

**Desempenho do sector de energias  
renováveis e o sector de tecnologias, o preço  
do petróleo e taxas de juro:  
Uma abordagem de Cointegração ARDL  
utilizando o teste dos Limites**

**Francisco Bernardo Lopes Baptista dos Santos**

Dissertação para obtenção do Grau de Mestre em  
**Engenharia e Gestão Industrial**  
(2<sup>o</sup> ciclo de estudos)

Orientador: Prof. Doutor João Dionísio Monteiro

**setembro de 2024**

Desempenho do sector de energias renováveis e o sector de tecnologias, o preço do petróleo e taxas de juro:  
Uma abordagem de Cointegração ARDL utilizando o teste dos Limites

## **Declaração de Integridade**

Eu, Francisco Bernardo Lopes Baptista dos Santos, que abaixo assino, estudante com o número de inscrição M12567 de/o Mestrado de Engenharia e Gestão Industrial da Faculdade de Engenharia declaro ter desenvolvido o presente trabalho e elaborado o presente texto em total consonância com o **Código de Integridades da Universidade da Beira Interior**.

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

Universidade da Beira Interior, Covilhã 27 /09 /2024

Desempenho do sector de energias renováveis e o sector de tecnologias, o preço do petróleo e taxas de juro:  
Uma abordagem de Cointegração ARDL utilizando o teste dos Limites

## **Agradecimentos**

Ao Professor Doutor João Dionísio Monteiro, por toda a disponibilidade, ajuda e partilha de conhecimento desde o início até ao final deste trabalho, demonstrando uma dedicação exemplar à sua profissão e um genuíno interesse em ajudar o próximo.

Aos restantes professores que compõe o corpo docente do Mestrado em Engenharia e Gestão Industrial, que fizeram parte deste percurso.

Aos amigos que tornaram esta caminhada possível. Ao Francisco e à Juliana por todos os momentos partilhados.

A toda a minha família, em especial à minha mãe e irmã pelo apoio e compreensão.

Desempenho do sector de energias renováveis e o sector de tecnologias, o preço do petróleo e taxas de juro:  
Uma abordagem de Cointegração ARDL utilizando o teste dos Limites

## Resumo

Uma economia encontra-se dependente da utilização de energia para o seu normal funcionamento. As energias fósseis ainda representam a maior percentagem da utilização de energia, sendo que surge a necessidade de mudança do panorama energético para fontes de energia renovável.

Compreender como o mercado do petróleo bruto, o mercado das tecnologias e as taxas de juro impactam o mercado de fontes de energias renováveis, apresenta uma importância crescente para investidores e para os decisores políticos, uma vez que contribui para a formulação de políticas públicas, a realização de melhores investimentos, melhores utilizações de recursos, orientados para um cenário energético menos dependente de combustíveis fósseis.

Para explorar estas relações o presente trabalho utiliza o modelo ARDL, baseado no teste de Limites de Kripfganz e Schneider (2023), para examinar a existência de relações de longo prazo, i.e., relações de cointegração, e identificar as variáveis que determinam a evolução a longo prazo do desempenho das empresas do sector de energia renovável. As variáveis utilizadas no modelo para explicar o comportamento a longo prazo do setor de energia renovável são: preço do petróleo, índice acionista de empresas do sector tecnológico e taxa de juro. O modelo ARDL é estimado na forma de correção do erro e os procedimentos de inferência à cointegração baseiam-se no teste dos Limites. Além da análise aos efeitos de longo-prazo, a estimação do modelo em forma de correção de erro permitiu analisar os efeitos a curto prazo do mercado do petróleo bruto, do mercado das tecnologias e as taxas de juro sobre o mercado de fontes de energias renováveis.

Os resultados sugerem que a evolução do desempenho a longo prazo do sector das energias renováveis não é determinada pela evolução do preço do petróleo, pelo desempenho das empresas do sector tecnológico e pela evolução da taxa de juro, traduzindo-se na inexistência de cointegração entre as variáveis em estudo. Em termos de efeitos de curto prazo, e sendo estes expectáveis, verifica-se que os preços das ações de empresas de energias renováveis são afetados pelo preço do petróleo, pelo preço das ações de empresas de tecnologias e pela taxa de juro.

Desempenho do sector de energias renováveis e o sector de tecnologias, o preço do petróleo e taxas de juro:  
Uma abordagem de Cointegração ARDL utilizando o teste dos Limites

## **Palavras-chave**

Mercado de Energias Renováveis; Mercado do Petróleo; Mercado de Tecnologias;  
Cointegração; ARDL; Teste de Limites.

Desempenho do sector de energias renováveis e o sector de tecnologias, o preço do petróleo e taxas de juro:  
Uma abordagem de Cointegração ARDL utilizando o teste dos Limites

## **Abstract**

An economy is dependent on the use of energy for its normal functioning. Fossil fuels still account for the largest percentage of energy use, and there is a need to shift the energy landscape towards renewable energy sources.

Understanding how the crude oil market, the technology market and interest rates impact the market for renewable energy sources is of growing importance to investors and policymakers, as it contributes to the formulation of public policies, better investments and better use of resources, geared towards an energy scenario that is less dependent on fossil fuels.

To explore these relationships, this paper uses the ARDL model, based on the Kripfganz and Schneider (2023) Bounds test, to examine the existence of long-term relationships, i.e. cointegration relationships, and to identify the variables that determine the long-term evolution of the performance of companies in the renewable energy sector. The variables used in the model to explain the long-term behaviour of the renewable energy sector are: oil price, shareholder index of companies in the technology sector and interest rate. The ARDL model is estimated in error-correction form and the inference procedures for cointegration are based on the Bounds test. The long-term effects of the variables and their application in error-correction form made it possible to analyse the short-term effects of the crude oil market, the technology market and interest rates on the market for renewable energy sources.

The results suggest that the evolution of the long-term performance of the renewable energy sector is not determined by the evolution of the price of oil, the performance of companies in the technology sector and the evolution of the interest rate, which means that there is no cointegration between the variables under study. In terms of short-term effects, which are to be expected, it can be seen that the share prices of renewable energy companies are affected by the price of oil, the share price of technology companies and the interest rate.

## **Keywords**

Renewable Energy Market; Oil Market; Technology Market; Cointegration; ARDL; Bounds test.

Desempenho do sector de energias renováveis e o sector de tecnologias, o preço do petróleo e taxas de juro:  
Uma abordagem de Cointegração ARDL utilizando o teste dos Limites

# Índice

Agradecimentos.....	v
Resumo.....	vii
Abstract .....	x
Lista de Figuras .....	xiv
Lista de Tabelas.....	xvi
Lista de Acrónimos.....	xviii
1. Introdução .....	1
2. Revisão da literatura .....	6
3. Metodologia.....	16
3.1 Modelo ARDL .....	18
3.2 Teste dos limites.....	20
3.3 Testes de quebras estruturais.....	23
4.Dados.....	25
5. Apresentação, Análise e Discussão dos Resultados .....	33
5.1 Modelo ARDL: Estimativas dos coeficientes com dados de frequência semanal e mensal, período completo e sub-períodos .....	33
5.2 Análise de cointegração: frequência semanal e período global .....	37
5.3 Análise de cointegração: frequência semanal, sub-período 04/01/2012 - 25/12/2019 .....	40
5.4 Análise de cointegração: frequência semanal, sub-período 01/01/2020 - 27/12/2023 .....	41
5.5 Análise de cointegração: frequência mensal, período global .....	43
5.6 Testes CUSUM e CUSUMSQ.....	44
5.7 Discussão dos Resultados.....	46
6. Conclusão, limitações e sugestões.....	48
7. Bibliografia .....	50

Desempenho do sector de energias renováveis e o sector de tecnologias, o preço do petróleo e taxas de juro:  
Uma abordagem de Cointegração ARDL utilizando o teste dos Limites

## Lista de Figuras

Figura 1 - Séries históricas dos índices ECO, PSE, WTI e *yields* de Títulos do Tesouro norte-americano a 3 meses

Figura 2 - Valores logarítmicos de ECO, PSE, WTI e *yields* de Títulos do Tesouro\_norte-americano a 3 meses

Figura 3 - Primeiras diferenças dos valores logarítmicos dos índices ECO, PSE, WTI e *yields* de Títulos de Tesouro norte-americano\_a 3 meses

Figura 4 - Resultados dos testes CUSUM e CUSUMSQ

Desempenho do sector de energias renováveis e o sector de tecnologias, o preço do petróleo e taxas de juro:  
Uma abordagem de Cointegração ARDL utilizando o teste dos Limites

## Lista de Tabelas

Tabela 1 - Estatísticas descritivas: observações semanais das séries WTI, ECO, PSE e bilhetes do Tesouro\_norte-americanos a 3 meses

Tabela 2 - Resultados do modelo ARDL na forma de EC (*error correction*): coeficientes de longo-prazo

Tabela 3 - Resultados do modelo ARDL na forma de EC (*error correction*): coeficientes de curto-prazo

Tabela 4 - Resultados do Teste do multiplicador de Lagrange (Lagrange multiplier\_test)

Tabela 5 - Resultados dos Testes de limites: dados semanais\_no periodo global

Tabela 6 - Resultados dos Testes de limites: dados semanais no sub-periodo 04/01/2012 - 25/12/2019

Tabela 7 - Resultados dos Testes de limites: dados semanais no sub-periodo 01/01/2020 - 27/12/2023

Tabela 8 - Resultados dos Testes de limites: dados mensais

Tabela 9 - Resultados do teste CUSUM

Tabela 10 - Resultados do teste CUSUMSQ

Desempenho do sector de energias renováveis e o sector de tecnologias, o preço do petróleo e taxas de juro:  
Uma abordagem de Cointegração ARDL utilizando o teste dos Limites

## Lista de Acrónimos

AIC	<i>Akaike Information Criterion</i>
ARDL	<i>Autoregressive Distributed Lags</i>
BIC	<i>Schwartz Bayesian Criterion</i>
CUSUM	<i>Cumulative Sum</i>
CUSUMSQ	<i>Cumulative Sum of Squares</i>
EC	<i>Error Correction</i>
ECM	<i>Error Correction Model</i>
ECO	Wilder Hill Clean Energy Index
ERIX	European Renewable Energie
GCC	Gulf Cooperation Council
NEX	Wilder Hill New Energy Global Innovation Index
NYMEX	<i>New York Mercantile Exchange</i>
OLS	<i>ordinary least squares</i>
PSE	NYSE Arca Technology Index
QGREEN	<i>NASDAQ OMX Green Economy Index</i>
SOLAR	NYSE Bloomberg Solar Energy Index
SPGE	S&P Global Clean Energy Index
TDIC	<i>time-dependent intrinsic correlation</i>
TECH	NYSE Bloomberg Global Energy Smart Technologies Index
VaR	Value at Risk
VAR	Vector Autoregressive
WIND	NYSE Bloomberg Global Wind Energy Index
WTI	West Texas Intermediate

Desempenho do sector de energias renováveis e o sector de tecnologias, o preço do petróleo e taxas de juro:  
Uma abordagem de Cointegração ARDL utilizando o teste dos Limites

## 1. Introdução

A utilização da energia é vital para a sobrevivência da vida humana e do progresso social, representando uma componente crucial dos recursos estratégicos utilizados na atividade económica e exercendo uma influência significativa na estabilidade, no crescimento e no desenvolvimento das economias. No entanto, as emissões de dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>) provenientes da queima de combustíveis fósseis contribuem adversa e significativamente para o aquecimento global e consequentes alterações climáticas (Guo *et al.*, 2021).

A procura por um crescimento e desenvolvimento económico estável e pelo aumento da qualidade ambiental tornou-se rapidamente uma questão central inserida nas políticas públicas empreendidas pelos decisores políticos e organismos públicos aos níveis sub-nacional, nacional e internacional, delineando trajetórias e implementando planos de ação no sentido do desenvolvimento sustentável. Esta perceção e orientação das políticas públicas decorre do reconhecimento de que o aumento do uso de energia, especialmente a proveniente de fontes de energia de combustíveis fósseis, na promoção do crescimento económico está associado a um aumento das emissões de CO<sub>2</sub>, o que é prejudicial ao meio ambiente e à saúde humana (Awodumi e Adeleke, 2016).

Os países em desenvolvimento vêem as restrições ao uso de energias poluentes como prejudiciais aos seus esforços de crescimento económico, defendendo, assim, a necessidade de as economias industrializadas aumentarem o financiamento de programas destinados a mitigar o aquecimento global, causado principalmente pelas suas atividades industriais (Shahbaz *et al.*, 2013).

A energia obtida a partir de fontes não renováveis, como o petróleo, gás e carvão, é uma componente essencial na produção industrial contemporânea, sendo utilizada transversalmente nos diversos setores de uma economia. As oscilações nos preços destas fontes de energia fósseis tendem a estender-se aos mercados que envolvem empresas de produção e distribuição de energia renovável, nelas tendendo a exercer efeitos esperados positivos, e ainda impactos, de sinais não regularmente consistentes, nas economias e mercados financeiros (Gogolin *et al.*, 2018).

Um dos desafios emergentes para as futuras gerações, está associado à maior necessidade de energia. A menos que este aumento da procura de energia seja colmatado através de energias renováveis, este pode levar a uma ameaça para o clima e para a segurança energética (Dominioni *et al.*, 2019).

Compreender como os preços das ações de empresas de energias limpas e renováveis se correlacionam com os preços dos combustíveis fósseis torna-se relevante tanto para os investidores em empresas de energias renováveis, enquanto fornecedores de capital e impulsionadores do desenvolvimento tecnológico e aumento da produção de energia renovável, como para as entidades públicas e decisores políticos, enquanto formuladores de políticas públicas promotoras do desenvolvimento do sector das energias renováveis (Reboredo, 2015).

Do ponto de vista dos investidores torna-se importante compreender a relação entre a evolução do preço das ações de empresas de energia renovável e retorno dos seus investimentos e a evolução do preço do petróleo, nomeadamente se é mais rentável investir em períodos em que os níveis do preço do petróleo são elevados. É geralmente aceite que o aumento dos preços do petróleo tende a ser positivo para o desempenho financeiro das empresas de energias limpas e renováveis. O aumento do preço do petróleo constitui um forte estímulo para substituir a produção e uso de energia baseada no petróleo pela produção e utilização de energia baseada em fontes alternativas e renováveis. Assim, para os investidores torna-se importante analisar as relações dinâmicas e examinar a atratividade do investimento em ações de empresas de energia limpa e renovável em períodos em que o preço do petróleo se encontra em níveis baixos ou altos (Reboredo, 2015). Assim, o presente estudo pretende analisar a sensibilidade do desempenho financeiro das empresas de energias limpas e renováveis a variações nos preços do petróleo.

Para os decisores políticos, compreender como as variações do preço do petróleo afetam a indústria de energia limpa e renovável é crucial, uma vez que os gastos públicos direcionados para reduzir progressivamente a dependência de combustíveis fósseis finitos e a redução das emissões de dióxido de carbono podem ser ajustados com base na dinâmica dos preços do petróleo (Reboredo, 2015).

O petróleo bruto continua a representar uma das *commodities* estratégicas fundamentais para assegurar transversalmente o funcionamento dos diversos sectores de atividade das economias, constituindo-se como a principal matéria-prima global de fornecimento de energia. A flutuação do preço do petróleo bruto exerce influência significativa no desenvolvimento económico mundial, dado o seu papel crucial como matéria-prima industrial, capaz de impactar, em última instância, os preços dos bens de consumo (Li e Wei, 2018). Em termos de importância, o petróleo bruto é uma das *commodities* mais negociadas no mundo, e que provavelmente continuará a sê-lo nas próximas décadas (Nasir *et al.*, 2018).

O preço do petróleo é determinado pelas condições globais de procura e de oferta desta matéria-prima. O rápido aumento da procura por petróleo pelas economias emergentes, como a China e Índia, aliado à escassez e limites na oferta de petróleo, tenderá a resultar em preços do petróleo mais altos no futuro e, eventualmente, numa substituição do petróleo e outras fontes de energia fósseis por fontes de energia alternativas (Henriques e Sadorsky, 2008).

Desde o início do século, o aumento dos níveis médios dos preços das *commodities*, a par do aumento da flutuação destes (*i.e.*, volatilidade), tem motivado o surgimento de literatura focada no estudo do comportamento destes preços e seus efeitos no crescimento e desenvolvimento económico. Entre as principais *commodities*, os preços do petróleo têm experimentado as mudanças mais dramáticas nos últimos anos, gerando um interesse especial entre os investigadores (Zhang e Broadstockb, 2018) sobre os seus efeitos na evolução da sua procura e consumo, no crescimento económico, nas alterações climáticas, no desenvolvimento e utilização de tecnologias limpas, na substituição de fontes de energia fósseis por fontes de energia limpa e no desenvolvimento dos sectores de energias limpas e renováveis.

Segundo a *US Energy Information Administration*, o mercado de petróleo bruto encontra-se num estado frágil e não estacionário desde a crise financeira de 2008 (Nasir *et al.*, 2018). Como exemplo, observa-se o impacto de grandes eventos, como a pandemia de COVID 19, que levou a amplitudes extremas na evolução do preço do petróleo. Em abril de 2020, o preço médio do barril de petróleo Brent situou-se em US \$15, passando para US \$127 em junho 2022 (Banco Portugal, 2019; Banco Central Europeu, 2020). Esta amplitude de variação está associada à menor procura global por petróleo devido ao abrandamento e paragem de muitas atividades económicas no primeiro momento, resultando em preços mais incertos no mercado do petróleo bruto, e ao retomar das atividades económicas e aumento da produção no segundo momento, que levou ao aumento significativo da procura de petróleo (IRENA e CPI, 2023). Os mercados financeiros globais enfrentaram consideráveis riscos durante a pandemia da COVID-19. Esta foi responsável pela terceira grande queda nos preços do petróleo nos últimos 13 anos, a seguir à crise financeira global e ao colapso dos preços do petróleo entre 2014 e 2016 (Smead, 2020).

Por outro lado, o conflito entre a Rússia e a Ucrânia também terá contribuído para a instabilidade desta *commodity* e para que houvesse uma incerteza no mercado do petróleo bruto (Chen *et al.*, 2022; Benabed e Bulgaru, 2022).

Os investimentos associados aos combustíveis fósseis diminuíram em 2020, motivados pelo abrandamento significativo da atividade económica à escala global no seguimento da pandemia COVID-19. No entanto, em 2021, os investimentos no sector das energias fósseis registaram uma recuperação de 15%. Dados preliminares relativos a 2022 sugerem que o investimento em combustíveis fósseis retornou a níveis pré-pandémicos, mantendo-se ainda um suporte significativo a este sector através de subsídios (IRENA e CPI, 2023).

Os investimentos em energia renovável têm vindo a aumentar. No entanto, torna-se necessário um maior investimento neste sector para alcançar os objetivos de reduzir significativamente os impactos adversos nas alterações climáticas e no meio ambiente, sendo que o setor privado foi responsável por cerca de 75% dos investimentos em energia renovável entre 2013 e 2020 (IRENA e CPI, 2023). Para alcançar uma transição energética é necessário redirecionar fundos financeiros dos combustíveis fósseis para o sector das tecnologias, com enfoque para as relacionadas à transição energética.

As ações de empresas de energia renovável e tecnologias associadas, transacionadas nos mercados financeiros à escala global, oferecem aos investidores novos ativos para diversificar os seus investimentos (Niu, 2021). Alguns estudos também relatam perceções semelhantes dos investidores sobre os efeitos da variação do preço do petróleo no desempenho financeiro das ações de empresas de tecnologia e de energia limpa devido à necessidade de estas utilizarem tecnologia avançada em investimentos associados às energias renováveis (Kumar *et al.*, 2012; Ferrer *et al.*, 2018; Fazlollahi e Ebrahimijam, 2017).

Considerando, por um lado, a importância que o petróleo continua a desempenhar transversalmente em todos os setores de atividade de uma economia, como fonte de energia, e da sua importância no desenvolvimento económico e social e, por outro, as crescentes preocupações que a queima e utilização de combustíveis fósseis exercem sobre as alterações climáticas e poluição do meio ambiente, torna-se relevante para os investidores, entidades públicas, decisores políticos e outros *stakeholders* analisar a relação entre os preços do petróleo, o mercado das empresas de energias limpas e renováveis e o mercado das empresas de tecnologias.

Assim, o presente estudo tem como objetivo analisar as relações de longo prazo entre a evolução do preço do petróleo, a evolução do preço das ações das empresas de tecnologia, a evolução da taxa de juro (*yield to maturity*) dos bilhetes do tesouro norte americano a 3 meses (atuando esta variável como *proxy* dos efeitos exercidos pelo custo do capital na atividade de investimento das empresas e da política monetária sobre o desempenho nos

mercados financeiros) e seus efeitos na evolução do preço das ações das empresas de energias limpas e renováveis.

A questão de investigação inerente ao presente estudo é a seguinte: as dinâmicas de longo prazo do preço do petróleo, do preço das ações de empresas de tecnologia e da taxa de juro (*yields-to-maturity*) dos Bilhetes do Tesouro norte americano determinam, *i.e.*, são *driving forces*, a evolução a longo prazo do preço das ações de empresas de energias limpas e renováveis? Assim, pretende-se examinar a existência de relações de cointegração entre as referidas variáveis e o preço das ações de empresas do setor de energias limpas e renováveis.

Para levar a cabo a análise empírica e examinar a existência de relações estatística e economicamente significativas de longo prazo entre as referidas variáveis, o presente estudo utiliza o método de análise de cointegração *Autoregressive Distributed Lags* (ARDL), utilizando o teste dos limites (*bound tests*) nos procedimentos de inferência e aplicando testes de quebras estruturais aos modelos estimados para examinar a ocorrência de alterações nos coeficientes das relações de cointegração. Os procedimentos de inferência, utilizando o teste dos limites, são aplicados aos parâmetros do modelo ARDL estimado na forma de correção do erro (*error correction*).

## 2. Revisão da literatura

Apesar do crescente interesse e dos estudos levados a cabo no presente tópico de investigação, *i.e.*, a relação entre a variação do preço do petróleo e efeitos no desempenho financeiro das empresas de energias limpas e renováveis e empresas de tecnologia, não há um consenso sobre os efeitos exercidos pelas variações do preço do petróleo e respetiva volatilidade no desenvolvimento da indústria de empresas de tecnologia e de energias renováveis. Segundo Degiannakis *et al.* (2018), também não existe um consenso em relação aos eventos que causam variações no preço do petróleo e aos efeitos exercidos por estas na atividade económica, no nível de emprego, nas taxas de juro, nos mercados acionistas e, em particular, no setor das empresas de energias renováveis.

Segundo Degiannakis *et al.* (2018), a escolha entre a utilização de dados reais e nominais para medir a variação do preço do petróleo e a variação dos preços no mercado acionista varia entre os estudos realizados nesta área. Por outro lado, há estudos que investigam os efeitos das flutuações nos preços do petróleo nas variações dos mercados de capitais das economias exportadoras e importadoras de petróleo, concluindo que estes efeitos tendem a ser diferentes nestes dois tipos de economia (Wang *et al.*, 2013; Kayalartel *et al.*, 2017; Aydoğan *et al.*, 2017). Troster *et al.* (2018) consideram que as diferenças nos resultados empíricos da relação entre o preço do petróleo e os efeitos nas várias economias podem ser atribuídas aos diferentes sistemas tributários e às diferentes posições dos países, seja como importadores ou exportadores de petróleo, e ao uso de fontes alternativas de energia.

Segundo Degiannakis *et al.* (2018) na análise da relação entre a variação do preço do petróleo e os efeitos na economia e nos mercados financeiros, há estudos que consideram índices agregados e setoriais dos mercados de ações e que utilizam dados mensais e dados ao nível das empresas. Os dados ao nível das empresas são geralmente de frequência diária. Por outro lado, na análise do efeito do preço do petróleo no mercado de capitais, além das variações dos preços do petróleo e dos retornos nos índices de ações, os referidos estudos tendem também a considerar possíveis efeitos exercidos noutras variáveis macroeconómicas, como a produção industrial, a taxa de juro e a taxa de desemprego.

Outro aspeto importante na referida análise empírica é o facto de alguns estudos fazerem a distinção entre os diferentes componentes de energias limpas e renováveis, havendo estudos que consideram as diferentes fontes de energia limpa e de baixo carbono e fontes de energia renováveis como um todo, e outros que procedem à referida distinção (Dominioni *et al.*, 2019; Song *et al.*, 2019; Huang *et al.*, 2016; Kazemilari *et al.*, 2017).

Na análise da relação entre a variação do preço do petróleo e o desempenho financeiro das empresas de energias renováveis e empresas de tecnologia, Kumar *et al.* (2012) não procedem à referida distinção, e utilizam os índices de ações de energia renovável *Wilder Hill New Energy Global Innovation Index* (NEX), *Wilder Hill Clean Energy Index* (ECO) e *S&P Global Clean Energy Index* (SPGE) para medir o desempenho financeiro das empresas do sector de energias limpas e renováveis. Estes índices englobam empresas de capital aberto negociadas nos mercados financeiros e com operações à escala global, assentes no desenvolvimento, na produção e distribuição de energia renovável e de baixo carbono, cujos negócios tendem a beneficiar com o uso de energia mais limpa. De igual modo, Xia *et al.* (2019) não procedem à distinção entre os vários tipos de energias limpas e renováveis, utilizando um índice que inclui as maiores empresas de energias limpas e renováveis na Europa envolvidas na geração de energia eólica, solar, biomassa e hídrica, o *European Renewable Energie Index* (ERIX). Outros estudos que não procedem à referida distinção incluem Raggad (2021) e Troster *et al.* (2018) que utilizam apenas dados mensais do consumo de energias renováveis.

Relativamente à abordagem de proceder à distinção entre os diferentes tipos de energias limpas e renováveis, Dominiononi *et al.* (2019) analisam a relação entre o preço do petróleo e o preço das ações de empresas de energias renováveis, separando as energias renováveis em energia eólica e energia solar, utilizando dois índices dos preços das ações de energias renováveis: (i) o *NYSE Bloomberg Global Wind Energy Index* (WIND), que engloba empresas à escala global com operações em todo o setor de energia eólica; (ii) e o *NYSE Bloomberg Global Solar Energy Index* (SOLAR), que engloba empresas com operações em todo o setor de energia solar. Reboredo (2015), apesar de utilizar índices que permitem analisar as fontes de energias renováveis como um todo, recorrendo aos mesmos índices utilizados por Kumar *et al.* (2012), como o NEX, o ECO e o SPGE, considera a importância de se realizar a distinção entre os vários tipos de energias renováveis, utilizando também o índice WIND e o índice SOLAR.

Segundo Degiannakis *et al.* (2018), nos estudos levados a cabo envolvendo a relação entre a variação do preço do petróleo e, entre outros, o crescimento da economia, a evolução da taxa de juro, a taxa de desemprego, o índice de preços no consumidor, o desempenho financeiro dos índices acionistas sectoriais das economias e, em particular, nos setores das empresas de energias fósseis e renováveis e empresas de tecnologia, têm sido utilizados os índices de preços dos dois tipos de petróleo bruto mais negociados nos mercados de *commodities*: o petróleo Brent, negociado na bolsa de Londres, que é utilizado como referência nas análises envolvendo as economias europeias e também a economia chinesa, e o petróleo *West Texas Intermediate* (WTI), negociado no mercado

de *commodities* da Bolsa de Nova Iorque e que representa o maior volume de negociação de uma matéria prima à escala global e que serve de referência para o mercado e economia norte-americana e economias de outros países. A série de preços do WTI tem sido a mais utilizada nos estudos para medir a variação do preço do petróleo.

Relativamente a investigações que analisaram a relação entre o preço do petróleo e o desempenho financeiro das empresas no setor de tecnologias, estas utilizaram, essencialmente, dois índices acionistas globais de empresas de tecnologia: o NYSE Arca Technology Index (PSE) e o NYSE Bloomberg Global Energy Smart Technologies Index (TECH). Henriques e Sadorsky (2008), Kumar *et al.* (2012) e Sadorsky (2012) nas respetivas análises, envolvendo as relações e efeitos da variação do preço do petróleo no desempenho financeiro das empresas do setor de tecnologias, utilizaram o índice PSE. Por sua vez, Managi e Okimoto (2013) e Reboredo (2015) utilizaram o índice TECH para medir o desempenho financeiro das empresas do setor de tecnologias.

Os estudos na área de investigação que envolvem a relação entre o preço do petróleo e os seus efeitos nas empresas do setor das energias limpas e renováveis e setor das empresas de tecnologia têm vindo assumir uma importância crescente dadas as preocupações com as questões de segurança energética e acesso a fontes de energia alternativas e as preocupações com os efeitos adversos provocados no meio ambiente e nas alterações climáticas pela utilização de combustíveis fósseis.

Da revisão efetuada aos estudos realizados nesta linha de investigação constata-se a existência de quatro relações possíveis entre a variação do preço do petróleo e o mercado das empresas de energias renováveis: 1) existência de uma relação positiva e significativa entre o preço do petróleo e preço da ação de empresas de energias renováveis, *i.e.*, um aumento do preço do petróleo tende a exercer um efeito positivo no preço das ações de empresas de energias renováveis, 2) uma relação fraca e moderadamente significativa entre as duas partes, 3) a inexistência de uma relação significativa e 4) a existência de uma relação instável, existente ou inexistente, dependendo do período amostral analisado e da frequência dos dados.

Reboredo *et al.* (2017) obtiveram evidência empírica de uma relação significativa entre o preço do petróleo e o preço das ações de empresas de energias renováveis. Estes autores constataam uma relação dinâmica fraca entre o petróleo e as energias renováveis no curto-prazo, que se vai intensificando no longo-prazo. Este estudo teve por base o período amostral de janeiro de 2006 a março de 2015, durante o qual foram estudadas as relações de dependência e a direção de causalidade entre o preço do petróleo e os preços das ações de empresas de energia renovável, utilizando o método de *wavelets* contínuas e

discretas, assim como os métodos de causalidade à *Granger*, lineares e não lineares, introduzidos por Granger (1969). Reboredo *et al.* (2017) para medirem o desempenho financeiro das empresas do sector das energias renováveis consideraram índices acionistas gerais e índices setoriais associados às energias renováveis.

Song *et al.* (2019) utilizaram índices acionistas setoriais do conjunto de energias renováveis para medir o desempenho financeiro das empresas com operações nos setores da energia solar e energia eólica, utilizando os índices SOLAR e WIND, respetivamente. Song *et al.* (2019) utilizam a abordagem *directional connectedness network*, proposta por Diebold e Yilmaz (2009), com o objetivo de identificar os efeitos estáticos e dinâmicos entre os mercados, gerados por variações nos preços do petróleo e nos mercados financeiros. Concluem que o mercado de ações de empresas de energia renovável é impactado mais pelo mercado de petróleo bruto do que por outros mercados de combustíveis fósseis, nomeadamente pelo gás e outros combustíveis refinados.

Alkathery e Chaudhuri (2021) utilizam dados relativos aos países pertencentes ao *Gulf Cooperation Council (GCC)*, nomeadamente Kuwait, Arábia Saudita e Emirados Árabes Unidos para analisar a relação entre a variação do preço do petróleo e os efeitos nos correspondentes mercados acionistas. Este estudo aplica modelos GARCH multivariados, como o diagonal BEKK GARCH, *asymmetric DCC GARCH* e o *copula DCC GARCH*, a cada país, através do uso de dados diários referentes ao período 2013 a 2019. Este estudo constata a existência de efeitos de *spillover* entre todos os mercados considerados, *i.e.*, um choque ou variação não-esperada no preço do petróleo tende a aumentar a volatilidade dos preços dos mercados acionistas neste grupo de países exportadores de petróleo. Constatam ainda que as volatilidades nos mercados do GCC são principalmente influenciadas pelos impactos passados, provenientes dos próprios mercados, sendo as volatilidades de longo prazo mais pronunciadas (Alkathery e Chaudhuri, 2021).

Por sua vez, Kyritsis e Seletis (2019) e Nasreen *et al.* (2020) constataram uma relação fraca entre o preço do petróleo e os preços das ações de empresas de energias renováveis. Nasreen *et al.* (2020) utilizam três métodos, o modelo GARCH multivariado, a análise de *Wavelets* e os métodos de domínio temporal de Diebold e Yilmaz (2012) e de domínio de frequência de Barunik e Krehlik (2018), para analisar a relação entre o preço do petróleo e o preço das ações de empresas de energias renováveis. Apesar deste estudo não identificar relações revelantes e permanentes entre os preços de futuros do petróleo e os preços de ações de empresas de energia renovável, identifica relações estatisticamente significativas durante o período de 2006 a 2009, identificando uma maior influência do índice de preços das empresas de tecnologias sobre os preços do

petróleo (Nasreen *et al.*, 2020). Kyritsis e Seletis (2019) utilizam um modelo VAR estrutural bivariado e dados mensais relativos ao período de 1983 a 2016. O estudo conclui que a variação dos preços do petróleo tem um efeito positivo, mas não significativo, nos preços das ações de empresas de energia renovável e empresas de tecnologia.

Troster *et al.* (2018), fazendo uso do método de regressão por quantis e utilizando dados relativos aos EUA, no período de 1989 a 2016, e analisando ainda a existência de efeitos de assimetria associadas a variações positivas e negativas nos preços do petróleo, constata a inexistência de relação entre estes e os preços das ações de empresas de energias renováveis. Ferrer *et al.* (2018) concluem que as variações do preço e a transmissão de volatilidade do petróleo apenas manifestam uma conexão de curto prazo (até cinco dias) com o preço das ações de empresas de energia limpa, enquanto a longo-prazo a conexão não se revela significativa.

Xia *et al.* (2019), fazendo uso do método *Value at Risk* (VaR), analisam a relação entre vários tipos de ativos financeiros, que têm por subjacentes energias fósseis, e ações de empresas de energias renováveis. Constatam que estes ativos de energias fósseis exercem efeitos significativos nos mercados de energias renováveis. Constatam ainda que em períodos de risco extremo este efeito altera-se.

Hammoudeh *et al.* (2021) utilizam dados diários do índice *NASDAQ OMX Green Economy Index (QGREEN)*, abrangendo este índice cinco subsectores que acompanham a evolução dos preços de ações de empresas que produzem energia renovável, incluindo fontes de energia solar, eólica e geotérmica. Os resultados sugerem a existência de causalidade entre a volatilidade do preço do petróleo e a volatilidade do preço das ações de empresas de energia renovável, mas apenas em determinados períodos, especificamente quando os mercados se encontram em regimes de baixa volatilidade. Este estudo levou em consideração a análise do período pré-Covid-19 e do período da pandemia. No que concerne a variação do nível de preços, os resultados da análise não sugerem a existência de causalidade significativa da variação do preço do petróleo para os índices de ações de energia renovável durante o período pré-COVID-19. Por outro lado, os autores também não obtêm evidências de que os preços do petróleo tenham capacidade preditiva da evolução dos preços das ações de energia renovável durante o período da pandemia de COVID-19.

Raggad (2021) utilizou o modelo de vetores autoregressivos (VAR) para analisar os efeitos de dependência entre o preço do petróleo e o índice de produção e consumo de energias renováveis. Os resultados obtidos sugerem a existência, apenas em

determinados períodos, de uma causalidade unidirecional da variação do preço do petróleo para o consumo de energias renováveis.

Maghyereh *et al.* (2019) analisaram a relação entre o preço do petróleo, o índice de preços de ações de empresas de energias renováveis e o índice de preços de empresas tecnológicas. Como modelo de análise utilizam o modelo GARCH multivariado de correlação condicional dinâmica, utilizando dados do período amostral de 2001 a 2018, perfazendo um total de 4475 observações, com frequência diária. Para representar e medir o desempenho financeiro do setor de empresas de tecnologias de energia limpa utilizaram o índice FTSE ET50, que é um índice ponderado, composto pelo valor das ações das 50 maiores empresas mundiais que têm como atividade principal o desenvolvimento, a fabricação, a distribuição e instalação de tecnologias de energia limpa (Maghyereh *et al.*, 2019). A análise realizada permitiu concluir que os preços do mercado de petróleo não afetam nem são afetados pelos preços das ações de empresas de energia limpa ou de tecnologia de energia limpa. No entanto, os retornos das ações de tecnologia são influenciados pelos preços das ações do mercado de energia limpa. Em todos os horizontes de tempo, as associações mais fortes são encontradas entre a variação dos preços de ações de energia limpa e as ações de tecnologia de energia limpa (Maghyereh *et al.*, 2019).

Niu (2021) propõe a aplicação do método *time-dependent intrinsic correlation* (TDIC) para investigar a interconexão entre os três mercados: petróleo (WTI), mercado energias renováveis (ECO) e o mercado de tecnologias (PSE). Os resultados obtidos mostram que a correlação a longo prazo (um ano ou superior) entre os mercados em pares é, em média, maior do que a de curto prazo (de uma semana), que, por sua vez, é maior do que a de médio prazo. É também observada uma diminuição da dependência de energia renovável em relação ao petróleo bruto, especialmente após a crise da dívida europeia.

Bondia *et al.* (2016) identificam que a causalidade de curto prazo entre o preço do petróleo, os preços de ações de empresas de energia renovável e empresas de tecnologia será mais significativa ao considerar as quebras estruturais, sendo que a identificação desta causalidade pode não ser clara a longo prazo. Esta análise utilizou dois índices distintos relativos ao preço do petróleo bruto: o WTI e o Brent. Para representar a evolução dos preços das ações de empresas de energias alternativas e empresas de tecnologias foram utilizados os índices NEX e PSE, respetivamente.

Segundo Bondia *et al.* (2016), no curto prazo, os preços das ações de empresas de energia alternativa são influenciados pelos movimentos nos preços das ações de tecnologia e pelas variações nos preços do petróleo. Esta dinâmica reforça a perspetiva de Henriques

e Sadorsky (2008) e Kumar *et al.* (2012) de que os investidores associam empresas de energia alternativa a empresas de alta tecnologia, uma vez que o êxito no setor de energia limpa está intrinsecamente ligado a tecnologias específicas.

Henriques e Sadorsky (2008), analisaram as relações dinâmicas entre o preço do petróleo, o preço das ações de empresas de energia limpa e o preço de empresas de tecnologias, utilizando um modelo VAR e os índices PSE, ECO para representar o sector de energias limpas e o setor de tecnologias. Os autores consideraram ainda no modelo uma série de taxas de juro de curto prazo de bilhetes do Tesouro norte-americano, como variável de controlo, porque consideram que a evolução destas podem influenciar o movimento do mercado acionista e serem influenciadas pela evolução do preço do petróleo. Utilizando dados semanais, os resultados obtidos neste estudo levaram à conclusão de que os preços do petróleo têm um impacto pouco significativo nos preços das ações de empresas de energia alternativa.

Dominioni *et al.* (2019) também analisaram a relação entre o preço do petróleo, o mercado de empresas de energias renováveis e o mercado de empresas de tecnologia, utilizando o modelo *integrable nonautonomous Lotka–Volterra*. Para realizar a análise, os autores utilizaram dados diários de quatro índices, nomeadamente o WTI, para os movimentos do preço do petróleo, e três índices relativos aos preços de ações de empresas de energias renováveis, o WIND e o SOLAR, e empresas de tecnologias, o TECH. Os autores tiveram como foco de análise mudanças estruturais entre os índices, identificando a crise financeira de 2008 como a causa para a mudança da relação entre as energias renováveis e o petróleo. Concluíram que alterações nos preços do petróleo exercem um efeito mais forte sobre os índices de energia renovável do que o efeito contrário, estando este resultado alinhado com a noção estabelecida de que os preços do petróleo influenciam significativamente a atratividade dos investidores pelas fontes de energia renovável.

Nesta temática de estudo surgem autores que consideram as taxas de juro, como variáveis que podem exercer efeitos na evolução dos mercados acionistas, em geral, e nos mercados de energias renováveis, em particular por via de efeitos diretos e indiretos. Henriques e Sadorsky (2008), foram um dos primeiros estudos a considerar as taxas de juro na tentativa de compreender o seu efeito nos mercados de energias renováveis. Deste modo, os resultados obtidos por estes autores, através do modelo VAR, evidenciam que um choque na taxa de juro dos títulos do tesouro, tem um impacto positivo nos preços das ações de empresas do setor da tecnologia, que se mantém durante duas semanas e que tende a tornar-se negativo na nona semana de simulação. Por outro lado,

o preço do petróleo reage de forma positiva e significativa a variações na taxa de juro. Os autores concluem também que a taxa de juro, não é impactada pelas outras variáveis incluídas no modelo VAR.

Considerando o trabalho desenvolvido por Kumar *et al.* (2012), estes concluem que os títulos de Tesouro norte-americano constituem um fator de risco para todos os índices, explicando movimentos tanto no preço do petróleo, como em diferentes índices do setor das energias renováveis e empresas do setor das tecnologias. Contrariamente a Henriques e Sadorsky (2008), Kumar *et al.* (2012) obtiveram evidências de que as variações de preços das ações de empresas de tecnologia e energia renovável influenciam as taxas de juro, assim como o preço do petróleo.

Outro trabalho que considerou no respetivo modelo de análise os títulos do tesouro com uma maturidade a três meses, foi Bondia *et al.* (2016), que constataram uma causalidade à *Granger* bidirecional de curto prazo entre as taxas de juro e os preços das ações de tecnologia, assim como uma causalidade bidirecional entre as taxas de juro e os preços das ações de empresas de energia renovável. Estes resultados demonstram a relevância em considerar as taxas de juro, uma vez que estas afetam os diferentes mercados.

Da revisão aos vários estudos acima referidos é possível verificar a inexistência de um consenso em relação à interação entre os mercados do petróleo bruto, das energias renováveis e das tecnologias. Tal facto poderá estar associado às diferenças entre estudos, nomeadamente aos diferentes métodos estatísticos e índices de mercados utilizados, às diferentes especificidades dos mercados financeiros dos países, enquanto importadores ou exportadores de petróleo, e as suas interpretações das fontes de energias renováveis. Relativamente aos índices utilizados para medir a variação do preço do petróleo, a maioria dos estudos utiliza o índice de preços WTI, seguido do índice do Brent.

No que concerne os índices utilizados para medir o desempenho financeiro das empresas de energias renováveis, são utilizados nos estudos maioritariamente índices acionistas globais de empresas com operações no sector das energias renováveis, havendo um menor número de artigos que utilizam índices setoriais de empresas de energias renováveis, nomeadamente índices de empresas de energia solar, de empresas de energia eólica e de empresas que assentam as suas operações de produção de energia em outras fontes de energia limpas.

Os estudos que analisam a relação entre o preço do petróleo e o desempenho financeiro das empresas de energias limpas e renováveis e empresas de tecnologias utilizam métodos estatísticos distintos segundo os objetivos específicos dos estudos como sejam o modelo VAR, modelos GARCH multivariados, modelos de *Wavelets* e regressão de Quantis.

Os resultados dos vários estudos relativos às análises das relações entre o preço do petróleo bruto e o desempenho financeiro do mercado das energias renováveis tendem a evidenciar quatro relações possíveis: uma relação positiva e significativa do mercado do petróleo para o mercado de energias renováveis, uma relação fraca a moderadamente significativa entre os dois mercados, a inexistência de relação e uma relação instável, existente e inexistente, dependendo do horizonte de análise considerado no período amostral.

Considerando as relações entre o preço do petróleo e o desempenho dos mercados das empresas de energias renováveis e empresas de tecnologias, os estudos analisados apresentam resultados não totalmente alinhados, nomeadamente, estudos em que a variação dos preços no mercado de petróleo não tem impacto significativo no desempenho das ações de empresas de energia renovável ou de tecnologia e vice-versa; estudos em que os retornos das ações de empresas de tecnologia são influenciados pela variação dos preços das ações de empresas do mercado de energia; estudos em que a causalidade de curto prazo entre o mercado do petróleo, o mercado de energia renovável e o mercado de tecnologia é mais significativa ao considerar quebras estruturais, enquanto a causalidade a longo prazo não é clara e estudos em que, no curto prazo, os preços das ações de empresas de energia alternativa são impactados pelos movimentos nos preços das ações de tecnologia e pelas variações nos preços do petróleo.

Considerando a importância atribuída à necessidade de proceder à transição energética, passando de uma economia assente em energias fósseis e emissões de carbono para uma economia assente na produção e consumo de energia limpa e renovável e o facto de ser necessário tomar decisões informadas, por parte dos decisores políticos, investidores e diferentes empresas, e para que esta transição aconteça de forma eficiente revela-se de extrema importância realizar um estudo empírico com o objetivo de compreender as relações de longo prazo entre estes mercados: mercado de combustível fóssil, mercado de empresas do sector tecnológico e o mercado de empresas do sector de produção de energias limpas e renováveis.

Desempenho do sector de energias renováveis e o sector de tecnologias, o preço do petróleo e taxas de juro:  
Uma abordagem de Cointegração ARDL utilizando o teste dos Limites

Neste sentido, a continuação da realização de estudos nesta área de investigação para compreender as interações entre os mercados do petróleo bruto, das energias renováveis e das tecnologias mantém-se pertinente atualmente, devido à falta de consenso entre os diferentes resultados evidenciados na literatura existente.

### 3. Metodologia

Segundo Jalil e Rao (2019), a análise de séries temporais pode ser dividida em duas análises distintas, nomeadamente a análise de *forecasting* e a modelização dinâmica. Associada à modelização dinâmica realizam-se testes de hipóteses, com o intuito de testar a existência de relações de curto prazo e relações de longo-prazo, pretendendo-se com esta última avaliar a ocorrência de relações de cointegração entre uma variável resposta  $y_t$  e um conjunto de variáveis explicativas  $x_t = (x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{k,t})'$  (Jalil e Rao, 2019).

Para lidar com a questão da não estacionaridade e restrições prévias na estrutura de defasagens temporais dos efeitos das variáveis explicativas num modelo, a análise econométrica de séries temporais tem-se direcionado cada vez mais para a questão da análise de cointegração. Os métodos de análise de cointegração são ferramentas eficazes para identificar a existência de um equilíbrio de longo prazo entre uma variável resposta e um conjunto de variáveis explicativas que determinam a sua evolução no longo prazo. A cointegração passou a ser um requisito essencial para qualquer modelo económico que utilize dados de séries temporais não estacionárias (Nkoro e Uko, 2016).

Desde meados dos anos 80 do século passado têm surgido diferentes métodos econométricos para analisar o fenómeno da cointegração entre variáveis, nomeadamente abordagens de cointegração univariada como, por exemplo, o modelo de Engle e Granger (1987). Também foram desenvolvidos e têm vindo a ser utilizados métodos de cointegração multivariada, como os métodos de Johansen (1988), de Johansen e Juselius (1990) e a *full information maximum likelihood technique* de Johansen (1995).

Segundo Jalil e Ma (2008) e Nkoro e Uko (2016) existem algumas insuficiências com os métodos supramencionados. As insuficiências mencionadas por estes autores consistem no facto de nestes métodos as variáveis no modelo terem de apresentar a mesma ordem de integração para realizar uma análise de cointegração, como é o caso da técnica de Engle e Granger (1987). Por outro lado, as técnicas de cointegração de Engle e Granger (1987), Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990) não apresentam resultados fiáveis quando o tamanho da amostra é reduzido. Nkoro e Uko (2016) referem ainda que, quando existe apenas um vetor de cointegração, o método de Johansen e Juselius (1990) não pode ser aplicado.

O modelo *Autoregressive Distributed Lag (ARDL)*, desenvolvido ao longo dos anos por Pesaran e Pesaran (1997), Pesaran e Shin (1999) e Pesaran et al. (2001), apresenta diversas vantagens que o tornam flexível e atrativo para a sua utilização, não havendo a

necessidade de lidar com os problemas mencionados sobre as outras técnicas de cointegração.

Segundo Sebri e Ben-Salha (2014) o método ARDL tem sido amplamente utilizado na modelização empírica devido às suas propriedades desejáveis em comparação com a técnica de cointegração padrão desenvolvida por Johansen e Juselius (1990).

A principal vantagem do método ARDL é que ele evita problemas de autocorrelação e de endogeneidade, que podem estar presentes noutros métodos de cointegração. Além disso, este método evita a realização prévia de testes à ordem de integração das variáveis utilizadas, o que é exigido nos outros métodos de análise de cointegração. O método ARDL pode ser aplicado independentemente das variáveis serem integradas de ordem 0,  $I(0)$ , integradas de ordem 1,  $I(1)$  ou cointegradas mutuamente (Pesaran e Pesaran, 1997; Ghatak e Siddiki, 2001).

Outra vantagem desta abordagem é que ela permite separar e avaliar simultaneamente o efeito de curto prazo e o efeito de longo prazo exercido pelo conjunto de variáveis explicativas sobre a variável dependente, uma vez que, a partir do modelo ARDL especificado em termos de níveis das variáveis pode ser derivado um modelo equivalente especificado em termos de primeiras diferenças das variáveis na forma de correção de erro (ECM – *error correction model*) de equilíbrio de longo prazo (Bentzen e Engsted, 2001; Nkoro e Uko, 2016).

Este método é considerado mais robusto do que os métodos tradicionais de cointegração devido à sua capacidade de fornecer estimativas robustas e estatísticas de  $t$  válidas (Jalil e Ma, 2008). Além disso, esta abordagem pode ser utilizada independentemente da dimensão da amostra (Tang, 2004), permitindo a correção de *outliers* e a distinção entre as variáveis respostas e explicativas (Pesaran *et al.*, 2001; Marques *et al.*, 2017). Por outro lado, o modelo ARDL inclui um número suficiente de defasagens temporais dos efeitos das variáveis explicativas para captar a dinâmica da variável dependente (Jalil e Ma, 2008). A escolha deste modelo, que será utilizado no presente trabalho, é motivada pelas vantagens supramencionadas e pelo facto de parecer existir uma preferência por outros métodos de cointegração para testar a cointegração entre as variáveis em estudo. Um exemplo disto, são os autores Bondia *et al.* (2016) que referem o facto de haver poucos estudos que analisem a relação de longo prazo entre as variáveis e por isso decidem utilizar os testes de cointegração de Gregory e Hansen (1996) e Hatemi-j (2008). Managi e Okimoto (2013) também utilizam o método de Johansen e Juselius (1990) para testar a relação de longo prazo entre a evolução do preço do petróleo e o preço das ações de empresas do sector de tecnologia e de empresas do sector de energias renováveis. O

trabalho levado a cabo por Zaghoubi *et al.* (2023) utiliza o modelo *Fourier nonlinear ARDL* para analisar a relação assimétrica entre o preço do petróleo, o carvão e o consumo de energias renováveis na China, verificando existência de cointegração entre as variáveis. Veli *et al.* (2022) detetam cointegração ao analisar a evolução dos preços das ações de empresas de energia renovável, os preços do petróleo, preços do carbono, preços de ações de empresas de tecnologia e taxas de juros, ressaltando um espaço na literatura para o estudo de cointegração entre este tipo de variáveis.

Assim, o principal objetivo desta dissertação consiste em verificar se existe cointegração (*i.e.*, relação de longo prazo) entre preços das ações de empresas de energia renovável, preços do petróleo, preços de ações de empresas de tecnologia e taxas de juro.

Na presente dissertação será utilizado o modelo ARDL desenvolvido recentemente por Kripfganz e Schneider (2020). A decisão para a sua utilização baseou-se no facto de este apresentar valores críticos e *p-values* mais precisos e exaustivos que os modelos ARDL prévios (Kripfganz e Schneider, 2023). Acresce ainda o facto dos procedimentos econométricos associados à estimação e testes à cointegração neste modelo estarem implementados no comando **ardl** do Stata desenvolvido por Kripfganz e Schneider (2023), software que será utilizado na análise econométrica desta dissertação.

### 3.1 Modelo ARDL

Suponha-se a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre uma variável resposta  $y_t$  e um conjunto de  $k$  variáveis explicativas  $\mathbf{x}_t = (x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{k,t})'$ :

$$y_t = b_0 + b_1 t + \mathbf{x}_t' \boldsymbol{\theta} + e_t \quad (1)$$

onde  $b_0$  é a constante da linha de regressão e  $b_1$  é o coeficiente da tendência linear temporal. Estimar os coeficientes de regressão nesta forma de modelo estático pelo método dos mínimos quadrados (OLS – *ordinary least squares*) poderá resultar em estimativas dos coeficientes espúrias e elevadas mesmo não existindo uma relação de equilíbrio entre as variáveis (Kripfganz e Schneider, 2023).

Para contornar os problemas associados com a estimação de um modelo estático, a equação de regressão (1) pode ser aumentada com defasamentos temporais da variável dependente e das variáveis independentes. Com o aumento do modelo através desta forma pretende-se obter um modelo dinâmico completo onde o termo do erro de regressão é expurgado da correlação em série.

O modelo geral ARDL ( $p, q, \dots, q$ ), na forma de níveis das variáveis, pode ser escrito como (Kripfganz e Schneider, 2023):

$$y_t = c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta'_i x_{t-i} + \gamma' z_t + u_t \quad (2)$$

onde na equação (2)  $y_t$  representa a variável dependente e  $x_t$  o vetor de variáveis independentes. O modelo inclui também o vetor de variáveis exógenas  $z_t$ , que podem explicar a flutuação a curto prazo de  $y_t$ . Na equação (2)  $c_0$  representa a constante de regressão e  $c_1 t$  é o termo da tendência linear temporal onde  $c_1$  é o coeficiente associado à variável tempo  $t$ , e em que ambos os termos, constante e tendência, podem ou não ser incluídos no modelo, dependendo da natureza da evolução das variáveis consideradas ao longo do tempo. O número de observações utilizadas na estimação do modelo é dado por  $t = 1 + p^*, \dots, T$ , onde  $p^*$  é o número máximo de defasamentos utilizados na estimação do modelo e  $T$  é o número de observações na amostra original. O termo  $\sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i}$  é o somatório dos termos defasados da variável dependente, e representa os efeitos autoregressivos de  $y_t$  no seu valor actual;  $p$  indica a ordem de defasamentos de  $y_t$  na regressão, com  $1 \leq p \leq p^*$ , e  $\phi_i$  é o coeficiente autoregressivo associado à  $i$ -ésima defasagem de  $y_t$ . O termo  $\sum_{i=0}^q \beta'_i x_{t-i}$  representa o somatório dos efeitos dos valores correntes e defasados do conjunto de variáveis explicativas  $x_t$ , onde  $0 \leq q \leq p^*$ , e  $\beta'_i$  é o vetor dos coeficientes das variáveis explicativas e  $u_t$  o termo do erro da regressão, que é uma variável aleatória independente e identicamente distribuída, com média zero e variância  $\sigma^2$ .

Para obter uma melhor interpretação dos coeficientes do modelo (2), para permitir uma identificação e separação dos efeitos de curto e longo prazo e testar a existência de cointegração entre a variável resposta e o conjunto de variáveis explicativas, o modelo ARDL na equação (2) pode ser reformulado na representação EC (*error correction*) (Kripfganz e Schneider, 2023) de correção do erro da relação de equilíbrio a longo prazo:

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t - \alpha(y_{t-1} - \theta x_t) + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_{yi} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \psi'_{xi} \Delta x_{t-i} + \gamma' z_t + u_t \quad (3)$$

Os coeficientes em (3) podem ser mapeados através de uma forma algébrica simples com os coeficientes de (2) (Kripfganz e Schneider, 2023):

$$\alpha = 1 - \sum_{i=1}^p \phi_i, \quad \theta = \frac{\sum_{i=0}^q \beta_j}{\alpha}, \quad \psi_{yi} = - \sum_{j=i+1}^p \phi_j, \quad \omega = \beta_0, \quad \psi_{xi} = - \sum_{j=i+1}^q \beta_j.$$

Na equação (3), o  $\alpha$  representa o coeficiente de velocidade de ajustamento e o  $\theta$  representa o vetor dos coeficientes da relação de longo prazo. Os coeficientes em  $\Psi_{yi}$ ,  $\omega$ ,  $\Psi_{xi}$  e  $\gamma$  capturam as dinâmicas de curto prazo exercidas pelos efeitos autoregressivos da variável dependente e pelos efeitos desfasados das variáveis explicativas. Se o número de desfasagens distribuídas for  $q = 0$  para alguma ou todas as variáveis que determinam a evolução de longo prazo de  $y_t$ , as estimativas dos coeficientes no modelo (3) mantêm-se consistentes e eficientes (Kripfganz e Schneider, 2023).

Devido à interação não linear entre os coeficientes  $\alpha$  e  $\theta$  no modelo (3), este modelo não pode ser diretamente estimado pelo método OLS. Embora, dadas as relações de mapeamento acima mencionadas entre os coeficientes dos modelos (2) e (3), pudéssemos obter estimativas consistentes dos coeficientes do modelo (3) a partir das estimativas do modelo (2), Kripfganz e Schneider (2023) sugerem uma abordagem mais conveniente que consiste em estimar o seguinte modelo equivalente ao modelo (3):

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_y y_{t-1} + \pi_x \mathbf{x}_t + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_{yi} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \varphi_{xi} \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \gamma' z_t + u_t \quad (4)$$

A partir das estimativas do modelo (4) obtêm-se as estimativas do modelo (3), nomeadamente o coeficiente da velocidade de ajustamento  $\alpha = -\pi_y$  e os coeficientes de equilíbrio de longo prazo  $\theta = \pi_x / \alpha$ . O coeficiente da velocidade de ajustamento  $\alpha$  indica a rapidez com que o processo gerador de  $y_t$  reverte para a sua relação de longo prazo quando este desequilíbrio está presente. Quando  $\alpha = 1$  implica que, na ausência de quaisquer outras flutuações de curto prazo, qualquer desvio do equilíbrio é inteiramente corrigido no período seguinte à ocorrência do desvio; quando  $\alpha = 0$  o processo nunca retorna à sua trajetória de equilíbrio. Valores de  $\alpha$  entre estes dois limites refletem um processo de ajustamento parcial, onde o desvio do equilíbrio é gradualmente anulado ao longo do tempo (Kripfganz e Schneider, 2023).

O número ótimo de desfasamentos  $p^*$  pode ser obtido a partir de 2 métodos sem restrições, nomeadamente *Akaike Information Criterion* (AIC) e *Schwartz Bayesian Criterion* (BIC) (Odhiambo, 2009; Kripfganz and Schneider, 2023).

### 3.2 Teste dos limites

O teste dos limites caracteriza-se pela análise da significância dos regressores ligados aos termos da relação de longo prazo. A hipótese nula,  $H_0$ : “não existe relação de longo prazo entre  $y_t$  e  $\mathbf{x}_t$ , é rejeitada quando o valor calculado da estatística  $F$  é superior ao valor do limite crítico superior, o que significa que existe uma relação de longo prazo entre as

variáveis, ou seja, existe pelo menos uma variável explicativa que determina a evolução a longo prazo da variável dependente. Por outro lado, se o valor da estatística  $F$  calculada for inferior ao valor do limite crítico inferior, não existe uma relação de longo prazo entre a variável resposta e as variáveis explicativas (Pesaran *et al.*, 2001; Kripfganz e Schneider, 2023).

Como referido anteriormente, Kripfganz e Schneider (2020) apresentam valores dos limites mais precisos e exaustivos do que os modelos anteriores. Para verificar a existência de uma relação a longo prazo é insuficiente recorrer apenas ao cálculo dos coeficientes através da equação (2) ou da equação (4), uma vez que existe a possibilidade de os dados não seguirem a distribuição esperada em condições normais, uma vez que as estatísticas dos testes não seguem uma distribuição standard. Surge assim a hipótese nula, que define a inexistência de relação de longo prazo (Kripfganz e Schneider, 2023). Segundo Pesaran *et al.* (2001), os resultados da realização do teste estatístico dos limites à existência de cointegração dependem da escolha dos componentes determinísticos no modelo, podendo surgir cinco casos distintos:

- 1) Nenhum componente determinístico é incluído ( $c_0 = 0$  e  $c_1 = 0$ )
- 2) Inclusão da constante de regressão restrita ( $c_0 = \alpha b_0$ ) sem tendência temporal ( $c_1 = 0$ )
- 3) Inclusão da constante de regressão não restrita ( $c_0 \neq 0$ ) sem tendência temporal ( $c_1 = 0$ )
- 4) Inclusão da constante de regressão não restrita ( $c_0 \neq 0$ ) e com tendência restrita ( $c_1 = \alpha b_1$ )
- 5) Inclusão de ambos os componentes determinísticos, não restritos, no modelo ( $c_0 \neq 0$  e  $c_1 \neq 0$ )

A identificação do caso mais adequado entre os diferentes casos pode ser auxiliada através de uma inspeção visual da evolução das variáveis. Quando é considerada a hipótese nula, ou seja, inexistência de relação de longo prazo, nos casos 1 e 2,  $y_t$  seria uma variável não estacionária, ou integrada de ordem 1,  $I(1)$ , sendo que na hipótese alternativa, que assume a existência de uma relação de longo prazo,  $y_t$  seria estacionária ou integrada de ordem zero,  $I(0)$ , ou cointegrada com  $\mathbf{x}_t$ .

Relativamente aos casos 3 e 4, quando é considerada a hipótese alternativa, ou seja, existência de uma relação de longo prazo, a variável  $y_t$  apresentaria uma evolução estacionária em tendência (a série removida da sua tendência linear seria estacionária) ou cointegrada com  $\mathbf{x}_t$ . Caso não se verifique esta hipótese prevalece a hipótese nula, na

qual não existe relação a longo prazo entre  $y_t$ , com comportamento não estacionário, e  $\mathbf{x}_t$ , apesar das suas diferenças serem estacionárias (Kripfganz e Schneider, 2020; Kripfganz e Schneider, 2023).

O caso 2 é normalmente mais seguro que o caso 1 e o caso 4 revela-se mais adequado face à incerteza relativa à origem da tendência temporal (Kripfganz e Schneider, 2020; Kripfganz e Schneider, 2023).

Relativamente ao caso 5, a utilização deste está associada a uma dificuldade em diferenciar visualmente se  $y_t$  é estacionária ou não estacionária, sendo um caso que recorrentemente não se verifica na prática (Kripfganz e Schneider, 2020; Kripfganz e Schneider, 2023).

No que concerne o teste da hipótese de existência de relação de longo prazo entre a variável dependente e o conjunto de variáveis explicativas, este baseia-se no procedimento de teste dos limites assente em várias etapas, que são descritas a seguir (Kripfganz e Schneider, 2020; Kripfganz e Schneider, 2023):

1º Teste da hipótese nula conjunta versus a hipótese alternativa:

$$H_0: \begin{cases} (\pi_y = 0) \cap (\boldsymbol{\pi}_x = \mathbf{0}), \text{ caso 1, 3 ou 5} \\ (\pi_y = 0) \cap (\boldsymbol{\pi}_x = \mathbf{0}) \cap c_0 = 0, \text{ caso 2} \\ (\pi_y = 0) \cap (\boldsymbol{\pi}_x = \mathbf{0}) \cap c_1 = 0, \text{ caso 4} \end{cases}$$

$$H_1: \begin{cases} (\pi_y \neq 0) \cup (\boldsymbol{\pi}_x \neq \mathbf{0}), \text{ caso 1, 3 ou 5} \\ (\pi_y \neq 0) \cup (\boldsymbol{\pi}_x \neq \mathbf{0}) \cup c_0 \neq 0, \text{ caso 2} \\ (\pi_y \neq 0) \cup (\boldsymbol{\pi}_x \neq \mathbf{0}) \cup c_1 \neq 0, \text{ caso 4} \end{cases}$$

As hipóteses acima especificadas não estão diretamente formuladas em termos dos coeficientes de longo prazo  $\boldsymbol{\theta}$ , porque eles não estão bem definidos quando  $\pi_y = 0$ . Em vez disso, o teste é formulado como um teste à exclusão válida dos termos dos níveis  $y_{t-1}$  e  $\mathbf{x}_t$  na equação (4). A estatística do teste é uma estatística F convencional para a validade conjunta das  $k+2$  restrições impostas sob a hipótese nula. Porém, como esta estatística tem uma distribuição de F não-standard, esta requer o uso de diferentes valores críticos fornecidos pelo comando **ardl** do Stata desenvolvido por Kripfganz e Schneider (2023).

Se a hipótese nula não é rejeitada, conclui-se que não existe evidência estatística a favor de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre  $y_{t-1}$  e  $\mathbf{x}_t$ . No caso contrário, procede-se com as etapas seguintes devido à possibilidade de casos degenerados que não são excluídos pela hipótese alternativa da primeira etapa.

2º Se a hipótese nula da 1ª etapa é rejeitada, temos de excluir o caso especial em que  $y_t$  é integrado de ordem 1, mas não cointegrado com qualquer variável em  $\mathbf{x}_t$ :

$$H_0: \pi_y = 0 \quad \text{Vs} \quad H_1: \pi_y < 0$$

Aqui a estatística do teste é uma estatística t convencional para a insignificância estatística da estimativa negativa da velocidade de ajustamento com região de rejeição unilateral da hipótese nula. Como na etapa 1, a distribuição desta estatística t é não-standard e os valores críticos habituais não se aplicam. Se a hipótese nula não é rejeitada, conclui-se que não existe evidência estatística de uma relação de níveis de longo prazo. No caso contrário, prosseguimos para a etapa 3.

3º Se as hipóteses nulas nas 1ª e 2ª etapas foram ambas rejeitadas, vamos testar a possibilidade de estarmos perante o caso degenerado de  $y_t$  ser estacionário na tendência, ou seja, o processo gerador  $y_t$  removido da sua tendência linear ser estacionário, mas não fazer parte da relação de equilíbrio de longo prazo com  $\mathbf{x}_t$ . Para este efeito, utiliza-se o teste de Wald convencional para a insignificância estatística conjunta dos coeficientes de longo prazo:

$$H_0: \boldsymbol{\theta} = \mathbf{0} \quad \text{Vs} \quad H_1: \boldsymbol{\theta} \neq \mathbf{0}$$

Este teste é baseado nos coeficientes de longo prazo  $\boldsymbol{\theta}$ , e onde o estimador OLS de  $\boldsymbol{\theta}$  segue assintoticamente uma distribuição normal, independentemente das ordens de integração das variáveis em  $\mathbf{x}_t$ , e assumindo que  $\alpha > 0$  como indicado pelo resultado do teste na etapa 2 (Kripfganz e Schneider, 2023).

É necessária a rejeição das hipóteses nulas das três etapas para concluir que existe evidência estatística a favor de uma relação de longo prazo, ou seja,  $(\alpha > 0) \cap (\boldsymbol{\theta} \neq \mathbf{0})$ . A hipótese alternativa na etapa 1 não excluiu os dois casos degenerados, que são o foco dos testes nas etapas 2 e 3.

### 3.3 Testes de quebras estruturais

Os testes de cointegração acima apresentados não são válidos no caso de ocorrerem quebras estruturais ou alterações súbitas no comportamento das séries de dados (Jalil e Rao, 2019). Para garantir a estabilidade do modelo Pesaran e Pesaran (1997) sugerem a aplicação de técnicas como a *Cumulative Sum* (CUSUM) e *Cumulative Sum of Squares* (CUSUMSQ) desenvolvidas por Brown *et al.* (1975). Ambas as estatísticas dos testes de quebras estruturais são atualizadas e representadas em relação aos pontos de quebra das séries. A hipótese nula de todos os coeficientes de regressão em causa serem estáveis ao

Desempenho do sector de energias renováveis e o sector de tecnologias, o preço do petróleo e taxas de juro:  
Uma abordagem de Cointegração ARDL utilizando o teste dos Limites

longo do período de análise não pode ser rejeitada se os gráficos da série dos resíduos da regressão se mantiverem dentro dos limites críticos dos níveis de significância de 5% (Jalil e Mahmud, 2009).

## 4. Dados

Nesta secção são apresentadas e discutidas as séries de dados utilizados na componente empírica desta dissertação, representadas pelos índices de preços do mercado petrolífero global, do mercado acionista do sector de tecnologia, do sector de energia renovável e do mercado de dívida soberana dos Estados Unidos. Assim, serão analisados e discutidos os índices *West Texas intermediate* (WTI) – representativo da evolução do preço do petróleo bruto, do *WilderHill Clean Energy Index* (ECO) – representativo da evolução do preço das ações de empresas de energias renováveis, do *NYSE ARCA TECH 100* (PSE) – representativo da evolução do preço das ações de empresas ligadas à investigação, desenvolvimento e produção de tecnologias e a série da taxa de juro implícita dos títulos (*yield-to-maturity*), com maturidade a três meses, dos Bilhetes do Tesouro norte-americano. São ainda apresentadas as respetivas estatísticas descritivas, e questões relativas ao tratamento e análise de dados.

O *West Texas intermediate* (WTI) caracteriza-se por ser um petróleo de alta qualidade, cujo processo de refinação é relativamente fácil, apresentando-se como o principal *benchmark* para o preço do petróleo da América do Norte, com mais de 1 milhão de contratos negociados diariamente no mercado norte-americano de futuros. De salientar que o contrato financeiro de futuros sobre o WTI é o contrato de futuros mais transacionado em todo o mundo, altamente correlacionado com os preços dos outros dois principais tipos de petróleo bruto, o de Brent e do Dubai (Alqahtani *et al.*, 2020). O petróleo WTI representa a *commodity* subjacente ao contrato de futuros de petróleo da *New York Mercantile Exchange* (Nymex) (CME Group Inc, 2024; Chen, 2024). O preço do WTI é considerado o valor de referência para os petróleos do mundo inteiro, nomeadamente, uma referência fundamental para os preços dos vários tipos de petróleo transacionados a nível global, tendo um impacto significativo no petróleo Brent. No que concerne aos fatores que influenciam os preços do WTI, é de referir os níveis de produção nos Estados Unidos e nos principais países produtores da OPEP+, acontecimentos geopolíticos na América do Norte e nos principais produtores da OPEP+ e alterações na oferta e procura a nível global de petróleo bruto decorrentes de variações da atividade económica global e de decisões cartelizadas, ou não, dos principais produtores de petróleo (Divyaa *et al.*, 2024).

O índice ECO é um índice acionista que foi criado em 2004 para representar a evolução do desempenho de empresas de energias limpas e atualmente é um dos *benchmarks* mais reconhecidos, dado que representa o desempenho histórico mais longo em todo o setor de energias limpas (WilderShares, 2024). O ECO foi criado para acompanhar os preços

das ações de empresas de energias renováveis. Composto por um conjunto de empresas envolvidas em atividades de energia limpa (Niu, 2021), a sociedade *WilderHill*, proprietária do índice, identifica e inclui neste as principais empresas que têm uma exposição significativa à energia limpa, ou que contribuem para o avanço da energia limpa ou que têm uma importante posição no desenvolvimento da energia limpa (WilderShares, 2024). Assim, do processo de seleção, resultam empresas que se concentram, desenvolvem e vendem tecnologias direcionadas para uma energia mais limpa e renovável, concebidas para enfrentar desafios ambientais (WilderShares, 2024). Neste sentido, este índice é constituído por empresas focadas na produção de energia, a partir de fontes renováveis, na melhoria da eficiência energética, no armazenamento de energia e no fornecimento inovador de energia (WilderShares, 2024). A capitalização de mercado da maioria das empresas que compõem o índice ECO é, normalmente, superior a 200 milhões de dólares USD.

O *NYSE ARCA TECH 100 (PSE)* é um índice de ações ordinárias de empresas relacionadas com a investigação e desenvolvimento de tecnologia. É composto por empresas de diversos setores tecnológicos, de entre outros, com atividades no sector do *hardware*, *software*, semicondutores, aeroespacial e defesa, e biotecnologia, sendo um índice multi-setorial que inclui as 100 maiores empresas cotadas. Estas empresas, que desenvolvem atividades de investigação, desenvolvimento e produção de tecnologias, encontram-se cotadas na bolsa de valores dos Estados Unidos. As empresas líderes nestes sectores tecnológicos são selecionadas e incluídas no índice, fornecendo informação sobre a evolução do desempenho do sector tecnológico a nível global (NYSE, 2018). O âmbito alargado do PSE para diferentes setores, torna-o um bom representante dos preços das ações de empresas do sector tecnológico a nível global. A consideração deste índice de ações de empresas de alta tecnologia advém do facto das empresas de energia limpa apresentarem muitos aspetos comuns com empresas do sector tecnológico.

Segundo Sadorsky (2012), o sucesso ou o fracasso das empresas de energias renováveis depende frequentemente do nível de desenvolvimento tecnológico alcançado pelas empresas do sector tecnológico. Além disso, a competição entre as empresas do sector das energias limpas e renováveis e do sector de tecnologia baseia-se maioritariamente e concorrem pelos mesmos recursos. É de notar a frequente utilização do PSE em vários estudos neste domínio (Inchauspe *et al.*, 2015; Managi e Okimoto, 2013; Sadorsky, 2012; Ferrer *et al.*, 2018; Kumar *et al.*, 2012).

Nos países desenvolvidos os mercados de dívida soberana, emitida pelos Estados, constituem, a par de outros mercados financeiros, um fator de desenvolvimento económico. Os Estados recorrem a estes mercados para emitir dívida e financiar a parte dos seus orçamentos gerais não cobertos pela atividade de cobrança de impostos. A emissão de dívida pelos Estados, para além de financiar os défices orçamentais, pode também ter subjacente objetivos de desenvolvimento económico e de natureza financeira. A dívida emitida pelos Estados pode ter diferentes níveis de maturidade, desde dívida de muito curto prazo (i.e., bilhetes do tesouro a um mês) até dívida de longo prazo (i.e., obrigações do tesouro a 10, 20, 30 anos). Assim, por exemplo, as emissões destes títulos de dívida permitem a obtenção de fundos de curto, médio e longo prazo para os governos, consoante a tipologia das despesas subjacentes às necessidades de financiamento e ter objetivos de natureza financeira como, por exemplo, absorver simultaneamente o excesso de liquidez dos mercados financeiros (Yi, 2014).

À semelhança de Henriques e Sadorsky (2008) e Alqahtani *et al.* (2020), este trabalho utiliza a taxa de juro subjacente (*yield-to-maturity*) dos bilhetes do tesouro a 3 meses do Governo Federal norte-americano para representar a evolução da taxa de juro enquanto *proxy* para o custo do capital e os efeitos impulsionadores ou adversos que esta pode exercer na atividade de investimento das empresas e no crescimento económico. Os títulos de Tesouro norte-americanos apresentam um retorno para quem os detém. Diversos componentes são afetados pelos rendimentos (*yield to maturity*) dos títulos do tesouro, não só o montante que o Estado arrecada com a emissão do empréstimo e o preço pago/recebido pelos investidores na compra/venda no mercado secundário destes títulos de dívida do Estado, como também influenciam as taxas de juro suportadas pelas empresas na sua atividade de investimento e a confiança dos investidores nas perspetivas económicas (Chen, 2022).

Este estudo utiliza os dados das séries acima referidas relativos ao período de 4 de janeiro de 2012 a 27 de dezembro de 2023, perfazendo um total de 3126 observações diárias. Em relação à frequência dos dados utilizados na análise empírica, do total de 3126 observações diárias, o presente estudo utiliza 625 observações semanais e 144 observações mensais. Os dados de frequência semanal correspondem aos preços de fecho do mercado, na quarta-feira, para os índices ECO, PSE, WTI e Bilhetes do Tesouro norte-americano a três meses. A escolha de dados de frequência semanal e mensal, em vez de dados diários, resulta do facto de na estimação do modelo ARDL serem utilizados desfasamentos. Isto porque, sendo o objetivo deste trabalho analisar a existência de uma relação de longo-prazo entre o desempenho das empresas do sector de energias

renováveis e o conjunto de variáveis explicativas (preço do petróleo, preço ponderado das empresas tecnologias e evolução da taxa de juro), a utilização de dados de frequência semanal e mensal, apesar de reduzir a dimensão da amostra, reduz os efeitos de ruídos na estimação do modelo presentes nas observações diárias e permite obter resultados mais robustos (Nkoro e Uko, 2016).

A opção pela utilização dos preços de fecho do mercado na quarta-feira para recolha dos dados semanais baseia-se no referido por Henriques e Sadorsky (2008), de que às quartas-feiras ocorrem menos feriados face aos verificados às sextas-feiras. No processo de recolha dos dados das séries, aquando da inexistência de preços de fecho à quarta-feira, estes foram substituídos pelos preços de fecho do dia anterior mais próximo.

Na tabela 1 são apresentadas as estatísticas descritivas, dos diferentes índices utilizados na análise empírica, calculadas para os retornos semanais continuamente compostos, calculados como  $r_t = (Ln(P_t) - Ln(P_{t-1})) \times 100$  onde  $Ln(P_t)$  representa o logaritmo natural do preço de fecho do ativo na semana t.

Partindo dos valores médios dos índices apresentados na tabela 1, e multiplicando-os pelo fator de 52 (semanas) obtém-se os retornos médios anuais. Assim, -2.76%, 1.49%, 14.20%, 1.08% correspondem respetivamente aos retornos anuais de WTI, ECO, PSE e Títulos de Tesouro a três meses.

Tabela 1: Estatísticas descritivas das observações semanais das séries WTI, ECO, PSE e bilhetes do Tesouro

	WTI	ECO	PSE	Títulos Tesouro (Valores Anuais)
Média	-0.05	0.03	0.30	1.08
Mediana	0.20	0.40	0.61	0.23
Desvio Padrão	6.02	5.11	2.52	1.52
Assimetria	-0.60	-0.80	-1.08	1.61
Curtose	16.67	5.10	4.17	1.60
Mínimo	-48.10	-33.42	-13.74	-0.04
Máximo	46.23	20.43	10.50	5.34
Jarque-Bera	7275.60	738.60	574.30	335.12
Valor p Jarque-Bera	0.0	0.0	0.0	0.0
Sharpe Ratio	-0.026	-0.03	-0.04	---

Nota: as estatísticas apresentadas referem-se aos retornos semanais no período de 4 de janeiro de 2012 a 27 de dezembro de 2023.

Para testar a normalidade dos valores dos retornos das séries recorreu-se ao teste de Jarque-Bera. Para compreender se os dados seguem ou não uma distribuição normal

deve-se interpretar o valor da probabilidade associada ao valor da estatística Jarque-bera (*p-value*), que, sob a hipótese nula, assume que os valores da variável seguem uma distribuição normal. Neste caso, como o *p-value* apresenta valores iguais a zero, estes fornecem evidência de que os valores dos retornos das séries não seguem uma distribuição normal.

A avaliação do desempenho de um investimento ajustado ao risco é feita com recurso ao indicador *Sharpe Ratio*. Neste sentido, um investimento será considerado tanto melhor, quanto maior for o retorno do investimento, ajustado à taxa de retorno sem risco, por unidade de risco incorrido, medido este pelo desvio padrão dos retornos do investimento. Conforme apresentado na tabela 1, verifica-se que todos os valores do *Sharpe Ratio* são negativos, o que pode traduzir que o retorno dos diferentes índices é menor que a taxa de remuneração isenta de risco. Neste caso a taxa média anualizada do retorno dos bilhetes do tesouro é utilizada como a taxa de retorno de um ativo sem risco, uma vez que este tipo de ativo financeiro é considerado como um investimento sem risco. O investimento que apresenta um *Sharpe Ratio* mais negativo é o PSE com um valor de -0.04, enquanto o investimento que apresenta o maior excesso de retorno por unidade de risco (-0.026) é o índice WTI, não obstante os retornos deste índice apresentar o maior risco em termos absolutos (desvio padrão = 6.02).

Na figura 1 estão representados os gráficos relativos às séries temporais no período de 4 de janeiro de 2012 a 27 de dezembro de 2023, que evidenciam o comportamento dos diferentes índices ao longo do tempo. Da figura 1 verificamos que o preço do petróleo teve uma queda acentuada em 2014 e em 2020, registando-se de seguida um crescimento considerável até 2022. Relativamente ao índice PSE verifica-se um crescimento ao longo do tempo com pequenas oscilações, nas quais se destaca um crescimento de maior intensidade entre 2020 e 2022. No que concerne ao índice ECO, destaca-se um crescimento acentuado a partir de 2020, com um pico em 2021, posteriormente ao qual ocorre uma queda acentuada. Podemos ainda notar que no início do ano de 2020 o preço do petróleo apresentou uma queda considerável, contrariamente ao que aconteceu com o índice associado às energias renováveis. As taxas de juro implícitas dos Bilhetes do Tesouro norte-americano a três meses caracterizam-se por uma baixa oscilação do seu valor até 2016, com um aumento abrupto a partir de 2022, o que pode ser explicado pelos efeitos gerados com o aumento da inflação devido à invasão da Ucrânia pela Rússia e as decorrentes quebras nas cadeias de abastecimento de combustíveis fósseis provenientes da Rússia.

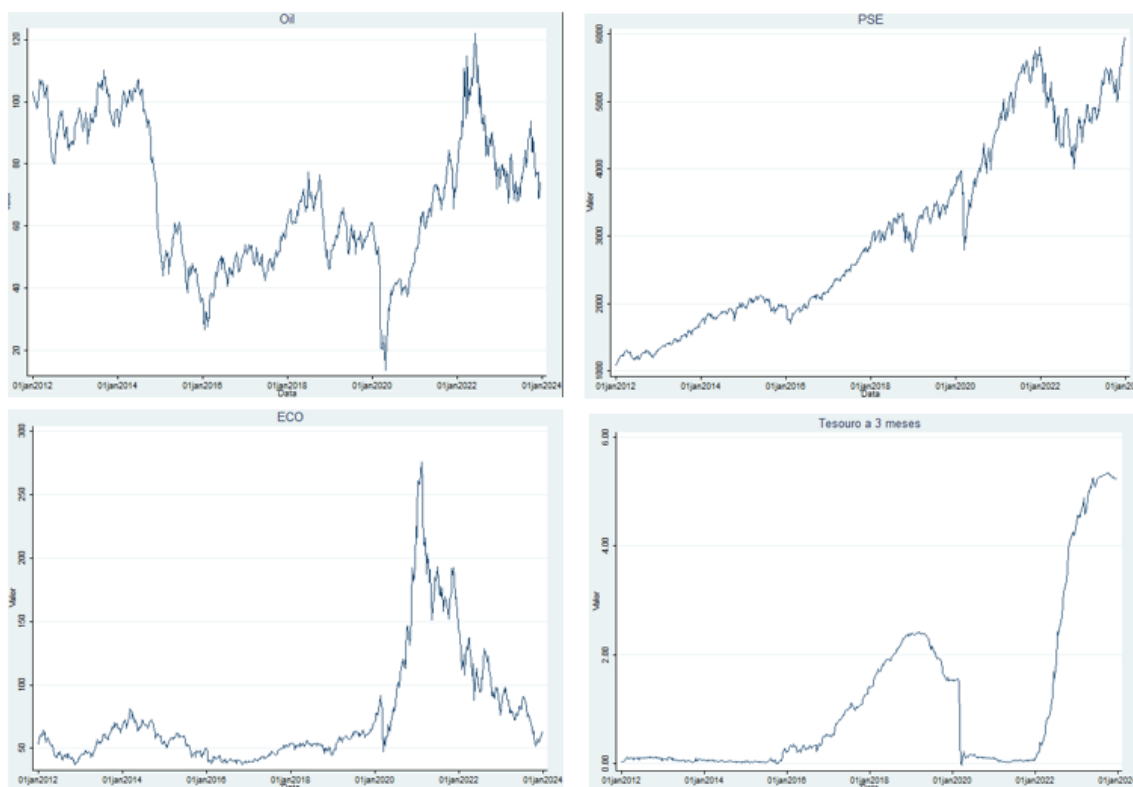


Figura 1: Séries históricas dos índices ECO, PSE, WTI e Títulos de Tesouro americano

Na figura 2 estão representados os valores dos vários índices, expressos no logaritmo natural do valor do índice. A utilização do logaritmo do valor dos índices no modelo ARDL tem por objetivo suavizar o comportamento do valor das séries e, no processo de estimação do modelo, melhorar a sua interpretação ao permitir que as primeiras diferenças das variáveis nos modelos das equações (3) e (4) representem as respetivas taxas de variação.

Na figura 2 observa-se, em todas as variáveis consideradas no modelo, uma queda no início do ano de 2020, resultante do surgimento da pandemia Covid-19 e o correspondente abrandamento e diminuição da atividade económica. Até ao início de 2020 os índices WTI e ECO não apresentavam uma tendência clara na sua evolução, ao contrário do índice PSE que apresentava uma tendência de crescimento, registando este último, neste período, uma queda menor do seu valor face aos restantes índices. Após a queda dos valores das variáveis, todas apresentam um crescimento, sendo que os índices WTI e ECO retornam aos valores verificados antes de 2020, ao contrário das taxas dos bilhetes de Tesouro que registam, a partir do início 2022, um aumento significativo atingindo o pico no final de 2023.

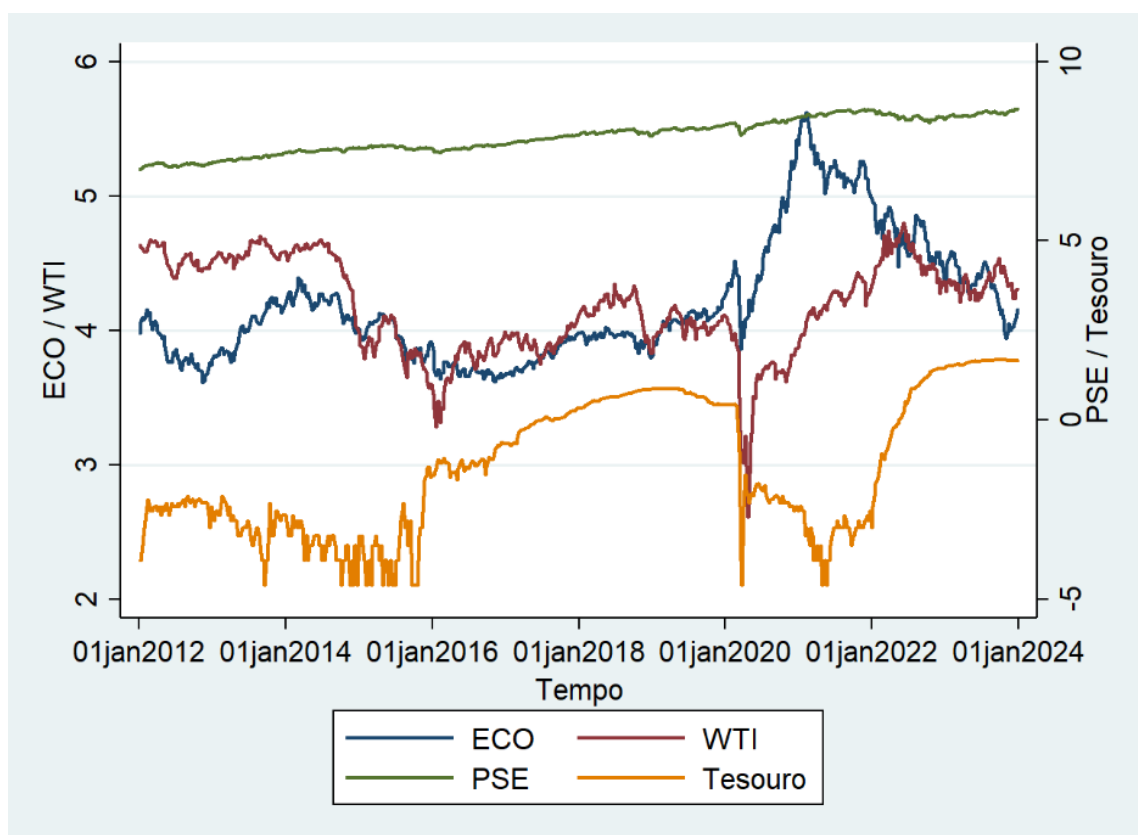


Figura 2: Valores logarítmicos de ECO,PSE,WTI e Títulos de Tesouro

A figura 3 apresenta a evolução das primeiras diferenças dos logaritmos dos valores dos índices (retornos semanais). Apesar dos índices ECO e PSE apresentarem um padrão semelhante na evolução dos retornos e na volatilidade dos respectivos retornos é possível observar que a magnitude da volatilidade do índice ECO é superior à do índice PSE, evidenciando que o mercado de energias renováveis apresenta um nível de risco superior. Este maior nível de risco do índice das empresas de energias renováveis poderá estar a ser determinado quer pela variabilidade do preço do petróleo como pela evolução dos preços das empresas de tecnologia.

Desempenho do sector de energias renováveis e o sector de tecnologias, o preço do petróleo e taxas de juro:  
Uma abordagem de Cointegração ARDL utilizando o teste dos Limites

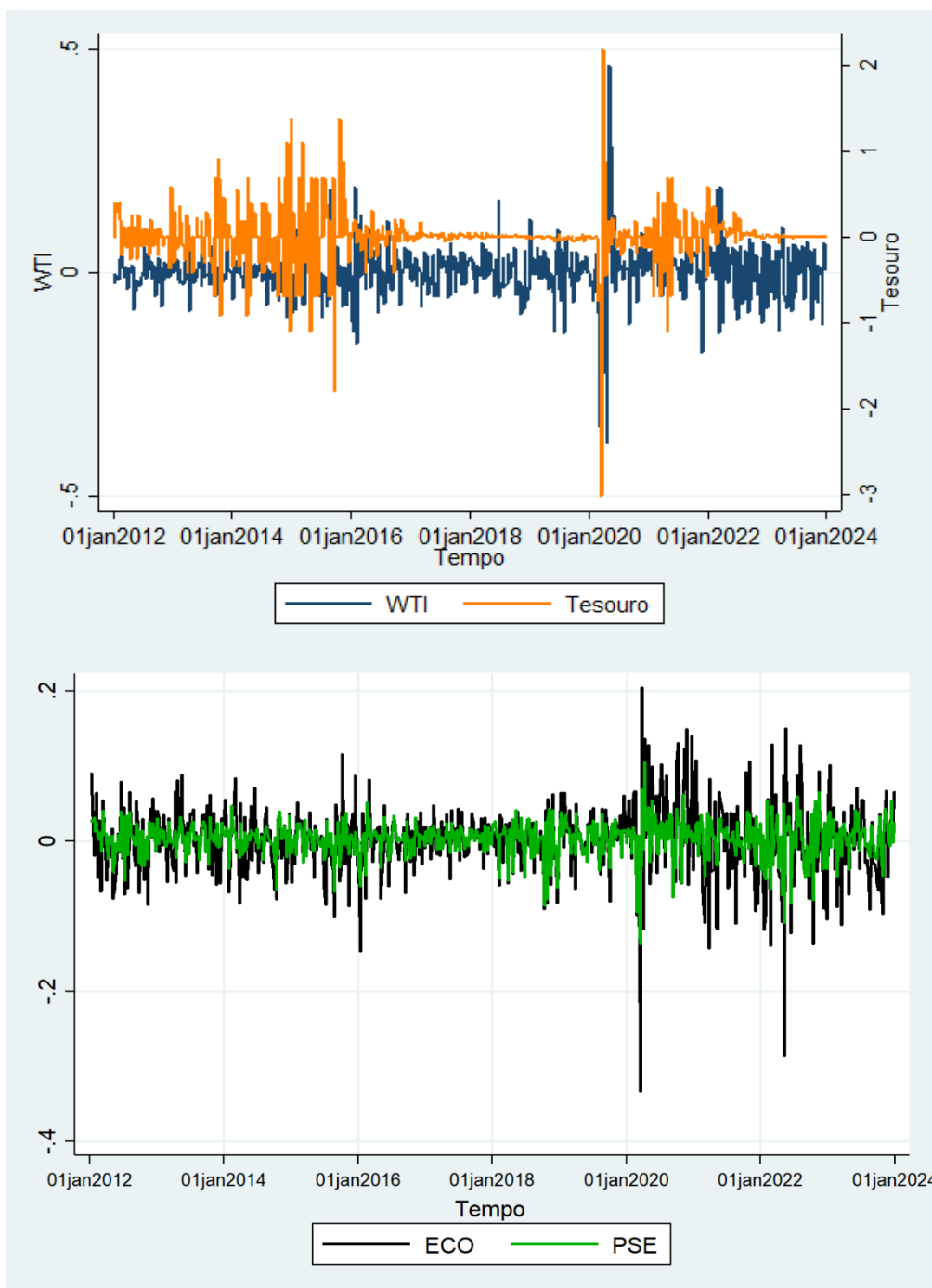


Figura 3: Primeiras diferenças dos valores logarítmicos dos índices ECO, PSE, WTI e Títulos de Tesouro americano

## 5. Apresentação, Análise e Discussão dos Resultados

### 5.1 Modelo ARDL: Estimativas dos coeficientes com dados de frequência semanal e mensal, período completo e sub-períodos

O modelo que é estimado e analisado no presente trabalho tem como variável dependente o logaritmo do valor do índice ECO, que representa o desempenho financeiro das empresas de energias renováveis. Como variáveis explicativas, consideradas como determinantes da evolução do desempenho a longo prazo da variável ECO, utilizou-se as variáveis WTI, logaritmo do preço do petróleo, PSE, logaritmo do valor do índice acionista das empresas do sector tecnológico, e Tesouro, logaritmo da taxa de juro (retorno implícito) subjacente dos bilhetes do Tesouro norte-americano a três meses.

Segundo Kripfganz e Schneider (2020), para estimar adequadamente o modelo ARDL, é necessário decidir acerca dos componentes determinísticos a incluir no modelo a estimar e se os coeficientes da constante de regressão e da tendência linear devem ser restritos, conforme sugeridos nos casos 1 a 5, sendo que esta escolha influencia nos valores críticos que serão utilizados nos procedimentos inferência do teste dos limites. Em caso de dúvida quanto ao caso mais adequado, Kripfganz e Schneider (2020) sugerem a utilização de um modelo mais flexível, sendo que, quanto maior o número do caso quanto à inclusão da constante de regressão e da tendência linear temporal no modelo (4), menos restritivo é a especificação do modelo.

A utilização do modelo ARDL de Kripfganz e Schneider (2020), para testar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre uma variável dependente e um conjunto de variáveis explicativas, constituindo estas as *driving forces* da evolução a longo prazo da variável dependente, tem a vantagem de na sua utilização poderem ser utilizadas variáveis integradas de ordem zero,  $I(0)$ , ou integradas de ordem 1,  $I(1)$ , sem a necessidade de realizar pré-testes de raízes unitárias.

A figura 2 apresenta as séries, expressas no logaritmo do respetivo valor, que serão utilizadas no modelo. A partir da visualização do comportamento das séries é possível observar que as séries ECO, WTI e Títulos de Tesouro não aparentam seguir uma tendência específica, com as duas primeiras apresentar flutuações em torno de uma média moderadamente estável até 2020. Por sua vez, a série PSE tende a apresentar uma

tendência crescente ao longo de todo o período amostral, não obstante a ocorrência de uma inversão moderada no início de 2020 (início pandemia COVID-19) e início de 2022 (invasão da Ucrânia pela Rússia). Estes eventos estão refletidos na figura 3, onde se observam os correspondentes períodos de aumento significativo do risco no mercado petrolífero, mercado acionista e mercado de dívida soberana dos Estados Unidos.

A visualização da evolução da série ECO permite observar que esta apresenta sinais de uma variável não estacionária. Esta variável parece seguir diferentes tendências temporais em diferentes períodos na amostra e tende a partilhar algumas tendências temporais de aumento e de diminuição, em determinados períodos, com as outras variáveis explicativas. Apesar disto, visualmente, as tendências evidenciadas por esta variável ao longo do período não são passíveis de serem inteiramente devidas às tendências temporais das variáveis explicativas. Este facto, considerando Kripfganz e Schneider (2020), leva-nos adotar um modelo menos restrito e a considerar o caso 4 quanto à inclusão dos componentes determinísticos a incluir no modelo (4): uma constante de regressão não restrita ( $c_0 \neq 0$ ) e uma tendência temporal restrita ( $c_1 = ab_1$ ).

Neste caso, sob a hipótese nula do teste dos limites, *i.e.*, inexistência de uma relação a longo prazo com as variáveis explicativas, a série ECO tende a seguir, apesar de não ser muito claro, um comportamento de “passeio aleatório” com *drift* (tendências estocásticas) ao longo do período. Como se observa na figura 2, a série ECO parece evoluir segundo a ocorrência de tendências positivas e negativas de surgem de modo aleatório. Por outro lado, rejeitando a hipótese nula e sob a hipótese alternativa, se  $\alpha \neq 0$  a série ECO pode apresentar uma relação de longo prazo com outras variáveis, ou seja, estar cointegrada, ou apresentar um comportamento de tendência estacionária (*i.e.*, os valores da série ECO, removidos da sua tendência linear, são estacionários e reverterem para o valor da média ao longo do tempo).

Como referido anteriormente, começamos por estimar e analisar as relações de longo prazo entre a série ECO e as variáveis explicativas através do modelo ARDL utilizando observações semanais e seguidamente observações mensais. Após realizar uma análise aos gráficos 1, 2 e 3, surge o interesse em perceber se ocorreu alguma alteração da relação entre as variáveis no período antes de 2020 e no período após 2020, sendo importante salientar que no início do ano 2020, o mundo deparou-se com o surgimento da pandemia Covid-19. Deste modo, antes de aplicar o modelo para dados mensais, serão utilizados dados semanais em dois sub-períodos distintos: primeiro, entre 04/01/2012 e 25/12/2019 e, segundo, entre 01/01/2020 e 27/12/2023.

A tabela 2, apresenta os resultados obtidos com a estimação do modelo ARDL na forma de ECM, representada na equação 4, para os coeficientes de longo-prazo. A coluna I apresenta os resultados relativos aos dados com frequência semanal, no período global de 2012 a 2023. As colunas II e III apresentam os resultados dos dados com frequência semanal de 2012 a 2019 e de 2020 a 2023, respetivamente. Por último, a coluna IV apresenta os coeficientes estimados do modelo ARDL na equação (4), no período completo, utilizando dados de frequência mensal.

Tabela 2: Estimativas dos coeficientes do modelo ARDL na forma de EC (*error correction*) para os efeitos de longo-prazo, com dados de frequência semanal e mensal, no período completo e sub-períodos.

	D.ln_ECO	I	II	III	IV
ADJ	L.Lln_ECO	-0.012	-0.029	-0.029	-0.091
LR	ln_WTI	-0.172	0.372*	0.30	0.191
	ln_PSE	2.553	1.104	3.15	1.564
	Ln_Tesouro	-0.063	-0.062	0.25	-0.041

NOTA: os asteriscos indicam o nível de significância (\*p < 0,1; \*\*p < 0,05; \*\*\*p < 0,01.). Os valores de probabilidade convencionais associados à estatística t - student para o coeficiente ADJ (coeficiente de velocidade de ajustamento para o equilíbrio da relação de longo prazo) são inválidos porque esta estatística não segue a distribuição t - student convencional e, portanto, não são apresentados.

A tabela 3 apresenta os resultados obtidos com a estimação do modelo ARDL na forma de ECM, representada na equação 4, para os coeficientes de curto-prazo. A coluna I apresenta os resultados relativos aos dados com frequência semanal, no período de 2012 a 2023. As colunas II e III apresentam os resultados dos dados com frequência semanal de 2012 a 2019 e de 2020 a 2023, respetivamente. Por último, a coluna IV apresenta os coeficientes estimados do modelo ARDL na equação (4), no período completo, utilizando dados de frequência mensal. É importante referir que o teste de limites apenas é considerado para testar a significância dos coeficientes de longo prazo do modelo ARDL, presentes na tabela 2. Apesar do foco deste estudo ser a análise de cointegração entre as variáveis, apresentam-se também as estimativas dos coeficientes de curto-prazo, sendo apenas considerados os resultados com nível de significância de 1% e 5%, de forma a contribuir para a literatura.

Desempenho do sector de energias renováveis e o sector de tecnologias, o preço do petróleo e taxas de juro:  
Uma abordagem de Cointegração ARDL utilizando o teste dos Limites

Tabela 3: Estimativas dos coeficientes do modelo ARDL na forma de EC (*error correction*) para os efeitos de curto-prazo, com dados de frequência semanal e mensal, no período completo e sub-períodos.

SR	I	II	III	IV
<b>In_WTI</b>				
D1.	0.14***	0.12***	0.12**	0.138*
<b>In_PSE</b>				
D1.	1.40***	0.03***	1.540***	1.315***
LD.	0.01	-	0.204	-0.278
L2D.	-0.08	-	0.069	-0.294
L3D.	-0.15	-	-0.384**	0.125
L4D.	-0.25***	-	-0.444***	-0.384*
L5D.	-	-	-	-0.497**
L6D.	-	-	-	-0.397**
L7D.	-	-	-	-0.346*
L8D.	-	-	-	-0.338*
L9D.	-	-	-	-0.350**
<b>In_Tesouro</b>				
D1.	-0.0001	-	0.007	-0.140
LD.	-0.006	-	-0.020*	0.007
L2D.	0.005	-	0.023**	0.022
L3D.	0.01	-	0.006	0.031
L4D.	0.11**	-	0.027**	-0.001
L5D.	-0.007	-	-	-0.033
L6D.	-0.01**	-	-	-0.057***
L7D.	-	-	-	-0.005
L8D.	-	-	-	-0.003
L9D.	-	-	-	-0.075***
L10D.	-	-	-	-0.031

NOTA: os asteriscos indicam o nível de significância (\*p < 0,1; \*\*p < 0,05; \*\*\*p < 0,01).

## 5.2 Análise de cointegração: frequência semanal e período global

Para estimar o modelo com observações semanais e obter a combinação ótima de desfasamentos associados às variáveis dependente e independentes, com o objetivo de captar os efeitos de curto prazo, foi fixada uma ordem de desfasagem máxima de 7 períodos. A combinação ótima de desfasamentos foi calculada utilizando o critério AIC dado que o critério BIC selecionaria modelos demasiado parcimoniosos. A combinação ótima de desfasagens obtida e utilizada na estimação do modelo ARDL foi (5,1,5,7) para as variáveis ECO, WTI, PSE e Tesouro, respetivamente.

Antes de realizar os testes de hipóteses, através do procedimento dos testes de limites, é importante garantir que os erros estimados resultantes da estimação do modelo ARDL, na equação (4), não evidenciam correlação em série. Os resultados obtidos da realização do teste à correlação em série dos erros, utilizando o teste *Lagrange Multiplier*, são apresentados na tabela 4. Da análise da tabela 4 constata-se que não existe evidência de possíveis ocorrências de correlação em série nos erros do modelo estimado. Uma vez que os valores de  $p$  são maiores que 0.05, conclui-se que não é possível rejeitar a hipótese nula de não existir correlação em série.

Tabela 4: Resultados do Teste de Lagrange multiplier

Lags(p)	I		II		III		IV	
	Chi2	p>chi2	Chi2	p>chi2	Chi2	p>chi2	Chi2	p>chi2
1	0.986	0.3207	0.342	0.5585	1.425	0.2326	1.050	0.3055
2	1.227	0.5414	1.267	0.5307	2.318	0.3137	2.279	0.32
3	1.614	0.6563	-	-	2.384	0.4966	2.316	0.5094
4	1.912	0.7519	-	-	2.387	0.6650	3.203	5244
5	1.915	0.8608	-	-	2.865	0.7207	3.604	6078
6	-	-	-	-	-	-	5.291	0.5070
7	-	-	-	-	-	-	5.678	0.5779
8	-	-	-	-	-	-	6.040	0.6428
9	-	-	-	-	-	-	7.014	0.6356
10	-	-	-	-	-	-	7.018	0.7237
11	-	-	-	-	-	-	11.407	0.4098

Nos coeficientes estimados na tabela 2, coluna I, referente aos dados semanais no intervalo de 04/01/2012 a 27/12/2023, verifica-se que o coeficiente de velocidade de ajustamento da relação de equilíbrio de longo prazo entre a variável dependente e o conjunto de variáveis explicativas (ADJ) é negativo,  $\pi_y = -\alpha$ . Considerando que a magnitude de  $\alpha = 0,012$  é reduzida, a existir cointegração, a correção para o ajustamento de equilíbrio da relação de longo prazo entre o desempenho do sector de energias renováveis e o conjunto de variáveis explicativas que determinam a sua evolução seria lenta. Os coeficientes de longo prazo, inseridos no vetor  $\theta$ , na secção LR, apresentam valores positivos, PSE, e negativos, títulos de tesouro e WTI. O valor positivo do coeficiente associado ao desempenho do sector tecnológico é consistente com o sugerido pelos modelos teóricos preditivos nesta área de investigação, *i.e.*, um aumento no desempenho financeiro do sector tecnológico, refletido numa tendência estocástica crescente desta variável, é esperado exercer um efeito positivo no desempenho do sector de energias limpas, refletido na correspondente tendência estocástica crescente deste sector. O coeficiente associado ao preço do petróleo apresenta um sinal contrário ao sugerido pelos modelos teóricos preditivos nesta área, onde um aumento do preço do petróleo teria um efeito positivo no desempenho do sector de energias renováveis. Já o coeficiente negativo de longo prazo associado à taxa de remuneração dos bilhetes do Tesouro norte-americanos, a três meses, poder-se-á assumir como apresentando sinal contrário ao esperado. Um aumento das taxas de juro, refletido no aumento dos *yields-to-maturity* dos bilhetes do Tesouro, em resposta a pressões inflacionistas por parte das autoridades monetárias motivada pelo aumento acentuado do preço do petróleo, seria esperado exercer um efeito positivo na evolução do desempenho do sector de energias renováveis. Não obstante, nenhuma variável explicativa apresenta uma estatística t - standard significativa, aos níveis de 1%, 5% ou 10%. De referir que no presente modelo ARDL as estatísticas t associadas aos coeficientes de velocidade de ajustamento e aos coeficientes de longo prazo das variáveis explicativas não seguem a distribuição t - student standard sob a hipótese nula de inexistência de cointegração entre as variáveis.

A tabela 5 apresenta os resultados do teste dos Limites onde os valores das estatísticas para a primeira e segunda etapa do teste são,  $F = 1.255$  e  $t = -1.526$ , respetivamente.

Para a sua interpretação deve considerar-se que não se rejeita a hipótese nula inexistência de relação de cointegração se:

- Os valores das estatísticas F ou t estão mais próximos de zero que os valores críticos para as variáveis  $I(0)$  [ou seja, se  $p >$  nível desejado para as variáveis  $I(0)$ ].

Rejeita-se a hipótese nula se:

- Tanto os valores das estatísticas de  $F$  e de  $t$  apresentarem valores mais extremos do que os valores críticos para as variáveis  $I(1)$  [ou seja, se para ambos,  $p < \text{nível desejado para as variáveis } I(1)$ ].

Tabela 5: Resultados dos testes de Limites referentes aos dados semanais

F= 1.255	10%		5%		1%		Valor-p	
t = -1.526	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)
F	2.942	3.733	3.380	4.228	4.317	5.274	0.749	0.919
t	-3.111	-3.799	-3.399	-4.113	-3.958	-4.705	0.805	0.895

Num primeiro momento considera-se a estatística  $F$  para a hipótese nula conjunta com  $\pi_y = 0, \pi_x = 0$  e  $c_1 = 0$ , sendo que o último coeficiente está associado à restrição da tendência temporal. Tendo em conta que o valor da estatística,  $F=1.255$ , é inferior aos valores críticos do limite inferior sob a hipótese das variáveis explicativas serem  $I(0)$ , não existe evidência para rejeitar a hipótese nula, ou seja, os resultados para o período global de estimação do modelo não apresentam evidência que suportem a existência de uma relação de longo prazo entre o desempenho do sector de energias renováveis e a evolução do preço do petróleo, a evolução do desempenho do sector tecnológico e as taxas de juro.

Como na etapa 1 do teste dos limites, utilizando a estatística de  $F$ , a hipótese nula não foi rejeitada, o teste a realizar na etapa 2, que utiliza a estatística  $t$  - student associada à significância do coeficiente da velocidade de ajustamento da relação de equilíbrio de longo prazo, já não interfere e reverte a hipótese aceite anteriormente. O teste da etapa 2 considera e testa a hipótese nula individual  $\pi_y = 0$ . De igual modo, o valor da estatística  $t = -1.526$  confirma a aceitação da hipótese nula obtida na etapa 1, porque está, para todos os níveis de significância, mais próximo de zero do que os valores críticos para as variáveis  $I(0)$ . Desta forma, a significância estatística dos coeficientes de longo prazo, que eventualmente estes possam apresentar no output da regressão da equação (4), torna-se irrelevante, porque o termo de correção de equilíbrio  $y_{t-1} - \theta_{x_t}$  desaparece de (4) sob a hipótese nula  $\pi_y = \alpha = 0$ .

Podemos concluir que, para este período amostral e utilizando dados de frequência semanal, a variável ECO não está cointegrada com pelo menos uma das variáveis explicativas consideradas no modelo. Assim, não existe evidência estatística de que a evolução da variável ECO a longo prazo seja determinada pelo comportamento e informação contida nas variáveis explicativas incluídas no modelo. Os resultados

sugerem que a evolução do desempenho a longo prazo do sector das energias renováveis não é determinada pela evolução do preço do petróleo, pelo desempenho das empresas do sector tecnológico e pela evolução da taxa de juro.

Realizando uma análise tendo como foco o curto prazo, seguindo os resultados obtidos na tabela 3, coluna I, verifica-se que a variável WTI apresenta um coeficiente positivo de 0.14, com um nível de significância de 1%, indicando que os aumentos do preço do petróleo bruto têm um impacto positivo na variável ECO. Passando para a variável PSE, representativa das ações de tecnologia verifica-se uma significância de 1%, para o coeficiente D1., com o valor de 1.40, indicando que o aumento unitário percentual em PSE, provoca um aumento de 1.40% em ECO. O mesmo se verifica para o desfaseamento 4 com uma significância de 1% da variável PSE, que tem como significado que um aumento unitário percentual nesta variável 4 períodos anteriores, provoca uma diminuição de 0.25% em ECO. Por último, temos a variável Tesouro que demonstra coeficientes significativos ao nível de 5%, para os desfasamentos 4 e 6, com os valores de -0.11 e -0.01, respetivamente, indicando efeitos retardados negativos para com a variável das energias renováveis.

Em suma, verificam-se efeitos de curto prazo com significância, sendo que o índice PSE apresenta impactos imediatos e retardados sobre o índice ECO; o petróleo bruto apresenta resultados imediatos sobre o mercado das energias renováveis, enquanto o título do tesouro impacta o índice ECO negativamente, mas não de forma imediata.

### **5.3 Análise de cointegração: frequência semanal, sub-período 04/01/2012 - 25/12/2019**

Na estimação do modelo ARDL, com dados de frequência semanal no sub-período 04/01/2012 – 25/12/2019, o critério AIC estabeleceu o cálculo dos desfasamentos que resultou no modelo ARDL (2,1,1,0). Ao realizar o teste *Lagrange Multiplier* à correlação em série dos erros, verificou-se a inexistência de erros correlacionados entre si. Tal conclusão deve-se ao facto de na tabela 4 os valores de  $p$  serem maiores que 0.05.

Tendo em conta a aplicação do modelo ARDL, obtiveram-se os resultados expressos na tabela 2, coluna II, relativos ao período amostral de 04/01/2012 a 25/12/2019. Desta retira-se que o coeficiente de ajustamento,  $\alpha = 0.029$  indica que após um desvio da relação de longo prazo no período anterior, o desvio nesta relação tende a ser corrigido no período seguinte e a fazer convergir a relação entre as variáveis para o equilíbrio de longo prazo.

A tabela 6 faz referência aos testes de limites. Começando por avaliar os valores da estatística F referentes à primeira etapa, verificou-se que o seu valor é inferior aos valores críticos inferiores. Como visto anteriormente na primeira análise, não existe necessidade de proceder com as etapas seguintes, aceitando-se a hipótese nula. Deste modo, não se atribui importância aos coeficientes de longo prazo, uma vez que não existe uma relação de longo prazo significativa, ainda que a variável WTI apresente um coeficiente de longo prazo  $\theta = 0.372$  com um nível de significância de 10%.

Mais uma vez conclui-se que não existe evidência que a evolução do setor das energias renováveis seja determinada a longo prazo pelas variáveis independentes consideradas no modelo.

Tabela 6: Resultados dos testes de limites referentes aos dados semanais, 04/01/2012 a 25/12/2019

F= 1.274	10%		5%		1%		Valor-p	
T = -2.285	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)
F	2.967	3.741	3.409	4.239	4.356	5.290	0.744	0.914
T	-3.125	-3.823	-3.414	-4.136	-3.974	-4.729	0.435	0.688

Passando a análise para o curto prazo, através dos dados disponíveis na tabela 3, coluna II, observa-se que a variável WTI, tem um coeficiente de 0.12, com significância de 1% para as primeiras diferenças, evidenciando que um aumento unitário percentual nesta variável, apresenta um efeito imediato em ECO (aumento de 0.12%). A variável PSE apresenta um impacto imediato semelhante, em que um aumento percentual unitário, provoca um aumento de 0.03% em ECO.

Resumidamente, para o período de 04/01/2012 a 25/12/2019 verifica-se que variações de curto prazo nos índices das tecnologias e do petróleo bruto tendem a impactar o índice das ações de energias renováveis de forma imediata e significativa.

#### **5.4 Análise de cointegração: frequência semanal, sub-período 01/01/2020 - 27/12/2023**

Para este intervalo obteve-se o modelo ARDL (5,1,5,5), o qual, através da aplicação do teste *Lagrange Multiplier*, aceita a hipótese nula de inexistência de correlação em série dos erros, como observável na tabela 4.

Os resultados obtidos, relativos ao sub-período 01/01/2020 - 27/12/2023, apresentam-se na tabela 2, coluna III. Os resultados relativos à aplicação dos testes de limites a este modelo ARDL apresentam-se na tabela 7. Assim, no que concerne a etapa 1 do teste dos limites, a estatística de F permite concluir que esta apresenta um valor inferior aos valores dos limites inferiores críticos, para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%, aceitando-se a hipótese nula para estes níveis de significância.

Este facto traduz-se na aceitação da hipótese nula para todos os níveis de significância, o que leva à conclusão de inexistência de cointegração entre o índice relativo ao setor das energias renováveis e os índices WTI, PSE e Tesouro.

Tabela 7: Resultados dos testes de limites referentes aos dados semanais de 01/01/2020 a 27/12/2023

F= 2.736	10%		5%		1%		Valor-p	
t = -1.746	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)
F	2.929	3.773	3.378	4.291	4.355	5.399	0.133	0.335
t	-3.082	-3.772	-3.39	-4.098	-3.959	-4.718	0.677	0.0.819

Atendendo às relações de curto prazo no período de 01/01/2020 a 27/12/2023, através da tabela 3, coluna III, verifica-se que a variável WTI, apresenta um coeficiente com o valor de 0.12 com significância de 5%, para as primeiras diferenças, revelando que um aumento unitário percentual no período atual do preço do petróleo bruto afeta positivamente em 0.12% a variável ECO. Passando a análise para o impacto das ações de tecnologias sobre as ações de energia renovável, tem-se que a variável PSE apresenta um coeficiente de 1.540 ao nível de 1%, para as primeiras diferenças, o que significa que um aumento unitário percentual no período atual nesta variável, tem como efeito o aumento de 1.540% na variável ECO. Por outro lado, um aumento unitário percentual no período t-3 nesta variável, leva à diminuição de 0.384% no valor atual de ECO, considerando um nível de significância de 5%. O mesmo se verifica para o período t-4, no qual o coeficiente da variável PSE é negativo com o valor de 0.444 para uma significância de 1%.

Considerando a variável Tesouro, esta apresenta um efeito positivo a curto prazo na variável ECO, com um nível de significância de 5%, uma vez que apresenta coeficientes positivos, nomeadamente 0.023 e 0.027, para os desfasamentos 2 e 4, respetivamente.

Os resultados indicam que existe um efeito de curto prazo das variáveis independentes na variável dependente, concluindo-se que o preço do petróleo e a taxa dos títulos do Tesouro afetam positivamente as ações de empresas de energias renováveis. No entanto, para os títulos do Tesouro, este impacto apenas se verifica para os desfasamentos 2 a 4. As variações dos preços das ações de empresas de tecnologias exercem efeitos positivos

imediatos e negativos, após 3 a 4 desfasamentos, nas ações de empresas do setor das energias renováveis.

## 5.5 Análise de cointegração: frequência mensal, período global

Dada a frequência mensal dos dados foi admitida uma ordem de desfasagem máxima de 12, sendo que o número ótimo de desfasamentos foi calculado com recurso ao critério AIC dado que o critério BIC selecionaria modelos demasiado parcimoniosos. Desta forma, obteve-se o modelo ótimo ARDL (6,1,10,11).

Neste caso também foi realizado o teste de *Lagrange Multiplier*, sendo que os resultados deste não indicam a existência de correlação em série nos erros do modelo ARDL estimado.

Recorrendo aos resultados na tabela 2, coluna IV, relativos aos dados de frequência mensal verifica-se que o coeficiente ADJ é negativo, com  $\alpha = 0.091$ . Os resultados obtidos na realização dos Testes de limites encontram-se na tabela 8.

Tabela 8- Resultados dos testes de limites referentes aos dados mensais

F= 1.781	10%		5%		1%		Valor-p	
T = -1.100	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)
F	2.838	3.852	3.302	4.18	4.335	5.664	0.832	0.954
T	-2.982	-3.664	-3.300	-4.020	-3.926	-4.701	0.805	0.899

Num primeiro momento considera-se a estatística  $F$  para a hipótese nula com  $\pi_y = 0, \pi_x = 0$  e  $c_1 = 0$ . Tendo em conta a estatística  $F$  observada no modelo estimado, verifica-se que o seu valor é menor que os valores críticos dos limites inferiores das variáveis  $I(0)$  para todos os níveis de significância. Assim, os resultados do teste dos limites para o modelo ARDL, com dados de frequência mensal, também não oferecem evidência que permita rejeitar a hipótese nula.

Mais uma vez conclui-se que a evolução do desempenho a longo prazo do sector das energias renováveis, considerando agora uma frequência mensal nos dados que encerram menos ruído e flutuações nos seus valores, também não é determinada pela evolução do preço do petróleo, pelo desempenho das empresas do sector tecnológico e pela evolução da taxa de juro.

Em relação aos coeficientes de curto prazo na tabela 3, coluna IV, referente ao período global de 04/01/2012 até 27/12/2023, com frequência mensal, verifica-se que apenas as variáveis PSE e Tesouro apresentam coeficientes com um nível de significância de 1% e 5%. Começando por analisar os coeficientes de PSE, para um nível de significância de 1%, temos o valor de 1.315 para a primeira diferença (D1) contemporânea, que significa que um aumento unitário percentual no mês corrente irá provocar contemporaneamente um aumento de 1.315% na variável resposta. Para um nível de significância de 5%, para valores do índice PSE de cinco, seis e nove desfasamentos, temos os coeficientes -0.497, -0.397, -0.350, respetivamente, o que se traduz num efeito negativo retardado e significativo sobre a variável ECO.

A variável Tesouro apresenta coeficientes significativos ao nível de 1%, para o sexto e nono desfasamento com os coeficientes -0.057 e -0.075, respetivamente, o que significa que para esta frequência de dados existe um efeito retardado negativo e significativo da variável Tesouro na variável ECO.

Assim conclui-se que para o período global, com dados de frequência semanal, a variação dos preços das ações de empresas tecnológicas apresenta efeitos de curto prazo contemporâneos positivos e efeitos desfasados negativos sobre os preços das ações de empresas de energia renovável. Já os títulos do Tesouro apresentam apenas efeitos negativos desfasados.

## **5.6 Testes CUSUM e CUSUMSQ**

Para haver confiança na análise feita anteriormente é necessário verificar a existência de quebras estruturais nas relações de longo prazo estimadas no modelo ARDL, uma vez que, se tal se verificasse invalidaria os resultados obtidos com o modelo ARDL.

Desta forma, na tabela 9, apresenta-se o resultado do teste CUSUM, que tem como hipótese nula: inexistência de quebras estruturais nas relações estimadas no modelo ARDL. A estatística do teste baseada na recursividade dos erros estimados no modelo, apresenta um valor de 0.7494, que é inferior aos valores críticos associados aos níveis de significância habituais da distribuição desta estatística. O valor desta estatística sugere a inexistência de alterações nas estimativas dos coeficientes de regressão do modelo ARDL estimado, aceitando-se a hipótese nula.

Tabela 9: Resultados relativos ao teste CUSUM

Tipo	Estatística de teste	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
Recursivo	0.7494	1.1430	0.9479	0.8499

Para a análise do teste CUSUMSQ, baseada nos resíduos do método dos mínimos quadrados (OLS), o valor da estatística do teste e os respetivos valores críticos da distribuição desta estatística são apresentados na tabela 10. O valor da estatística sugere a aceitação da hipótese nula de inexistência de quebras estruturais nas relações de longo prazo estimadas no modelo ARDL. Isto é explicado mais uma vez, através do valor da estatística de teste (0.7961), que é menor que os valores críticos da distribuição da estatística do teste para os níveis de significância de 10% (1.6276), 5% (1.3581) e 1% (1.6276).

Tabela 10: Resultados relativos ao teste CUSUMSQ

Tipo	Estatística de teste	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
OLS	0.7961	1.6276	1.3581	1.2238

Assim, considerando a aceitação da hipótese nula nos dois testes acima podem-se aceitar os resultados obtidos com a aplicação do modelo ARDL, devido à inexistência de quebras estruturais nas relações entre as variáveis e concluir que os resultados dos modelos ARDL não sugerem a existência de relações de cointegração entre a evolução da variável dependente e o conjunto de variáveis explicativas. A figura 4 é uma representação gráfica dos testes CUSUM e CUSUMSQ, revelando a ausência de quebras estruturais no conjunto das variáveis em estudo.

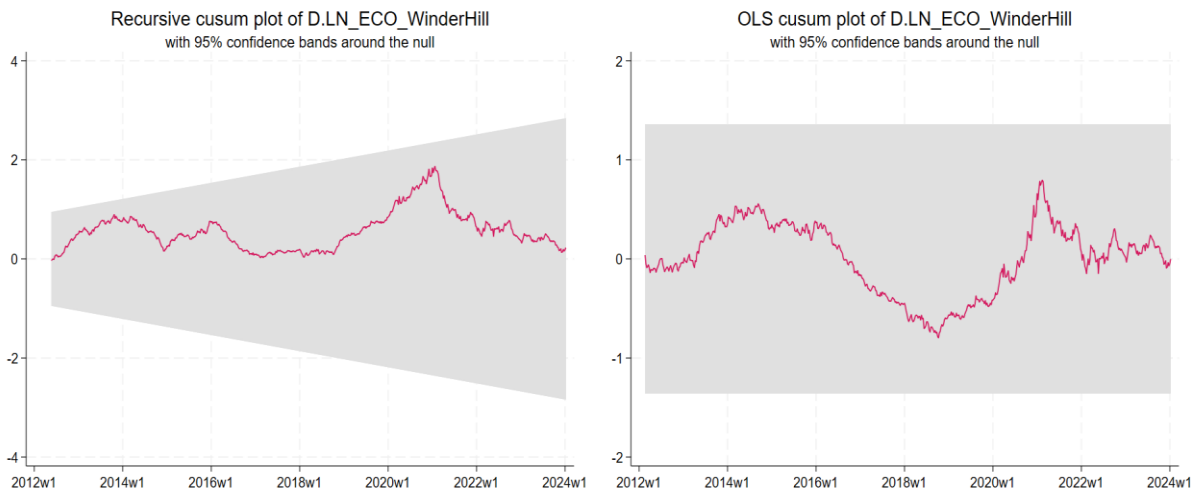


Figura 4 - Resultados relativos aos testes CUSUM e CUSUMSQ

## 5.7 Discussão dos Resultados

Os resultados obtidos no presente estudo não revelam a existência de relações de cointegração, *i.e.*, relações significativas de longo prazo entre o preço das ações de empresas de energias renováveis (variável dependente) e a evolução do preço do petróleo, do preço das ações de empresas do sector tecnológico e das taxas de juro implícitas dos bilhetes do Tesouro norte-americano. Estes resultados revelam-se não consistentes com os observados noutros estudos, nomeadamente Bondia *et al.* (2016), que aplicam testes à cointegração de Gregory e Hansen (1996) e Hatemi-j(2008), e o trabalho levado a cabo por Zaghdoubi *et al.* (2023) que utilizam o modelo *Fourier nonlinear ARDL*.

Por outro lado, os resultados obtidos revelam-se consistentes com os obtidos por Managi e Okimoto (2013), que utilizam o método de Johansen e Juselius (1990), e onde os resultados não suportam a hipótese de existência de cointegração entre o conjunto de variáveis consideradas no presente estudo, mas relativos a um período anterior.

A discrepância entre o que a literatura teórica sugere e os resultados diversos obtidos pela literatura empírica pode também ser explicada pelo uso de diferentes modelos estatísticos, várias frequências de dados e diferentes períodos amostrais utilizados na estimação dos modelos.

Bondia *et al.* (2016) referem que os resultados obtidos por Managi e Okimoto (2013) podem ser explicados pelo facto de o modelo utilizado por estes autores não incorporar mudanças nas relações estimadas de forma endógena, o que também pode explicar os resultados obtidos na presente investigação. Bondia *et al.* (2016) afirmam que a não consideração de mudanças de regime dentro do modelo pode levantar questões relacionadas com a robustez dos resultados obtidos uma vez que diversos fatores como crises económicas, mudanças políticas, a pandemia por covid-19 bem com a guerra entre a Ucrânia e a Rússia são eventos relevantes que podem alterar significativamente as relações de longo prazo e que a não inclusão no modelo destas quebras estruturais endógenas poderá mascarar a existência de relações de longo prazo entre as variáveis antes, após ou antes e após a ocorrência do evento.

Relativamente aos resultados obtidos para o curto prazo, conclui-se que as variações de todas as variáveis independentes afetam a curto prazo a variável dependente. Isto significa que o índice ECO, representativo das ações de empresas de energias renováveis, é afetado pela variação do preço do petróleo bruto (WTI), pelo preço das ações de empresas de tecnologia e pelas taxas de juro, mais concretamente, pelos títulos de tesouro norte-americano com uma maturidade de 3 meses, mas que estes efeitos tendem a ser de curta duração. O índice WTI é o único que apenas exerce efeitos positivos de curto prazo no índice ECO, enquanto o preço das ações de empresas de tecnologia e as taxas de juro, impactam positiva e negativamente de forma retardada o índice das empresas de energia renovável, dependendo dos períodos de desfasagem considerados.

À semelhança dos resultados obtidos por Bondia *et al.*, (2016), os resultados obtidos no presente estudo também fornecem evidência que o preço das ações de energia renovável é afetado no curto prazo pela variação nos índices incluídos no modelo.

Por outro lado, Ferrer *et al.*, (2018) e Fazlollahi e Ebrahimijam, (2017) não encontraram evidência que o preço do petróleo tenha efeitos sobre o mercado das ações de empresas de energia renovável em termos de curto prazo.

## 6. Conclusão, limitações e sugestões

O presente trabalho teve como objetivo verificar a existência de relações de longo prazo, *i.e.*, existência de relações de cointegração, entre quatro variáveis distintas, recorrendo ao modelo ARDL (*Autoregressive Distributed Lags*) proposto por Kripfganz e Schneider (2023). Os procedimentos de inferência para testar a existência de relações de longo prazo basearam-se no teste dos Limites associados ao comando Stata **ardl** de Kripfganz e Schneider (2023). Para examinar os fatores que determinam (*i.e.*, *driving forces*) a evolução a longo prazo do desempenho das empresas do sector de energias renováveis foram consideradas no modelo variáveis associadas aos mercados de energia, mercado de tecnologia e mercado monetário.

Para representar a evolução do mercado de energia renovável foi utilizado o índice acionista ECO (WilderHill Clean Energy Index), para representar a evolução do preço do petróleo à escala global foi utilizado o índice WTI (West Texas Intermediate), para representar a evolução do desempenho das empresas do sector tecnológico foi utilizado o índice acionista PSE (NYSE Arca Technology Index). Para representar a evolução das condições do mercado monetário e os seus possíveis efeitos na evolução geral da atividade económica, na atividade de investimento das empresas e no mercado acionista foi utilizado a taxa de juro implícita (*yield-to-maturity*) dos bilhetes do Tesouro norte-americano a três meses.

Os resultados da estimação do modelo ARDL para o período global de análise, de 2012 a 2023, para os sub-períodos 2012-2019 e 2020-2023, e utilizando dados de frequência semanal e mensal, sugerem que a evolução do desempenho a longo prazo do sector das energias renováveis não é determinada pela evolução do preço do petróleo, pelo desempenho das empresas do sector tecnológico e pela evolução da taxa de juro, traduzindo-se na inexistência de cointegração entre as variáveis em estudo.

Considerando os coeficientes estimados de curto prazo no modelo ARDL, verifica-se que os preços das ações de empresas de energias renováveis são afetados pelas variações do preço do petróleo, do preço das ações de empresas de tecnologias e taxas de juro.

Este trabalho apresenta algumas limitações. Deste modo é importante referir que o presente modelo ARDL ao utilizar uma abordagem uni-equacional não considera o *feedback* da variável dependente para as variáveis independentes. Por outro lado, a ordem de desfasamento escolhida influencia os dados obtidos; as utilizações de diferentes ordens de desfasamento permitiriam obter diferentes resultados. Outro fator

a ter em consideração como potencial limitação dos resultados obtidos prende-se com o facto do modelo ARDL utilizado apenas permitir realizar uma análise simétrica das relações entre as variáveis ao contrário do modelo NON-ARDL que tem em conta os efeitos assimétricos (Sreenu, 2022).

Após a consideração das limitações do presente estudo, segue-se a referência a fatores a ter em consideração em estudos futuros. Assim, torna-se relevante que estudos futuros considerem na análise outras variáveis explicativas que possam determinar a evolução a longo prazo do desempenho das empresas do sector de energias renováveis. Também se revela importante incluir no modelo econométrico eventos que possam afetar as relações de longo prazo tais como eventos de aumentos e diminuições abruptas do preço do petróleo, a pandemia por Covid-19, a guerra entre a Ucrânia e a Rússia, uma vez que estes eventos se caracterizam por uma dimensão global que tem um grande impacto, nomeadamente ao nível dos mercados financeiros, num panorama de longo-prazo.

A importância da compreensão da relação a longo-prazo entre as ações de empresas de energia renovável, o preço do petróleo, ações de empresas do setor das tecnologias e taxas de juro, torna-se bastante pertinente devido ao cenário de transição energética, de forma a tornar a sociedade menos dependente de combustíveis fósseis. Os resultados nesta área de investigação são muito importantes porque auxiliam os decisores políticos no desenho das políticas adequadas ao desenvolvimento do setor das energias limpas e renováveis, as empresas do setor e investidores a tomarem decisões e terem *insights* para a realização de melhores investimentos e melhores utilizações de recursos, para que esta transição energética se realize. Esta necessidade de compreender as relações das variáveis em estudo, associada há falta de consenso entre a literatura existente, demonstra a necessidade de se realizar mais estudos ao redor desta temática.

## 7. Bibliografia

- Alkathery, M. A., and Chaudhuri, K. (2021). Co-movement between oil price, CO2 emission, renewable energy and energy equities: Evidence from GCC countries. *Journal of Environmental Management*, 297, pp.1-14. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.113350>
- Alqahtani, F., Samargandi, N., and Kutan, A. M. (2020). The influence of oil prices on the banking sector in oil-exporting economies: Is there a psychological barrier? *International Review of Financial Analysis*, 69, pp.1–13. doi: <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2020.101470>.
- Awodumi, O. B., and Adeleke, A. M. (2016). Non-Renewable Energy and Macroeconomic Efficiency of Seven Major Oil Producing Economies in Africa. *Zagreb International Review of Economics & Business*, 19(1), pp.59-74. doi: <https://doi.org/10.1515/zireb-2016-0004>
- Aydoğan, B., Tunç, G., and Yelkenci, T. (2017). The Impact of Oil Price Volatility on net-oil exporter and importer countries' stock markets. *Eurasian Economic Review*, 7(2), pp.231–253. doi: <https://doi.org/10.1007/s40822-017-0065-1>.
- Balcilar, M., Bekiros, S., and Gupta, R. (2017). The role of news-based uncertainty indices in predicting oil markets: a hybrid nonparametric quantile causality method. *Empirical Economics*, 53, pp.879-889. doi: <https://doi.org/10.1007/s00181-016-1150-0>
- Banco Central Europeu. (2020). Boletim Económico. Disponível em: [https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/pdf-boletim/bce\\_n2\\_mar20.pdf](https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/pdf-boletim/bce_n2_mar20.pdf)  
[Acedido a 13 Mar. 2024]
- Banco de Portugal. (2019). Séries Estatísticas. Disponível em: <https://bpstat.bportugal.pt/dados/series?mode=graphic&svid=2832&series=12645915,12645918> [Acedido a 13 Mar. 2024]

- Barunik, J., and Křehlík, T. (2018). Measuring the Frequency Dynamics of Financial Connectedness and Systemic Risk. *Journal of Financial Econometrics*, 16(2), pp.271-296. doi: <https://doi.org/10.1093/jffinec/nby001>
- Benabed, A., and Bulgaru, A. (2022). The Challenging Consequences of the Russian-Ukrainian Conflict and a New Transition in Global Trade, Energy Market and Oil Prices. *LIMEN - International Scientific-Business Conference - Leadership, Innovation, Management and Economics: Integrated Politics of Research*. doi: <https://doi.org/10.31410/limen.2022.53>
- Bentzen, J., and Engsted, T. (2001). A revival of the autoregressive distributed lag model in estimating energy demand relationships. *Energy*, 26(1), pp.45--55. doi: [https://doi.org/10.1016/S0360-5442\(00\)00052-9](https://doi.org/10.1016/S0360-5442(00)00052-9)
- Bondia, R., Ghosh, S., and Kanjilal, K. (2016). International crude oil prices and the stock prices of clean energy and technology companies: Evidence from non-linear cointegration tests with unknown structural breaks. *Energy*, 101, pp.558–565. doi: <https://doi.org/10.1016/j.energy.2016.02.031>
- Brown, R. L., Durbin, J., and Evans, J. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 37(2), pp.149–192. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2984889>
- Chen, J. (2022). Treasury yield. *Investopedia*. Disponível em: <https://www.investopedia.com/terms/t/treasury-yield.asp> [Acedido a 3 jul. 2024].
- Chen, J. (2024). West Texas Intermediate (WTI). *Investopedia*. Disponível em: <https://www.investopedia.com/terms/w/wti.asp> [Acedido a 1 Jul. 2024].
- Chen, J., Cheng, Y., and Li, Y. (2022). The Russian-Ukraine Conflict, Crude Oil Price Fluctuation and Dynamic Changes in Stock Market: Evidence from the U.S and China. *BCP Business & Management*, 30, pp.276–285. doi: <https://doi.org/10.54691/bcpbm.v30i.2441>

- CME Group Inc (2024). Crude Oil Overview. *CME Group*. Disponível em: <https://www.cmegroup.com/markets/energy/crude-oil/light-sweet-crude.html> [Acedido a 1 Jul. 2024].
- Degiannakis, S., Filis, G., and Arora, V. (2018). Oil Prices and Stock Markets: A Review of the Theory and Empirical Evidence. *The Energy Journal*, 39(01), pp.1–46. doi: <https://doi.org/10.5547/01956574.39.5.sdeg>
- Diebold, F. X., and Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, 28, pp.57-66. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2011.02.006>
- Diebold, F., and Yilmaz, K. (2009). Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, With Application to Global Equity Markets. *The Economic Journal*, 119(534), pp.158-171. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2008.02208.x>
- Divyaa, S., Saravanane, R., and Kumar, M. (2024). Predicting Macro-Economic Factors of WTI Crude Oil Using Monte Carlo Simulation. *2024 International Conference on Advances in Data Engineering and Intelligent Computing Systems (ADICS)*. doi: <https://doi.org/10.1109/adics58448.2024.10533490>
- Dominioni, G., Romano, A., and Sotis, C. (2019). A Quantitative Study of the Interactions between Oil Price and Renewable Energy Sources Stock Prices. *Energies*, 12(9), pp.1-11. doi: <https://doi.org/10.3390/en12091693>
- Engle, R. F., and Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), pp.251–276. doi: <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Fazlollahi, N., and Ebrahimijam, S. (2017). Effect of Oil Price Volatility on Clean Energy Stock Market Performance. *Springer Proceedings in Business and Economics*, pp.171–184. doi: [https://doi.org/10.1007/978-3-319-66872-7\\_13](https://doi.org/10.1007/978-3-319-66872-7_13)
- Ferrer, R., Shahzad, S. J. H., López, R., and Jareño, F. (2018). Time and frequency dynamics of connectedness between renewable energy stocks and crude oil prices. *Energy Economics*, 76, pp.1-20. doi: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.09.022>

- Ghatak, S., and Siddiki, J. U. (2001). The use of the ARDL approach in estimating virtual exchange rates in India. *Journal of Applied Statistics*, 28(5), pp.573–583. doi: <https://doi.org/10.1080/02664760120047906>
- Gogolin, F., Kearny, F., Lucey, B. M., Peat, M., and Vigne, S. A. (2018). Uncovering long term relationships between oil prices and the economy: A time-varying cointegration analysis. *Energy Economics*, pp.1-33. doi: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.10.002>
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), pp.424-438. doi: <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Gregory, A. W., and Hansen, B.E. (1996). Practitioners corner: Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(3), pp.555–560. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1996.mp58003008.x>
- Guo, Y., Zhang, H., and Cheng, H. (2021). Asymmetric between oil prices and renewable energy consumption in the G7 countries. *Energy*, 226, pp.1-14. doi: <https://doi.org/10.1016/j.energy.2021.120319>
- Hammoudeh, S., Mokni, K., Bem-Salha, O., and Ajmi, A. N. (2021). Distributional predictability between oil prices and renewable energy stocks: Is there a role for the COVID-19 pandemic? *Energy Economics*, 103, pp.1-12. doi: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105512>
- Hatemi-J, A. (2008). Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration. *Empirical Economics*, 35(3), pp.497–505. doi: <https://doi.org/10.1007/s00181-007-0175-9>
- Henriques, I., and Sadorsky, P. (2008). Oil prices and the stock prices of alternative energy companies. *Energy Economics*, 30(3), pp.998-1010. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2007.11.001>
- Huang, S., An, H., Gao, X., and Jiang, M. (2016). The Multiscale Fluctuations of the Correlation between Oil Price and Wind Energy Stock. *Sustainability*, 8(6), pp.1-14. doi: <https://doi.org/10.3390/su8060534>

- Inchauspe, J., Ripple, R.D., and Trück, S. (2015). The dynamics of returns on renewable energy companies: A state-space approach. *Energy Economics*, 48, pp.325–335. doi: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.11.013>
- IRENA and CPI (2023). Global landscape of renewable energy finance. *International Renewable Energy Agency*. Disponível em: [https://www.irena.org/-/media/Files/IRENA/Agency/Publication/2023/Feb/IRENA\\_CPI\\_Global\\_RE\\_finance\\_2023.pdf](https://www.irena.org/-/media/Files/IRENA/Agency/Publication/2023/Feb/IRENA_CPI_Global_RE_finance_2023.pdf) [Acedido a 7 Fev. 2024].
- Jalil, A., and Ma, Y. (2008). Financial development and economic growth: time series evidence from Pakistan and China. *Journal of Economic Cooperation*, 29(29), pp.29–68. Disponível em: <https://sesric.org/files/article/272.pdf>
- Jalil, A., and Mahmud, S. F. (2009). Environment Kuznets curve for CO<sub>2</sub> emissions: A cointegration analysis for China. *Energy Policy*, 37(12), pp.5167–5172. doi: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.07.044>
- Jalil, A., and Rao, N. H. (2019). Time Series Analysis (Stationarity, Cointegration, and Causality). *Environmental Kuznets Curve (EKC)*, pp.85–99. doi: <https://doi.org/10.1016/b978-0-12-816797-7.00008-4>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), pp.231–254. doi: [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Johansen, S. (1995). Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. *Oxford Scholarship*. doi: <https://doi.org/10.1093/0198774508.001.0001>
- Johansen, S., and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), pp.169–210. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>
- Kayalar, D. E., Küçüközmen, C. C., and Selcuk-Kestel, A. S. (2017). The Impact of Crude Oil Prices on Financial Market indicators: Copula Approach. *Energy Economics*, 61, pp.162–173. doi: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.11.016>

- Kazemilari, M., Mardani, A., Streimikiene, D., and Zavadskas, E. K. (2017). An overview of renewable energy companies in stock exchange: Evidence from minimal spanning tree approach. *Renewable Energy*, 102, pp.107–117. doi: <https://doi.org/10.1016/j.renene.2016.10.029>
- Kripfganz, S., and Schneider, D. (2023). ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models. *The Stata Journal*, 23(4), pp.983–1019. doi: <https://doi.org/10.1177/1536867x231212434>
- Kripfganz, S., and Schneider, D. C. (2020). Response Surface Regressions for Critical Value Bounds and Approximate p-values in Equilibrium Correction Models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 82(6), pp.1456–1481. doi: <https://doi.org/10.1111/obes.12377>
- Kumar, S., Managi, S., and Matsuda, A. (2012). Stock prices of clean energy firms, oil and carbon markets: A vector autoregressive analysis. *Energy Economics*, 34(1), pp.215–226. doi: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.03.002>
- Kyritsis, E., and Serletis, A. (2019). Oil Prices and the Renewable Energy Sector. *The Energy Journal*, 40, pp.337-363. doi: <https://doi.org/10.5547/01956574.40>
- Li, X., and Wei, Y. (2018). The dependence and risk spillover between crude oil market and China stock market: New evidence from a variational mode decomposition-based copula method. *Energy Economics*, 74, pp.565-581. doi: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.07.011>
- Maghyreh, A. I., Awartani, B., and Abdoh, H. (2019). The co-movement between oil and clean energy stocks: A waveletbased analysis of horizon associations. *Energy*, 169, pp.895-913. doi: <https://doi.org/10.1016/j.energy.2018.12.039>
- Managi, S., and Okimoto, T. (2013). Does the price of oil interact with clean energy prices in the stock market? *Japan and the World Economy*, 27, pp.1-9. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.japwor.2013.03.003>
- Marques, L. M., Fuinhas, J. A., and Marques, A. C. (2017). Augmented energy-growth nexus: economic, political and social globalization impacts. *Energy Procedia*, 136, pp.97–101. doi: <https://doi.org/10.1016/j.egypro.2017.10.293>

- Nasir, M. A., Naidoo, L., Shahbaz, M., and Amoo, N. (2018). Implications of Oil Prices Shocks for the Major Emerging Economies: A Comparative Analysis of BRICS. *Energy Economics*, 74, pp. 76-88. doi: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.09.023>
- Nasreen, S., Tiwari, A. K., Eizaguirre, J. C., and Wohar, M. E. (2020). Dynamic connectedness between oil prices and stock returns of clean energy and technology companies. *Journal of Cleaner Production*, 260, pp.1–21. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.121015>
- Niu, H. (2021). Correlations between crude oil and stocks prices of renewable energy and technology companies: A multiscale time-dependent analysis. *Energy*, 221, pp.1–19. doi: <https://doi.org/10.1016/j.energy.2021.119800>
- Nkoro, E., and Uko, A. K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), pp.1–3. Disponível em: [https://ideas.repec.org/a/spt/stecon/v5y2016i4f5\\_4\\_3.html](https://ideas.repec.org/a/spt/stecon/v5y2016i4f5_4_3.html)
- NYSE (2018). Arca Tech 100 Index TM (PSE). pp.1–19. Disponível em: [https://www.ice.com/publicdocs/data/NYSE\\_Arca\\_Tech\\_100\\_Index\\_Methodology.pdf](https://www.ice.com/publicdocs/data/NYSE_Arca_Tech_100_Index_Methodology.pdf) [Acedido a 3 jul. 2024].
- Odhiambo, N. M. (2009). Energy consumption and economic growth nexus in Tanzania: An ARDL limit testing approach. *Energy Policy*, 37(2), pp.617–622. doi: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2008.09.077>
- Pesaran, M. H., and Pesaran, B. (1997). *Working with Microfit 4.0: interactive econometric analysis. Windows version*. Oxford: Oxford University Press.
- Pesaran, M. H., and Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, pp.371–413. doi: <https://doi.org/10.1017/ccol521633230.011>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., and Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp.289–326. doi: <https://doi.org/10.1002/jae.616>

- Raggad, B. (2021). Time varying causal relationship between renewable energy consumption, oil prices and economic activity: New evidence from the United States. *Resources Policy*, 74, pp.1-13. doi: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102422>
- Reboredo, J. C. (2015). Is there dependence and systemic risk between oil and renewable energy stock prices? *Energy Economics*, 48, pp.32-45. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2014.12.009>
- Reboredo, J. C., Rivera-Castro, M. A., and Ugolini, A. (2017). Wavelet-based test of co-movement and causality between oil and renewable energy stock prices. *Energy Economics*, 61, pp.241-252. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2016.10.015>
- Sadorsky, P. (2012). Correlations and volatility spillovers between oil prices and the stock prices of clean energy and technology companies. *Energy Economics*, 34, pp.248-255. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2011.03.006>
- Sebri, M., and Ben-Salha, O. (2014). On the causal dynamics between economic growth, renewable energy consumption, CO<sub>2</sub> emissions and trade openness: Fresh evidence from BRICS countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 39, pp.14–23. doi: <https://doi.org/10.1016/j.rser.2014.07.033>
- Shahbaz, M., Hye, Q. M. A., and Tiwari, A. K. (2013). Economic Growth, Energy Consumption, Financial Development, International Trade and CO<sub>2</sub> Emissions, in Indonesia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 25, pp.109-121. doi: <https://doi.org/10.1016/j.rser.2013.04.009>
- Smead, R. G. (2020). Oil and Gas in the Age of COVID-19 –Where Do They Go From Here? *Wiley Periodicals*, 36(12), pp.22-27. doi: <https://doi.org/10.1002/gas.22181>
- Song, Y., Ji, Q., Du, Y., and Geng, J. (2019). The dynamic dependence of fossil energy, investor sentiment and renewable energy stock markets. *Energy Economics*, 84, pp.1-15. doi: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104564>
- Sreenu, N. (2022). Impact of FDI, crude oil price and economic growth on CO<sub>2</sub> emission in India: - symmetric and asymmetric analysis through ARDL and non -linear ARDL

approach. *Environmental Science and Pollution Research*. doi:  
<https://doi.org/10.1007/s11356-022-19597-x>

Tang, T. C. (2004). A reassessment of aggregate import demand function in the asean-5: A Cointegration Analysis. *The International Trade Journal*, 18(3), pp.239–268. doi:  
<https://doi.org/10.1080/08853900490478131>

Troster, V., Shahbaz, M., and Uddin, G. S. (2018). Renewable energy, oil prices, and economic activity: A Granger-causality in quantiles analysis. *Energy Economics*, 70, pp.440-452. doi: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.01.029>

Veli, Y., Onder, O., and Abdulkadir, A. (2022). The Dependence of Clean Energy Stock Prices on the Oil and Carbon Prices: a Nonlinear Perspective. *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, 56(2), pp.115–132. doi:  
<https://doi.org/10.24818/18423264/56.2.22.08>

Wang, Y., Wu, C., and Yang, L. (2013). Oil price shocks and stock market activities: Evidence from oil-importing and oil-exporting countries. *Journal of Comparative Economics*, 41(4), pp.1220–1239. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jce.2012.12.004>

WilderShares (2024). Clean Energy Index (ECO): first for climate solutions & leader since 2004. Disponível em: <https://www.wildershires.com/> [Acedido a 1 Jul. 2024].

Xia, T., Ji, Q., Zhang, D., and Han, J. (2019). Asymmetric and extreme influence of energy price changes on renewable energy stock performance. *Journal of Cleaner Production*, 241, pp.1-10. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.118338>

Yi, J. (2014). Treasury Bills and Central Bank Bills for Monetary Policy. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 109, pp.1256–1260. doi:  
<https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.622>

Zaghoudi, T., Tissaoui, K., Maâloul, M., Bahou, Y., and Kammoun, N. (2023). Asymmetric connectedness between oil price, coal and renewable energy consumption in China: Evidence from Fourier NARDL approach. *Energy*, 285, pp.129416–129416. doi:  
<https://doi.org/10.1016/j.energy.2023.129416>

Zhang, D., and Broadstockb, D. (2018). Global financial crisis and rising connectedness in the international commodity markets. *International Review of Financial Analysis*, 68, pp.1-11. doi: <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.08.003>