótese nula, os quadrados dos resíduos estandardizados não se encontram correlacionados:

$$H_0 : p_1 = (\varepsilon_t^2) = \dots = p_m = (\varepsilon_t^2) = 0, \quad [6]$$

Já a hipótese alternativa de:

$$H_1 : p = 0 \quad [7]$$

Já a hipótese alternativa de:

$$p_i = (\varepsilon_t^2) \quad [8]$$

se refere ao coeficiente de correlação entre:

$$\varepsilon_t^2 \quad [9]$$

e

$$\varepsilon_{t-i}^2, \quad [10]$$

e

$$\varepsilon_t^2 = u_t^2 / \sigma_t^2 \quad [11]$$

diz respeito aos quadrados dos resíduos estandardizados. A estatística de LB é:

$$Q = n(n + 2) \sum_{i=1}^m \frac{\hat{\rho}_i^2}{n - i} \sim X^2(m - k) \quad [12]$$

em que n indica a dimensão da amostra e k o número de parâmetros estimados e m o número de defasamentos.

2.2.2. Teste ARCH-LM

Partindo da premissa de que no decorrer do tempo a variância de uma série temporal pode oscilar, de um modo condicionado aos erros de previsão observados num período transato, quer isto dizer que a volatilidade de uma série não é constante e está dependente do fator tempo, o autor Engle (1982) desenvolveu uma metodologia capaz de aferir condições de heterocedasticidade condicional autorregressiva (ARCH). Entenda-se heterocedasticidade como um fenómeno estatístico que ocorre quando os dados observados não são homogêneos nem concentrados em torno de uma reta de regressão linear, apresentando valores de desvio padrão distintos. Assim, o teste ARCH de Engle (1982) é um teste Multiplicador Lagrange, que permite encontrar valores limite (mínimos/máximos), utilizado para avaliar no curto prazo

o impacto dos choques verificados nos mercados financeiros no período antecedente sobre a corrente volatilidade. É, por isso, um teste comumente utilizado quando as séries temporais exibem alternância entre períodos de instabilidade e períodos de relativa estabilidade.

Considerando-se uma série temporal:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t, \quad [13]$$

onde μ_t é a média condicional do processo e, ε_t é um processo de inovação com média zero.

Suponha-se que as inovações são geradas como:

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t, \quad [14]$$

onde z_t é um processo independente e distribuído de forma idêntica com média 0 e variância 1.

Assim,

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_{t+h}) = 0 \quad [15]$$

para todos os lags $h \neq 0$ e as inovações não estão correlacionadas.

Assumindo que H_t contem a história do processo disponível no momento t , a variação condicional de y_t é:

$$Var(y_t \downarrow H_t) = Var(\varepsilon_t \downarrow H_{t-1}) = E(\varepsilon_{2t} \downarrow H_{t-1}) = \sigma_{2t}. \quad [16]$$

Assim, a heterocedasticidade condicional no processo de variância é equivalente à autocorrelação no processo de inovação ao quadrado.

Definida a série residual:

$$e_t = y_t - \mu_t. \quad [17]$$

Se toda a autocorrelação da série original y_t , for contabilizada no modelo condicional da média, então os resíduos não estão correlacionados com média zero. Contudo, os resíduos ainda podem ser dependentes em série.

A hipótese nula é:

$$H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \dots = \alpha_m = 0. \quad [18]$$

A hipótese alternativa para o teste ARCH de Engle (1982) é a autocorrelação nos resíduos quadrados, dada pela regressão:

$$H_1: e_{2t} = \alpha_0 + \alpha_1 e_{2t-1} + \dots + \alpha_m e_{2t-m} + u_t, \quad [19]$$

onde u_t é um processo de erro de ruído branco.

2.2.3. Teste BDS

Para averiguar a linearidade de uma série, é frequente a consideração do teste BDS, de Brock e de Lima (1996). Este teste é uma importante ferramenta para detetar a dependência em séries temporais, testando a hipótese nula de uma série ser i.i.d. (independente e identicamente distribuída).

O cálculo do teste BDS compreende os seguintes procedimentos:

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

$$\{x_j\} = [x_1, x_2, x_3, \dots, x_N] \quad [20]$$

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

$$x_1^m = (x_1, x_2, \dots, x_m) \quad [21]$$

$$x_2^m = (x_2, x_3, \dots, x_{m+1}) \quad [22]$$

$$x_{N-m}^m = (x_{N-m}, x_{N-m+1}, \dots, x_N) \quad [23]$$

Calcula-se o integral de correlação, de modo a medir a correlação espacial dos pontos, adicionando o número de pares dos pontos (i, j) , em que $1 \leq i \leq N$ e $1 \leq j \leq N$, no espaço de dimensão m , que é fechado, no pressuposto de que os pontos estão dentro do raio de tolerância, de ε , cada um;

$$C_{\varepsilon, m} = \frac{1}{N_m(N_m - 1)} \sum_{i \neq j} l_{i, j; \varepsilon} \quad [24]$$

em que:

$$l_{i, j; \varepsilon} = 1 \quad [25]$$

se

$$l_{i, j; \varepsilon} \|X_i^m - X_j^m\| \leq \varepsilon = 0 \quad [26]$$

em caso contrário.

(Brock & de Lima, 1996) concluíram que se uma série é i.i.d., logo:

$$C_{\varepsilon, m} \approx [C_{\varepsilon, 1}]^m \quad [27]$$

E que a quantidade

$$[C_{\varepsilon,m} - (C_{\varepsilon,1})^m] \quad [28]$$

segue uma distribuição normal, com média zero e variância $V_{\varepsilon,m}$, definida como:

$$V_{\varepsilon,m} = 4 \left[K^m + 2 \sum_{j=1}^{m-1} K^{m-j} C_{\varepsilon}^{2j} + (m-1)^2 C_{\varepsilon}^{2m} - m^2 K C_{\varepsilon}^{2m-2} \right] \quad [29]$$

em que:

$$K = K_{\varepsilon} = \frac{6}{N_m(N_m-1)(N_m-2)} \sum_{i < j < N} h_{i,j,N;\varepsilon} \quad [30]$$

e

$$h_{i,j,N;\varepsilon} = \frac{[l_{i,j;\varepsilon} l_{j,N;\varepsilon} + l_{i,N;\varepsilon} l_{N,j;\varepsilon} + l_{j,i;\varepsilon} l_{i,N;\varepsilon}]}{3} \quad [31]$$

A estatística do teste BDS é a seguinte:

$$BDS_{\varepsilon,m} = \frac{\sqrt{N}[C_{\varepsilon,m} - (C_{\varepsilon,1})^m]}{\sqrt{V_{\varepsilon,m}}} \quad [32]$$

De acordo com os autores Brock e de Lima (1996), esta estatística segue a distribuição assintótica normal, sempre que a amostra seja representada por mais de 500 observações, como é o caso das séries em estudo. O teste BDS é um teste bilateral, onde se verifica a rejeição da hipótese nula caso o resultado estatístico obtido seja superior ao valor crítico (por exemplo, para 0,05 o valor crítico correspondente é de $\pm 1,96$).

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

H_0 : A série possui variáveis i.i.d., indicando que o modelo possui características lineares;

H_1 : A série não possui variáveis i.i.d., indicando que o modelo possui características não lineares.

2.2.4. Detrended fluctuation analysis DFA

A metodologia *Detrended Fluctuation Analysis (DFA)* é uma ferramenta que analisa a dimensão e a dependência temporal em séries de dados não estacionárias. Consequentemente, por assumir a não estacionariedade, evita resultados espúrios quando a análise incide sobre as relações das séries de dados no longo prazo. Esta técnica,

desenvolvida por Peng et al. (1994), foi originalmente introduzida no estudo do comportamento do DNA. Atualmente, é amplamente utilizada em distintas áreas, incluindo finanças e física. Na área financeira, nomeadamente nos mercados de capitais, é aplicada para analisar a volatilidade e as propriedades de dependência no longo prazo das séries temporais, como o preço ou rendibilidades das ações. Por outras palavras, esta metodologia é utilizada para aferir sobre o comportamento das séries financeiras, i.e., identifica a correlação no longo prazo numa série temporal, removendo a tendência e, posteriormente, mede as flutuações. A interpretação da *DFA* é a seguinte: $0 < \alpha < 0,5$: série anti persistente; $\alpha = 0,5$ série apresenta *random walk*; $0,5 < \alpha < 1$ série persistente.

Segundo os autores Sukpitak e Hengpunya (2016), E. Guedes et al. (2017) e Ferreira et al. (2018), a função desta metodologia é a de examinar a relação entre os valores x_k e x_{k+t} em momentos diferenciados.

Considere-se um conjunto de dados x_k , com $k = 1, \dots, t$ observações equidistantes. O primeiro passo da metodologia *DFA* é a construção de uma nova série:

$$x(t) = \sum_{k=1}^t x_k \quad [33]$$

O segundo passo compreende obter a tendência $z(t)$ de cada fração, através do método dos mínimos quadrados, obtendo-se a série subtraída da tendência (*detrended*), ou seja:

$$x_s(t) = x(t) - z(t) \quad [34]$$

A aplicação originária assume que a tendência presente em cada uma das caixas é uma tendência linear, ou seja $Z(t) = at + b$ sendo que as aplicações subsequentes indicam que é provável conter outras tendências polinomiais (Kantelhardt et al., 2001). Para cada caixa obtém-se o valor da equação da tendência pelo método dos mínimos quadrados e posteriormente estima-se a raiz do desvio quadrado médio entre as séries $x(t)$ e $Z(t)$, sendo a função da *DFA* dada por:

$$F(s) = \sqrt{\frac{1}{2N} \sum_{t=1}^{2N} [x_s(t)]^2} \quad [35]$$

Ao se estimar a média de $F(s)$ para todas as caixas centralizadas em s , gera-se o valor das flutuações $\langle F(s) \rangle$, em função de s . Esta estimacão será repetida para todos os valores distintos de s , onde se espera um processo de uma *power-law*, ou seja:

$$\langle F(s) \rangle \sim s\alpha^\alpha \quad [36]$$

Sucintamente, a utilidade desta metodologia é a de identificar padrões não aleatórios nos dados das séries temporais, tais como tendências persistentes ou ciclos. A **tabela 3** mostra a interpretação dos expoentes α_{DFA} .

Tabela 3: Níveis *Detrended Fluctuation Analysis* α_{DFA}

Expoente	Tipo de sinal
$\alpha_{DFA} < 0.5$	<i>long-range anti-persistent</i>
$\alpha_{DFA} \approx 0.5$	<i>uncorrelated, white noise</i>
$\alpha_{DFA} > 0.5$	<i>long-range persistent</i>

Fonte: Elaboração própria.

2.3. Persistência nos mercados financeiros

2.3.1. *Detrended cross-correlation coefficient* ρ_{DCCA}

O coeficiente de correlação cruzada sem tendência de Zebende (2011) é um método para quantificar o nível de correlação cruzada entre duas séries temporais não estacionárias. O coeficiente é baseado nos métodos *DFA* (Peng et al., 1994) e *DCCA* (Podobnik e Stanley, 2008). O coeficiente de correlação cruzada depende do comprimento da caixa s (escala temporal). Uma das vantagens desse coeficiente de correlação cruzada está centrada na possibilidade de medir as correlações entre duas séries temporais não estacionárias em diferentes escalas temporais. O coeficiente de correlação cruzada *DCCA* varia dentro do intervalo $-1 \leq \rho_{DCCA} \leq 1$, logicamente 1 significa correlação cruzada perfeita entre os dois sinais, -1 significa anti correlação cruzada perfeita e 0 significa que não existe correlação (Podobnik e Stanley, 2008).

As fórmulas para o coeficiente de correlação cruzada sem tendência ρ_{DCCA} podem ser decompostas da seguinte forma para duas séries temporais, $\{x_1\}$ e $\{y_1\}$ de igual comprimento N , calcula-se:

$$X_k = \sum_{i=1}^t [x_k - \langle x \rangle] \text{ and } Y_k = \sum_{i=1}^k [y_k - \langle y \rangle] \quad [37]$$

com $k = 1, \dots, N$. Em seguida, calcula-se o *DFA*, anteriormente demonstrado, para encontrar a covariância dos resíduos:

$$f_{DCCA}^2(n, i) \equiv 1/(n+1) \sum_{k=1}^{i+n} (X_k - \tilde{X}_{k,i})(\tilde{Y}_k - \tilde{Y}_{k,i}) \quad [38]$$

e a função *detrended* por:

$$F_{DCCA-x,y}^2(n) \equiv (N - n)^{-1} \sum_{i=1}^{N-n} f_{DCCA}^2(n, i) \quad [39]$$

Para quantificar o grau de correlação cruzada, o $\rho DCCA$ pode ser definido como a relação entre a função $F_{DCCA-x,y}^2$ e F_{DFA-x} , para as séries temporais $\{x_1\}$ e $\{y_1\}$, respetivamente:

$$\rho DCCA^{(n)} \equiv \frac{F_{DCCA-x,y}^2(n)}{F_{DFA-x}^{(n)} F_{DFA-y}^{(n)}} \quad [40]$$

Na **tabela 4** pode ver-se a interpretação dos expoentes $\rho DCCA$.

Tabela 4: Níveis *Detrended Cross-Correlation Coefficient* $\rho DCCA$.

Fraco	Médio	Forte
$\cong 0.000 \rightarrow \cong 0.333$	$\cong 0.333 \rightarrow \cong 0.666$	$\cong 0.666 \rightarrow \cong 1.000$

Fonte: Elaboração própria.

Capítulo III: Resultados e Discussão

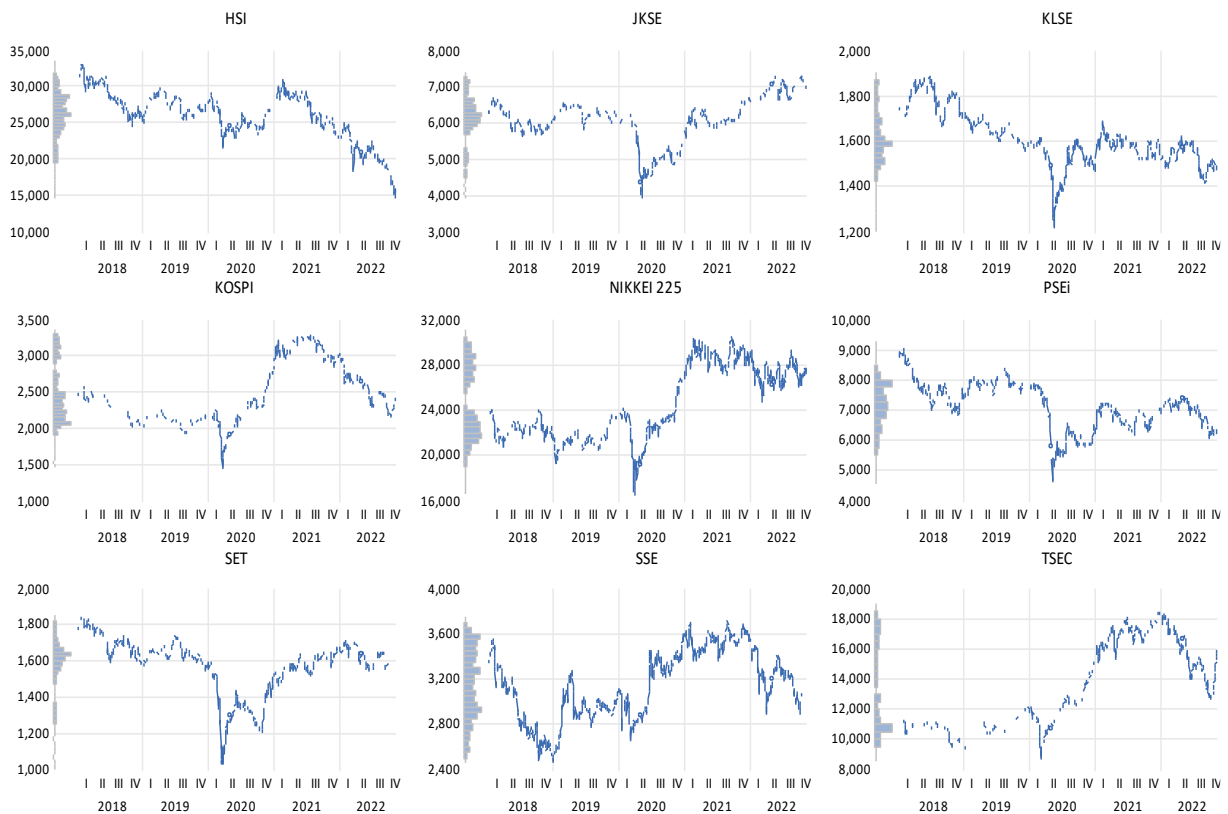
1. Caracterização da amostra

1.1. Estatística descritiva

Na **figura 1**, através do gráfico, pode observar-se a evolução, em níveis, dos mercados de capitais asiáticos em análise. A ilustração representa a evolução dos *prices index* dos mercados de capitais asiáticos, nomeadamente, os índices de ações HSI (Hong Kong), JKSE (Indonésia), KLSE (Malásia), KOSPI (Coreia do Sul), NIKKEI 225 (Japão), PSEi (Filipinas), SET (Tailândia), SSE (China) e TSEC (Taiwan), no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022. A amostra foi particionada em dois subperíodos: um período Tranquilo, entre 2 de janeiro de 2018 e 31 de dezembro de 2019 e, um período de Stress para os mercados financeiros internacionais, de 1 de janeiro a 2020 a 10 de novembro de 2022, onde são considerados eventos de elevada complexidade como a pandemia COVID-19, seguindo-se a guerra dos preços do petróleo entre os membros da OPEP e, já em 2022, a invasão russa à Ucrânia. Para esta análise e considerando o período temporal completo, foram observadas 1195 cotações diárias, por mercado em estudo.

Os índices analisados evidenciam, de forma clara, quebras de estrutura proeminentes nas séries temporais, exibindo assim a volatilidade sobre a qual estes mercados de ações estiveram sujeitos, sobretudo, nos primeiros meses do ano 2020, o que coincide com a incidência da primeira vaga da pandemia COVID-19 e com a guerra dos preços do petróleo entre a Rússia e a Arábia Saudita. Já em 2022, essencialmente, no primeiro e terceiro trimestres do ano, também podem ser observadas flutuações nas séries temporais, sugerindo quebras de estrutura, situação que ocorre pelo impacto da invasão russa à Ucrânia e consequentes preocupações com a crescente inflação associada.

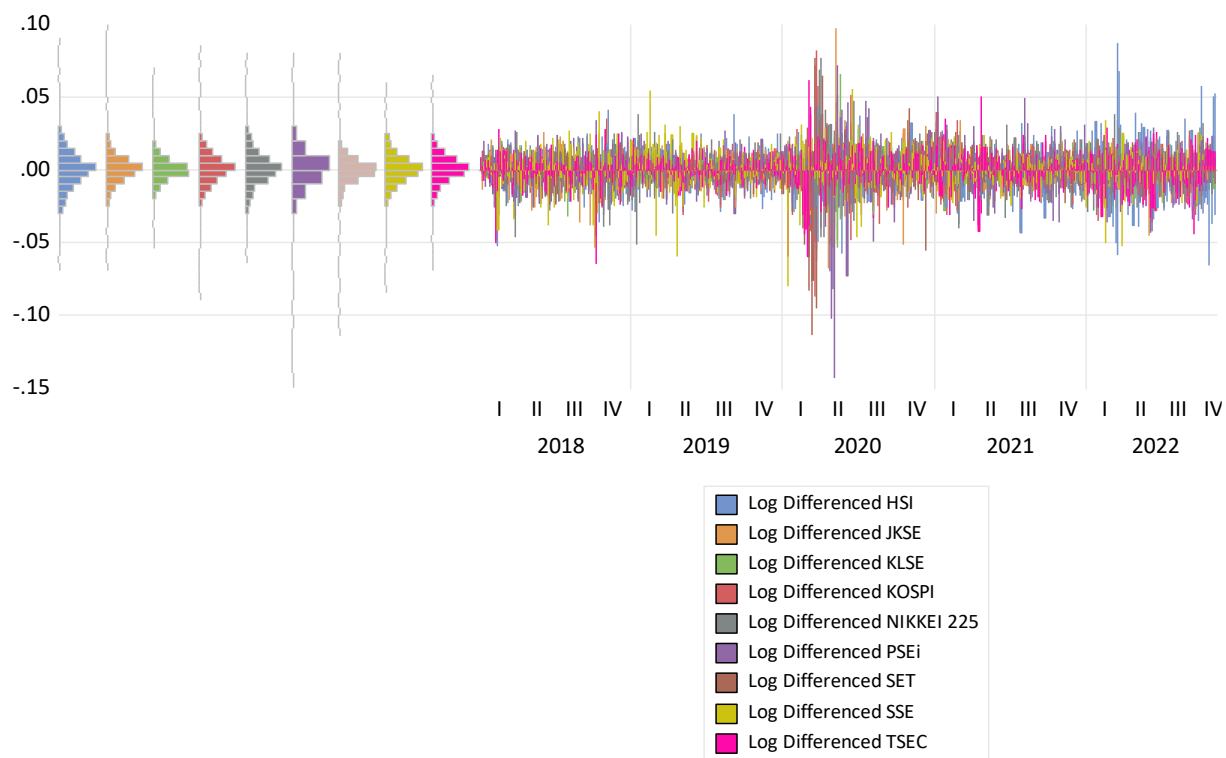
Figura 1: Evolução, em níveis, dos mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.



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

A **figura 2** exibe a evolução, em retornos diários, dos índices dos 9 mercados de ações em análise. Pela interpretação gráfica, a média do retorno sugere alguma estabilidade, com valores aproximados ao zero, porém, os dados apresentam variações significativas ao longo do tempo sugerindo volatilidade, sobretudo nos primeiros meses do ano 2020, que coincide com o período de stress associado ao impacto acentuado da COVID-19 na economia mundial e, posteriormente, em 2022, consequência da invasão da Rússia à Ucrânia.

Figura 2: Evolução, em retornos, dos mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.



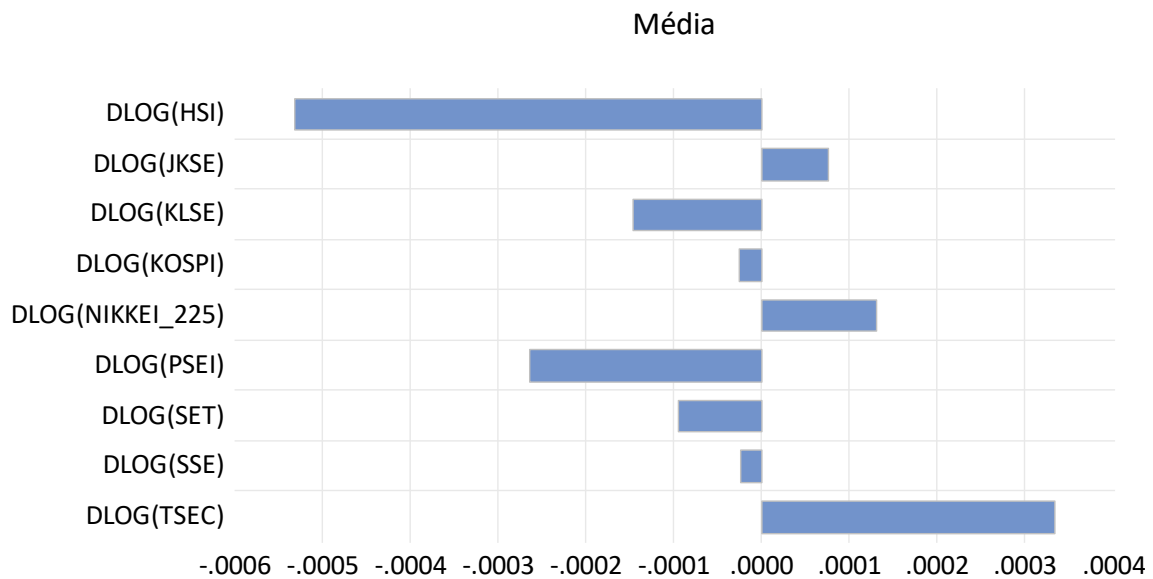
Fonte: Elaboração própria.

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

Aferir sobre a normalidade dos dados deve ser o primeiro pressuposto a considerar quando em causa estão a interpretação e análise dos fenómenos financeiros em estudo. Para tal, tornou-se fundamental sintetizar as principais estatísticas descritivas dos mercados de capitais asiáticos em estudo e evidenciar os resultados do teste de aderência de Jarque e Bera (1980), no período completo da amostra. Para a caracterização das séries temporais dos dados, considerou-se a média como a principal medida de tendência central e, como medidas de dispersão, o desvio-padrão, assimetria e curtose.

A **figura 3** mostra a evolução dos retornos médios nos mercados de capitais asiáticos em estudo, de um modo geral, bastante próximos do zero. Na *stock exchange* de Taiwan (0,000334), podem ser observados, os retornos médios diários positivos mais significativos, seguindo-se o Japão (0,000130) e, por fim, com valores médios menos significativos, porém positivos, a Indonésia (0,0000757). Os restantes índices evidenciam retornos médios negativos, sendo o mais significativo em Hong Kong (-0,000532), seguindo-se as Filipinas (-0,000264), Malásia (-0,000146), Tailândia (-0,0000958), Coreia do Sul (-0,0000265) e, por fim, o retorno médio negativo menos significativo pôde observar-se na China (-0,00000249).

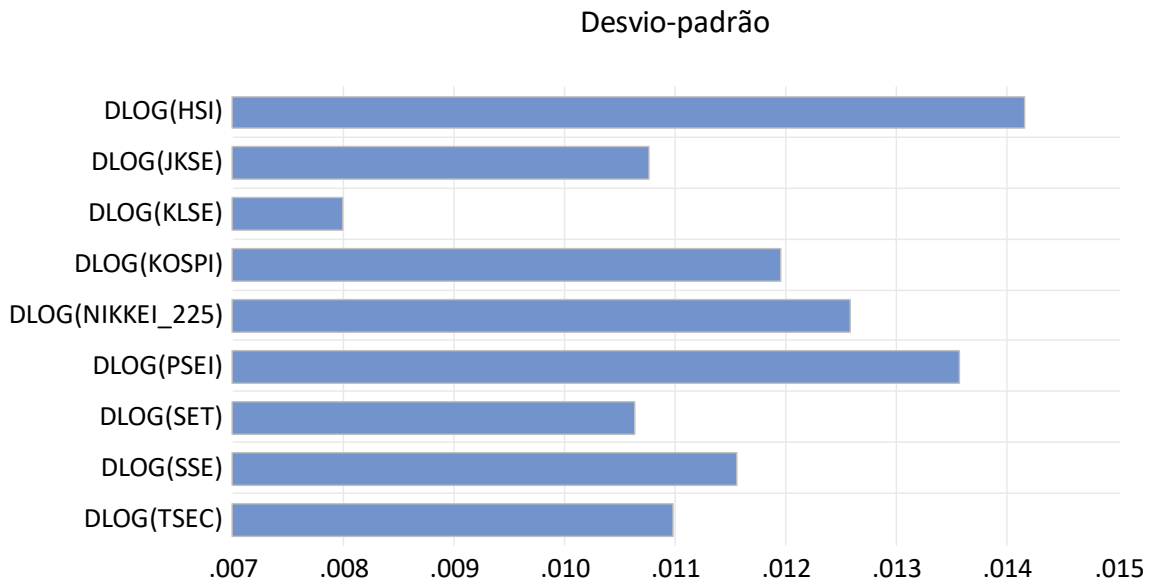
Figura 3: Evolução das médias, em retornos, respeitantes aos mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.



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

A **figura 4** mostra o grau de dispersão dos dados em torno da média das rendibilidades diárias (desvio-padrão) dos mercados financeiros asiáticos em estudo, indicando em que medida estes índices estiveram expostos à volatilidade inerente dos mercados no período completo analisado. É, portanto, um indicador de risco. O desvio-padrão mais significativo pode observar-se no índice do mercado de capitais de Hong Kong (0.014146), seguindo-se Filipinas (0.013555), Japão (0.012575), Coreia do Sul (0.011940), China (0.011549), Taiwan (0.010973), Indonésia (0.010750), Tailândia (0.010619) e, por fim, Malásia (0.007991), com desvio padrão menos significativo, logo menos volátil.

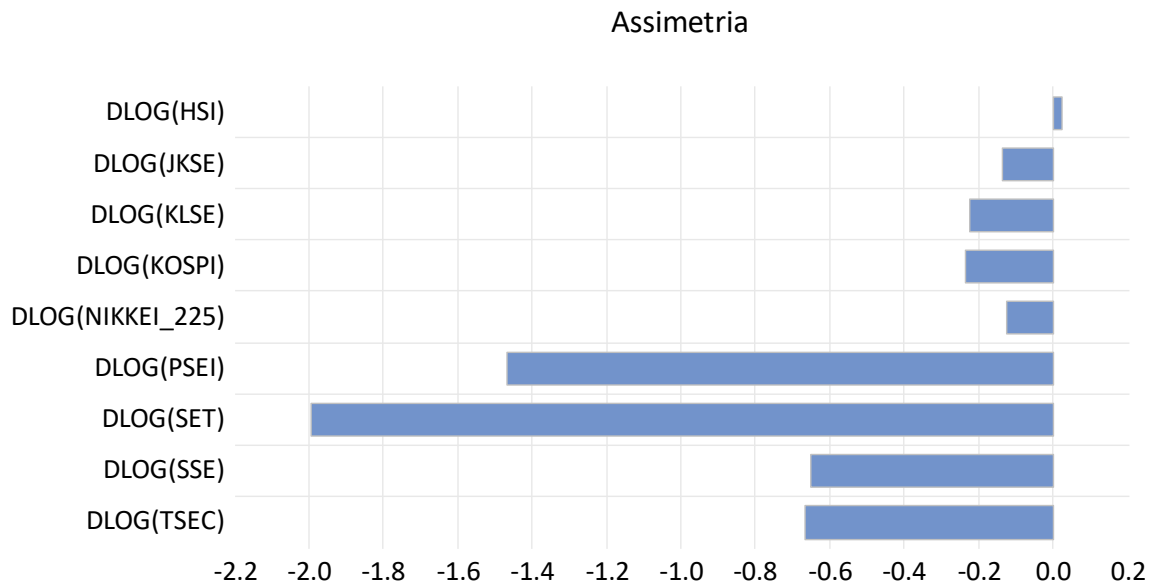
Figura 4: Evolução dos desvios padrão respeitantes aos mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.



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

Na **figura 5** pode observar-se a evolução das assimetrias dos mercados financeiros em análise, no período completo da amostra. Todos os índices evidenciam valores diferentes de zero, sugerindo a não simetria dos dados. À exceção da *stock exchange* de Hong Kong (0.021231), as restantes apresentam valores de assimetria negativas, sendo que se destaca o índice tailandês (-1.996631) com a assimetria negativa mais significativa, seguindo-se as Filipinas (-1.469466), Taiwan (-0.669413), China (-0.653151), Coreia do Sul (-0.237205), Malásia (-0.223880), Indonésia (-0.137223) e, por fim, com a assimetria negativa menos expressiva, Japão (-0.125673).

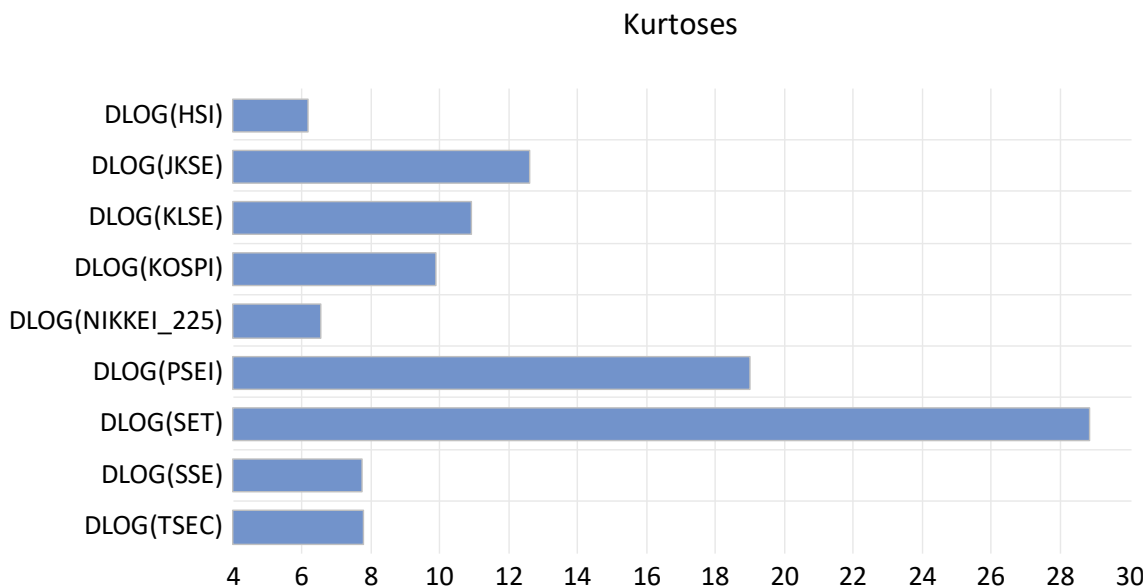
Figura 5: Evolução das assimetrias respeitantes aos mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.



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

Paralelamente, sabendo que uma distribuição normal exata tem curtose 3, é possível verificar pela **figura 6** que, em todos os mercados financeiros asiáticos, considerando o período completo da amostra, as curtoses são significativamente superiores ao valor de referência, sugerindo a rejeição da hipótese nula, i.e., as evidências sugerem que os retornos das séries temporais seguem uma distribuição leptocúrtica ($K > 3$), por outras palavras, indicam um desvio face à distribuição normal exata. Nesta variável, à semelhança das assimetrias, destaca-se, o índice da Tailândia (28.85797), seguindo-se as Filipinas (18.98083), Indonésia (12.59298), Malásia (10.92051), Coreia do Sul (9.885232), Taiwan (7.788508), China (7.746405), Japão (6.532447) e, por fim, com a curtose menos expressiva Hong Kong (6.175524).

Figura 6: Evolução das curtoses respeitantes aos mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro a 10 de novembro de 2022.



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

Adicionalmente, para corroborar as anteriores evidências, i.e., se os retornos diários das séries temporais têm ou não valores de assimetria e curtose correspondentes a uma distribuição normal exata ($skweness = 0$; $kurtoses = 3$), foi realizado o teste de aderência de Jarque e Bera (1980). Os valores apresentados na **tabela 5**, sugerem a rejeição da hipótese nula, para um nível de significância de 1%, ou seja, os resultados obtidos corroboram as anteriores evidências de que estamos perante dados que não seguem uma distribuição normal exata.

Tabela 5: Teste de aderência Jarque e Bera (1980), respeitante aos mercados financeiros em análise, o período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.

	HSI	JKSE	KLSE	KOSPI	NIKKEI 225	PSEI	SET	SSE	TSEC
Jarque-Bera	502.1865***	4585.838***	3133.639***	2371.651***	624.4551***	13146.20***	34086.40***	1206.691***	1230.963***
Observações	1195	1195	1195	1195	1195	1195	1195	1195	1195

Fonte: Elaboração própria. Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews12*). *** Representa a rejeição da hipótese nula para um nível de significância de 1%.

1.2. Estacionariedade das séries temporais

Avaliar as séries temporais relativamente à sua estacionariedade é relevante na análise dos mercados de capitais do Sudeste Asiático, pois permite compreender tendências e padrões subjacentes aos dados, tanto quanto identificar potenciais volatilidades. Para tal,

foram considerados os testes de raiz unitária em painel de (Levin et al., 2002), (Breitung, 2000) e (Hadri, 2000).

1.2.1. Testes de raiz unitária em painel

A **tabela 6**, mostra os resultados obtidos pelo teste LLC (Levin et al., 2002), cuja hipótese nula postula a presença de raiz unitária (variância inconstante) nas séries temporais dos dados em painel. As evidências apresentadas sugerem que no período em análise, para um nível de significância de 1%, se verifica ausência de raiz unitária, i.e., a hipótese nula é rejeitada, em primeiras diferenças.

Tabela 6: Teste de Levin, Lin e Chu para os 9 mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.

Método					Estatística	Probabilidade**
Levin, Lin e Chu t*					-132.424	0,0000
	Coeficiente	t-Stat	SE Reg	mu*	sig*	Observações
<i>Pooled</i>	-0.99857	-100.558	1.001	-0.500	0.707	10736

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

Na **tabela 7**, são exibidos os resultados do teste de Breitung (2000). A hipótese nula postulada pelo autor é a mesma de Levin et al. (2002). Então, para um nível de significância de 1% e, considerando o período da amostra, a rejeição da hipótese nula é verificada, o que significa que as séries temporais são estacionárias e não se está perante a presença de raiz unitária. Para se alcançar a estacionariedade nos testes Breitung (2000) e de Levin et al., (2002), optou-se por realizar a transformação logarítmica em primeiras diferenças para alisar a série temporal por forma a serem alcançadas as características de ruído branco (média 0; variância constante).

Tabela 7: Teste de Breitung para os 9 mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.

Método				Estatística	Probabilidade**
Breitung t-stat				-66.1215	0,0000
	Coeficiente	t-Stat	SE Reg		Observações
<i>Pooled</i>	-0.60859	-66.122	0.009		10727

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

De forma complementar, e para dar robustez aos testes de raízes unitárias estimados anteriormente, realizamos o teste de Hadri (2000), que postula na hipótese nula a

estacionariedade. De acordo com os resultados obtidos, na **tabela 8**, verifica-se que para um nível de significância de 1%, a hipótese nula não é rejeitada, o que significa que as séries temporais em painel são constantes, em primeiras diferenças, corroborando assim as anteriores evidências relativamente à estacionariedade dos dados, no período em análise.

Tabela 8: Teste de Hadri para os 9 mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.

Método	Estatística	Probabilidade**
Hadri Z-stat	-0.31610	0,6240
<i>Heteroscedastic Consistent Z-stat</i>	0.26153	0,3968

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

1.2.2. Teste de raiz unitária com quebra de estrutura

Na **tabela 9 e figura 7** são apresentados os resultados do teste de raiz unitária de Clemente et al. (1998), com quebras estruturais, aplicado aos mercados de capitais de Hong Kong (HSI), Indonésia (JKSE), Malásia (KLSE), Coreia do Sul (KOSPI), Japão (NIKKEI 225), Filipinas (PSEi), Tailândia (SET), China (SSE) e Taiwan (TSEC), no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022. Para dar robustez aos resultados, foi realizada a partição da amostra em dois subperíodos, nomeadamente, Tranquilo e Stress (que incorpora os eventos de 2020 e 2022).

No subperíodo Tranquilo é possível observar-se que os mercados asiáticos apresentam a quebra de estrutura mais significativa em 2018, designadamente os índices de ações KOSPI (29/01/2018), PSEi (10/01/2018), NIKKEI 225 (02/02/2018), HSI (06/02/2018), TSEC (06/02/2018), SET (20/06/2018), KLSE (27/07/2018), JKSE (18/09/2018), enquanto o mercado da China quebra em 24 de abril de 2019. Estas quebras de estrutura ocorreram devido às notícias de que a FED norte-americana iria aumentar as taxas de juro diretas mais do que seria expectável (três vezes mais do que o esperado para o ano de 2018). Tais rumores causaram uma tendência de quebra nos mercados internacionais, com a região asiática a ser a mais afetada, nomeadamente, os mercados de Tóquio, Hong Kong e Xangai contagiando de forma rápida mercados vizinhos. Neste interregno, os investidores de forma a mitigarem o risco associado, tentaram refugiar-se em ativos aparentemente mais seguros como o ouro e o iene.

Já no subperíodo de Stress, verificou-se que as quebras de estrutura mais significativas, estão relacionadas com a pandemia global de 2020, vejam-se, os índices de ações PSEi (14/01/2020), SSE (17/01/2020), KOSPI (19/03/2020), NIKKEI 225 (01/04/2020), JKSE

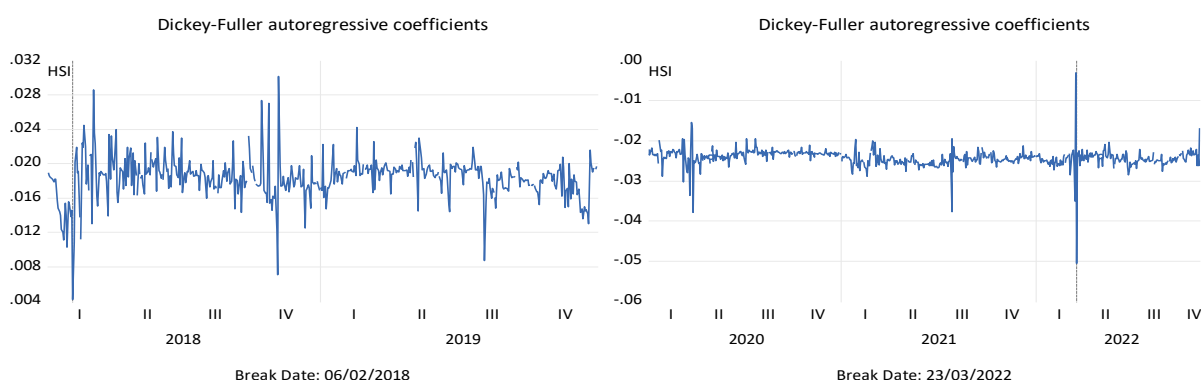
(12/05/2020), KLSE (15/05/2020), TSEC (20/10/2020), SET (18/12/2020), sendo a exceção o índice de ações HSI (23/03/2022) que apresenta a sua quebra mais significativa em 2022, coincidindo com a invasão russa à Ucrânia. Estes achados são validados pelos autores Pardal, P., Dias, R., Teixeira, N. e Horta (2022), Dias, Pardal, et al. (2022), Dias, Pardal, et al. (2022) que evidenciam quebras de estrutura decorrentes dos eventos de 2020 e 2022.

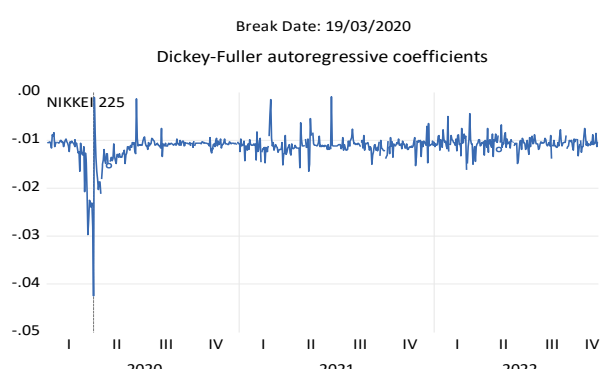
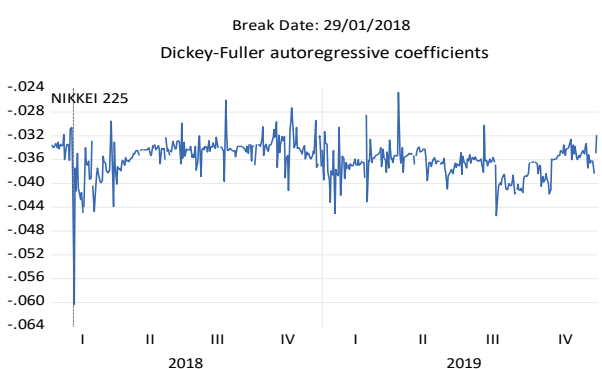
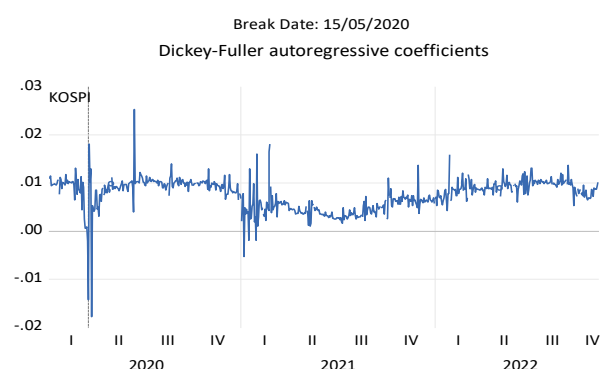
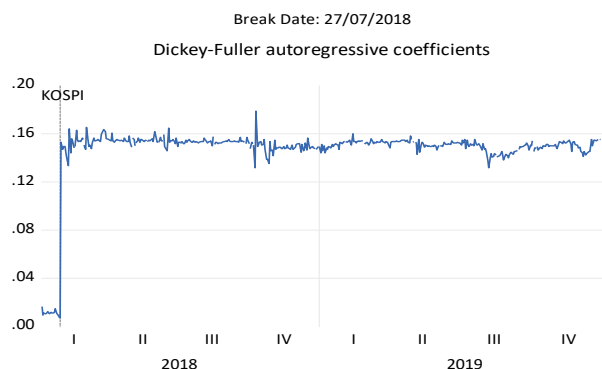
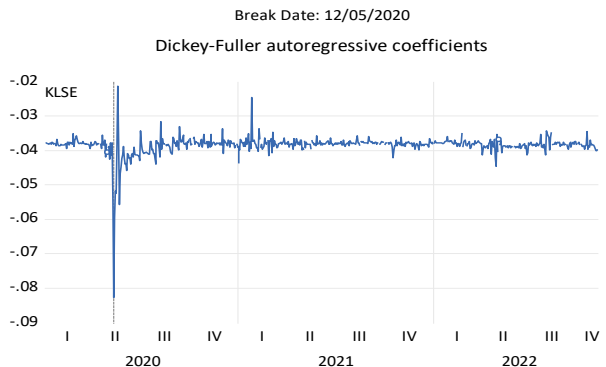
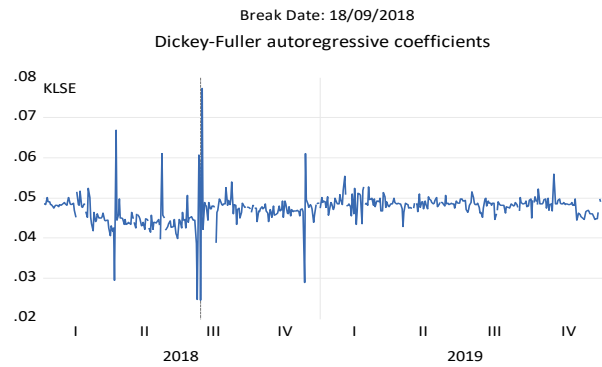
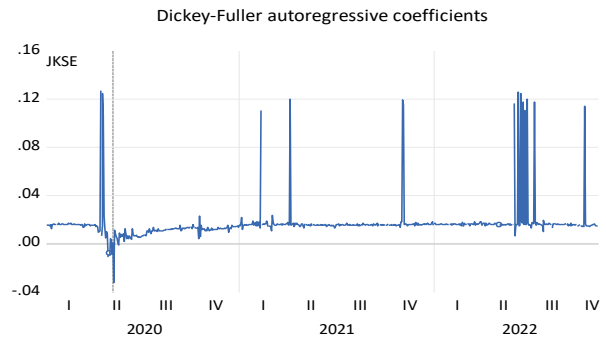
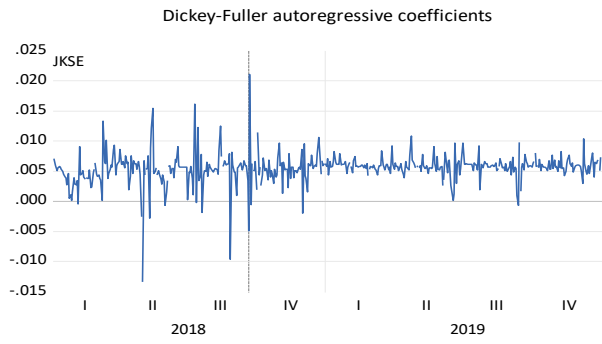
Tabela 9: Teste de raiz unitária de Clemente et al. (1998), com quebras de estrutura, respeitante aos mercados de capitais do Sudeste Asiático.

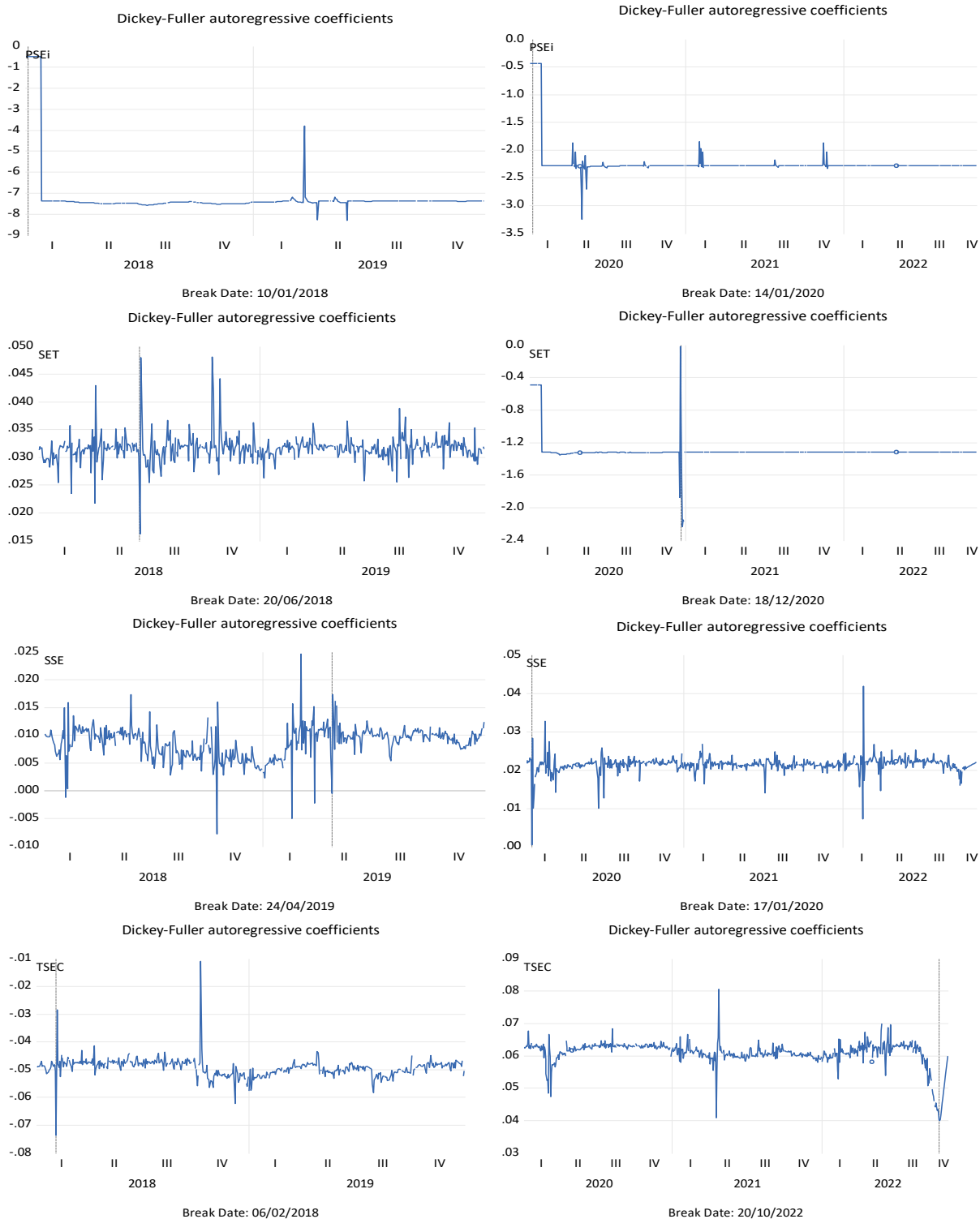
<i>Stock Exchange</i>	Período Tranquilo		Período de Stress	
	t-stat	Break Date	t-stat	Break Date
	02/01/2018 a 31/12/2019		01/01/2020 a 10/11/2022	
<i>Stock Exchange</i>	t-stat	Break Date	t-stat	Break Date
HSI	-22.45790 (0)***	06/02/2018	-27.58790 (0)***	23/03/2022
JKSE	-22.56739 (0)***	18/09/2018	-27.15514 (0)***	12/05/2020
KLSE	-22.06478 (0)***	27/07/2018	-28.60787 (0)***	15/05/2020
KOSPI	-21.88841 (0)***	29/01/2018	-27.06296 (0)***	19/03/2020
NIKKEI 225	-23.80133 (0)***	02/02/2018	-27.63558 (0)***	01/04/2020
PSEi	-38.03594 (0)***	10/01/2018	-42.20247 (0)***	14/01/2020
SET	-21.80880 (0)***	20/06/2018	-50.70630 (0)***	18/12/2020
SSE	-22.59823 (0)***	24/04/2019	-27.13685 (0)***	17/01/2020
TSEC	-24.53457 (0)***	06/02/2018	-25.41780 (0)***	20/10/2020

Fonte: Elaboração própria. Nota: *Lag Length (Automatic Length based on SIC). Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic.* Os valores laterais entre parêntesis dizem respeito às lags. Os asteriscos ***, **, * representam a significância da estatística a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

Figura 7: Teste de raiz unitária, de Clemente et al. (1998), com quebras estruturais, respeitante aos mercados de capitais do Sudeste Asiático, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.







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

2. Autocorrelação nos mercados financeiros

A **tabela 10** mostra os resultados do teste de Ljung e Box (1978), aplicados aos índices de ações HSI (Hong Kong), JKSE (Indonésia), KLSE (Malásia), KOSPI (Coreia do Sul), NIKKEI 225 (Japão), PSEi (Filipinas), SET (Tailândia), SSE (China) e TSEC (Taiwan), no

período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022. Para aferir o nível de autocorrelação mediram-se os retornos originais para as defasagens 4 e 12, e verificou-se que à medida que as *lags* são aumentadas, a autocorrelação torna-se mais persistente. Para validar resultados, foi utilizado o mesmo modelo, com os retornos ao quadrado, também para as *lags* 4 e 12, e comprovou-se que a autocorrelação torna-se mais persistente, com exceção feita ao índice de Hong Kong (HSI) que evidencia uma subida menor na autocorrelação, designadamente nos retornos originais.

Tabela 10: Resultados do teste de Ljung e Box (1978) aplicados aos resíduos das séries temporais, respeitantes aos mercados financeiros em análise, no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.

<i>Stock Exchange</i>	LB (4)	LB (12)	LB ² (4)	LB ² (12)
HSI	4.8393	16.041	222.63***	279.59***
JKSE	11.720**	28.847***	312.79***	789.85***
KLSE	12.056**	22.067**	311.69***	623.91***
KOSPI	8.0097*	21.881**	511.98***	621.29***
NIKKEI 225	9.7543**	23.065**	249.58***	557.53***
PSEi	11.887**	15.807	118.01***	476.94***
SET	15.906***	69.989***	196.83***	696.98***
SSE	9.8237**	21.939**	23.826***	49.090***
TSEC	11.704**	18.187	305.28***	392.01***

Fonte: Elaboração própria. Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews12*). Os asteriscos *, **, *** representam a significância da estatística a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

Para validar os resultados do teste de Ljung-Box, ir-se-á examinar a heterocedasticidade condicionada nos dados de tempo, para o efeito foi estimado o teste *Lagrange Multiplier* (teste ARCH-LM) de Engle (1982). Os testes ARCH-LM foram aplicados aos resíduos de processos autorregressivos de primeira ordem, para o *lag* 10. Na **tabela 11**, pode verificar-se que os resíduos dos processos autorregressivos dos mercados de capitais do Sudeste Asiático exibem heterocedasticidade condicionada, corroborando esta característica frequentemente presente nos ativos financeiros. Estes resultados validam os testes de Ljung-Box, aplicados aos retornos ao quadrado para os *lags* 4 e 12 (veja-se a **tabela 10**).

Tabela 11: Teste ARCH-LM aplicado aos resíduos das séries temporais, respeitantes aos mercados financeiros em análise, de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.

<i>Stock Exchange</i>	ARCH-LM (10 lags)
HSI	18.22159***
JKSE	28.31304***
KLSE	44.95503***
KOSPI	45.79618***

NIKKEI 225	183.4122***
PSEI	5.501505**
SET	40.08408***
SSE	3.352062***
TSEC	20.94755***

Fonte: Elaboração própria. Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews12*). Os asteriscos *, **, *** representam a significância da estatística a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

De forma a validar os resultados dos testes de Ljung-Box, aplicados ao quadrado dos retornos, para os *lags* 4 e 12, bem como os testes ARCH-LM, aplicados aos resíduos de processos autoregressivos de primeira ordem, para o *lag* 10, foi estimado o teste BDS de (Brock & de Lima, 1996) que demonstra a presença de componentes não lineares. Na **tabela 12**, podem ser observados os resultados do teste BDS, onde é possível verificar-se que a hipótese de os retornos serem independentes e identicamente distribuídos (i.i.d) é rejeitada, para uma significância estatística de 1%, a partir dimensão 2. Tais resultados reforçam a ideia de que os retornos dos índices bolsistas têm uma natureza não linear ou têm uma componente não linear significativa. Estes achados validam os resultados de autocorrelação de Ljung-Box e os de heterocedasticidade condicionada de ARCH-LM. Estas evidencias são validadas pelos autores Revez et al. (2022) e E. F. Guedes et al. (2022), que sugerem a presença de persistência nos retornos nos mercados de capitais internacionais.

Tabela 12: Teste BDS aplicado aos resíduos das séries temporais, respeitantes aos mercados financeiros em análise, de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022.

<i>Stock Exchange</i>	Dimensão (2)	Dimensão (3)	Dimensão (4)	Dimensão (5)	Dimensão (6)
HSI	1.789176*	2.625399***	3.561366***	4.373404***	5.171091***
JKSE	9.231350***	10.91309***	11.30731***	11.69457***	12.16552***
KLSE	7.213532***	7.765237***	8.265813***	9.186513***	10.05533***
KOSPI	7.997180***	10.11833***	11.31711***	12.18097***	13.03395***
NIKKEI 225	5.188243***	7.292188***	8.474536***	9.414761***	9.974192***
PSEI	4.284193***	4.981881***	5.974118***	6.797873***	7.490943***
SET	6.037695***	8.130050***	9.433205***	10.01199***	10.58819***
SSE	2.823340***	4.585408***	5.409197***	6.001483***	6.322955***
TSEC	5.146626***	7.339224***	8.658569***	9.853241***	10.71121***

Fonte: Elaboração própria. Nota: Dados trabalhados pelo autor (*software: Eviews12*). O método considerado no teste BDS foi a fração de pares, para um valor de 0.7. Da segunda à última coluna diz respeito à dimensão do mergulho (*embedding dimension*). Os valores apresentados na tabela referem-se à *z-Statistic*. Os asteriscos ***, *, representam a significância da estatística a 1% e 10%, respetivamente.

Nesta investigação, a autocorrelação nos retornos é medida através dos testes de Ljung e Box (1978), com os retornos originais e ao quadrado e com desfasamentos de 4 e 12 dias.

Para validar a intenção, estimou-se a heterocedasticidade condicionada ARCH-LM de Engle (1982) e, para aferir a linearidade dos retornos, foi utilizado o teste de Brock e de Lima (1996). Os resultados permitiram observar a existência de persistência nos retornos, porém estes modelos não permitiram quantificar se se estaria perante sinais de persistência (expoentes acima de 0.5), ou de anti persistência (expoentes inferiores a 0.5).

Na **tabela 13**, podem ser verificados os resultados dos expoentes *Detrended Fluctuation Analysis (DFA)* aplicados às séries temporais dos mercados de capitais de Hong Kong (HSI), Indonésia (JKSE), Malásia (KLSE), Coreia do Sul (KOSPI), Japão (NIKKEI 225), Filipinas (PSEi), Tailândia (SET), China (SSE) e Taiwan (TSEC), no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022. Para dar robustez aos resultados foi realizada a partição da amostra em dois subperíodos, nomeadamente, Tranquilo e Stress (que incorpora os eventos de 2020 e 2022).

Tabela 13: Resultados *Detrended Fluctuation Analysis (DFA)*.

Mercado	Expoente DFA (Tranquilo)	Expoente DFA (Stress)
HSI	0.51 \cong 0,0013 ($R^2 = 0,98$)	0.47 \cong 0,0048 ($R^2 = 0,99$)
JKSE	0.47 \cong 0,0075 ($R^2 = 0,99$)	0.58 \cong 0,0018 ($R^2 = 0,98$)
KLSE	0.59 \cong 0,0020 ($R^2 = 0,98$)	0.58 \cong 0,0081 ($R^2 = 0,98$)
KOSPI	0.57 \cong 0,0010 ($R^2 = 0,98$)	0.59 \cong 0,0010 ($R^2 = 0,98$)
NIKKEI 225	0.54 \cong 0,0088 ($R^2 = 0,99$)	0.55 \cong 0,0011 ($R^2 = 0,98$)
PSEi	0.48 \cong 0,0022 ($R^2 = 0,97$)	0.51 \cong 0.0219 ($R^2 = 0,97$)
SET	0.55 \cong 0,0012 ($R^2 = 0,98$)	0.65 \cong 0,0023 ($R^2 = 0,97$)
SSE	0.56 \cong 0,0029 ($R^2 = 0,99$)	0.49 \cong 0.0207 ($R^2 = 0,97$)
TSEC	0.54 \cong 0,0011 ($R^2 = 0,98$)	0.56 \cong 0,0063 ($R^2 = 0,99$)

Fonte: Elaboração própria. Nota: As hipóteses são $H_0 = 0.5$ e $H_1 \neq 0.5$. Dados trabalhados pelo autor (Algoritmo Zebende).

No período Tranquilo, que compreende o lapso temporal de 2 de janeiro de 2018 a 31 de dezembro de 2019, pode verificar-se a presença de memórias longas nos índices bolsistas KLSE (0.59), SSE (0.56), KOSPI (0.57), SET (0.55), NIKKEI 225 (0.54) e TSEC (0.54), já os mercados das Filipinas (PSEi 0.48) e da Indonésia (JKSE0.47) apresentam sinais de anti persistência, ou seja, memórias de curto prazo, enquanto o mercado de ações de Hong Kong (0.51) mostra sinais de algum equilíbrio.

No subperíodo de Stress, que incorpora o lapso temporal de 1 de janeiro de 2020 a 10 de novembro de 2022, pode observar-se que os mercados de ações de SET (0.65), KOSPI (0.59), JKSE (0.58), KLSE (0.58), TSEC (0.56) e NIKKEI 225 (0.55), mostram sinais de (in) eficiência bastante significativos, enquanto o índice de ações HSI (0.47) evidencia alguma anti persistência, já os mercados das Filipinas (PSEi 0.51) e da China (SSE 0.49), sugerem algum

equilíbrio durante os eventos de 2020 e 2022. Estes achados permitem evidenciar que a pandemia global de 2020 e a invasão russa à Ucrânia em 2022 afetaram, na sua maioria, as propriedades de memória destes mercados regionais, porém não foi objeto deste estudo perceber se essa (in) eficiência gerava retornos acima da média sem incorrer em risco adicional. Estas evidências são validadas pelos autores Dias et al. (2021), Revez et al. (2022) que sugerem a presença de memórias longas nos mercados de capitais da Ásia.

3. Persistência nos mercados financeiros

Os eventos de 2020 e 2022 têm criado incerteza na economia global e, por consequência, efeitos nefastos nos mercados financeiros internacionais. Pelo facto de diferentes mercados suportarem choques assimétricos distintos torna-se pertinente avaliar a sincronização nos mercados financeiros. Para o efeito, de modo a avaliar o grau de integração financeira entre os mercados de capitais em análise, foi utilizado o coeficiente de correlação cruzada sem tendência (*rhoDCCA*). Tanto quanto se sabe, é a primeira vez que esta metodologia é aplicada para estudar o fenómeno de integração financeira.

Na **tabela 14** podem verificar-se os *Detrended Cross-Correlation Coefficient* (*rhoDCCA*) referentes aos mercados de capitais de Hong Kong (HSI), Indonésia (JKSE), Malásia (KLSE), Coreia do Sul (KOSPI), Japão (NIKKEI 225), Filipinas (PSEi), Tailândia (SET), China (SSE) e Taiwan (TSEC), no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022. Para dar robustez aos resultados foi realizada a partição da amostra em dois subperíodos, Tranquilo e Stress (que incorpora os eventos de 2020 e 2022).

Tabela 14: Resumo dos coeficientes *rhoDCCA*, aplicados aos 9 mercados de capitais asiáticos, referentes aos subperíodos Tranquilo e de Stress.

Índices	Tranquilo			Stress		
	<i>rhoDCCA</i>	Período (dias)	Tendência	<i>rhoDCCA</i>	Período (dias)	Tendência
HSI-JKSE	-0,11	n > 43 dias	Anti persistente	-0,07	n > 76 dias	Anti persistente
HSI-KLSE	-0,11	n > 63 dias	Anti persistente	0,03	n > 29 dias	Fraco
HSI-KOSPI	0,68	n > 35 dias	Forte	0,36	n > 29 dias	Médio
HSI-NIKKEI	0,44	n > 35 dias	Médio	0,38	n > 35 dias	Médio
HSI-PSEi	0,11	n > 76 dias	Fraco	0,05	n > 24 dias	Fraco
HSI-SET	0,67	n > 52 dias	Forte	0,21	n > 52 dias	Fraco
HSI-SSE	0,33	n > 29 dias	Fraco	0,17	n > 112 dias	Fraco
HSI-TSEC	0,39	n > 29 dias	Médio	0,15	n > 112 dias	Fraco
JKSE-HSI	-0,02	n > 24 dias	Anti persistente	0,06	n > 6 dias	Fraco

JKSE-KLSE	-0,10	n > 29 dias	Anti persistente	0,47	n > 112 dias	Médio
JKSE-KOSPI	-0,16	n > 35 dias	Anti persistente	0,02	n > 7 dias	Fraco
JKSE-NIKKEI	0,19	n > 35 dias	Fraco	0,06	n > 35 dias	Fraco
JKSE-PSEi	0,42	n > 24 dias	Médio	0,67	n > 136 dias	Forte
JKSE-SET	-0,11	n > 52 dias	Anti persistente	-0,29	n > 76 dias	Anti persistente
JKSE-SSE	-0,11	n > 24 dias	Anti persistente	-0,01	n > 24 dias	Anti persistente
JKSE-TSEC	-0,23	n > 43 dias	Anti persistente	0,07	n > 43 dias	Fraco
KLSE-HSI	-0,10	n > 20 dias	Anti persistente	-0,04	n > 5 dias	Anti persistente
KLSE-JKSE	-0,05	n > 7 dias	Anti persistente	0,37	n > 92 dias	Médio
KLSE-KOSPI	-0,05	n > 5 dias	Anti persistente	-0,02	n > 7 dias	Anti persistente
KLSE-NIKKEI	-0,01	n > 35 dias	Anti persistente	-0,02	n > 52 dias	Anti persistente
KLSE-PSEi	-0,06	n > 35 dias	Anti persistente	0,39	n > 136 dias	Médio
KLSE-SET	-0,06	n > 52 dias	Anti persistente	-0,01	n > 9 dias	Anti persistente
KLSE-SSE	-0,03	n > 7 dias	Anti persistente	0,03	n > 5 dias	Fraco
KLSE-TSEC	-0,05	n > 24 dias	Anti persistente	-0,03	n > 52 dias	Anti persistente
KOSPI-HSI	0,68	n > 35 dias	Forte	0,36	n > 29 dias	Médio
KOSPI-JKSE	-0,18	n > 43 dias	Anti persistente	0,16	n > 136 dias	Fraco
KOSPI-KLSE	-0,13	n > 63 dias	Anti persistente	-0,02	n > 63 dias	Anti persistente
KOSPI-NIKKEI	-0,01	n > 53 dias	Anti persistente	0,63	n > 92 dias	Médio
KOSPI-PSEi	0,13	n > 76 dias	Fraco	0,18	n > 43 dias	Fraco
KOSPI-SET	0,67	n > 63 dias	Forte	0,58	n > 63 dias	Médio
KOSPI-SSE	0,33	n > 29 dias	Fraco	0,21	n > 112 dias	Fraco
KOSPI-TSEC	0,64	n > 4 dias	Médio	0,39	n > 112 dias	Médio
NIKKEI-HSI	0,11	n > 7 dias	Fraco	0,38	n > 35 dias	Médio
NIKKEI-JKSE	0,13	n > 16 dias	Fraco	-0,03	n > 62 dias	Anti persistente
NIKKEI-KLSE	-0,03	n > 52 dias	Anti persistente	-0,15	n > 76 dias	Anti persistente
NIKKEI-KOSPI	0,11	n > 7 dias	Fraco	0,4	n > 29 dias	Médio
NIKKEI-PSEi	0,16	n > 17 dias	Fraco	0,02	n > 13 dias	Fraco
NIKKEI-SET	-0,03	n > 16 dias	Anti persistente	0,48	n > 92 dias	Médio
NIKKEI-SSE	-0,05	n > 7 dias	Anti persistente	0,10	n > 92 dias	Fraco
NIKKEI-TSEC	-0,03	n > 20 dias	Anti persistente	0,15	n > 62 dias	Fraco
PSEi-HSI	0,08	n > 7 dias	Fraco	0,06	n > 7 dias	Fraco
PSEi-JKSE	0,38	n > 20 dias	Médio	0,67	n > 136 dias	Forte
PSEi-KLSE	-0,12	n > 43 dias	Anti persistente	0,39	n > 136 dias	Médio
PSEi-KOSPI	0,04	n > 52 dias	Fraco	0,11	n > 6 dias	Fraco
PSEi-NIKKEI	0,20	n > 20 dias	Fraco	0,05	n > 16 dias	Fraco
PSEi-SET	0,12	n > 52 dias	Fraco	-0,04	n > 63 dias	Anti persistente
PSEi-SSE	-0,04	n > 13 dias	Anti persistente	0,05	n > 20 dias	Fraco
PSEi-TSEC	-0,1	n > 11 dias	Anti persistente	0,06	n > 6 dias	Fraco
SET-HSI	0,67	n > 52 dias	Forte	0,03	n > 16 dias	Fraco
SET-JKSE	-0,01	n > 13 dias	Anti persistente	-0,02	n > 6 dias	Anti persistente

SET-KLSE	-0,13	n > 63 dias	Anti persistente	-0,38	n > 112 dias	Anti persistente
SET-KOSPI	0,67	n > 63 dias	Forte	0,37	n > 24 dias	Médio
SET-NIKKEI	-0,03	n > 16 dias	Anti persistente	0,38	n > 63 dias	Médio
SET-PSEi	0,12	n > 52 dias	Fraco	0,02	n > 52 dias	Fraco
SET-SSE	0,35	n > 52 dias	Médio	0,08	n > 35 dias	Fraco
SET-TSEC	0,38	n > 35 dias	Médio	0,41	n > 76 dias	Médio
SSE-HSI	0,34	n > 35 dias	Médio	-0,04	n > 16 dias	Anti persistente
SSE-JKSE	-0,09	n > 20 dias	Anti persistente	0,02	n > 5 dias	Fraco
SSE-KLSE	-0,05	n > 29 dias	Anti persistente	0,04	n > 92 dias	Fraco
SSE-KOSPI	0,37	n > 52 dias	Médio	0,05	n > 43 dias	Fraco
SSE-NIKKEI	-0,18	n > 29 dias	Anti persistente	0,18	n > 112 dias	Fraco
SSE-PSEi	-0,07	n > 24 dias	Anti persistente	0,19	n > 76 dias	Fraco
SSE-SET	0,35	n > 52 dias	Médio	0,16	n > 52 dias	Fraco
SSE-TSEC	0,43	n > 20 dias	Médio	0,39	n > 76 dias	Médio
TSEC-HSI	0,39	n > 29 dias	Médio	-0,04	n > 20 dias	Anti persistente
TSEC-JKSE	-0,09	n > 13 dias	Anti persistente	-0,03	n > 63 dias	Anti persistente
TSEC-KLSE	-0,07	n > 52 dias	Anti persistente	-0,12	n > 92 dias	Anti persistente
TSEC-KOSPI	0,67	n > 63 dias	Forte	0,39	n > 112 dias	Médio
TSEC-NIKKEI	-0,11	n > 29 dias	Anti persistente	0,22	n > 112 dias	Fraco
TSEC-PSEi	-0,11	n > 16 dias	Anti persistente	0,16	n > 136 dias	Fraco
TSEC-SET	0,38	n > 35 dias	Médio	0,5	n > 112 dias	Médio
TSEC-SSE	0,35	n > 16 dias	Médio	0,37	n > 20 dias	Médio
TSEC-JKSE	-0,09	n > 13 dias	Anti persistente	-0,03	n > 63 dias	Anti persistente

Fonte: Elaboração própria. Nota: Dados trabalhados pelo autor (Algoritmo Zebende). Autocorrelação negativa (< 0.000), autocorrelação fraca ($\cong 0.000 \rightarrow \cong 0.333$), autocorrelação média ($\cong 0.333 \rightarrow \cong 0.666$), autocorrelação forte ($0.666 \rightarrow \cong 1.000$).

No que concerne ao subperíodo Tranquilo, os coeficientes ρ_{DCCA} mostram 37 coeficientes de correlação anti persistentes (autocorrelação negativa), 14 coeficientes de correlação fracos ($\cong 0.000 \rightarrow \cong 0.333$), 14 coeficientes de correlação médios ($\cong 0.333 \rightarrow \cong 0.666$) e 7 coeficientes de correlação cruzada sem tendência fortes ($0.666 \rightarrow \cong 1.000$). Estes resultados mostram que os mercados em estudo não são integrados, sugerindo que a mitigação do risco por via da diversificação poderá ser uma boa estratégia a adotar pelos investidores que operam nestes mercados regionais do Sudeste Asiático.

Já no subperíodo de Stress, que incorpora o lapso temporal de 1 de janeiro de 2020 a 10 de novembro de 2022, podem ser observados 32 coeficientes de correlação fracos ($\cong 0.000 \rightarrow \cong 0.333$), 20 coeficientes de correlação médios ($\cong 0.333 \rightarrow \cong 0.666$), 18 coeficientes de correlação anti persistentes (autocorrelação negativa) e 2 coeficientes de correlação forte ($0.666 \rightarrow \cong 1.000$). Quando comparados os dois subperíodos constata-se que, na sua maioria,

os ρ_{DCCA} , aumentaram de anti persistentes para coeficientes de correlação sem tendência fracos e médios. De forma a responder à segunda questão de investigação, i.e., se as persistências nos retornos causavam a integração destes mercados regionais a resposta é negativa, ou seja, a segunda questão de investigação é rejeitada por falta de evidências.

Estes achados também permitem evidenciar que apesar da incerteza vivida em termos sociais e económicos devido ao surto da pandemia global em 2020 e da invasão russa à Ucrânia em 2022, os investidores individuais e institucionais já não reagem de forma exagerada à incerteza global o que poderá promover a hipótese de diversificação de carteiras eficiente.

Conclusões

Esta dissertação focou-se no estudo da diversificação do risco nos mercados de capitais de Hong Kong (HSI), Indonésia (JKSE), Malásia (KLSE), Coreia do Sul (KOSPI), Japão (NIKKEI 225), Filipinas (PSEi), Tailândia (SET), China (SSE) e Taiwan (TSEC), no período de 2 de janeiro de 2018 a 10 de novembro de 2022. Para a concretização de tal análise pretendeu-se dar resposta a duas questões de investigação, designadamente saber se: i) os eventos de 2020 e 2022 causaram (in) eficiência, na sua forma fraca, nos mercados de capitais do sudeste asiático? ii) se sim, a autocorrelação dos retornos aumenta as interligações entre estes mercados regionais? De forma a atribuir robustez aos resultados, a amostra foi particionada em dois subperíodos: um período Tranquilo, entre 2 de janeiro de 2018 a 31 de dezembro de 2019 e um período de Stress para os mercados financeiros internacionais, de 1 de janeiro a 2020 e 10 de novembro de 2022, onde são considerados eventos de elevada complexidade como a pandemia COVID-19, seguindo-se a guerra dos preços do petróleo entre os membros da OPEP em 2020 e, já em 2022, a invasão russa à Ucrânia.

Numa primeira fase, foram avaliadas as séries temporais através de um resumo estatístico e verificou-se que os dados de tempo não seguem distribuições gaussianas. De modo a validar o pressuposto basilar neste género de investigação foi medida a estacionariedade e constatou-se que a mesma só é alcançada com a transformação logarítmica, em primeiras diferenças, das séries de preços originais.

Numa segunda etapa, para perceber a volatilidade extrema, foram estimadas as quebras de estrutura mais significativas entre os dois subperíodos, através do teste de Clemente et al. (1998). No período Tranquilo, percebeu-se que os mercados asiáticos apresentam a sua quebra de estrutura mais significativa em 2018, designadamente os índices de ações PSEi (10/01/2018), KOSPI (29/01/2018), NIKKEI 225 (02/02/2018), HSI (06/02/2018), TSEC (06/02/2018), SET (20/06/2018), KLSE (27/07/2018), JKSE (18/09/2018), enquanto o mercado da China quebra em 24 de abril de 2019. Estas quebras de estrutura levam a crer que tenham ocorrido devido às notícias de que a FED norte-americana iria aumentar as taxas de juro diretoras mais do que seria expectável (três vezes mais do que o esperado para o ano de 2018). Tais rumores causaram uma tendência de quebra nos mercados internacionais, com a região asiática a ser a mais afetada, nomeadamente, os mercados de Tóquio, Hong Kong e Xangai, contagiando de forma rápida mercados vizinhos. Neste interregno, os investidores na tentativa de mitigar o risco associado, refugiaram-se em ativos aparentemente mais seguros como o ouro e o iene. Já no subperíodo de Stress, verificou-se que as quebras de estrutura mais significativas estão relacionadas com a

pandemia global de 2020, ora veja-se, os índices de ações SSE (17/01/2020), PSEi (14/01/2020), KOSPI (19/03/2020), NIKKEI 225 (01/04/2020), JKSE (12/05/2020), KLSE (15/05/2020), TSEC (20/10/2020), SET (18/12/2020), sendo a exceção o índice de ações HSI (23/03/2022) que apresenta a sua quebra mais significativa em 2022, data que coincide com a invasão russa à Ucrânia.

Numa terceira fase, para responder à primeira questão de investigação, mediu-se a autocorrelação dos resíduos, efeitos ARCH e a linearidade das séries temporais. Foi possível constatar que os retornos exibem persistência, ou seja, percebeu-se que os retornos ao quadrado tinham valores superiores aos retornos originais. Para validar estes achados, foi estimada a heterocedasticidade condicionada e observou-se que as séries temporais têm efeitos ARCH nos seus retornos e, em corroboração, foi medida a linearidade dos dados, o que permitiu verificar a existência de componentes não lineares ao longo da amostra completa. Estes resultados sugerem a existência de previsibilidade nos retornos, mas não quantificam essa mesma previsibilidade. Para o efeito, foi estimado o modelo econofísico *Detrended Fluctuation Analysis (DFA)* e verificou-se que durante o subperíodo Tranquilo, os expoentes de autocorrelação exibem, na sua maioria, memórias longas, designadamente, os índices bolsistas KLSE (0.59), SSE (0.56), KOSPI (0.57), SET (0.55), NIKKEI 225 (0.54), TSEC (0.54); já os mercados das Filipinas (0.48) e Indonésia (0.47) apresentam anti persistência, i.e., memórias de curto prazo, enquanto o mercado de ações de Hong Kong (0.51) mostra sinais de algum equilíbrio. No subperíodo de Stress, que incorpora o lapso temporal de 1 de janeiro de 2020 a 10 de novembro de 2022, verificou-se que os mercados bolsistas de SET (0.65), KOSPI (0.59), JKSE (0.58), KLSE (0.58), TSEC (0.56), NIKKEI 225 (0.55), exibem sinais de (in) eficiência bastante significativos, enquanto o índice de ações HSI (0.47) evidencia alguma anti persistência; já os mercados das Filipinas (0.51), e da China (0.49) sugerem algum equilíbrio, durante os eventos de 2020 e 2022. Estes resultados rejeitam por completo a primeira questão de investigação, i.e., os mercados do Sudeste Asiático apresentam previsibilidade nos seus retornos, porém esse fenómeno pode ser atribuído aos eventos de 2020 e 2022, já que no período Tranquilo tal persistência havia sido registada.

Numa quarta fase, houve a intenção de perceber se a previsibilidade dos retornos fazia aumentar a integração entre estes mercados de capitais regionais e, para o efeito, estimou-se o *Detrended Cross-Correlation Coefficient (rhoDCCA)*. No que concerne ao subperíodo Tranquilo, os resultados *rhoDCCA* mostram 37 coeficientes de correlação anti persistentes (autocorrelação negativa), 14 coeficientes de correlação fraca ($\cong 0.000 \rightarrow \cong 0.333$), 14 coeficientes de correlação média ($\cong 0.333 \rightarrow \cong 0.666$) e 3 coeficientes de correlação cruzada sem tendência fortes ($0.666 \rightarrow \cong 1.000$). No subperíodo de Stress, que incorpora o período

de 1 de janeiro de 2020 a 10 de novembro de 2022, podem ser constatados 32 coeficientes de correlação fracos ($\cong 0.000 \rightarrow \cong 0.333$), 20 coeficientes de correlação médios ($\cong 0.333 \rightarrow \cong 0.666$), 18 coeficientes de correlação anti persistentes (autocorrelação negativa) e 2 coeficiente de correlação forte ($0.666 \rightarrow \cong 1.000$). Quando comparamos os dois subperíodos verifica-se que, na sua maioria, os *rhoDCCA*, aumentaram de anti persistentes para coeficientes de correlação sem tendência fracos e médios. Face a estes achados, a segunda questão de investigação não é validada, ou seja, a previsibilidade dos retornos não influencia a integração entre estes mercados regionais. Estas evidencias mostram que os investidores individuais e institucionais já não reagem de forma exagerada à incerteza global o que poderá promover a hipótese de diversificação de carteiras eficiente. De forma complementar, não foi objeto deste estudo avaliar estratégias de negociação, nem estimar retornos acima da média sem incorrer em risco adicional.

Em termos de conclusão as evidencias sugerem que os eventos de 2020 e 2022 não acentuaram a persistência nos seus retornos, ou seja, a promoção de mercados (in) eficientes, em virtude de se ter constatado que durante o período Tranquilo essa persistência já era observada, na maioria dos mercados analisados. Além disso, com base nos resultados constatou-se que a persistência e a presença de memórias longas não promovem a integração financeira destes mercados de capitais regionais, pelo contrário, estes mercados estão segmentados. Para concluir, crê-se na relevância dos resultados desta investigação para os investidores, reguladores e supervisores que intentam no desenvolvimento de medidas que façam com que o ajustamento na formação dos preços seja feito sobre as hipóteses de *random walk* e de *martingale*.

Sugestões para futuras investigações

No que concerne a sugestões para futuras investigações, sugere-se que as mesmas possam passar por recorrer a dados intradiários, com a intenção de obter resultados mais robustos sobre a persistência nos mercados de capitais. Além disso, perceber e relacionar estes mercados do Sudeste Asiático com os mercados de *commodities*, criptomoedas, *bond*, entre outros ativos, seria útil para perceber se estes mercados têm características de porto seguro em detrimento de outros ativos transacionados noutros mercados.

Referências Bibliográficas

- Aggarwal, D. (2018). Random walk model and asymmetric effect in Korean composite stock price index. *Afro-Asian J. of Finance and Accounting*. <https://doi.org/10.1504/aaifa.2018.10009906>
- Ashfaq, S., Tang, Y., & Maqbool, R. (2020). Dynamics of spillover network among oil and leading Asian oil trading countries' stock markets. *Energy*, 207. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.118077>
- Bachelier, L. (1900). Théorie de la spéculation. *Annales Scientifiques de l'École Normale Supérieure*. <https://doi.org/10.24033/asens.476>
- Breitung, J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data. *Advances in Econometrics*, 15. [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15006-6](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15006-6)
- Brock, W. A., & de Lima, P. J. F. (1996). 11 Nonlinear time series, complexity theory, and finance. In *Handbook of Statistics* (Vol. 14). [https://doi.org/10.1016/S0169-7161\(96\)14013-X](https://doi.org/10.1016/S0169-7161(96)14013-X)
- Cajueiro, D. O., & Tabak, B. M. (2004). Evidence of long range dependence in Asian equity markets: The role of liquidity and market restrictions. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 342(3–4). <https://doi.org/10.1016/j.physa.2004.05.034>
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., & MacKinlay, A. C. (2012). The econometrics of financial markets. *The Econometrics of Financial Markets*, 1–611. <https://doi.org/10.1017/s1365100598009092>
- Chevallier, J., Nguyen, D. K., Siverskog, J., & Uddin, G. S. (2018). Market integration and financial linkages among stock markets in Pacific Basin countries. *Journal of Empirical Finance*, 46. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2017.12.006>
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 249–272. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)00048-6](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00048-6)
- Clemente, J., Montañés, A., & Reyes, M. (1998). 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)
- Click, R. W., & Plummer, M. G. (2005). Stock market integration in ASEAN after the Asian financial crisis. *Journal of Asian Economics*, 16(1). <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2004.11.018>

- Dias, R., Alexandre, P., Vasco, C., Heliodoro, P., & Santos, H. (2021). Random Walks and Market Efficiency: Gold, Platinum, Silver Vs Asia Equity Markets. *5th EMAN Conference Proceedings (Part of EMAN Conference Collection)*, October, 55–70. <https://doi.org/10.31410/eman.2021.55>
- Dias, R., 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, R., Heliodoro, P., & Alexandre, P. (2020). Efficiency of Asean-5 Markets: An Detrended Fluctuation Analysis. *Mednarodno Inovativno Poslovanje = Journal of Innovative Business and Management*, 12(2). <https://doi.org/10.32015/jibm.2020.12.2.13-19>
- Dias, R., Heliodoro, P., Alexandre, P., & Vasco, C. (2020). FINANCIAL MARKET INTEGRATION OF ASEAN-5 WITH CHINA: AN ECONOPHYSICS APPROACH. *4th EMAN Conference Proceedings (Part of EMAN Conference Collection)*, 17–23. <https://doi.org/10.31410/eman.2020.17>
- Dias, R., Pardal, P., Teixeira, N., & Horta, N. (2022). *Tail Risk and Return Predictability for Europe ' s Capital Markets: An Approach in Periods of the. December.* <https://doi.org/10.4018/978-1-6684-5666-8.ch015>
- Dias, R., 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
- Dias, R., Pereira, J. M., & Carvalho, L. C. (2022). Are African Stock Markets Efficient? A Comparative Analysis Between Six African Markets, the UK, Japan and the USA in the Period of the Pandemic. *Naše gospodarstvo/Our Economy*, 68(1), 35–51. <https://doi.org/10.2478/ngoe-2022-0004>
- 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>
- Elliott, B. Y. G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996). EFFICIENT TESTS FOR AN AUTOREGRESSIVE UNIT ROOT BY GRAHWA ELLIOTT, THOMAS J. ROTHENBERG, AND JAMES H. STOCK Refer to the notes: Introduction to the root test Suppose. *Econometrica*, 64(4), 813–836.

- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Fama, E. F. (1965a). Random Walks in Stock Market Prices. *Financial Analysts Journal*, 21(5). <https://doi.org/10.2469/faj.v21.n5.55>
- Fama, E. F. (1965b). The Behavior of Stock-Market Prices. *The Journal of Business*, 38(1). <https://doi.org/10.1086/294743>
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2). <https://doi.org/10.2307/2325486>
- Fama, E. F. (1991). Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, 46(5). <https://doi.org/10.2307/2328565>
- Fama, E. F., & French, K. R. (1988). Dividend yields and expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 22(1). [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(88\)90020-7](https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90020-7)
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1). [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- Ferreira, P., Dionísio, A., Guedes, E. F., & Zebende, G. F. (2018). A sliding windows approach to analyse the evolution of bank shares in the European Union. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 490, 1355–1367. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2017.08.095>
- Fu, T. C. (2011). A review on time series data mining. In *Engineering Applications of Artificial Intelligence* (Vol. 24, Issue 1). <https://doi.org/10.1016/j.engappai.2010.09.007>
- Gabriella, L. G., Suryanarayana, R., & Esady, V. (2016). Financial Integration in ASEAN-5. *Economics and Finance in Indonesia*, 62(1), 44. <https://doi.org/10.7454/efi.v62i1.522>
- Galea, S. (2022). Physicians and the Health Consequences of War. *JAMA Health Forum*, 3(3). <https://doi.org/10.1001/jamahealthforum.2022.0845>
- Gerlach, R., Wilson, P., & Zurbrugg, R. (2006). Structural breaks and diversification: The impact of the 1997 Asian financial crisis on the integration of Asia-Pacific real estate markets. *Journal of International Money and Finance*, 25(6). <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2006.07.002>
- Ghoshray, A., & Johnson, B. (2010). Trends in world energy prices. *Energy Economics*, 32(5). <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2010.01.009>

- Gimeno, R., Machado, B., & Mínguez, R. (1999). Stationarity tests for financial time series. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 269(1), 72–78. [https://doi.org/10.1016/S0378-4371\(99\)00081-3](https://doi.org/10.1016/S0378-4371(99)00081-3)
- Guedes, E., Dionísio, A., Ferreira, P. J., & Zebende, G. F. (2017). DCCA cross-correlation in blue-chips companies: A view of the 2008 financial crisis in the Eurozone. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 479. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2017.02.065>
- Guedes, E. F., Santos, R. P. C., Figueredo, L. H. R., Da Silva, P. A., Dias, R. M. T. S., & Zebende, G. F. (2022). Efficiency and Long-Range Correlation in G-20 Stock Indexes: A Sliding Windows Approach. *Fluctuation and Noise Letters*. <https://doi.org/10.1142/S021947752250033X>
- Guesmi, K., Kaabia, O., & Abid, I. (2017). ASEAN Plus Three Stock Markets Integration. *Journal of Quantitative Economics*, 15(3), 565–581. <https://doi.org/10.1007/s40953-016-0062-3>
- Gulzar, S., Mujtaba Kayani, G., Xiaofeng, H., Ayub, U., & Rafique, A. (2019). Financial cointegration and spillover effect of global financial crisis: a study of emerging Asian financial markets. *Economic Research-Ekonomiska Istrazivanja*. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2018.1550001>
- Habiba, U. E., Peilong, S., Zhang, W., & Hamid, K. (2020). International stock markets Integration and dynamics of volatility spillover between the USA and South Asian markets: evidence from Global financial crisis. *Journal of Asia Business Studies*, 14(5). <https://doi.org/10.1108/JABS-03-2019-0071>
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*. <https://doi.org/10.1111/1368-423x.00043>
- Hanif, M. (2020). Portfolio selection in Asia/Pacific region-Islamic markets. *Journal of Islamic Accounting and Business Research*, 11(3). <https://doi.org/10.1108/JIABR-02-2018-0022>
- Hendry, D. F., & Juselius, K. (2001). Explaining cointegration analysis: Part I. *Energy Journal*, 22(1), 75–120. <https://doi.org/10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol22-No1-4>
- Herranz, E. (2017). Unit root tests. In *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics*. <https://doi.org/10.1002/wics.1396>
- Hlouskova, J., & Wagner, M. (2006). The performance of panel unit root and stationarity tests: Results from a large scale simulation study. In *Econometric Reviews* (Vol. 25, Issue 1). <https://doi.org/10.1080/07474930500545504>

- Hsiao, C. (2005). Why Panel Data? *Singapore Economic Review*, 50(2). <https://doi.org/10.1142/S0217590805001937>
- Huyghebaert, N., & Wang, L. (2010). The co-movement of stock markets in East Asia. Did the 1997-1998 Asian financial crisis really strengthen stock market integration? *China Economic Review*, 21(1). <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2009.11.001>
- Jacob, T., Raphael, R., & Stebiya, M. V. (2021). CAPITAL MARKET INTEGRATION OF ASEAN-5 COUNTRIES: AN EMPIRICAL ANALYSIS. *Hasanuddin Economics and Business Review*, 5(2). <https://doi.org/10.26487/hebr.v5i2.2796>
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3). [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)
- Joshi, P. (2011). Return and volatility spillovers among Asian stock markets. *SAGE Open*, 1(1), 1–8. <https://doi.org/10.1177/2158244011413474>
- Kantelhardt, J. W., Koscielny-Bunde, E., Rego, H. H. A., Havlin, S., & Bunde, A. (2001). Detecting long-range correlations with detrended fluctuation analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 295(3–4), 441–454. [https://doi.org/10.1016/S0378-4371\(01\)00144-3](https://doi.org/10.1016/S0378-4371(01)00144-3)
- Kemp, M. H. D. (2015). Fat Tails-in Single (i.e., Univariate) Return Series. In *Extreme Events*. <https://doi.org/10.1002/9781119207030.ch2>
- King, B., & Cootner, P. H. (1965). The Random Character of Stock Market Prices. *The Journal of Finance*, 20(3). <https://doi.org/10.2307/2978023>
- Kisswani, K. M., & Nusair, S. A. (2013). Non-linearities in the dynamics of oil prices. *Energy Economics*, 36. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.09.007>
- Lean, H. H., Mishra, V., & Smyth, R. (2015). The Relevance of Heteroskedasticity and Structural Breaks when Testing for a Random Walk with High-Frequency Financial Data: Evidence from ASEAN Stock Markets. In *Handbook of High Frequency Trading*. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-802205-4.00004-X>
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1). [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Lin, F. (2012). Extreme Dependence Across East Asian Financial Markets: Evidence in Equity and Currency Markets. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2173390>

- Lingaraja, K., Selvam, M., & Vasanth, V. (2014). The stock market efficiency of emerging markets: Evidence from Asian region. *Asian Social Science*, 10(19). <https://doi.org/10.5539/ass.v10n19p158>
- Ljung, G. M., & Box, G. E. P. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65(2). <https://doi.org/10.1093/biomet/65.2.297>
- Lo, G. Del, Marcelin, I., Bassène, T., & Sène, B. (2022). The Russo-Ukrainian war and financial markets: the role of dependence on Russian commodities. *Finance Research Letters*, 50, 103194. <https://doi.org/10.1016/J.FRL.2022.103194>
- 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>
- Mahubani, K., & Sng, J. (2018). The ASEAN Miracle. In *The ASEAN Miracle*. NUS Press Pte Ltd. <https://doi.org/10.2307/j.ctv1xz0m3>
- Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices THE VARIATION OF CERTAIN SPECULATIVE PRICES*. *Source: The Journal of Business*, 36(4), 394–419. https://doi.org/10.1007/978-1-4757-2763-0_14
- Mishra, P. K. (2012). Efficiency of South Asian Capital Markets An Empirical Analysis. *Pakistan Journal of Commerce & Social Sciences*, 6(1).
- Mohamed Dahir, A., Mahat, F., Ab Razak, N. H., & Bany-Arifin, A. N. (2018). Revisiting the dynamic relationship between exchange rates and stock prices in BRICS countries: A wavelet analysis. *Borsa Istanbul Review*. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2017.10.001>
- Otranto, E. (2008). Clustering heteroskedastic time series by model-based procedures. *Computational Statistics and Data Analysis*, 52(10). <https://doi.org/10.1016/j.csda.2008.03.020>
- Pardal, P., Dias, R., Šuleř, P., Teixeira, N., & Krulický, T. (2020). *Integration in Central European capital markets in the context of the global COVID-19 pandemic*. 15(4). <https://doi.org/10.24136/eq.2020.027>
- Pardal, P., Dias, R., Teixeira, N. & Horta, N. (2022). *The Effects of Russia 's 2022 Invasion of Ukraine on Global Markets: An Analysis of Particular Capital and Foreign Exchange Markets*. <https://doi.org/10.4018/978-1-6684-5666-8.ch014>

- Park, C. Y., & Lee, J. W. (2011). Financial integration in emerging Asia: Challenges and prospects. *Asian Economic Policy Review*, 6(2). <https://doi.org/10.1111/j.1748-3131.2011.01193.x>
- Peng, C. K., Buldyrev, S. V., Havlin, S., Simons, M., Stanley, H. E., & Goldberger, A. L. (1994). Mosaic organization of DNA nucleotides. *Physical Review E*, 49(2), 1685–1689. <https://doi.org/10.1103/PhysRevE.49.1685>
- Phuan, S.-M., Lim, K.-P., & Ooi, A.-Y. (2009). Financial Liberalization and Stock Markets Integration for Asean-5 Countries. *International Business Research*, 2(1). <https://doi.org/10.5539/ibr.v2n1p100>
- Podobnik, B., & Stanley, H. E. (2008). Detrended cross-correlation analysis: A new method for analyzing two nonstationary time series. *Physical Review Letters*, 100(8). <https://doi.org/10.1103/PhysRevLett.100.084102>
- Posedel Šimović, P., Tkalec, M., Vizek, M., & Lee, J. (2016). Time-varying integration of the sovereign bond markets in European post-transition economies. *Journal of Empirical Finance*, 36, 30–40. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2015.12.005>
- 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>
- Qizam, I., Ardiansyah, M., & Qoyum, A. (2020). Integration of Islamic capital market in ASEAN-5 countries: Preliminary evidence for broader benefits from the post-global financial crisis. *Journal of Islamic Accounting and Business Research*, 11(3). <https://doi.org/10.1108/JIABR-08-2019-0149>
- Qizam, I., Qoyum, A., & Ardiansyah, M. (2015). Global Financial Crisis and Islamic Capital Market Integration among 5-ASEAN Countries. *Global Review of Islamic Economics and Business*, 2(3). <https://doi.org/10.14421/grieb.2015.023-04>
- Quang Do, H., Kónya, L., & M. Ishaq, B. (2017). Capital Market Integration of Selected ASEAN Countries and its Investment Implications. *Journal of Economics and Development*. <https://doi.org/10.33301/2017.19.02.01>
- Revez, C., Dias, R., Horta, N., Heliodoro, P., & Alexandre, P. (2022a). Capital Market Efficiency in Asia: An Empirical Analysis. *6th EMAN Selected Papers (Part of EMAN Conference Collection)*, 49–57. <https://doi.org/10.31410/eman.s.p.2022.49>

- Revez, C., Dias, R., Horta, N., Heliodoro, P., & Alexandre, P. (2022b). Capital Market Efficiency in Asia: An Empirical Analysis. *6th EMAN Selected Papers (Part of EMAN Conference Collection)*, 49–57. <https://doi.org/10.31410/eman.s.p.2022.49>
- Rizvi, S. A. R., & Arshad, S. (2016). How does crisis affect efficiency? An empirical study of East Asian markets. *Borsa Istanbul Review*, 16(1). <https://doi.org/10.1016/j.bir.2015.12.003>
- Rusmita, S. A., Rani, L. N., Swastika, P., & Zulaikha, S. (2020). Capital Market Volatility MGARCH Analysis: Evidence from Southeast Asia. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(11). <https://doi.org/10.13106/jafeb.2020.vol7.no11.117>
- Sadat, A. R., & Hasan, Md. E. (2019). Testing Weak Form of Market Efficiency of DSE Based on Random Walk Hypothesis Model: A Parametric Test Approach. *International Journal of Accounting and Financial Reporting*, 9(1). <https://doi.org/10.5296/ijafr.v9i1.14454>
- Samuelson, P. (1965). "Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly" *Industrial Management Review*. In *Industrial management review* (Vol. 6, Issue 2).
- Sensoy, A., Yuksel, S., & Erturk, M. (2013). Analysis of cross-correlations between financial markets after the 2008 crisis. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 392(20). <https://doi.org/10.1016/j.physa.2013.06.046>
- Shi, Y. (2022). What influences stock market co-movements between China and its Asia-Pacific trading partners after the Global Financial Crisis? *Pacific Basin Finance Journal*, 72. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2022.101722>
- Silva, R., Dias, R., Heliodoro, P., & Alexandre, P. (2020). Risk Diversification in Asean-5 Financial Markets: an Empirical Analysis in the Context of the Global Pandemic (Covid-19). *6th LIMEN Selected Papers (Part of LIMEN Conference Collection)*, 6, 15–26. <https://doi.org/10.31410/limen.s.p.2020.15>
- Song, Y., Huang, R., Paramati, S. R., & Zakari, A. (2021). Does economic integration lead to financial market integration in the Asian region? *Economic Analysis and Policy*, 69. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2020.12.003>
- Stevanius, S., & Sukamulja, S. (2020). Co-integration and Co-movement Between Asian Stock Price Index and Jakarta Composite Index. *Indonesian Capital Market Review*, 12(1). <https://doi.org/10.21002/icmr.v12i1.12175>
- Sukpitak, J., & Hengpunya, V. (2016). Efficiency of Thai stock markets: Detrended fluctuation analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 458, 204–209. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2016.03.076>

- Sun, M., Song, H., & Zhang, C. (2022). The Effects of 2022 Russian Invasion of Ukraine on Global Stock Markets: An Event Study Approach. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4051987>
- Teixeira, N., Dias, R., & Pardal, P. (2022). *The gold market as a safe haven when stock markets exhibit pronounced levels of risk: evidence during the China crisis and the COVID-19 pandemic*. April, 27–42.
- Teixeira, N., Dias, R., Pardal, P., & Horta, N. (2022). *Financial Integration and Comovements Between Capital Markets and Oil Markets : An Approach During the Russian*. December. <https://doi.org/10.4018/978-1-6684-5666-8.ch013>
- Teng, K. T., Yen, S. H., Chua, S. Y., & Lean, H. H. (2014). Financial Market Integration of ASEAN-5 with China and India. In *Emerging Markets and the Global Economy: A Handbook*. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-411549-1.00035-1>
- Tsay, R. S. (2010). Analysis of financial time series. In *Analysis of Financial Time Series*. <https://doi.org/10.1002/9780470644560>
- Zebende, G. F. (2011). DCCA cross-correlation coefficient: Quantifying level of cross-correlation. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 390(4). <https://doi.org/10.1016/j.physa.2010.10.022>
- Zebende, G. F., Santos Dias, R. M. T., & de Aguiar, L. C. (2022). Stock market efficiency: An intraday case of study about the G-20 group. In *Heliyon* (Vol. 8, Issue 1). <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e08808>