

**Relações dinâmicas entre mercados de energias
fósseis, empresas de energias renováveis e
empresas de tecnologias: uma abordagem
ARDL**

Rafael Pedro Louro

Dissertação para obtenção do Grau de Mestre em
Engenharia e Gestão Industrial
(2º Ciclo de estudos)

Orientador: Prof. João Dionísio Monteiro

Covilhã, janeiro de 2025

Declaração de Integridade

Eu, Rafael Pedro Louro, que abaixo assino, estudante com o número de inscrição M12504 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 ____ / ____ / ____

Agradecimentos

Quero agradecer acima de tudo ao professor João Dionísio Monteiro, orientador da minha dissertação, pela disponibilidade, pela paciência e por toda a ajuda prestada ao longo da realização desta dissertação.

Agradeço também aos meus pais por me terem proporcionado todas as condições para que me pudesse focar no meu percurso académico ao longo de todos estes anos. Por todo o apoio importantíssimo recebido por parte dos meus amigos, especialmente a Raquel, e família quero expressar também o meu agradecimento.

Resumo

A produção de energia, essencial para a sociedade, tem origem, maioritariamente, nos combustíveis fósseis, que são a principal causa de emissões de gases de efeito de estufa. As graves consequências que estes gases provocam no planeta, como o aquecimento global, levaram à necessidade da redução da dependência de energia fóssil, através da busca por fontes de energia mais sustentáveis. Este cenário despertou o interesse nas energias renováveis e, conseqüentemente, nas tecnologias que as suportam, e fez com que o investimento e estudo das mesmas aumentasse nos últimos anos.

Através da aplicação do modelo *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL), que permite analisar as relações entre séries temporais a curto e longo prazo, e baseando os procedimentos de inferência sobre as relações no teste dos limites, esta dissertação tem como objetivo estudar as relações de cointegração entre os mercados de energias fósseis, de energias renováveis e de tecnologias, e taxa de juro, de modo a proporcionar aos agentes de mercado e às entidades públicas informação relevante para uma tomada de decisões mais conscientes, como a diversificação de investimentos para redução do risco ou a implementação de políticas, de modo a contribuir para a expansão e crescimento das fontes de energia renovável.

Os resultados da aplicação do modelo ARDL sugerem a inexistência de relações de cointegração de longo prazo entre, por um lado, o preço das ações de empresas de energias renováveis e, por outro, o preço do petróleo, o preço das ações de empresas de tecnologias, a taxa de juro e o preço das ações de empresas de tecnologias ambientais. Estes resultados não suportam, por um lado, as teorias de um comportamento de substituição entre as energias renováveis e o petróleo, *i.e.*, que o aumento (diminuição) do preço do petróleo induziria um aumento (diminuição) do preço das ações de energias renováveis e, por outro, dada a forte interdependência entre os dois mercados, que o aumento do preço das ações de empresas de tecnologias induziria um co-movimento positivo no preço das ações de empresas de energias renováveis. Estes resultados sugerem que o desenvolvimento do mercado de energias renováveis é impulsionado, em grande medida, por políticas públicas e pela criação de ambientes políticos favoráveis ao investimento por parte dos Governos, para promover a transição energética.

Palavras-chave

Mercado do Petróleo; Energias Renováveis; Tecnologia; Índices financeiros; ARDL.

Abstract

The production of energy, which is essential for society, comes mainly from fossil fuels, which are the main cause of greenhouse gas emissions. The serious consequences that these gases have on the planet, such as global warming, have led to the need to reduce dependence on fossil fuels by searching for more sustainable energy sources. This scenario has raised interest in renewable energies and, consequently, in the technologies that support them, and has led to an increase in investment and research into them in recent years.

By applying the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model, which makes it possible to analyse the relationships between short-and long-term time series, and basing the inference procedures about the relationships on the bounds test, this dissertation aims to study the cointegration relationships between the fossil energy, renewable energy and technology markets, and interest rates, in order to provide market agents and public bodies with relevant information for making more informed decisions, such as diversifying investments to reduce risk or implementing policies to contribute to the expansion and growth of renewable energy sources.

The results from the applications of the ARDL suggest that there are no long-term cointegration relationships between, on the one hand, the share price of renewable energy companies and, on the other, the price of oil, the share price of the technology companies, the interest rate and the share price of environmental technology companies. These results refute, on the one hand, theories of substitution behavior between renewable energies and oil, i.e. that increase (decrease) in the price of renewable energy shares and, on the other hand, given the strong interdependence between the two markets, that an increase (decrease) in the price of technology company shares would induce a positive co-movement in the price of renewable energy company shares. These results suggest that the development of the renewable energy market is largely driven by public policies and the creation of investment-friendly policy environments by Governments to promote the energy transition.

Keywords

Oil Market; Renewable Energies; Technology; Financial Indexes; ARDL.

Índice

Agradecimentos	v
Resumo	7
Palavras-chave	8
Abstract.....	ix
Keywords	ix
Índice	xi
Lista de Figuras	xiii
Lista de Tabelas.....	xv
Lista de Acrónimos.....	xvii
1. Introdução.....	1
1.1 Enquadramento	1
1.2 Objetivos	5
1.3 Estrutura	6
2. Revisão de literatura	7
3. Metodologia e dados.....	20
3.1 Dados.....	20
3.2 Metodologia.....	24
3.2.1 Modelo ARDL.....	24
3.2.2 Teste dos Limites	28
4. Apresentação, análise e discussão de resultados.....	33
4.1 Apresentação e análise de resultados.....	33
4.2 Discussão dos resultados.....	49
5. Conclusão, Limitações e Linhas Futuras de Investigação	52
Bibliografia	54

Lista de Figuras

Figura 2.1: Consumo global de energia.....	7
Figura 2.2: Produção global de energia, por fonte.....	8
Figura 2.3: Investimento global energético em energias limpas e combustíveis fósseis.....	8
Figura 4.1: Evolução das variáveis ECO, WTI e NYSETech, 2006 - 2013.....	33
Figura 4.2: Evolução das variáveis ECO e IR, 2006 – 2013	34
Figura 4.3: Evolução das variáveis ECO, WTI e FTSE ET50, 2014 – 2023	35
Figura 4.4: Evolução das variáveis ECO e NYSETech, 2014 – 2023	36
Figura 4.5: Evolução das variáveis ECO e IR, 2014 – 2023.....	36

Lista de Tabelas

Tabela 4.1: Resultados de estimação do modelo ARDL, 2006 - 2013	39
Tabela 4.2: Estatísticas de teste e valores críticos do Teste dos limites, 2006 - 2013 ...	42
Tabela 4.3: Resultados de estimação dos modelos ARDL, 2014 - 2023.....	44
Tabela 4.4: Teste dos limites, 2014 - 2023	48

Lista de Acrónimos

AIC	Akaike information criterion
AIE	Agência Internacional de Energia
ARDL	Autoregressive Distributed Lag
BIC	Bayesian (Schwarz) information criterion
BTU	British Thermal Units
ECO	Clean Energy Index
ECM	Error Correction Model
EIA	Energy Information Administration
EC	Error Correction
EU ETS	European Union Emissions Trading Scheme
FTSE	Financial Times Stock Exchange
GRCS	Green Revenues Classification System
MSVAR	Markov-switching VAR
NARDL	Nonlinear Autoregressive Distributed Lag
NYMEX	New York Mercantile Exchange
NYSE	New York Stock Exchange
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico
OLS	Ordinary Least squares
OVX	Crude Oil Volatility Index
PIB	Produto interno bruto
TDIC	Time-Dependent Intrinsic Correlation
UE	União Europeia
VAR	Vector Autoregression Model
WTI	West Texas Intermediate

1. Introdução

1.1 Enquadramento

A energia tornou-se um componente indispensável para assegurar o desenvolvimento económico e o bem-estar da sociedade atual, constituindo hoje a oferta ininterrupta de energia uma necessidade para assegurar o funcionamento regular da economia.

O consumo de energia aumentou significativamente nas últimas décadas, devido ao rápido crescimento da população mundial e crescimento económico, com os países não membros da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE) a registarem as taxas mais elevadas, nomeadamente a China, Índia e outros países do sudeste asiático. A partir das décadas de 1980 e 1990 muitos países em desenvolvimento iniciaram processos de industrialização que levaram ao aumento da produção e consumo de energia.

No World Energy Outlook, 2023, publicado pela EIA (*Energy Information Administration*), é projetado que o aumento previsto da população e dos rendimentos conduzam ao aumento da procura de energia até 2050. No entanto, espera-se que este aumento da procura de energia seja de algum modo atenuado pela redução da intensidade energética por unidade de atividade económica. Além disso, é esperado que a intensidade de carbono por unidade de atividade económica seja reduzida em grande parte devido à implantação em larga escala de energias renováveis para a produção de eletricidade, o que ajudará a limitar as emissões globais de CO₂ associadas ao aumento da procura de energia.

Segundo o World Energy Outlook (2023, pág.8) é esperado que o consumo global de energia aumente 34%, passando de 638 quatrilhões (quads) de *British Thermal Units* (BTU) em 2022 para 855 quads em 2050, no seu cenário de referência. Por sua vez, é esperado que as correspondentes emissões de CO₂ relacionadas com a energia aumentem 15%, passando de 35,7 mil milhões de toneladas métricas em 2022 para 41,0 mil milhões de toneladas métricas no cenário de referência. A evolução do consumo global de energia primária e das emissões de CO₂ relacionadas com a energia, serão determinadas por um conjunto de quatro fatores: evolução da população, evolução do rendimento médio (Produto interno bruto (PIB) *per capita*), evolução da intensidade energética (energia por dólar de PIB) e evolução da intensidade de carbono (emissões de CO₂ por unidade de energia primária).

Segundo o World Energy Outlook (2023), num determinado período, o produto dos três primeiros fatores resultará no consumo total de energia primária e o produto dos quatro

fatores resultará nas emissões totais de CO₂ relacionadas com a energia. Para este período prospetivo é esperado que o crescimento das duas primeiras componentes - população e PIB *per capita* - exerça uma pressão positiva sobre as emissões de CO₂ relacionadas com a energia, e as reduções previstas na terceira e quarta componentes - intensidade energética e de carbono - exerçam uma pressão negativa (World Energy Outlook, 2023).

Segundo a análise prospetiva do World Energy Outlook (2023), é esperado que o aumento da população e o crescimento económico tenda a aumentar o consumo global de energia. Em contraponto, as melhorias na tecnologia e na eficiência energética, tenderão acompanhar o crescimento económico e a reduzirem o consumo de energia por unidade de produção. O resultado das mudanças na composição dos sectores económicos devido, por um lado, ao aumento da população e dos rendimentos e, por outro, às melhorias da tecnologia e da eficiência energética, irá determinar o impacto global no consumo total de energia. A nível global é esperado que o aumento do consumo de energia *per capita* ultrapasse o ritmo das melhorias de eficiência energética. Neste cenário de aumento do consumo de energia *per capita*, os combustíveis fósseis, em particular o petróleo, continuarão a assumir um papel importante na produção de energia.

As fontes de energia, em geral, podem ser agrupadas em energias fósseis, energias renováveis e energias físseis. Os combustíveis fósseis têm sido historicamente as maiores fontes globais de energia e, segundo Agência Internacional de Energia (2023), continuarão a sê-lo na próxima década. O petróleo bruto tem desempenhado um papel central no mercado global da energia uma vez que, historicamente, tem sido uma das principais fontes de abastecimento de energia a nível mundial. A produção mundial de petróleo aumentou de 63,99 milhões de barris(mb)/dia(d) em 1980 para 90,9 mb/d em 2013, representando uma taxa de crescimento anual composta de 1.07%. Segundo previsões de médio prazo da AIE (2023) é esperado que o crescimento da procura mundial de petróleo abrande acentuadamente durante o período 2023-2028, à medida que a transição energética avança. Embora o pico da procura de petróleo bruto esteja no horizonte, é esperado que o consumo global de petróleo aumente durante este período. A AIE (2023) estima que a procura global de petróleo atinja 105,7 mb/d em 2028, mais 5,9 mb/d comparado com os níveis de 2022. Neste alinhamento, a AIE (2023) estima que em 2023 os investimentos a montante na indústria petrolífera atinjam os níveis mais elevados desde 2015.

Para a produção de energia, os combustíveis fósseis, como o carvão, o petróleo e o gás natural, têm sido usados em grande escala em diferentes setores, como transportes, indústria, aquecimento, devido ao seu uso abrangente e, face a outras fontes, aos seus baixos

custos relativos (Bouoiyour et al., 2023). Em vários países da União Europeia (UE), os combustíveis fósseis ainda representam as fontes de energia mais utilizadas (Li et al., 2022).

Apesar de continuarem a ser consideradas como fontes de energia cruciais para a economia global, existe um reconhecimento de que estas fontes são uma das maiores causas do aumento das emissões de CO₂ (dióxido de carbono) e de outros gases de efeito de estufa para a atmosfera, que provocam consequências graves no planeta, como o aquecimento global e mudanças climáticas. Adicionalmente, tanto as incertezas geopolíticas como a insegurança política em regiões onde estão localizadas as maiores reservas de petróleo são fatores de instabilidade que geram preocupações de segurança energética e podem ser consideradas como ameaças à disponibilidade contínua de energia. Neste sentido, os agentes económicos e os Estados têm vindo a incentivar a necessidade de encontrar fontes alternativas de produção de energia amigas do ambiente, como as fontes de energias renováveis, consideradas limpas e ilimitadas (Kocaarslan & Soytaş, 2019). Para promover esta transição energética têm sido implementadas pelos Estados algumas medidas como subsídios, deduções e incentivos fiscais, medidas que, no entanto, se têm revelado insuficientes para financiar investimentos consideráveis nas energias renováveis, daí a necessidade de atrair investimentos para a sua promoção (Dogan et al., 2022).

Durante a última década, as fontes de energia alternativa, consistindo principalmente nas fontes de energia renováveis, têm sido consideradas cada vez mais como uma das formas de combater as alterações climáticas. Como forma de contrariar a utilização de combustíveis fósseis, que resulta na emissão de gases de efeito de estufa, as fontes de energia renovável são consideradas sustentáveis e têm um efeito benigno para o ambiente. O aumento de produção de energia a partir de fontes renováveis também aumenta a diversificação do cabaz de fontes de fornecimento de energia.

Segundo as projeções da EIA (2023) é esperado que, para o conjunto de cenários de evolução propostos, a produção global de eletricidade aumente entre 30% e 76%, entre os anos de 2022 e 2050, e que este aumento seja satisfeito principalmente por tecnologias de carbono zero, ou seja, fundamentalmente por fontes de energia renovável. Para o conjunto dos cenários de projeção, é esperado que 81% a 95% da nova capacidade de produção de eletricidade instalada de 2022 a 2050, para satisfazer a nova procura, seja assegurada por tecnologias de carbono zero.

O crescimento dos mercados financeiros a nível global, à semelhança do que já acontecia com algumas *commodities* de energia fósseis (*i.e.*, petróleo e gás natural), também levou a

mudanças de perspectiva em relação às fontes de energia renovável, que deixaram de ser vistas como meras *commodities* de consumo tradicional e passaram a ser vistas como ativos de investimento estratégico, através da tomada de posições de capital nestes ativos por parte dos investidores. Esta mudança desencadeou o interesse no investimento a nível global nas fontes de energias renováveis, que se tem revelado importante na obtenção de recursos para impulsionar o seu desenvolvimento tecnológico e a expansão da sua capacidade de produção de energia renovável.

Por outro lado, a par das preocupações com os efeitos adversos da queima de combustíveis fósseis sobre as alterações climáticas, este interesse pelas energias renováveis também tem sido impulsionado pela instabilidade e pelo aumento dos preços das energias fósseis, levando à necessidade de analisar as relações existentes entre os mercados de energias fósseis, as empresas de energias renováveis e empresas de tecnologia (Jiang et al., 2021).

A inovação tecnológica desempenha um papel muito importante na tentativa de atingir a sustentabilidade ambiental ao desenvolver produtos e soluções tecnológicas que contribuem para combater e atenuar os efeitos adversos das alterações climáticas através da redução de gases de efeito de estufa e de outros problemas relacionados com a energia. Por outro lado, a inovação tecnológica para além de ser um dos fatores que mais contribui para o crescimento da economia, na medida em que possibilita, entre outras, melhorias em termos de produtividade, eficiência, mobilidade, em diversos setores, permite também que a implementação e o uso destas inovações levem a uma redução de custos de produção, o que é pretendido e adequado para as infraestruturas que dão suporte à produção e armazenamento das energias renováveis (Udemba et al., 2022).

A maior parte da literatura relacionada com a inovação tecnológica ligada ao sector da energia propõe e suporta o argumento de que as inovações tecnológicas levam a uma redução da degradação ambiental, uma vez que as empresas de tecnologia são as maiores fornecedoras de equipamentos, componentes ou serviços relacionados com a produção de energia renovável (Ahmad, 2017).

Deste modo, as empresas de tecnologia também desempenham um papel importante no desenvolvimento de tecnologias que promovem o processo de substituição de energias fósseis por fontes de energia renováveis, promovendo a diminuição do custo relativo da energia renovável face à energia fóssil. Nesta linha de interação entre estas duas fontes de energia, torna-se relevante analisar as relações existentes entre a evolução do preço do petróleo, a evolução do preço das ações de empresas de energias renováveis e das empresas

de tecnologias, e a taxa de juro, de modo a considerar os possíveis efeitos desta taxa na evolução do mercado acionista. Com este estudo pretende-se analisar as relações de curto e de médio-longo prazo existentes entre o preço do petróleo, o desempenho do preço das ações de empresas de energias renováveis e das empresas de tecnologia, e a taxa de juro, proporcionando aos investidores, às empresas do sector e às entidades públicas um quadro teórico e empírico de apoio à tomada de decisões mais informadas.

1.2 Objetivos

Como referido anteriormente, esta dissertação tem como objetivo geral analisar as relações de cointegração entre o preço do petróleo, os preços das ações de empresas de energias renováveis, os preços das ações de empresas de tecnologia e a taxa de juro. Mais concretamente, os objetivos específicos deste trabalho são os seguintes:

- Analisar a relação de dependência dinâmica de curto e longo prazo entre, por um lado, a evolução do preço das ações de empresas de energia renovável, e, por outro, a evolução do preço do petróleo, do preço das ações de empresas de tecnologias e da taxa de juro;
- Analisar a relação de dependência dinâmica de curto e longo prazo entre, por um lado, os preços das ações de empresas de tecnologia e, por outro, a evolução do preço do petróleo e da taxa de juro;
- Analisar a relação de dependência dinâmica entre a evolução do preço das ações de empresas de energia renovável, o preço do petróleo, o preço das ações de empresas de tecnologia e a taxa de juro, por um lado, em períodos de tendências de subida e descida geral do mercado e, por outro, em períodos de volatilidade reduzida e elevada do preço do petróleo.

1.3 Estrutura

A presente dissertação é composta por 5 capítulos. No capítulo 2 é levado a cabo a revisão de literatura, na qual é feita uma análise e discussão aos estudos elaborados nesta temática, abordando os métodos matemáticos utilizados no estudo, as variáveis utilizadas e os correspondentes resultados obtidos. No capítulo 3 é apresentada a metodologia utilizada no trabalho e a sua justificação, a especificação dos métodos econométricos e respetivas condições de interpretação e a apresentação dos dados e variáveis utilizadas na análise. No capítulo 4 são apresentados, analisados e discutidos os resultados obtidos no contexto do estudo. No capítulo 5 são apresentadas as conclusões e as principais implicações dos resultados obtidos para a temática das relações entre a evolução do preço do petróleo e os sectores das empresas de energias renováveis, das empresas de tecnologias e a taxa de juro. São identificadas algumas limitações da investigação realizada, bem como linhas de investigação para trabalhos futuros.

2. Revisão de literatura

Na última década, a produção e consumo de energias limpas e renováveis evidenciou um aumento significativo. Entre 2011 e 2021, o consumo global total de energia aumentou 16%. Neste período, o consumo global de energias renováveis aumentou 3.8%, de 30 Exajoules (EJ) em 2011 para 50 EJ em 2021 (REN21, 2023). Este aumento causou uma redução no consumo total de energias provenientes de combustíveis fósseis, de 81.2% em 2011 para 78.9% em 2021; porém, apesar da percentagem ter diminuído, o consumo, em quantidade, aumentou cerca de 35 EJ neste período, como se pode verificar na figura 2.1 (REN21, 2023).

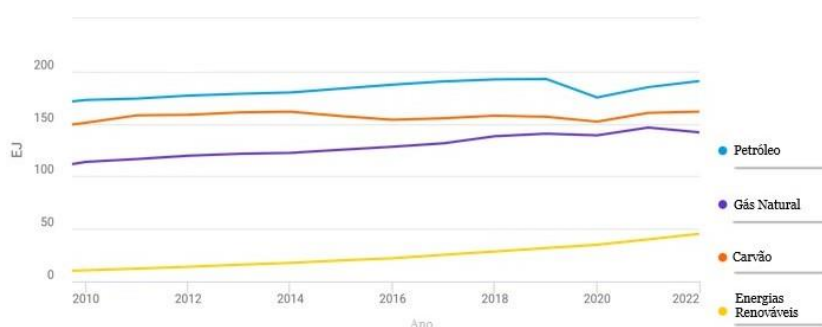


Figura 2.1: Consumo global de energia

Durante a pandemia de COVID-19, o consumo global total de energia sofreu uma redução acentuada, e caso o consumo se mantivesse baixo, os valores dos objetivos de redução de emissões seriam atingidos mais rapidamente. Porém, esta diminuição foi temporária, e os valores voltaram à normalidade, indicando que a redução do consumo não é a solução para a redução das emissões, mas sim a transição dos combustíveis fósseis para energias limpas (Aldaghi, 2022).

No consumo total global de energia, a quota de energias renováveis destaca-se no setor da eletricidade, representando 29.9% da percentagem de eletricidade no consumo total global. Este consumo corresponde a cerca de 22.7% de toda a energia consumida a nível global. Noutros setores a representação é mais reduzida, sendo que na energia destinada ao aquecimento representa apenas 11.5% do consumo total, correspondente a 48,7%; nos transportes representa 0.4%, de um total de 28.6%.

Na última década, a proporção de eletricidade no consumo total global de energia aumentou de 15.3% em 2010 para 18.9% em 2020. Este aumento representa um impacto positivo para a transição energética uma vez que a eletricidade é o setor com maior percentagem de

energias renováveis e com maior potencial de desenvolvimento, estimando-se um crescimento que atinja os 50% do consumo total de energia global até 2050, a fim de alcançar a neutralidade de emissões (REN21, 2023).

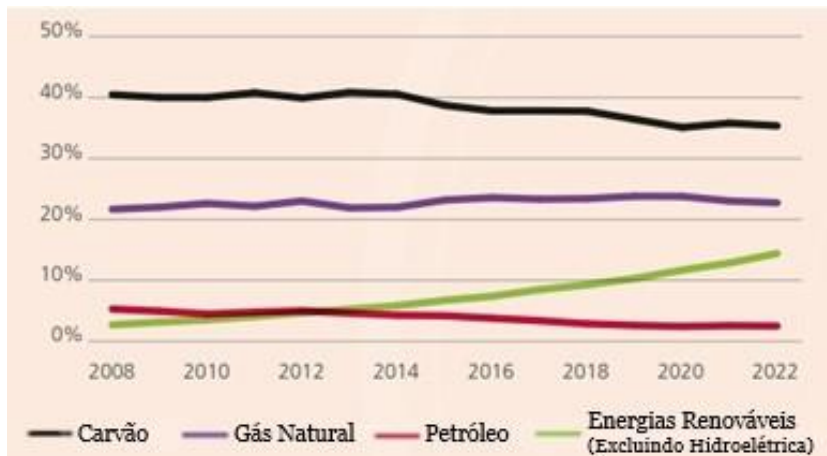
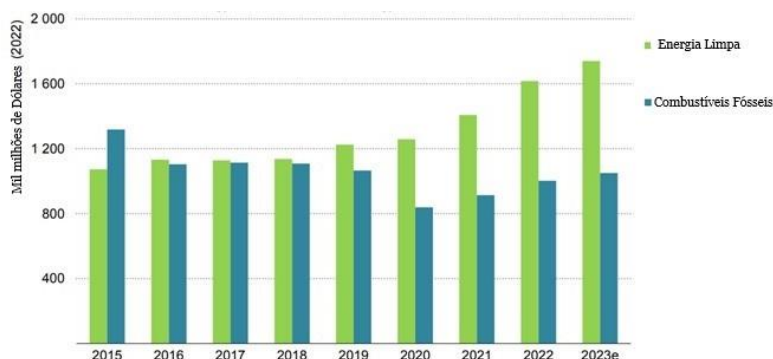


Figura 2.2: Produção global de energia, por fonte

Entre 2011 e 2022, verificou-se um aumento na produção global de eletricidade, bem como um crescimento da participação das energias renováveis em cerca de 9%, como podemos verificar na figura 2.2, enquanto a percentagem de combustíveis fósseis diminuiu. Quantitativamente, a produção de energia a partir das energias renováveis passou de 11,04 EJ em 2012 para 40,86 EJ em 2022, com uma média de crescimento de 14% em relação ao ano anterior, refletindo aumentos anuais expressivos (In Partnership with Statistical Review of World Energy 2023 | 72nd Edition, n.d.). Só no ano de 2022 houve um aumento da produção global de eletricidade em cerca de 2.3%, ou seja, de 5 EJ, potenciado em 92% por fontes renováveis (REN21, 2023).



Nota: 2023e = valores estimados para 2023

Figura 2.3: Investimento global energético em energias limpas e combustíveis fósseis

No ano de 2016, o investimento global no setor das energias limpas aumentou para cerca

de 1132 mil milhões de dólares, ultrapassando inclusive o investimento global no setor das energias fósseis que rondou os 1105 mil milhões de dólares, como podemos observar na figura 2.3. Fatores como a recuperação da pandemia de Covid-19, a resposta à crise energética global ou a instabilidade nos mercados de energias fósseis causada pela invasão da Rússia à Ucrânia desencadearam um crescimento ainda mais significativo no investimento nas energias limpas, que ascendeu aos 1617 mil milhões de dólares no ano de 2022. Estima-se que este crescimento continue a verificar-se nos seguintes anos.

Verifica-se que este impulso não está equitativamente distribuído pelos vários setores das energias limpas nem pelos vários países a nível mundial (IEA, 2023), sendo importante ter em conta este fato na implementação de medidas que potenciem a transição das energias fósseis para as energias renováveis. Estima-se que 90% do aumento do investimento nas energias limpas e 80% do aumento do investimento nas energias renováveis tenha ocorrido nos países desenvolvidos e na China. Esta concentração deve-se ao fato da maioria dos investimentos realizados nesta área serem financiados por agentes privados, que mantêm o seu capital e investimentos alocados nestes países, devido ao risco de perdas mais reduzido. Estimativas apontam que 75% do total investido em energias renováveis entre 2013 e 2020 foi proveniente de investimentos privados e destinados, maioritariamente, a economias mais avançadas (IRENA, 2023).

Existem ainda outras razões pelas quais o investimento em energias renováveis se torna pouco atrativo nos países em desenvolvimento. Taxas de juro altas, custo elevado do capital, políticas pouco claras ou a falta de uma rede elétrica robusta e confiável, são fatores que limitam a implementação de infraestruturas e projetos baseados nas energias renováveis, e consequentemente o progresso e investimento (IEA, 2023).

De modo a atingir uma transição energética descentralizada a nível global e, consequentemente, a redução das emissões de dióxido de carbono, é crucial que o aumento do investimento seja equitativamente distribuído pelos vários países, através da colaboração internacional e da atribuição de fundos e formulação de políticas públicas adaptadas ao contexto de cada país, destinadas a facilitar as condições de investimento e redução dos fatores limitadores ao mesmo (IRENA, 2023).

A procura por fontes de energia, não baseadas em combustíveis fósseis, continuará a

aumentar nas próximas décadas, decorrente dos compromissos assumidos pelos países na Conferência das Partes (*Conference of Parties – COP*)¹ no âmbito da Convenção-Quadro das Nações Unidas sobre as Alterações Climáticas. Na 21^a Conferência das Partes, em 2015, foi adotado o Acordo de Paris, segundo o qual os países integrantes estão vinculados e comprometem-se a levar a cabo políticas de redução de emissões de gases de efeito de estufa, tendo como objetivo de o valor cumulativo líquido de emissões de CO₂ não ultrapassar um limiar de aquecimento global até final deste século. Segundo este acordo, este limiar situa-se em 1,5° C acima da temperatura média global do período pré-industrial, a fim de evitar os efeitos mais nefastos das alterações climáticas (United Nations, 2015).

Segundo o Banco Mundial (World Bank, 2021a), em 2018 as emissões de gases de efeito de estufa com origem na UE foram 21,7% inferiores às registadas em 1990. Porém, as emissões com origem na China e Índia foram 283% e 175% superiores, respetivamente. As emissões geradas pelos Estados Unidos foram ligeiramente superiores a 1%.

Os Estados Unidos, a China e a Índia constituem os três maiores emissores globais de gases de efeito estufa, não obstante deterem 80% das oportunidades de redução de baixo custo das emissões de carbono entre os países do G20. Estas possibilidades de redução de baixo custo das emissões traduzir-se-iam em preços (i.e., impostos) de carbono ou nos limites de emissões a atribuir às indústrias destes países, tituladas através de licenças de emissões, inferiores ou menos exigentes aos exigidos, por exemplo, aos países da UE.

Não obstante os acordos de negociações internacionais de redução e de limites à emissão de gases de efeito de estufa, no âmbito da Convenção-Quadro das Nações Unidas sobre as Alterações Climáticas, por vezes os países desviam-se destas obrigações internacionais ou submetem compromissos que são insuficientes. Como exemplos temos os casos da China e Índia, segundo e terceiro maiores emissores globais, cujas emissões continuaram a aumentar devido ao crescimento económico (World Bank, 2021a), apesar de se esperar que os seus compromissos assumidos em Paris fossem cumpridos (Watson et al., 2019).

O aumento de concentração atmosférica de CO₂ contribui para o aquecimento global e este tem o potencial, muito real, de perturbar as relações entre empresas, a atividade económica

¹A Conferência das Partes (COP) é o órgão de decisão da Convenção-Quadro das Nações Unidas sobre as alterações climáticas. Todos os Estados que são Partes da Convenção estão representados na COP.

e a sociedade. Nesta linha de ação de reduzir o nível de emissões, os Estados e decisores políticos têm procurado introduzir o imposto sobre o carbono e sistemas de limites e de negociação de licenças de emissões como forma de sinalizar a necessidade e incentivar a redução de emissões.

Foram implementados vários sistemas de tributação do carbono e de limites e negociação de licenças de emissões pelo mundo, cujo funcionamento é limitado a um número restrito de países (Dolphin et al., 2020; Parry, 2019; World Bank, 2021b), sendo o *European Union Emissions Trading Scheme (EU ETS)* o mercado de carbono mais eficaz, a nível global, na contribuição para o cumprimento dos objetivos de redução de emissões.

O preço de carbono pode ser estabelecido, diretamente, através de um imposto aplicado à emissão de carbono resultante da combustão de energias fósseis ou, indiretamente, através de um sistema de limites e de preços formados na negociação de licenças de emissões num mercado de carbono. Neste mercado de negociação de licenças de emissões, as empresas que mantêm as suas emissões abaixo dos limites das licenças atribuídas vendem o remanescente das emissões não utilizadas e as empresas que excedem os seus limites efetuam compras de licenças. Este processo tende a aumentar os custos de produção nos sectores de bens intensivos em carbono, levando os produtores de bens à base de carbono a reduzir a produção e/ou a suportarem custos de abatimento (por exemplo, na aquisição de equipamento mais eficientes ou que utilizam fontes de energias limpas) para reduzir as emissões de carbono.

Em 2020, os sistemas de implementação de preços, através da aplicação de impostos e de licenças de emissões de carbono, cobriram apenas 21,7% das emissões mundiais de gases de efeito de estufa (World Bank, 2021b). Por outro lado, os preços do carbono implementados, em geral, não são suficientemente elevados para desencadear as mudanças necessárias na procura e na oferta que levem às reduções de emissões exigidas pelo Acordo de Paris (Hepburn et al., 2020; Parry, 2019; World Bank, 2021b).

Segundo a *High-Level Commission on Carbon Prices* (Stiglitz et al., 2017) o preço do carbono necessário para cumprir os objetivos do Acordo de Paris teria de ser, em média, pelo menos, entre US\$ 40-80 por tonelada de CO₂ em 2020. Porém, em 2020, apenas 3,76% das emissões globais estavam abrangidas por um preço do carbono neste intervalo ou superior (Bank, 2021).

A ciência das alterações climáticas avançou significativamente nas duas últimas décadas. Embora as análises e resultados assentem em proposições probabilísticas, existe hoje mais certeza sobre as alterações climáticas do que havia no início da década 2000. Graças aos avanços científicos, os investigadores propuseram o indicador de orçamento de carbono como instrumento de análise. O orçamento de carbono é definido como a quantidade líquida acumulada de CO₂ antropogénico que pode ser emitida antes de ser ultrapassado um limiar de aquecimento global (Meinshausen et al., 2009; Rogelj et al., 2019; IPCC, 2021). Existe um consenso generalizado de que este limiar é de 2° C, e que devemos caminhar para o objetivo de 1,5° C, tal como previsto no Acordo de Paris (United Nations, 2015), a fim de evitar efeitos mais dramáticos das alterações climáticas.

Por exemplo, segundo o IPCC (2021), os orçamentos de carbono remanescentes, estimados a partir do início de 2020, variam entre 2300 Giga toneladas (Gt) de CO₂, com uma probabilidade de 17% de não exceder um aumento de temperatura de 2° C acima dos níveis pré-industriais, a 300 Gt de CO₂, com uma probabilidade de 83% de não exceder um aumento de temperatura de 1,5° C.

Os desenvolvimentos na ciência das alterações climáticas vieram contestar a perspectiva de análise económica das emissões de carbono assente no conceito de nível eficiente de emissões, definido como o nível a que o custo social da última tonelada de CO₂ emitida é igual ao benefício social daí proveniente. Na ciência das alterações climáticas este nível eficiente de emissões não existe (Santos, 2022). A análise na abordagem da ciência das alterações climáticas assenta na estimação dos orçamentos de carbono remanescentes que se esgotarão, levando à necessidade de atingir e manter emissões líquidas nulas (Rogelj et al., 2019) até meados deste século (IPCC, 2018).

Apesar da estabilização esperada e da eventual diminuição na procura global de combustíveis fósseis, em geral, e do petróleo, em particular, nas próximas décadas, as questões de segurança energética, relativas à disponibilidade de petróleo, e as questões relativas à segurança climática, refletidas na necessidade de redução das emissões de gases de efeito de estufa, continuarão a influenciar a evolução dos preços do petróleo. Por sua vez, ao longo da última década, o aumento e volatilidade do preço do petróleo juntamente com as preocupações de segurança climática e a necessária redução das emissões de carbono estimularam a procura e oferta de energias alternativas.

Neste sentido, é esperado que o aumento do preço e volatilidade do petróleo juntamente com as preocupações de segurança climática e as necessárias reduções de emissões de gases de efeito de estufa tenham efeitos positivos no desempenho financeiro das empresas de energias alternativas.

Nas duas últimas décadas foram levados a cabo vários estudos, utilizando vários métodos econométricos, que analisaram a interdependência entre os preços das ações de empresas de energias renováveis e o preço do petróleo, porque o petróleo continua a ser a maior fonte de energia fóssil e também devido à sua posição de centralidade como fonte de energia nas economias. Para melhor entendimento e contextualização desta relação de interdependência, é importante perceber de que forma os preços do petróleo se relacionam com os mercados acionistas, e para isso foram elaborados vários estudos.

O interesse nesta relação tem vindo a aumentar na última década, devido aos preços do petróleo passarem a ser vistos como um instrumento de investimento e um importante indicador económico. A crescente volatilidade dos mercados é outro dos fatores que contribui para este aumento, uma vez que influencia a estabilidade económica, principalmente em países que consomem ou produzem grandes quantidades de petróleo bruto ou de derivados (Gomez-Gonzalez et al., 2021).

Ferreira et al. (2019) constata que a relação entre o preço do petróleo e os mercados acionistas era fraca no período anterior à crise de 2008, tendo-se alterado após este evento, com vários países a mostrarem uma correlação bidirecional positiva de magnitude variável ao longo do tempo. Deste modo, os mercados acionistas passaram a ser mais sensíveis às variações dos preços do petróleo, e, assim, os preços do petróleo deixaram de ser estabelecidos apenas como resultado forças da oferta e da procura, ainda que estas continuem a ter grande impacto, mas também com base nas preferências de investimento e no comportamento dos investidores.

O estudo realizado por Boldanov et al. (2016) é coerente com o de Ferreira et al. (2019), na medida em que confirma que a relação entre os preços do petróleo e os mercados acionistas não é uniforme, comportando-se de maneira diferente ao longo do tempo. Para além disso, estes autores afirmam ainda que estas relações variam, dependendo da posição do país

como importador ou exportador de petróleo. Verificou-se que nos países importadores de petróleo existe uma relação quase sempre negativa entre o preço do petróleo e o respetivo mercado acionista.

Por outro lado, Herrera et al. (2019) defendem que as flutuações no preço do petróleo são mais estimuladas por variações na procura do que por variações na oferta. Estas flutuações podem afetar o desempenho das empresas positiva ou negativamente. Um aumento dos preços do petróleo provoca, numa empresa consumidora deste recurso, um aumento nos custos de produção, que vão afetar negativamente as vendas e consequentemente os lucros da empresa. Por outro lado, numa empresa produtora de petróleo, um aumento dos preços gera uma margem de lucro maior e estimula o crescimento da empresa (Gomez-Gonzalez et al., 2020).

Em relação ao consumidor final, um aumento dos preços do petróleo pode ser visto como um aumento dos impostos, principalmente nos países importadores. Deste modo, os consumidores ficam com menos recursos monetários para adquirir outros bens, reduzindo o poder de compra e, consequentemente os lucros das empresas (Wei et al., 2023).

Apesar de existir um número considerável de estudos que analisam a relação entre o mercado petrolífero e o desempenho das empresas de energias alternativas nos mercados financeiros, os resultados são diversos. Por um lado, há estudos que evidenciam que um aumento nos preços do petróleo está associado a um aumento na procura desta fonte de energia, provocando um aumento dos preços das ações das empresas de energias renováveis, justificado por estas fontes serem vistas como substitutas das fontes de energia fóssil e, consequentemente, os investidores anteciparem um aumento dos lucros e desempenho das empresas de energias renováveis.

Por outro lado, o aumento dos preços do petróleo, ao exercer efeitos adversos na evolução da atividade económica por via do aumento do preço desta fonte de energia enquanto fator de produção, pode estimular o investimento em projetos de energias renováveis com efeitos positivos na economia no médio, longo prazo. A diversidade de resultados da análise da relação entre a evolução do preço do petróleo e o desempenho financeiro das empresas de energias renováveis pode ter origem em vários fatores, como, por exemplo, os dados utilizados, os métodos aplicados, os períodos analisados e os mercados analisados.

Apresentam-se a seguir algumas considerações de natureza teórica e resultados empíricos obtidos em estudos que analisaram a relação entre o preço do petróleo e o desempenho das empresas de energias renováveis no mercado financeiro.

Henriques & Sadorsky (2008) foram dos primeiros estudos a analisar a relação entre a evolução do preço do petróleo e o desempenho financeiro das empresas de energias limpas e renováveis. Henriques & Sadorsky (2008), utilizando do método *Vector Autoregressive Model* (VAR) com quatro variáveis, analisaram a relação dinâmica entre o preço das ações de empresas de energias renováveis, o preço do petróleo, o preço das ações de empresas de tecnologia e a taxa de juro. Constataram que tanto os preços do petróleo como os preços das ações de empresas de tecnologia influenciam positivamente os preços das ações de empresas de energias renováveis. Porém, observam que uma variação nos preços das ações de empresas de tecnologia tem uma influência mais significativa nos preços das ações de empresas de energias renováveis do que idêntica variação no preço do petróleo. O resultado obtido, apesar de inesperado, é justificado pelo facto de as empresas de energias renováveis, para serem bem-sucedidas, necessitarem de tecnologias que as sustentem, levando a que o comportamento das ações destas empresas seja visto, aos olhos dos investidores, como semelhantes. Os resultados deste estudo sugerem que os efeitos dos movimentos no preço do petróleo sobre o desempenho das empresas de energias renováveis não devem ser interpretados com a importância que lhes tinha sido atribuída anteriormente.

Kumar et al. (2012), utilizando também a abordagem VAR e o mesmo conjunto de variáveis, obtiveram resultados consistentes com os de Henriques & Sadorsky, (2008), constatando uma relação positiva entre os preços das ações de empresas de tecnologia e os preços das ações de empresas de energias renováveis. Constatam também, uma relação positiva e significativa entre o preço do petróleo e os preços das ações de empresas de energias renováveis, justificada pelo efeito de substituição de uma fonte de energia pela outra. Hales (2020) confirma esta teoria. Porém indica que os preços variam de forma diferente em empresas que atuam em segmentos distintos das energias renováveis, sendo que as empresas envolvidas na produção e algumas ligadas à distribuição de energia estão mais expostas às mudanças nos preços do petróleo do que as empresas que se dedicam à conversão e armazenamento de energia, que geralmente não são afetadas por estas variações.

Na análise da relação entre a evolução do preço das ações de empresas de energias renováveis, os preços das ações de tecnologia e o preço do petróleo, Kumar et al. (2012) utilizam o modelo Markov-switching VAR (MSVAR), para analisar mudanças de regime nas relações de dependência entre estas variáveis. Os resultados obtidos sugerem a ocorrência de uma mudança estrutural nas relações de dependência entre as variáveis no final do ano de 2007, possivelmente devido à ocorrência da crise financeira do *sub-prime* e à posterior recessão econômica que alteraram as relações de dependência. Os resultados sugerem que, até esta data, o preço do petróleo não tinha impacto nos preços das energias renováveis. Porém, a partir desta data, o preço do petróleo passou a ter um impacto positivo e significativo no preço das empresas de energias renováveis, sendo este resultado consistente com os obtidos por (Henriques & Sadorsky, 2008; Jiang et al., 2021; Kumar et al., 2012).

Também através do modelo VAR, e com o método de cruzamento de quantis, Zhang et al. (2023) concluíram que, em condições normais de mercado, o preço do petróleo não influencia os preços das energias renováveis; porém, em condições de mercado extremas, essa influência já se verifica e é positiva e significativa. Já no sentido oposto, o preço do petróleo não exerce uma influência positiva nos preços das energias renováveis na maioria das condições do mercado.

Uma das críticas dirigidas às metodologias que estudam as relações de cointegração das variáveis, ou seja, as relações de longo prazo entre duas ou mais variáveis não estacionárias, como a utilizada por Managi & Okimoto (2013), vai no sentido de estas assumirem que a relação de cointegração não se altera ao longo do período de análise, o que pode contrariar a realidade principalmente para intervalos de tempo mais longos. Neste sentido Bondia et al. (2016) aplicaram os modelos de teste de cointegração propostos por Gregory & Hansen (1996) e Hatemi-J (2008) por incorporarem endogenamente mudanças nas relações de cointegração entre as variáveis. Os resultados obtidos sugerem que existem relações de causalidade a curto prazo que indicam que os preços das ações das empresas de tecnologia têm impacto nos preços das ações das empresas de energias renováveis, bem como os preços do mercado do petróleo influenciam os preços das ações das empresas de energias renováveis. No longo prazo verifica-se uma relação de cointegração entre os preços das ações das empresas de energias renováveis, os preços do mercado do petróleo e os preços das ações das empresas de tecnologia. Assentes nestes resultados, estes autores sugerem que os investimentos nestes índices acionistas, ou seja, índices de empresas de energia

renovável e índices de empresas de tecnologia, acabam por não resultar numa diversificação da carteira de investimento e, deste modo, não reduzem o risco nem trazem benefícios a longo prazo.

Apesar de estudos como os de Managi & Okimoto (2013), Kumar et al. (2012) e Henriques & Sadorsky (2008) apresentarem resultados coerentes, alguns estudos elaborados por outros investigadores apresentaram resultados distintos como o de Ferrer et al. (2018) e o de Attarzadeh & Balcilar (2022), que sugerem que os mercados das energias renováveis não são significativamente influenciados pelos mercados das energias fósseis, mas sim por outros fatores como a inovação tecnológica, despesas de capital para a produção e compra de equipamentos, legislação ou a localização geográfica dos países. Estes últimos autores afirmam que o facto das energias fósseis e das energias renováveis preencherem diferentes setores da procura por energia, a redução dos custos associados às energias renováveis e a crescente preocupação pelas alterações climáticas são fatores que acentuam a dissociação entre estes mercados.

Dutta (2017) introduziu um contributo importante, examinando como a volatilidade do preço do petróleo influencia a volatilidade dos preços das empresas de energias renováveis, utilizando um indicador de incerteza do preço do petróleo, o *Crude Oil Volatility Index* (OVX). Os resultados obtidos sugerem que a volatilidade do preço do petróleo influencia positiva e significativamente a volatilidade dos preços das empresas de energias renováveis, sendo este efeito ainda maior em períodos de crise financeira global.

O estudo levado a cabo por Reboredo (2015) utiliza cópulas, uma ferramenta estatística que representa a distribuição de variáveis aleatórias, para caracterizar a estrutura de dependência entre os preços do petróleo e os preços das empresas de energias renováveis. Reboredo (2015) examinou e quantificou o impacto sistémico de movimentos extremos nos preços do petróleo nos preços das energias renováveis. Os resultados sugerem que os preços do petróleo exercem uma influência assimétrica que varia ao longo do tempo nos preços das energias renováveis e que os seus movimentos agravam em, aproximadamente, 30% o risco associado às empresas de energias renováveis. Com isto, o autor concluiu que o aumento dos preços do petróleo leva ao desenvolvimento de projetos de energias renováveis em que a viabilidade económica é essencial. Porém, uma quebra dos preços do petróleo tem um efeito contrário. No seguimento desta investigação, Reboredo et al. (2017) continuaram a

estudar a relação entre os preços do petróleo e os preços das energias renováveis, utilizando como métodos de análise *wavelets*, funções que permitem a análise de dados no domínio do tempo e da frequência, e testes de causalidade de Granger. Concluíram que a interação dinâmica entre estas variáveis se revela fraca a curto prazo. Porém, a longo prazo, esta interação aumenta gradualmente, observando-se ainda a existência de uma causalidade não linear dos preços das energias renováveis sobre os preços do petróleo; porém, na causalidade de sentido oposto, esta ocorre de forma não consistente, dependendo do intervalo de tempo considerado.

Utilizando também uma análise de *wavelets*, Tiwari et al. (2023) comprovaram a existência de uma causalidade não linear entre os preços das energias renováveis e os preços do petróleo, que é positiva e significativa em períodos em que se verificam boas condições económicas e não significativas em períodos onde tais condições não se verificam. Deste modo, podem ser fontes de energia complementares para corresponder à procura cada vez mais elevada por energia.

Apesar do uso da mesma metodologia, Farid et al. (2023) obtiveram resultados diferentes, tanto a longo como a curto prazo, verificando-se uma relação fraca e negativa entre os mercados, o que sustenta a teoria de que as energias renováveis são consideradas como substitutas às energias fósseis. Os autores sugerem que o setor das energias renováveis se encontra relativamente isolado de outros setores energéticos, o que dá aos investidores a oportunidade de diversificação do seu portfólio.

Kocaarslan & Soytaş (2019) analisaram a relação entre o preço do petróleo e o preço das ações de empresas de energias renováveis utilizando o modelo *Nonlinear Autoregressive Distributed Lag* (NARDL), que é uma variação do modelo ARDL que considera a não linearidade das relações entre as variáveis. Os autores constataram que ignorar a possibilidade de existência de relações não lineares poderá levar a resultados espúrios, porque de fato constatam que existe uma relação não linear e assimétrica entre os preços do petróleo e os preços das energias renováveis, que varia consideravelmente do curto para o longo prazo em magnitude e sentido da relação, dependendo, segundo os autores do estudo, da interpretação dos sinais por parte dos investidores. Os resultados obtidos sugerem que, a curto prazo, o investimento nas energias renováveis aumenta devido a ataques especulativos, em alturas em que os preços do petróleo aumentam. Já a longo prazo, os

preços das ações das empresas de energias renováveis parecem ser mais afetados pelas variações dos ciclos económicos do que a curto prazo, o que leva os investidores a não investir, tendencialmente, neste tipo de ações durante períodos de baixa atividade económica. Para evitar que tal aconteça, os autores do estudo sugerem que a os governos têm um papel fundamental, não só através da atribuição de subsídios ou incentivos ao investimento das empresas de energias renováveis, como da sensibilização da sociedade para as consequências exercidas pela utilização das energias fósseis no planeta.

Niu (2021) considerou que as relações entre o preço do petróleo, o preço das ações de empresas de tecnologia e o preço das ações de empresas de energias renováveis ainda não tinham sido suficientemente estudadas em diferentes escalas de tempo. Assim, decidiu implementar a metodologia *Time-Dependent Intrinsic Correlation* (TDIC), em que o número de observações consideradas para calcular a correlação é ajustado de acordo com a frequência e a amplitude das séries temporais. A correlação entre as variáveis foi analisada a curto, médio e longo prazo, sendo o curto prazo considerado um período de cerca de uma semana e o de longo prazo considerado um período de um ano ou superior. Constatou que a dependência entre quaisquer duas das variáveis analisadas é maior a médio prazo do que a curto prazo, sendo também maior a longo do que a médio prazo. Constatou ainda que o grau de dependência a que os preços das energias renováveis estão ligados aos preços do petróleo é elevado em períodos de crises financeiras, mas que este grau tem vindo a diminuir nos últimos anos. O autor interpreta estes resultados como significando uma separação entre o setor das energias renováveis e o mercado do petróleo, e que, do ponto de vista dos investidores, ao investirem em ambos os mercados, estes poderão obter um potencial significativo de diversificação das suas carteiras. Do ponto de vista das empresas de energias renováveis, o respetivo investimento em tecnologia e capacidade de produção de energia, estaria menos dependente da evolução e volatilidade do preço do petróleo, podendo proporcionar taxas de retorno financeiro mais estáveis e adequadas ao risco do investimento.

O presente estudo pretende contribuir para o corpo da literatura sobre as relações entre o preço do petróleo, os preços das ações de empresas de energias renováveis, os preços das ações de empresas de tecnologia e a taxa de juro utilizando o método ARDL para analisar as relações de dependência de curto prazo e os co-movimentos de longo prazo entre os referidos mercados.

3. Metodologia e dados

3.1 Dados

Pretende-se com este estudo analisar a existência de relações de cointegração, ou seja, a ocorrência de co-movimentos estocásticos de longo prazo entre variáveis não estacionárias, entre, por um lado, o desempenho no mercado acionista das empresas de energias renováveis, como variável resposta e, por outro, o desempenho das empresas de tecnologias, a evolução do preço do petróleo e a taxa de juro como variáveis explicativas e *drivers* da evolução a longo prazo do desempenho das empresas de energias renováveis. Neste sentido são utilizadas na análise séries de frequência semanal, relativas aos dados de cinco variáveis, nomeadamente o valor do índice de ações de empresas de energias renováveis, o preço do petróleo, a taxa de juro e o valor do índice de ações de empresas de tecnologia e de tecnologia ambiental.

A utilização no modelo de séries de frequência semanal procura obter um equilíbrio entre uma adequada captura da informação gerada ao longo do mês contida na variação do valor das séries que os dados de frequência mensal podem não conseguir captar, e a redução do ruído e volatilidade do valor das séries que está geralmente presente nas séries de dados diários, e que poderá dificultar a identificação de relações entre as variáveis. Os valores das séries correspondem ao valor de fecho dos respetivos mercados à quarta-feira, dia normalmente escolhido para representar o valor da série de frequência semanal por ser este o dia da semana em que se regista o menor número de feriados. Vários estudos empíricos que abordam a temática das relações entre o desempenho das empresas de energia renovável, o desempenho das empresas de tecnologia e o preço do petróleo, utilizam séries de frequência semanal e também os preços de fecho dos mercados à quarta-feira para representar o valor semanal da série (Henriques & Sadorsky, 2008; Kumar et al., 2012; Managi & Okimoto, 2013)

O período de análise amostral decorre de janeiro de 2006 a dezembro de 2023. A utilização deste período amostral é motivada pela disponibilidade de dados e pela necessidade de a amostra ser suficientemente representativa de modo a abarcar subperíodos com características distintas quanto à ocorrência de tendências e diferentes níveis de volatilidade das séries, de modo a garantir robustez e fidedignidade aos resultados obtidos. De seguida são apresentadas as variáveis utilizadas no presente estudo, bem como os índices

selecionados para as representar.

Preço das ações de empresas de tecnologia

O preço das ações de empresas de tecnologias é representado pelo Índice NYSETech - *New York Stock Exchange Arca Technology 100 Index*. Este índice engloba as 100 maiores empresas de tecnologia cotadas na *New York Stock Exchange (NYSE)* que utilizam ou desenvolvem tecnologias inovadoras nos seus produtos, sendo a formação do valor do índice calculado pela ponderação dos preços das ações que o compõem. Este índice existe desde 1982 e é constituído por empresas de 16 indústrias, como eletrónica, armazenamento de dados, *software*, *hardware*, entre outras. Os dados foram obtidos através do *The Wall Street Journal*.

Preço das ações de empresas de energias renováveis

O preço das ações de empresas de energias renováveis é representado pelo Índice ECO - *WilderHill Clean Energy Index*. O *WilderHill Clean Energy Index (ECO)* é um índice que existe desde 2004, sendo constituído por empresas que operam e que têm relevância na prevenção ou redução da poluição e na promoção do uso de energias renováveis. É constituído por 54 empresas de diferentes setores das energias limpas, como a solar, eólica ou geotérmica, e a ponderação de cada uma delas na formação do valor do índice é baseada no seu contributo para as energias renováveis, na influência e inovação das tecnologias desenvolvidas, e na capacidade de controlar e reduzir a poluição. Os dados foram obtidos através do *WilderShares*.

Preço do Petróleo

O preço do petróleo bruto é representado pelo Índice WTI - *West Texas Intermediate*. Com base em contratos de futuros de petróleo bruto, este índice é negociado desde 1983 na *New York Mercantile Exchange (NYMEX)*, o maior mercado de negociação de contratos de futuros a nível mundial. É utilizado por investidores e grandes empresas com atividades industriais ligadas à utilização desta matéria-prima e serve como referência para o setor petrolífero devido a ser o contrato de petróleo mais negociado do mundo, com cerca de 1,2

milhões de contratos negociados por dia, em média, sendo que cada contrato representa a transação de 1000 barris de petróleo. Os dados do WTI foram obtidos do sítio da internet da *Federal Reserve Bank of St. Louis*.

Taxa de Juro

IR - *Interest Rate (3-Month Treasury Bill of United States)*

Neste estudo utilizamos a variável *Interest Rate (IR)*, que consiste na taxa de rendimento (*yield-to-maturity*) a três meses dos bilhetes do Tesouro norte-americano para representar, por um lado, os possíveis efeitos da taxa de juro sobre a evolução do mercado acionista, e indiretamente, sobre a evolução de dependência conjunta dos índices acionistas do sector de tecnologia e de energias renováveis e, por outro, para captar os efeitos gerados pela evolução da política monetária e a transmissão desta, por via do aumento ou diminuição das taxas de juro, à atividade de investimento das empresas de energias renováveis e tecnologia. Os dados foram retirados do sítio da internet da *Federal Reserve Bank of St. Louis*.

Preço das ações de empresas de tecnologia ambiental

O preço das ações de empresas de tecnologias orientadas para a preservação e sustentabilidade ambiental é representada pelo índice FTSE ET50 - *Financial Times Stock Exchange Environmental Technologies Index*.

Este índice, criado pelo *Financial Times Stock Exchange (FTSE) Group*, representa o desempenho das 50 maiores empresas de tecnologia ambiental cotadas em bolsa. Para integrarem este índice, estas empresas necessitam de se dedicar ao desenvolvimento e implementação de tecnologias relacionadas com o ambiente e, para isso, são avaliadas de acordo com vários parâmetros através do sistema de classificação *FTSE Green Revenues Classification System (GRCS)*. O uso eficiente de água e recursos, a redução da poluição e sensibilização para as mudanças climáticas são alguns desses parâmetros.

Apesar deste índice existir desde dezembro de 2007, os dados analisados foram os que se encontram disponíveis para *download* com início a janeiro de 2014. Por esta razão, esta variável integra este estudo apenas no segundo período de análise, de janeiro de 2014 a dezembro de 2023. Estes dados foram obtidos da plataforma *Yahoo Finance*.

Todas as variáveis foram transformadas para o seu logaritmo natural, de modo a reduzir a variância dos dados, bem como os valores extremos, o que facilita a análise das relações de cointegração no modelo ARDL estimado na forma de correção do erro. Para identificar o valor da variável expresso em termos do logaritmo do seu valor a letra "L" foi adicionada às siglas das variáveis, que passaram a estar representadas por LECO, LNSYETech, LWTI, LIR, LFTSE ET50.

3.2 Metodologia

3.2.1 Modelo ARDL

O ARDL é um modelo de análise de regressão de séries temporais introduzido por Pesaran & Shin (1999), usado para analisar relações de curto e longo prazo entre uma variável dependente e uma ou mais variáveis independentes, com o objetivo de identificar a existência de relações de cointegração, ou seja, de co-movimentos significativos nas tendências estocásticas, entre uma variável dependente e um conjunto de variáveis independentes. Este modelo permite explicar o comportamento de uma variável dependente em função, por um lado, dos seus valores desfasados (*i.e.*, o seu componente autorregressivo) e, por outro, em função dos valores contemporâneos e desfasados de um conjunto de variáveis independentes, estacionárias e não-estacionárias.

O modelo ARDL utilizado na presente dissertação baseia-se no conjunto de procedimentos estatísticos integrados no comando `ardl` do Stata, desenvolvido por Kripfganz & Schneider (2023) a partir do modelo inicialmente desenvolvido por Pesaran & Shin (1999). Este modelo permite incorporar e combinar na análise variáveis estacionárias e variáveis não estacionárias, ao contrário do que acontece, em geral, com modelos de regressão de cointegração em que as variáveis consideradas no modelo devem ser não-estacionárias e com idêntica ordem de integração.

Em termos econométricos uma variável é considerada estacionária se as suas propriedades em termos do primeiro e segundo momentos centrais, ou seja, a média e a variância, se mantêm constantes ao longo do tempo. Assim sendo, na aplicação deste modelo não será necessária a realização de testes de raízes unitárias ao conjunto de variáveis a incluir no modelo para determinar a ordem de integração das variáveis, ou seja, o número de primeiras diferenças que é necessário aplicar à série para a tornar estacionária.

Outra das vantagens deste modelo é a seleção automática do número ótimo de desfasamentos da variável dependente (*i.e.*, a extensão da componente autorregressiva no modelo) e das variáveis independentes ser efetuada através do *Akaike information criterion* (AIC) ou do *Bayesian information criterion* (BIC), dois critérios que tendo o mesmo objetivo, tendem a selecionar combinações diferentes de desfasamentos. Para equilibrar a precisão da estimativa do número de desfasamentos de cada variável com a complexidade do modelo, a aplicação do critério AIC para selecionar o número de desfasamentos ajusta-se melhor a um modelo com um número de parâmetros maior do que o critério BIC. Por esta

razão, utilizamos o critério AIC para selecionar o número ótimo de defasamentos nos modelos de regressão ARDL estimados e considerados na presente dissertação.

Ao longo do tempo podem ocorrer mudanças nas relações de cointegração entre a variável dependente e as variáveis independentes, devido a fatores externos, como sejam eventos de natureza política ou económica, que se traduzem na ocorrência de quebras estruturais nas relações de longo prazo entre as variáveis. No entanto, no presente trabalho, assumimos que nos modelos estimados, e referentes aos dois subperíodos amostrais, as relações entre as variáveis se mantêm constantes ao longo de cada subperíodo, admitindo-se a inexistência de quebras estruturais. Todavia, se, por um lado, este pressuposto pode facilitar a análise, por outro, pode ocultar a alteração na relação de cointegração em determinados subperíodos, e retirar aos resultados obtidos a robustez necessária exigida no processo de investigação.

As seguintes equações de regressão são utilizadas para analisar as relações de cointegração entre as variáveis. A equação (3.1), apresenta a suposta relação de equilíbrio de longo prazo entre a variável dependente, y_t , e um conjunto de variáveis explicativas, representadas no vetor $x_t = (x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{k,t})'$ relativas ao período t :

$$y_t = a_0 + a_1 + x_t' \theta + e_t \quad (3.1)$$

A constante de regressão é dada por a_0 , a_1 representa o coeficiente da tendência temporal linear, $x_t' \theta$ representa a combinação linear das variáveis explicativas x_t' com os respetivos coeficientes θ e e_t representa o termo de erro na regressão, independente e identicamente distribuído.

Estimar os coeficientes de regressão nesta forma de modelo estático pelo método dos mínimos quadrados (*Ordinary Least Squares* - (OLS)) poderá resultar em estimativas dos coeficientes espúrias e elevadas mesmo não existindo uma relação de equilíbrio entre as variáveis (Kripfganz & Schneider, 2023). Para contornar os problemas associados com a estimação de um modelo estático, a equação de regressão (3.1) pode ser aumentada com defasamentos temporais da variável dependente (i.e., componentes autorregressivos) 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.

Na equação (3.2) incluem-se os defasamentos da variável dependente e das variáveis

independentes, de ordem p e q , respetivamente, de modo a ter em consideração os efeitos desfasados das variáveis dependente e independentes no valor corrente da variável dependente. Inserindo no modelo as variáveis utilizadas no presente estudo, em que $LECO_t$ representa a variável dependente, e $LNSYETech_t$, $LWTI_t$, LIR_t e $LFTSE ET50_t$ representam as variáveis independentes e que se consideram as *forcing variables* da evolução a longo prazo do preço das ações de empresas de energias renováveis.

Poderiam, também, ser utilizadas variáveis exógenas, representadas na equação por z_t . Estas variáveis, assumidas como estacionárias, podem ajudar a explicar as variações de curto prazo da variável dependente, porém não têm influência na sua evolução a longo prazo. No presente estudo não são incluídas no modelo variáveis deste tipo.

Para determinar o número ótimo de desfasamentos é fundamental garantir que o critério AIC seja aplicado de forma consistente. No processo de obtenção do número ótimo de desfasamentos associado a cada variável, pelo critério AIC, é especificado um número máximo de $p^*=8$ desfasamentos. O modelo geral ARDL (p, q, \dots, q), na forma de níveis das variáveis, é especificado como (Kripfganz & Schneider, 2023):

$$LECO_t = a_0 + a_1 t + \sum_{i=1}^p \phi_i LECO_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{1,i} LNSYETech_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2,i} LWTI_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3,i} LIR_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{4,i} LFTSE ET50_{t-i} + \gamma' z_t + u_t \quad (3.2)$$

O modelo ARDL na forma de níveis inclui o vetor de variáveis exógenas z_t , que podem explicar a flutuação a curto prazo da variável dependente, mas que no presente estudo não serão utilizadas. Na equação (3.2) a_0 representa a constante de regressão e $a_1 t$ representa o termo da tendência linear temporal onde a_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 desfasamentos utilizados na estimação do modelo e T é o número de observações na amostra original.

O termo $\sum_{i=1}^p \phi_i \text{LECO}_{t-i}$ é o somatório dos termos desfasados da variável dependente, e representa os componentes autoregressivos de LECO_t no seu valor atual; p indica a ordem de desfasamentos da variável dependente na regressão, com $1 \leq p \leq p^*$, e ϕ_i é o coeficiente autoregressivo associado à i -ésima desfasagem de LECO_t . O termo $\sum_{i=0}^p \beta'_i x_{t-i}$ representa o somatório dos efeitos dos i valores correntes e desfasados do conjunto de variáveis explicativas x_t , onde $0 \leq q \leq p^*$, β'_1 é o vetor dos coeficientes das variáveis explicativas e u_t o termo do erro da regressão, que é uma variável aleatória independente, identicamente distribuída, com média zero e variância constante σ^2 .

Para obter uma melhor interpretação dos coeficientes do modelo (3.2), para permitir uma identificação e separação dos efeitos de curto e longo prazo e testar a existência de cointegração entre a variável dependente e o conjunto de variáveis explicativas, o modelo ARDL na equação (3.2) pode ser reformulado na representação de *Error Correction (EC)* (Kripfganz & Schneider, 2023), ou seja, de correção do erro da relação de equilíbrio a longo prazo:

$$\Delta \text{LECO}_t = c_0 + c_1 t - \alpha (\text{LECO}_{t-1} - \theta x_t) + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_{yi} \Delta \text{LECO}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \psi'_{xi} \Delta x_{t-i} + \gamma' z_t + u_t \quad (3.3)$$

Os coeficientes em (3.3) podem ser ligados através de uma forma algébrica simples com os coeficientes de (3.2) (Kripfganz & 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 (3.3), o α representa o coeficiente de velocidade de ajustamento (*i.e.*, de correção) do desequilíbrio observado no período anterior para o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis e o θ representa o vetor dos coeficientes da relação de longo prazo. Os coeficientes em ψ_{yi} , ω e ψ_{xi} 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 LECO_t , as estimativas dos coeficientes no modelo (3.3) mantêm-se consistentes e eficientes (Kripfganz & Schneider, 2023).

Devido à interação não linear entre os coeficientes α e θ no modelo (3.3), este modelo não pode ser diretamente estimado pelo método OLS. Embora, dadas as relações de mapeamento acima mencionadas entre os coeficientes dos modelos (3.2) e (3.3), pudéssemos

obter estimativas consistentes dos coeficientes do modelo (3.3) a partir das estimativas do modelo (3.2), Kripfganz & Schneider (2023) sugerem uma abordagem mais conveniente que consiste em estimar o seguinte modelo equivalente ao modelo (3.3):

$$\Delta\text{LECO}_t = c_0 + c_1 t + \pi_y \text{LECO}_{t-1} + \pi_x x_t + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_{y_i} \Delta\text{LECO}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \phi_{x_i} \Delta x_{t-i} + \gamma' z_t + u_t \quad (3.4)$$

A partir das estimativas do modelo (3.4) obtêm-se as estimativas do modelo (3.3), nomeadamente o coeficiente da velocidade de ajustamento e os coeficientes de equilíbrio de longo prazo. O coeficiente da velocidade de ajustamento indica a rapidez com que o processo gerador 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 α entre estes dois limites refletem um processo de ajustamento parcial, onde o desvio do equilíbrio é gradualmente anulado ao longo do tempo (Kripfganz & Schneider, 2023).

Como referido anteriormente, a combinação ótima de defasamentos p^* para as variáveis dependente e independentes é obtido a partir do AIC (Kripfganz & Schneider, 2023; Odhiambo, 2009).

3.2.2 Teste dos Limites

O teste dos limites caracteriza-se pela análise da significância dos coeficientes dos regressores ligados aos termos da relação de longo prazo, ao termo do coeficiente de ajustamento e aos termos dos componentes determinísticos do modelo. Os testes a estes coeficientes estão associados a três testes de hipóteses sequenciais. Primeiro, um teste que assenta numa estatística de teste de F - Fisher-Snedecor; segundo, um teste que assenta numa estatística de teste de t-Student e, terceiro, um teste que assenta numa estatística de teste de Wald, com distribuição normal. A hipótese nula, H_0 : não existe relação de longo prazo entre y_t e x_t'' , é rejeitada quando, sequencialmente ao longo das três etapas, os valores das estatísticas dos testes de F, de t-Student e a estatística de Wald são superiores ao valor dos correspondentes limites críticos superiores, 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 pelo menos

um dos valores da estatística de F , de t-Student e a estatística de Wald obtidas do processo de estimação forem inferiores aos valores dos limites críticos inferiores, associados à distribuição destas estatísticas não existe uma relação de longo prazo entre a variável resposta e as variáveis explicativas (Kripfganz & Schneider, 2023; Pesaran et al., 2001).

Como referido anteriormente, Kripfganz & Schneider (2020) apresentam valores dos limites mais precisos e exaustivos do que os modelos anteriores para a hipótese nula de inexistência de relação de longo prazo entre a variável dependente o conjunto de variáveis independentes assumidas como processos geradores do movimento a longo prazo da primeira. Para verificar a existência de uma relação a longo prazo é insuficiente recorrer apenas à estimação dos coeficientes através da equação (3.2) ou da equação (3.4) e comparar as respetivas estatísticas de teste com os valores críticos das distribuições standards. Isto porque sob a hipótese nula as variáveis dependente e independentes podem não ser estacionárias, não estarem cointegradas e conterem constantes de regressão e tendências lineares temporais, levando a que as estatísticas dos testes sob a hipótese nula, *i.e.*, estatísticas de F e de T-Student, não sigam as correspondentes distribuições standard (Kripfganz & 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 a incluir 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 ($c_0 = ab_0$) sem tendência temporal ($c_1=0$)
3. Inclusão da constante de regressão 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 ($c_1=ab_1$)
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 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 (*i.e.*, a série removida da sua tendência linear seria estacionária) ou cointegrada com x_t . Caso não se verifique esta hipótese prevalece a hipótese nula, na qual não existe uma relação de longo prazo entre y_t , com comportamento não estacionário, e x_t , apesar das suas diferenças serem estacionárias (Kripfganz & Schneider, 2020; Kripfganz & 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 & Schneider, 2020; Kripfganz & 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 & Schneider, 2020; Kripfganz & 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 & Schneider, 2020; Kripfganz & Schneider, 2023):

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

$$H_0: \begin{cases} (\pi_y = 0) \cap (\pi_x = 0), \text{ caso 1, 3 ou 5} \\ (\pi_y = 0) \cap (\pi_x = 0) \cap c^0 = 0, \text{ caso 2} \\ (\pi_y = 0) \cap (\pi_x = 0) \cap c^1 = 0, \text{ caso 4} \end{cases}$$

$$H_1: \begin{cases} (\pi_y \neq 0) \cup (\pi_x \neq 0), \text{ caso 1, 3 ou 5} \\ (\pi_y \neq 0) \cup (\pi_x \neq 0) \cup c^0 \neq 0, \text{ caso 2} \\ (\pi_y \neq 0) \cup (\pi_x \neq 0) \cup c^1 \neq 0, \text{ caso 4} \end{cases}$$

As hipóteses acima especificadas não estão diretamente formuladas em termos dos coeficientes de longo prazo θ , 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 x_t na equação (3.4). 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 & 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 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.

2. 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 x_t :

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

Nesta 2ª etapa a estatística do teste é uma estatística t -Student convencional para a insignificância estatística da estimativa negativa da velocidade de ajustamento com região de rejeição unilateral da hipótese nula. Como nesta etapa, a distribuição desta estatística t -Student é não-standard, os valores críticos habituais desta distribuição 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.

3. 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 x_t . Para este efeito, utiliza-se a estatística de teste de Wald convencional, que segue uma distribuição normal, para a insignificância estatística conjunta dos coeficientes de longo prazo:

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

Este teste é baseado nos coeficientes de longo prazo θ , e onde o estimador OLS de θ segue assintoticamente uma distribuição normal, independentemente das ordens de integração

das variáveis em x_t , e assumindo que $\alpha > 0$ como indicado pelo resultado do teste na etapa 2 (Kripfganz & Schneider, 2023).

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

4. Apresentação, análise e discussão de resultados

4.1 Apresentação e análise de resultados

Na aplicação do modelo ARDL foram utilizados dados semanais no período amostral de janeiro de 2006 a dezembro de 2023. No entanto é importante considerar que ao longo de um intervalo de tempo tão extenso, as relações entre as variáveis podem não se manter constantes. As alterações nestas relações podem ser causadas por vários fatores, como mudanças económicas ou políticas. A ocorrência de alterações nas relações de cointegração entre as variáveis poderia influenciar a interpretação e, conseqüentemente, a validade dos resultados. Nesse sentido, o período amostral global acima referido foi dividido em dois sub-períodos de tempo, definidos através da observação dos gráficos das variáveis e tendo por base mudanças abruptas conjuntas das respetivas evoluções ao longo do período global de análise.

O primeiro sub-período compreende as observações entre janeiro de 2006 e dezembro de 2013 e o segundo sub-período entre janeiro de 2014 e dezembro de 2023, num total de 414 observações para o 1º subperíodo e 516 observações para o 2º subperíodo. Nas figuras 4.1 e 4.2 são apresentadas a evolução das variáveis LECO (logaritmo natural da variável ECO), LWTI (logaritmo natural da variável WTI) e LNYSETech (logaritmo natural da variável Arca Tech 100) e das variáveis LECO e LIR (logaritmo natural da taxa de juro), respetivamente, durante o subperíodo 2006-2013. Em ambas as figuras é possível observar a evolução conjunta das variáveis explicativas incluídas no modelo ARDL em relação à variável LECO ao longo do primeiro sub-período de análise.

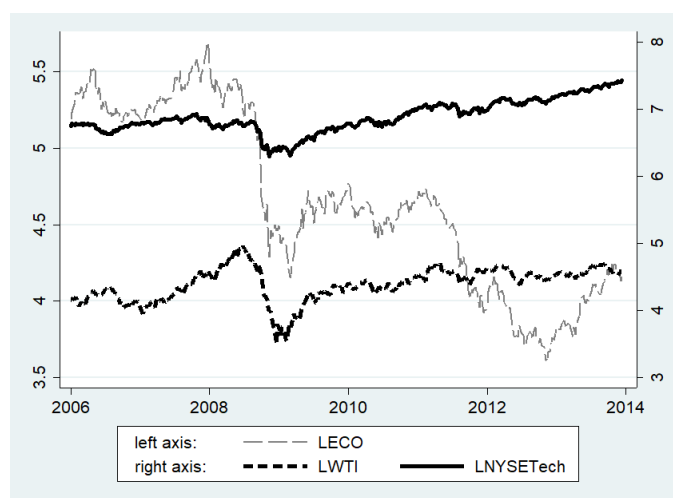


Figura 4.1: Evolução das variáveis ECO, WTI e NYSETech, 2006 - 2013

No gráfico da figura 4.1, que apresenta a evolução da variável LECO e das variáveis LWTI e LNYSE, observa-se uma correlação positiva inicial entre LECO e LWTI, e LECO e LNYSE, sugerindo que a co-evolução destas séries estaria a ser influenciada por fatores económicos comuns. No entanto, em 2008, ocorreu uma quebra significativa nos mercados, devido à crise financeira global desencadeada pela crise hipotecária norte-americana do *sub-prime*. Durante esta crise, a variável LWTI seguiu um comportamento semelhante ao da variável LECO. Porém, esta relação enfraqueceu no período seguinte, uma vez que o comportamento da variável LECO revelou-se mais volátil, enquanto a variável LWTI se tornou mais estável.

Por outro lado, a variável LNYSETech conseguiu recuperar e manter um comportamento de crescimento estável. Uma vez que a variável LECO não seguiu um comportamento semelhante, a visualização gráfica sugere que a correlação diminuiu significativamente. A mudança de comportamento entre as duas séries pode significar que, ao contrário do período anterior à crise, as variáveis passaram a ser influenciadas por fatores diferentes.

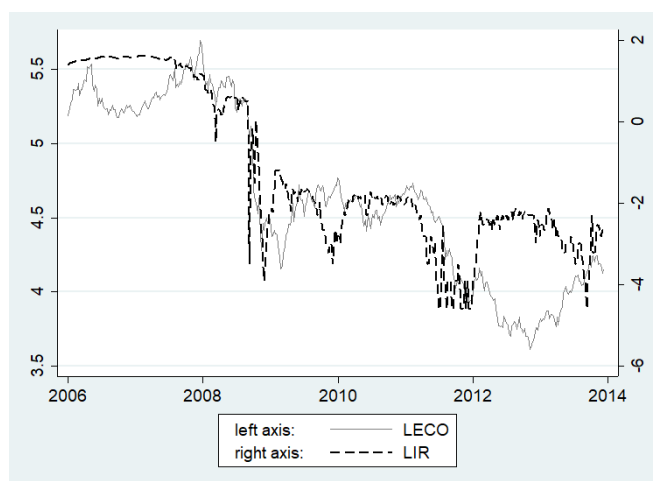


Figura 4.2: Evolução das variáveis ECO e IR, 2006 – 2013

Relativamente ao comportamento da variável LIR em relação à evolução da variável LECO, é possível observar na figura 4.2, no período de 2006 a 2008, movimentos oscilantes semelhantes, sugerindo a existência de uma correlação, ainda que fraca. Em 2008 ambas as variáveis sofreram uma queda drástica e, deste modo, a correlação positiva tornou-se mais acentuada. Após o período de queda acentuada das duas variáveis, ocorrida em meados de 2008, e até final de 2011, é possível observar subperíodos de co-movimentos positivos e negativos que se traduziu na diminuição da correlação entre as variáveis, indicando que possivelmente as variáveis passaram a reagir a diferentes estímulos e fatores económicos e financeiros globais.

As figuras 4.3, 4.4 e 4.5 ilustram graficamente o comportamento das variáveis do estudo comparativamente à variável ECO ao longo do segundo período, janeiro de 2014 a dezembro de 2023.

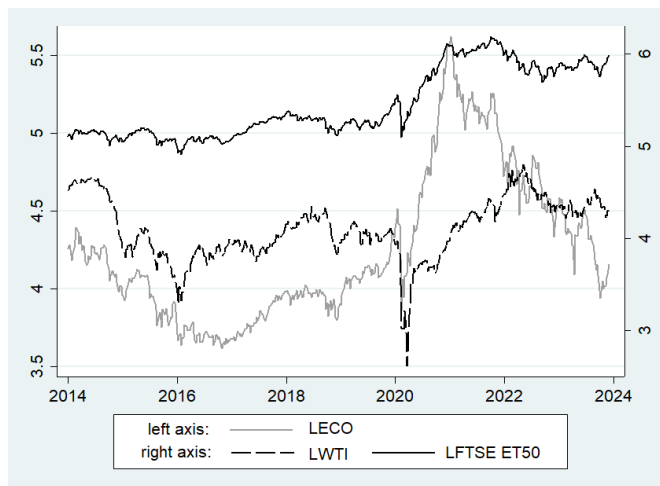


Figura 4.3: Evolução das variáveis ECO, WTI e FTSE ET50, 2014 – 2023

No gráfico da figura 4.3, que apresenta a relação entre a variável LECO e as variáveis LWTI e LFTSE ET50, observa-se a existência de uma correlação positiva entre as variáveis LECO e LWTI, mais significativa que entre os movimentos algo semelhantes também verificados entre as variáveis LECO e LFTSE50. Estes co-movimentos positivos tendem a verificar-se até março de 2020. Nesta data, devido à ocorrência da pandemia COVID19, que antecipou uma diminuição no nível de atividade e recessão económica e que levou à diminuição da procura de petróleo e diminuição do consumo de outras fontes de energia primária (combustíveis fósseis), os valores destas variáveis registam uma queda acentuada. A partir desta data e até início de 2021 a variável LECO regista um aumento significativo, seguido de uma diminuição até final de 2023. A partir de março de 2020, enquanto as variáveis LWTI e LFTSE apresentam uma reação de recuperação mais estável e moderada até fevereiro de 2022, a variável LECO apresenta um comportamento mais volátil e menos previsível, o que levou a um enfraquecimento das relações entre estas variáveis. Este comportamento pode indicar que, após a pandemia, os fatores subjacentes aos movimentos das variáveis LWTI e LFTSE50 foram diferentes dos subjacentes aos movimentos da variável LECO.

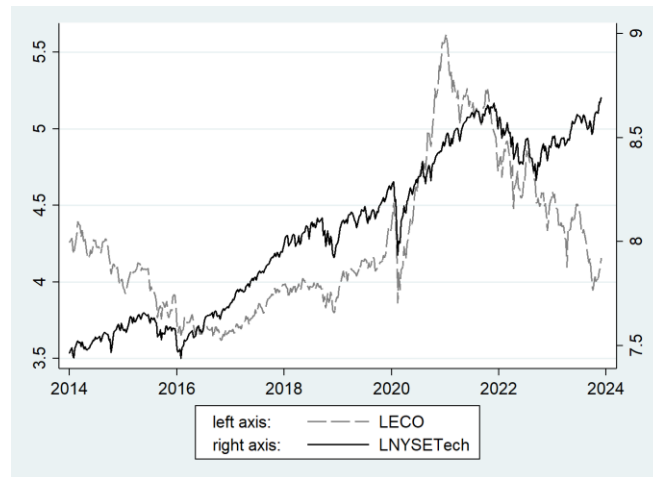


Figura 4.4: Evolução das variáveis ECO e NYSETech, 2014 – 2023

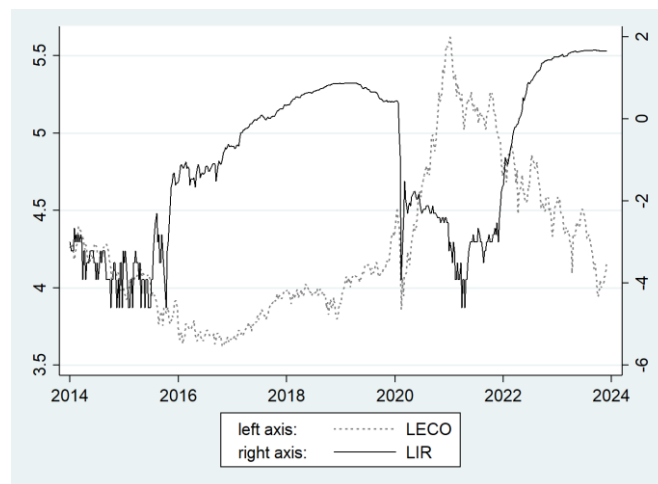


Figura 4.5: Evolução das variáveis ECO e IR, 2014 – 2023

Entre as variáveis LECO e LNYSETech, no gráfico da figura 4.4, podem ser identificados dois momentos onde a correlação entre as variáveis é negativa, nomeadamente de 2014 a 2016 e, novamente, de 2022 a 2024. Ao longo destes intervalos, as variáveis demonstram comportamentos opostos, o que indica que terão sido influenciadas por fatores diferentes ou por fatores comuns, mas com efeitos opostos. No restante período analisado, as variáveis seguem tendências semelhantes, sugerindo uma correlação positiva. Apesar da quebra ocorrida no início do ano de 2020, este padrão de correlação acabou por se manter até 2022, embora mais fraca devido à ocorrência de tendências estocásticas diferentes e com recuperações a ritmos diferentes. Já no que concerne a relação entre as variáveis LECO e LIR, que podemos observar no gráfico da figura 4.5, tende a identificar-se um comportamento de correlação positiva entre 2014 e finais de 2018, com o valor da variável

LIR a registrar um máximo no final de 2018. No entanto, esta correlação começa a enfraquecer a partir de finais de 2018, tornando-se negativa à medida que se aproxima da pandemia COVID19 de 2020. Isto acontece devido a comportamentos diferentes de reação à queda, uma vez que a série LECO recupera de forma acentuada após a erupção da pandemia COVID19, mas a variável LIR mantém a tendência de queda até ao início de 2021. A partir do início de 2021 os comportamentos destas duas variáveis mudam de sentido e mantêm tendências opostas até final de 2023. A variável LIR regista um aumento constante e significativo, atingindo o valor máximo no final de 2023. A variável LECO regista uma tendência geral negativa acentuada e consistente até final de 2023, intercalada pela ocorrência de tendências estocásticas contrárias, registando o valor mínimo no final de 2023. Esta evolução contrária sugere que os comportamentos destas variáveis terão sido motivados por fatores e estímulos distintos.

Na análise gráfica, acima apresentada, das relações entre a variável dependente, LECO, e o conjunto de variáveis independentes, LWTI, LFTSE ET50, LNYSETech e LIR, identificamos a existência de várias correlações positivas entre as variáveis. Contudo, as correlações positivas observadas não se mantêm de forma consistente durante longos períodos. Verificamos mudanças significativas nas correlações, principalmente em momentos de crise ou recuperação económica, o que sugere que essas correlações possam ser temporárias e sensíveis a fatores externos.

O objetivo do presente estudo é analisar se o preço do petróleo, o preço das ações de empresas de tecnologia, o preço das ações de empresas de tecnologias orientadas para a sustentabilidade, redução de emissões, produção de energias renováveis e preservação ambiental, e a taxa de juro, medida pela *yield-to-maturity* dos bilhetes do tesouro norte-americano a 3 meses, se constituem como *driving forces* da evolução a longo prazo do preço das ações de empresas de energias renováveis. Como se pode observar nos gráficos, os sinais de covariância, positivos e negativos, entre os movimentos das variáveis variam ao longo do tempo, o que dificulta a identificação de co-movimentos consistentes entre a variável dependente e o conjunto de variáveis explicativas de forma clara.

Para proceder à análise de relações de cointegração iremos usar o modelo ARDL para estimar o coeficiente de ajustamento do desvio de equilíbrio da relação de longo prazo, os coeficientes das variáveis explicativas da relação de longo prazo e os coeficientes dos efeitos de curto prazo, seguido do teste dos limites, para examinar se realmente existem relações de longo prazo entre as variáveis. Através de uma simples análise visual do gráfico estas possíveis correlações podem não ser perceptíveis ou estarem encobertas pelas flutuações

temporárias verificadas.

Para levar a cabo os procedimentos acima referidos, o modelo ARDL foi aplicado às variáveis consideradas na análise, seguido do teste dos limites, com dados de frequência semanal e divididos em dois sub-períodos de tempo, janeiro de 2006 – dezembro de 2013 e janeiro de 2014 – dezembro de 2023. Para a seleção do número ótimo de defasamentos da variável resposta e das variáveis explicativas foi utilizado o critério AIC (*Akaike Information Criterion*), considerando $p^* = 7$ defasamentos como o número máximo admitido na obtenção da combinação ótima de defasamentos. Na estimação do modelo na equação (3.4), como componentes determinísticos incluídos no modelo foram considerados os constantes no caso n^o 4, *i.e.*, constante de regressão não restrita e tendência linear restrita, porque este é o caso que torna a especificação do modelo menos restritiva (Kripfganz & Schneider, 2023).

Na tabela 4.1 apresentam-se os resultados da estimação do modelo ARDL na forma de correção dos erros, equação (3.3), para o modelo completo, com as variáveis explicativas LNYSETech, LWTI e LIR, e para os modelos com apenas uma variável explicativa, para o subperíodo janeiro 2006 – dezembro de 2013. Na tabela 4.1, na linha “Desf”, os valores entre parênteses representam as combinações ótimas de defasamentos em cada modelo, a estimativa do coeficiente de ajustamento de cada modelo encontra-se na linha “ADJ”, as estimativas dos coeficientes da relação de longo prazo encontram-se na seção “LR” e as estimativas dos coeficientes dos efeitos de curto prazo encontram-se na seção “SR”.

Na tabela 4.2 apresentam-se os valores das estatísticas observadas do teste dos limites, *i.e.*, as estatísticas de F e *t-Student*, na estimação do modelo ARDL e os correspondentes valores críticos para o nível de significância de 5%, para o modelo completo e modelos com apenas uma variável explicativa para o período de janeiro de 2006 a dezembro de 2013.

Tabela 4.1: Resultados de estimação do modelo ARDL, 2006 - 2013

ECO	E-N-W-I	E-W	E-N	E-I
Desf	(1,1,1,6)	(1,2)	(1,1)	(7,3)
ADJ	-0.008	-0.024	-0.012	-0.030
LR				
WTI	-1.004	0.002	-	-
NYSETech	3.117	-	2.731	-
IR	0.212	-	-	0.154
SR				
WTI				
- D1	0.155	0.357	-	-
- LD	-	0.069	-	-
NYSETech				
- D1	1.527	-	1.561	-
IR				
- D1	0.001	-	-	0.006
- LD	-0.145	-	-	-0.022
-L2D	-0.002	-	-	-0.021
-L3D	-0.005	-	-	-
-L4D	-0.018	-	-	-
-L5D	-0.011	-	-	-

Legenda: E - ECO | N - NYSETech | W - WTI | I - IR

ADJ - Coeficiente de ajustamento | LR - Longo prazo | SR

- Curto Prazo

Para o modelo completo o critério AIC seleciona 1 desfasamento para o componente autorregressivo e 1;1;6 desfasamentos para as variáveis WTI, NYSETech e IR, respetivamente. O coeficiente de ajustamento indica a velocidade com que os desvios de curto prazo são corrigidos de modo a convergir para o equilíbrio de longo prazo. Na prática significa que para a relação entre ECO e as variáveis explicativas NYSE, WTI e IR, em média, apenas 0,8% do desvio de curto prazo é corrigido a cada semana. Nas restantes relações individuais analisadas os coeficientes de ajustamento são mais elevados, com 2,4% entre ECO e WTI, 1,2% no caso de ECO e NYSE e 3% entre ECO e IR. As estimativas deste coeficiente encontram-se no intervalo de valores plausíveis para este coeficiente, [0;2], conforme sugerido por Kripfganz & Schneider (2023), mas com magnitudes muito baixas.

Quanto às relações de curto e longo prazo entre as variáveis, verifica-se uma relação positiva

de curto prazo entre ECO e WTI. Porém, o coeficiente da relação de longo prazo associado à variável WTI é negativo e contrário ao sinal esperado. Seria esperado que o aumento do preço do petróleo a longo prazo exercesse um efeito positivo no preço das ações de empresas de energias renováveis, por via dos efeitos ao aumento dos incentivos à substituição de energia fóssil por energia renovável e também pela diminuição do preço relativo da energia renovável em relação à energia fóssil. Nesta linha, seria esperado que o aumento da procura de energia renovável levasse ao aumento do investimento nas empresas do sector de energias renováveis e ao aumento do seu desempenho económico e financeiro.

O coeficiente da relação de longo prazo associado à variável NYSETech apresenta o sinal esperado, sugerindo que o aumento do preço das ações de empresas de tecnologias exerce um efeito positivo no preço das empresas de energias renováveis, motivado pelas inter-relações e pela dependência no desenvolvimento e transferência de tecnologias de produção de energias renováveis do primeiro para o segundo sector.

O coeficiente da relação de longo prazo associado à variável IR é positivo e consistente com o sinal esperado. O sinal deste coeficiente sugere que o aumento da taxa de juro, associado à implementação de políticas monetárias pelas autoridades para conter eventuais aumentos da taxa de inflação decorrente do aumento do preço das energias fósseis, exerce efeitos positivos no preço das ações de empresas de energias renováveis.

Quando o modelo ARDL é estimado apenas com a variável WTI, como variável explicativa do comportamento a longo prazo da variável ECO, o coeficiente de ajustamento do desvio da relação de longo prazo aumenta, $\alpha = 0,024$, e o coeficiente de longo prazo, apesar de positivo, apresenta uma magnitude muito reduzida, sugerindo que o efeito do preço do petróleo sobre a evolução a longo prazo da variável ECO é insignificante. Por sua vez, os coeficientes de curto prazo do WTI apresentam sinais positivos esperados, sugerindo que o aumento do preço do petróleo tende a exercer um efeito positivo no preço das ações de empresas de energias renováveis, mas apenas no curto prazo.

Quando o modelo ARDL é estimado apenas com a variável NYSETech, como variável explicativa do comportamento a longo prazo da variável ECO, o coeficiente de ajustamento do desvio da relação de longo prazo aumenta, $\alpha = 0,012$, e o coeficiente de longo prazo, embora diminua, mantém-se positivo e consistente com o seu efeito observado no modelo completo, sugerindo que o desempenho financeiro das empresas de tecnologias está relacionado positivamente com o desempenho das empresas de energias renováveis a longo prazo. Por sua vez, o coeficiente de curto prazo do NYSETech apresenta o sinal esperado, *i.e.*, positivo,

sugerindo que o aumento do preço das ações de empresas de tecnologias também afeta positivamente, no curto prazo, o preço das ações de empresas de energias renováveis.

Na estimação do modelo ARDL com apenas a variável IR, o coeficiente de ajustamento do desvio do equilíbrio aumenta para $\alpha = 0,030$ e o respectivo coeficiente de longo prazo mantém-se positivo e consistente com o seu efeito observado no modelo completo. Estes resultados sugerem que o aumento da taxa de juro, motivada pela aplicação de políticas monetárias restritivas orientadas para combater a inflação, decorrente do eventual aumento de preços da energia fóssil, exerce um efeito positivo nos preços das ações de empresas de energias renováveis. Por sua vez, os coeficientes de curto prazo associados à taxa de juro apresentam uma magnitude reduzida, sugerindo que esta variável não tende a exercer efeitos contemporâneos e desfasados de curto prazo significativos sobre o preço das ações de empresas de energias renováveis.

A indicação na tabela 4.1 da existência de coeficientes de ajustamento dos desvios da relação de equilíbrio e de coeficientes da relação de longo prazo consistentes com a existência de uma relação de cointegração entre o preço das ações de empresas de energia renovável e o preço das ações de empresas de tecnologia e a taxa de juro não é garantia de cointegração. Para levar a cabo procedimentos de inferência estatística e testar a existência de relações de cointegração entre as referidas variáveis, aplicamos o teste dos limites proposto por Pesaran et al. (2001), cujos valores críticos são fornecidos pelo comando ardl do Stata desenvolvido por Kripfganz & Schneider (2023).

O teste à hipótese nula de inexistência de uma relação de cointegração entre a evolução a longo prazo do preço das ações de empresas de energias renováveis e a evolução do preço do petróleo, do preço das ações de empresas de tecnologia e a taxa de juro assenta em três etapas de testes sequenciais. A rejeição da hipótese nula geral de inexistência de cointegração implica a rejeição sequencial das hipóteses nulas nas três etapas do teste.

Na realização do teste à hipótese nula de inexistência de cointegração utilizando o teste dos limites considera-se um nível de significância (erro tipo I) de 5%, que representa a probabilidade de rejeitar a hipótese nula quando esta é verdadeira.

Tabela 4.2: Estatísticas de teste e valores críticos do Teste dos limites, 2006 - 2013

	E-N-W-I		E-W		E-N		E-I	
	F = 1.774		F = 2.006		F = 3.958		F = 2.680	
	t = -0.876		t = -1.736		t = -1.662		t = -2.679	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F	3.398	4.242	4.713	5.215	4.715	5.216	4.697	5.212
t	-3.406	-4.125	-3.130	-3.402	-3.418	-3.705	-3.406	-3.686

Nota: a tabela apresenta as estatísticas de F e de t-Student relativas à estimação dos modelos ARDL para as duas primeiras etapas do teste dos limites. São apresentados ainda os valores críticos inferior, I(0), e superior, I(1), para o nível de significância de 5%.

Legenda: E - ECO | N - NYSETech | W - WTI | I - IR

A tabela 4.2 apresenta os valores das duas estatísticas do teste dos limites obtidas com a estimação dos vários modelos para as duas primeiras etapas do teste à hipótese nula de inexistência de cointegração, *i.e.*, a estatística de F e a estatística de t-Student. Para cada modelo estimado são ainda apresentados os respetivos valores críticos do limite superior, associado ao caso de todas as variáveis explicativas serem não estacionárias, I(1), e do limite inferior, associado ao caso das variáveis explicativas serem estacionárias, I(0).

Considerando os valores das duas estatísticas de teste para a primeira e segunda etapa do teste dos limites e os valores críticos inferior e superior das distribuições assintóticas das estatísticas do teste sob a hipótese nula é possível testar a existência de relações de longo prazo entre a variável dependente e o conjunto de variáveis explicativas nos vários modelos ARDL estimados.

Para levar a cabo os procedimentos de inferência, começamos por considerar a estatística de F para a hipótese nula conjunta $\pi_y = 0, \pi_x = 0$ e $c_1 = 0$. O último coeficiente capta a restrição sobre a tendência linear temporal incluída no modelo estimado na equação (3.4). O termo $\pi_x = 0$ está associado ao teste de pelo menos um dos coeficientes das variáveis explicativas na relação de longo prazo ser estatisticamente significativo; o termo $\pi_y = 0$ está associado ao teste do coeficiente de ajustamento do desvio do equilíbrio na relação de longo prazo ser significativo. Esta hipótese nula é rejeitada se o valor amostral da estatística F for superior ao valor crítico do limite superior, I(1). Nesta primeira etapa do teste dos limites estamos a testar a hipótese de ou o coeficiente de ajustamento do desvio da relação de equilíbrio de longo prazo ou pelo menos um dos coeficientes das variáveis explicativas da

relação de longo prazo ou o coeficiente da tendência linear serem estatisticamente diferentes de zero.

Para os quatro modelos ARDL estimados, o valor amostral da estatística F é menor que o valor crítico do limite inferior da distribuição assintótica desta estatística sob a hipótese nula para variáveis estacionárias, $I(0)$. Assim, os valores das estatísticas de F neste período amostral não oferecem evidência para rejeitar a hipótese nula de inexistência de uma relação de longo prazo entre o preço das ações de empresas de energia renovável, o preço do petróleo, o preço das ações de empresas de tecnologia e a taxa de juro. No seguimento do acima referido, o teste à hipótese nula individual do coeficiente de ajustamento na segunda etapa, $\pi_y = 0$, torna-se irrelevante porque a rejeição da hipótese nula global de inexistência de relação de longo prazo entre as variáveis exige a rejeição cumulativa das hipóteses nulas das três etapas.

Podemos então concluir que os resultados da estimação dos modelos ARDL, no período janeiro de 2006 a dezembro de 2013, não oferecem evidência estatística de que a evolução do desempenho económico e financeiro das empresas de tecnologia, do preço do petróleo e da taxa de juro determinam o movimento a longo prazo do desempenho económico e financeiro das empresas de energias renováveis.

Na tabela 4.3 apresentam-se os resultados da estimação dos modelos ARDL na forma de correção dos erros, equação (3.4), para o modelo completo, com as variáveis explicativas LNYSETech, LWTI, LIR e FTSE ET 50 e para os quatro modelos com apenas uma variável explicativa, para o período de janeiro 2014 dezembro de 2023. Na tabela 4.3, na linha “Desf” os valores entre parênteses representam as combinações ótimas de desfasamentos em cada modelo; a estimativa do coeficiente de ajustamento de cada modelo encontra-se na linha “ADJ”; as estimativas dos coeficientes da relação de longo prazo encontram-se na secção “LR” e as estimativas dos coeficientes dos efeitos de curto prazo encontram-se na secção “SR”.

Na tabela 4.4 apresentam-se os valores das estatísticas do teste dos limites na estimação dos modelos ARDL, *i.e.*, as estatísticas de F e t-Student, e os correspondentes valores críticos, inferior e superior, da distribuição assintótica das estatísticas para o nível de significância de 5%, para o modelo completo e modelos com apenas uma variável explicativa, no período de janeiro de 2014 a dezembro 2014. Através das figuras 4.3, 4.4 e 4.5 podemos fazer a ligação entre a visualização dos co-movimentos das variáveis e os resultados da estimação dos modelos ARDL neste período.

Tabela 4.3: Resultados de estimação dos modelos ARDL, 2014 - 2023

ECO	E-N-W-I-F	E-W	E-N	E-I	E-F
Desf	(4,7,7,0,6)	(1,5)	(4,1)	(4,3)	(4,4)
ADJ	-0.006	-0.007	-0.011	-0.026	-0.004
LR					
WTI	-0.412	-1.848	-	-	-
NYSETech	7.63	-	3.579	-	-
IR	0.49	-	-	-0.166	-
FTSE ET50	1.102	-	-	-	0.311
SR					
WTI					
-D1	0.076	0.330	-	-	-
-LD	0.009	-0.068	-	-	-
-L2D	0.001	0.040	-	-	-
-L3D	0.030	0.798	-	-	-
-L4D	-0.041	-0.0671	-	-	-
-L5D	0.000	-	-	-	-
-L6D	0.291	-	-	-	-
NYSETech					
-D1	0.229	-	1.516	-	-
-LD	-0.355	-	-	-	-
-L2D	-0.043	-	-	-	-
-L3D	-0.168	-	-	-	-
-L4D	-0.311	-	-	-	-
-L5D	-0.121	-	-	-	-
-L6D	-0.123	-	-	-	-
IR					
-D1	-	-	-	0.021	-
-LD	-	-	-	0.030	-
-L2D	-	-	-	0.197	-
-L3D	-	-	-	-	-
-L4D	-	-	-	-	-
-L5D	-	-	-	-	-
FTSE ET50					
-D1	1.128	-	-	-	1.439
-LD	0.459	-	-	-	0.176
-L2D	0.156	-	-	-	0.096
-L3D	-0.077	-	-	-	-0.206
-L4D	0.237	-	-	-	-
-L5D	0.122	-	-	-	-

Legenda: E - ECO | N - NYSETech | W - WTI | I - IR | F - FTSE ET50 | ADJ - Coeficiente de ajustamento | LR - Coeficientes de longo prazo | SR - Coeficientes de curto prazo

Para o modelo ARDL completo, que inclui as quatro variáveis explicativas, o critério AIC seleciona quatro defasamentos para o componente autorregressivo da variável dependente e 7, 7, 0 e 6 defasamentos para captar os efeitos de curto prazo do preço das ações de empresas de tecnologia, do preço do petróleo, da taxa de juro e do preço das ações de empresas que desenvolvem tecnologias orientadas para a preservação e sustentabilidade ambiental, respetivamente, na dinâmica do preço das ações de empresas de energias renováveis.

A magnitude do coeficiente de correção dos desvios em direção ao equilíbrio de longo prazo é muito baixa, $\alpha = 0.006$, sugerindo que, em média, em cada semana, o desvio é corrigido em cerca de 0.6%, situando-se muito próximo do limite inferior do intervalo de valores admissíveis para este parâmetro. Nos restantes modelos ARDL, estimados apenas com uma variável explicativa, a magnitude deste coeficiente mantém-se muito baixa, com o modelo envolvendo a variável taxa de juro apresentar uma magnitude ligeiramente superior, $\alpha = 0.026$. As magnitudes muito baixas das estimativas deste coeficiente sugerem a inexistência de relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis neste período, ou que, a existirem, e devido à ocorrência de alterações estruturais nestas relações, teriam uma duração inferior ao período considerado na análise.

No que concerne as relações de curto prazo, verifica-se uma relação contemporânea positiva e efeitos desfasados negativos entre as empresas de tecnologias e as empresas de energias renováveis. Os coeficientes dos efeitos contemporâneos e desfasados do preço do petróleo e da taxa de juro revelam-se insignificantes. Por sua vez, os coeficientes associados aos efeitos contemporâneos e desfasados de curto prazo do preço das ações de empresas de tecnologias ambientais nas empresas de energias renováveis são positivos e de magnitude elevada.

Quanto aos coeficientes da relação de longo prazo, o efeito do preço do petróleo sobre o desempenho financeiro das empresas de energias renováveis é negativo (-0.412) e o desempenho financeiro das empresas de tecnologias (7.63), a taxa de juro (0.49) e o desempenho financeiro das empresas de tecnologias ambientais (1.102) exercem um efeito positivo. O sinal do coeficiente de longo prazo associado ao preço do petróleo, apesar de ser contrário ao esperado, mantém-se idêntico ao observado no período 2006 - 2013.

Seria esperado que o aumento do preço do petróleo exercesse um efeito positivo no desempenho financeiro das empresas de energias renováveis por via do efeito de substituição de energias fósseis por energias renováveis, da diminuição do preço relativo da energia renovável face à energia fóssil e ao esperado efeito positivo no nível de investimento

das empresas de energias renováveis. Porém, o resultado obtido é contrário a esta predição teórica entre a evolução do preço do petróleo e a evolução do desempenho das empresas de energias renováveis. Este resultado, não esperado, poderá ser entendido pela visualização gráfica da evolução das duas séries entre 2014 e 2023. A partir da figura 4.3, é possível observar que entre 2014 e finais de 2019 parece haver um co-movimento positivo entre as duas séries. A partir de março de 2020, e motivado pela ocorrência da pandemia Covid-19, as duas séries apresentam trajetórias diferentes. Até início de 2021 a variável ECO regista um aumento consistente e significativo. Depois, e até finais de 2023, regista uma tendência negativa acentuada. Por sua vez, o preço do petróleo, a partir do início de 2020 e até março de 2022, regista uma tendência positiva e, depois, até finais de 2023, a evolução do preço tende a manter uma relativa estabilidade. Esta análise visual sugere que, a partir do início de 2020 e até final de 2023, os fatores subjacentes aos movimentos das duas séries são distintos, contribuindo, eventualmente, para o sinal não esperado do coeficiente do petróleo na relação de longo prazo.

Em relação aos modelos ARDL que incluem apenas uma variável para explicar a evolução do desempenho das empresas de energias renováveis, os sinais dos respetivos coeficientes de longo prazo tendem a manter-se idênticos aos estimados no modelo que considera em simultâneo os efeitos das quatro variáveis explicativas. O coeficiente do preço do petróleo na relação de longo prazo é negativo e de magnitude considerável (-1,848), mas de sinal contrário ao sugerido pela teoria. Conforme referido anteriormente, este resultado decorrerá do desacoplamento dos movimentos das duas séries a partir do início de 2020, com as duas séries a seguirem trajetórias diferenciadas até final de 2023, movidas por fundamentos económicos distintos. Por sua vez, e consistente com as predições teóricas, os coeficientes do efeito simultâneo e dos desfasamentos de curto prazo são positivos, sugerindo que o aumento do preço do petróleo afeta positivamente, mas apenas no curto prazo, o preço das ações de empresas de energias renováveis.

No que concerne o modelo ARDL incluindo apenas a variável NYSETech, o respetivo coeficiente de longo prazo é positivo, de magnitude elevada e consistente com o sugerido pela teoria e com as relações estimadas no período 2006 - 2013 para esta variável. Este resultado sugere que, no longo prazo, o aumento (diminuição) do desempenho financeiro das empresas de tecnologias tende a determinar positivamente (negativamente) o desempenho das empresas de energias renováveis, motivado pelas inter-relações e dependência no desenvolvimento e transferência de tecnologias de energias renováveis do primeiro para o segundo sector. Por sua vez, no curto prazo, uma variação positiva (negativa) do preço das ações de empresas de tecnologia tende a exercer apenas um efeito

contemporâneo positivo (negativo) no preço das empresas de energias renováveis. Este resultado é consistente com os resultados obtidos por Henriques & Sadorsky (2008), no período de janeiro de 2001 a maio de 2007, utilizando observações de frequência semanal, onde constatam que variações positivas nos preços das empresas de tecnologia afetam, positivamente, no curto prazo, os preços das empresas de energias renováveis.

No que concerne o modelo ARDL incluindo apenas a variável taxa de juro, o coeficiente de longo prazo é negativo e de sinal contrário ao estimado no período 2006 – 2013, com um coeficiente de ajustamento de $\alpha = 0,026$. Por sua vez, os coeficientes de curto prazo associados à taxa de juro são positivos, mas de magnitude reduzida. A partir da análise gráfica da figura 4.5, e embora as duas séries apresentem movimentos diferenciados, é possível, de algum modo, observar co-movimentos positivos (final de 2015 – final de 2019) e negativos (início de 2020 – final de 2023), com estes últimos a mostrarem-se mais pronunciados. Assim, o coeficiente negativo estimado na relação de longo prazo entre o preço das ações de empresas de energias renováveis e a taxa de juro (-0.166) poderá estar a captar este co-movimento negativo mais pronunciado. Também a inversão do sinal do co-movimento entre as duas séries ao longo do período sugere alterações estruturais nos parâmetros da relação de longo prazo, mas que o modelo utilizado no presente estudo não tem em conta ao assumir a constância da relação de longo prazo ao longo do período completo.

A indicação na tabela 4.3 da existência de coeficientes de ajustamento dos desvios da relação de equilíbrio de longo prazo, embora de reduzida magnitude, e de coeficientes na relação de longo prazo consistentes com a existência de uma relação de cointegração entre o preço das ações de empresas de energias renováveis e o preço das ações de empresas de tecnologia, a taxa de juro e o preço das ações de empresas de tecnologias de sustentabilidade ambiental não é garantia de cointegração. Para levar a cabo procedimentos de inferência estatística e testar a existência de relações de cointegração entre as referidas variáveis, aplicamos o teste dos limites utilizando os valores das estatísticas de teste de F e t-Student associadas aos modelos estimados na tabela 4.3.

À semelhança do efetuado para o período 2006-2013, o teste à hipótese nula de inexistência de uma relação de cointegração entre a evolução a longo prazo do preço das ações de empresas de energias renováveis e a evolução do preço do petróleo, do preço das ações de empresas de tecnologia, da taxa de juro e do preço das ações de empresas de tecnologias ambientais assenta em três etapas de testes sequenciais. Os valores das estatísticas amostrais de teste de F e t-Student associados aos cinco modelos estimados e os

correspondentes valores críticos, inferiores I(0) e superiores I(1), das distribuições assintóticas destas estatísticas sob a hipótese nula, encontram-se na tabela 4.4.

Tabela 4.4: Teste dos limites, 2014-2023

	E-N-W-I-F		E-W		E-N		E-I		E-F	
	F = 2.060		F = 2.071		F = 1.103		F = 1.866		F = 0.596	
	t = -0.598		t = -1.158		t = -1.702		t = -2.217		t = -0.480	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F	3.034	3.974	4.703	5.210	4.705	5.210	4.701	5.210	4.699	5.209
t	-3.386	-4.299	-3.412	-3.695	-3.414	-3.697	-3.411	-3.694	-3.410	-3.692

Legenda: E - ECO | N - NYSETech | W - WTI | I - IR | F - FTSE ET50

Para levar a cabo os procedimentos de inferência, começamos por considerar a estatística de F para a hipótese nula conjunta $\pi_y = 0, \pi_x = \mathbf{0}$ e $c_1 = 0$.

Para os cinco modelos ARDL estimados, o valor da estatística F é menor que o valor crítico do limite inferior da distribuição assintótica desta estatística sob a hipótese nula para variáveis estacionárias, I(0). Assim, os valores das estatísticas de F neste período amostral também não oferecem evidência para rejeitar a hipótese nula de inexistência de uma relação de longo prazo entre o preço das ações de empresas de energia renovável e o preço do petróleo, o preço das ações de empresas de tecnologia, a taxa de juro e o preço das ações de empresas de tecnologia ambiental. Considerando que nos modelos estimados as variáveis independentes são não-estacionárias, os valores das estatísticas de F apontam ainda com mais força para a não rejeição da hipótese nula.

Os resultados da estimação dos modelos ARDL, considerando conjuntamente e individualmente nestes as variáveis independentes, no período janeiro de 2014 a dezembro de 2023, não oferecem evidência estatística de que a evolução a longo prazo do desempenho económico e financeiro das empresas de tecnologia, do preço do petróleo, da taxa de juro e do preço das ações de empresas de tecnologias ambientais determinam o movimento a longo prazo do desempenho económico e financeiro das empresas de energias renováveis.

No seguimento da não rejeição da hipótese nula da primeira etapa, a segunda etapa do teste à hipótese nula individual do coeficiente de ajustamento, $\pi_y = 0$, torna-se irrelevante porque a rejeição da hipótese nula global de inexistência de relação de longo prazo entre as variáveis exige a rejeição cumulativa das hipóteses nulas das três etapas.

Henriques e Sadorsky (2008) utilizaram o método VAR para analisar as relações dinâmicas de curto prazo entre o preço das ações de empresas de energias renováveis e o preço das ações de empresas de tecnologias, preço do petróleo e a taxa de juro. Utilizando simulações de funções de resposta ao impulso sobre o VAR estimado, constataram que uma variação não esperada no desempenho financeiro das empresas de tecnologias exercia um efeito positivo e significativo no desempenho das empresas de energias renováveis durante pelo menos um período de 10 semanas. Segundo os autores este resultado é consistente com a ideia de que os investidores vêem os investimentos em ativos de energias renováveis como estando mais estritamente relacionados com os movimentos no sector de tecnologia do que com os movimentos no sector de energias fósseis. Os resultados obtidos no presente estudo, através dos modelos ARDL estimados nos dois períodos, também são consistentes com os obtidos por Henriques e Sadorsky (2008) para um período mais antigo e de menor dimensão.

4.2 Discussão dos resultados

Através da análise dos gráficos das figuras 4.1 a 4.5, conclui-se que os co-movimentos aparentes entre as variáveis não se mantiveram constantes ao longo do tempo. As alterações nos co-movimentos entre o desempenho financeiro das empresas de energias renováveis e o conjunto de variáveis explicativas no modelo ARDL, verificadas maioritariamente em crises ou períodos de recuperação, são consistentes com a literatura, como no estudo de Bondia et al. (2016), que constata a existência de mudanças estruturais no mercado que alteram as relações de longo prazo entre as variáveis.

Estas mudanças podem ser um dos fatores pelos quais uma relação de longo prazo se torna menos provável de verificar, principalmente em longos períodos de tempo. A partir dos resultados de estimação dos modelos ARDL concluiu-se que os coeficientes de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo da variável dependente em resposta a variações nas variáveis explicativas apresentam valores baixos em ambos os períodos analisados. Estes resultados sugeririam a ocorrência de um ajustamento muito lento da variável dependente para o seu nível de equilíbrio numa hipotética relação de longo prazo. Os procedimentos de inferência levados a cabo nos modelos ARDL estimados, através do teste dos limites, rejeitam claramente a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o desempenho financeiro das empresas de energias renováveis e o desempenho financeiro das empresas de tecnologias, do preço do petróleo, da taxa de juro e do desempenho financeiro das empresas de tecnologias ambientais.

Nos modelos ARDL estimados no presente estudo assume-se que as hipotéticas relações de cointegração não se alteram ao longo dos dois períodos da análise. No entanto, considerando que os dois períodos de análise, de frequência semanal, são longos, janeiro 2006 – dezembro 2013 e janeiro 2014 – dezembro 2023, torna-se demasiado irrealista assumir a constância da relação de cointegração ao longo dos dois períodos. Bondia et al. (2016) argumentaram que a ocorrência de quebras estruturais em séries longas é um fenómeno comum cuja presença pode alterar ou dissimular a relação de cointegração.

Bondia et al. (2016) estimaram relações de cointegração entre os preços de ações de empresas de energias renováveis e os preços de empresas de tecnologia, preço do petróleo e a taxa de juro utilizando um modelo de identificação endógena de mudanças de regime com variáveis binárias, no período 3 janeiro de 2003 a 5 junho de 2015. Nas relações estimadas, os autores, utilizando variáveis binárias para identificar os momentos de mudança de regime nas relações de longo prazo, constataam a existência de relações de cointegração significativas com duas mudanças de regime. De seguida, aplicaram o modelo VECM (*Vector Error Correction Model*) para testar a existência de relações de causalidade de curto e longo prazo entre as referidas variáveis.

Os resultados obtidos no presente estudo utilizando os modelos ARDL, embora possam envolver insuficiências quanto à sua robustez, são consistentes com os obtidos nos estudos de Kumar et al. (2012) e Bondia et al. (2016). Bondia et al. (2016), utilizando o modelo VECM constataam a existência de relações de causalidade à Granger de curto prazo do preço do petróleo para o preço das empresas de energias renováveis, mas não a relação inversa, sugerindo que a informação contida nas variações do preço do petróleo exerce um efeito significativo (positivo) no preço das renováveis no curto prazo. De igual modo, e à semelhança dos resultados obtidos no presente estudo, constataam uma causalidade de curto prazo significativa do desempenho financeiro de empresas de tecnologia para o desempenho das empresas de energias renováveis, resultado já antes obtido por Henriques & Sadorsky (2008).

Na estimação do modelo VECM, e apesar de terem obtido evidência de relações de cointegração significativas com mudanças de regime, apenas na equação do modelo vetorial VECM que tem como variável dependente a taxa de juro, Bondia et al. (2016) observam uma relação de cointegração significativa. Neste sentido, a relação de causalidade de longo prazo de variações do preço do petróleo, do desempenho das empresas de tecnologia e da taxa de juro no desempenho das empresas de energias renováveis não é constatado. Assim, o

resultado principal obtido no presente estudo utilizando o modelo ARDL e um período amostral mais longo, ou seja, inexistência de relação de cointegração entre o desempenho das empresas de energias renováveis e o conjunto de variáveis explicativas, é consistente com o obtido por Bondia et al. (2016).

A inexistência de relações de cointegração do desempenho das empresas de tecnologia, do preço do petróleo e das taxas de juro para o desempenho das empresas de energias renováveis, com particular enfoque para a inexistência de efeitos do preço do petróleo, é uma indicação na direção de que a adoção de energias renováveis não é o resultado do aumento ou diminuição do preço do petróleo no longo prazo. A evolução do sector de energias renováveis será, antes, determinada pelo aumento das emissões de gases de efeito de estufa, pelas disrupções no abastecimento global de petróleo e tensões geopolíticas nos principais países produtores de petróleo, pelas inovações tecnológicas e desenvolvimento nas fontes de energia renovável e pela opinião pública quanto à necessidade de cumprimento dos acordos internacionais de combate às alterações climáticas. Neste sentido, a evolução do sector também é impulsionada pela implementação, por parte dos países desenvolvidos, de políticas de promoção à criação e desenvolvimento de empresas no sector das energias renováveis, alinhadas com os acordos internacionais de combate às alterações climáticas. Estas estratégias também se enquadram nos objetivos de longo prazo de o desenvolvimento do setor proporcionar aos países desenvolvidos diversidade na oferta de energia, reforçando assim a segurança energética nacional dos países (Bondia et al., 2016; Henriques & Sadorsky, 2008).

Assim, os resultados sugerem que o desenvolvimento do setor das energias renováveis não está relacionado com o aumento dos preços do petróleo a longo prazo, rejeitando assim a tese do comportamento de substituição entre as fontes de energias fósseis e as fontes de energias renováveis. Isto indica que preenchem diferentes setores da procura por energia. Para além disso, a redução dos custos relativos associados às energias renováveis face aos fósseis na produção de energia e a crescente preocupação pelas alterações climáticas são fatores que acentuam a dissociação e o desacoplamento entre estes mercados.

5. Conclusão, Limitações e Linhas Futuras de Investigação

Através da aplicação do método ARDL e do teste dos limites, este estudo teve como objetivo efetuar uma análise acerca das relações de cointegração entre o desempenho financeiro das empresas de energias renováveis e o desempenho financeiro das empresas de tecnologias, do preço do petróleo, da taxa de juro e do desempenho financeiro das empresas de tecnologias ambientais.

Os resultados obtidos sugerem a inexistência de relações de cointegração de longo prazo entre o desempenho das empresas de energias renováveis e o conjunto de variáveis explicativas. Estes resultados são consistentes com a literatura, que apontam para as mudanças estruturais nos mercados como um fator crucial para o aumento da instabilidade nas relações de longo prazo. Por essa razão a probabilidade das relações de equilíbrio entre as variáveis se verificarem diminui bastante.

A inexistência de uma relação de longo prazo entre o preço do petróleo e o desempenho de empresas de energias renováveis indica a rejeição das teorias de substituição entre estas fontes de energias referidas na literatura. Deste modo, a expansão e o desenvolvimento das energias renováveis não estão condicionadas pelas variações no preço do petróleo, a longo prazo, e só deverão acontecer caso exista uma consciencialização global para os perigos que as energias fósseis representam, ou por outros fatores como complicações na obtenção e acesso ao petróleo. Para impulsionar esta disseminação das energias renováveis são necessárias inovações tecnológicas para o aumento da capacidade de captação e geração de energia, bem como a criação de políticas de promoção ao desenvolvimento das mesmas.

Uma das limitações desta investigação é o uso de um índice para representar o comportamento das energias renováveis no geral. O fato de neste estudo serem representadas por um índice único pode ocultar a possibilidade de os vários setores não se comportarem da mesma maneira, devido a fatores como diferenças a nível de investimento e desenvolvimento. Deste modo, uma análise da relação entre as variáveis deste estudo e os diferentes setores das energias renováveis, como a solar, eólica e biomassa, pode ser importante para fornecer informação mais detalhada aos agentes envolvidos.

Em relação à metodologia, e uma vez que não foram encontradas relações de cointegração de longo prazo significativas, a aplicação de uma variação do modelo ARDL que considera

também as não linearidades e as assimetrias nas relações de cointegração entre as variáveis, designado NARDL, poderia ser uma metodologia útil para a obtenção de resultados mais consistentes, aumentando até a probabilidade de identificação de relações de longo prazo entre as variáveis.

Tendo em conta que neste estudo foram analisadas as relações entre cinco variáveis, nomeadamente o preço do petróleo, os preços das ações das empresas de energias renováveis, de tecnologias, de tecnologias ambientais e a taxa de juro, seria interessante explorar também a relação entre estas e outras variáveis macroeconómicas, como o valor do dólar ou ciclos económicos, de modo a identificar quais são as potencialidades e os problemas no financiamento das energias renováveis.

Bibliografia

- Ahmad, W. (2017). On the dynamic dependence and investment performance of crude oil and clean energy stocks. *Research in International Business and Finance*, 42:376–389. 19
- Aldaghi, S. A. (2022). *The Relationship Between Crude Oil Prices and Renewable Energy*. PhD thesis, Politecnico di Torino. 22
- Attarzadeh, A. & Balcilar, M. (2022). On the dynamic connectedness of the stock, oil, clean energy, and technology markets. *Energies*, 15(5):1893. 32
- Boldanov, R., Degiannakis, S., & Filis, G. (2016). Time-varying correlation between oil and stock market volatilities: Evidence from oil-importing and oil-exporting countries. *International Review of Financial Analysis*, 48:209–220. 28
- Bondia, R., Ghosh, S., & 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*, 101:558–565. 31, 64, 65, 66
- Bouoiyour, J., Gauthier, M., & Bouri, E. (2023). Which is leading: Renewable or brown energy assets? *Energy Economics*, 117:106339. 18
- Dogan, E., Madaleno, M., Taskin, D., & Tzeremes, P. (2022). Investigating the spillovers and connectedness between green finance and renewable energy sources. *Renewable Energy*, 197:709–722. 18
- Dolphin, G., Pollitt, M. G., & Newbery, D. M. (2020). The political economy of carbon pricing: a panel analysis. *Oxford Economic Papers*, 72(2):472–500. 26
- Dutta, A. (2017). Oil price uncertainty and clean energy stock returns: New evidence from crude oil volatility index. *Journal of Cleaner Production*, 164:1157–1166. 32
- Farid, S., Karim, S., Naeem, M. A., Nepal, R., & Jamasb, T. (2023). Co-movement between dirty and clean energy: A time-frequency perspective. *Energy Economics*, 119:106565. 33
- Ferreira, P., Pereira, É. J. D. A. L., da Silva, M. F., & Pereira, H. B. (2019). Detrended correlation coefficients between oil and stock markets: The effect of the 2008 crisis. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 517:86–96. 29
- Ferrer, R., Shahzad, S. J. H., López, R., & Jareño, F. (2018). Time and frequency dynamics of connectedness between renewable energy stocks and crude oil prices. *Energy Economics*, 76:1–20. 32
- Gomez-Gonzalez, J. E., Hirs-Garzon, J., & Gamboa-Arbelaes, J. (2020). Dynamic relations between oil and stock market returns: A multi-country study. *The North American Journal of Economics and Finance*, 51:101082. 29
- Gomez-Gonzalez, J. E., Hirs-Garzon, J., & Sanin-Restrepo, S. (2021). Dynamic relations

- between oil and stock markets: Volatility spillovers, networks and causality. *International Economics*, 165:37–50. 28
- Gregory, A. W. & Hansen, B. E. (1996). Practitioners corner: tests for cointegration in models with regime and trend shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(3):555–560. 31
- Hales, A. D. (2020). The price of oil and the returns of alternative energy companies: A firm-level approach. *International Review of Accounting, Banking & Finance*, 12(2). 30
- Hatemi-j, A. (2008). Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration. *Empirical Economics*, 35(3):497–505. 31
- Henriques, I. & Sadorsky, P. (2008). Oil prices and the stock prices of alternative energy companies. *Energy Economics*, 30(3):998–1010. 30, 31, 32, 35, 62, 64, 65, 66
- Hepburn, C., Stern, N., & Stiglitz, J. E. (2020). “carbon pricing” special issue in the *European Economic Review*. *European Economic Review*, 127:103440. 26
- Herrera, A. M., Karaki, M. B., & Rangaraju, S. K. (2019). Oil price shocks and US economic activity. *Energy Policy*, 129:89–99. 29
- IEA (2023). *World energy investment 2023*, IEA, Paris.
<https://www.iea.org/reports/world-energy-investment-2023>. 24
- In partnership with Statistical Review of World Energy 2023 | 72 nd edition*. (n.d.). 23
- International Energy Agency, I. (2023). *World Energy Investment 2023*. www.iea.org. 17
- IPCC (2021). Intergovernmental Panel on Climate Change - Climate Change 2021: The Physical Science Basis, Contribution of Working Group I to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, Full Report. Cambridge University Press. <https://www.ipcc.ch/report/ar6/wg1>. 27
- IPCC (2018). Intergovernmental Panel on Climate Change - Global Warming of 1.5°C: An IPCC Special Report on the Impacts of Global Warming of 1.5°C Above Pre-industrial Levels and Related Global Greenhouse Gas Emission Pathways, in the Context of Strengthening the Global Response to the Threat of Climate Change, Sustainable Development, and Efforts to Eradicate Poverty, Full Report. Cambridge University Press. <https://www.ipcc.ch/sr15/download/>. 27
- IRENA. (2023). *World Energy Transitions Outlook 2023: 1.5°C Pathway, Volume 1, International Renewable Energy Agency, Abu Dhabi*. 24
- Jiang, Y., Wang, J., Lie, J., & Mo, B. (2021). Dynamic dependence nexus and causality of the renewable energy stock markets on the fossil energy markets. *Energy*, 233:121191. 19, 31
- Kocaarslan, B. & Soytas, U. (2019). Asymmetric pass-through between oil prices and the stock prices of clean energy firms: New evidence from a nonlinear analysis. *Energy*

- Reports, 5:117–125. 18, 33
- Kripfganz, S. & Schneider, D. C. (2020). Response surface regressions for critical value bounds and approximate p-values in equilibrium correction models 1. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 82(6):1456–1481. 44, 45
- Kripfganz, S. & Schneider, D. C. (2023). ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models. *The Stata Journal*, 23(4):983–1019. 39, 40, 41, 42, 43, 44, 45, 46, 47, 53, 54, 56
- Kumar, S., Managi, S., & Matsuda, A. (2012). Stock prices of clean energy firms, oil and carbon markets: A vector autoregressive analysis. *Energy Economics*, 34(1):215–226. 30, 31, 32, 35, 45
- Li, X., Xu, C., & Meng, J. (2022). Dynamic nonlinear impacts of fossil energy on renewable energy stocks: a quantile perspective. *Energy Reports*, 8:15511–15523. 18
- Managi, S. & Okimoto, T. (2013). Does the price of oil interact with clean energy prices in the stock market? *Japan and the World Economy*, 27:1–9. 31, 32, 35
- Meinshausen, M., Meinshausen, N., Hare, W., Raper, S. C., Frieler, K., Knutti, R., Frame, D. J., & Allen, M. R. (2009). Greenhouse-gas emission targets for limiting global warming to 2°C. *Nature*, 458(7242):1158–1162. 27
- Niu, H. (2021). Correlations between crude oil and stocks prices of renewable energy and technology companies: a multiscale time-dependent analysis. *Energy*, 221:119800. 34
- Odhiambo, N. M. (2009). Financial deepening and poverty reduction in Zambia: An empirical investigation. *International Journal of Social Economics*, 37(1):41–53. 43
- Parry, I. (2019). Putting a price on carbon: Carbon-pricing strategies could hold the key to meeting the world’s climate stabilization goals. *Finance & Development, The Economics of Climate*. 26
- Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, page 371–413. *Econometric Society Monographs*. Cambridge University Press. 39
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3):289–326. 44, 56
- Reboredo, J. C. (2015). Is there dependence and systemic risk between oil and renewable energy stock prices? *Energy Economics*, 48:32–45. 32
- Reboredo, J. C., Rivera-Castro, M. A., & Ugolini, A. (2017). Wavelet-based test of co-movement and causality between oil and renewable energy stock prices. *Energy Economics*, 61:241–252. 32
- REN21. (2023). *Renewables 2023 global status report*. REN21 Secretariat, Paris, France. 22, 23
- Rogelj, J., Forster, P. M., Kriegler, E., Smith, C. J., & Séférian, R. (2019). Estimating and

- tracking the remaining carbon budget for stringent climate targets. *Nature*, 571(7765):335–342. 27
- Santos, G. (2022). Climate change policy and carbon pricing. *Energy Policy*, 168:112985. 27
- Stiglitz, J. E., Stern, N., Duan, M., Edenhofer, O., Giraud, G., Heal, G. M., La Rovere, E. L., Morris, A., Moyer, E., Pangestu, M., et al. (2017). Report of the high-level commission on carbon prices. 26
- Tiwari, A. K., Trabelsi, N., Abakah, E. J. A., Nasreen, S., & Lee, C.-C. (2023). An empirical analysis of the dynamic relationship between clean and dirty energy markets. *Energy Economics*, page 106766. 33
- Udemba, E. N., Emir, F., & Philip, L. D. (2022). Mitigating poor environmental quality with technology, renewable and entrepreneur policies: A symmetric and asymmetric approaches. *Renewable Energy*, 189:997–1006. 19
- United Nations. (2015). *Climate Change Conference – COP21*. 25, 27
- Watson, R., McCarthy, H., Canziani, P., Nakicenovic, N., & Hisas, L. (2019). The truth behind the climate pledges. 25
- Wei, Y., Yu, B., Guo, X., & Zhang, C. (2023). The impact of oil price shocks on the US and Chinese stock markets: A quantitative structural analysis. *Energy Reports*, 10:15–28. 29
- World Bank (2021a). Total greenhouse gas emissions. <https://data.worldbank.org/indicator/EN.ATM.GHGT.KT.CE?end=2018&start=1990&view=chart>. 26
- World Bank (2021b). State and trends of carbon pricing 2021. Washington, DC: World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/entities/publication/7d8bfbd4-ee50-51d7-ac80-f3e28623311d>. 26
- World Energy Outlook 2023*. (2023). www.iea.org/terms. 16, 17
- Zhang, J., Chen, X., Wei, Y., & Bai, L. (2023). Does the connectedness among fossil energy returns matter for renewable energy stock returns? Fresh insights from the cross-quantilogram analysis. *International Review of Financial Analysis*, 88:102659. 31

