



Pollution Haven Hypothesis: The Example of Türkiye*

Sumera Altay* Mehmet Barış Aslan**

Abstract: This study analyzes the effects of foreign direct investment (FDI) inflows to Türkiye on carbon dioxide (CO₂) emissions using annual data for the period 1980-2021. The stationarity of the variables is evaluated with the Extended Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) tests, and the Johansen cointegration test reveals the existence of long-run relationships. The Vector Error Correction Model (VECM) was used to analyze the short and long run dynamics and the causality test determined the direction of interactions between variables. The results show that energy consumption is the only factor affecting CO₂ emissions in the short run, while FDI, gross domestic product (GDP) and energy consumption have significant effects on CO₂ emissions in the long run. These findings emphasize the environmental costs of FDI in Türkiye and provide implications for sustainable development policies by supporting the pollution refuge hypothesis (PRH). In conclusion, this study on the environmental impacts of FDI in Türkiye reveals that environmentally friendly policies should be implemented in order for the country to achieve its sustainable development goals.

Keywords: Foreign Direct Investment, Pollution Refuge Hypothesis, Economic Growth, CO₂ Emissions.

Kirlilik Sığınağı Hipotezi: Türkiye Örneği

Öz: Bu araştırma, 1980-2021 dönemi yıllık verilerini kullanarak Türkiye'ye gelen doğrudan yabancı yatırımların (DYY) karbondioksit (CO₂) emisyonu üzerindeki etkilerini analiz etmektedir. Değişkenlerin durağanlıkları genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) testleri ile değerlendirilmiş, Johansen eşbütünleşme testi uzun dönemli ilişkilerin varlığını ortaya koymuştur. Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) ile kısa ve uzun dönem dinamikleri incelenmiş, nedensellik testi değişkenler arasındaki etkileşimlerin yönünü belirlemiştir. Sonuçlar, kısa dönemde enerji tüketiminin CO₂ emisyonlarını etkileyen tek faktör olduğunu, uzun dönemde ise DYY, gayrisafi yurt içi hasıla (GSYİH) ve enerji tüketiminin CO₂ emisyonları üzerinde anlamlı etkiler oluşturduğunu göstermektedir. Bu bulgular, Türkiye'de DYY'nin çevresel maliyetlerini vurgulamakta ve kirlilik sığınağı hipotezini destekleyerek sürdürülebilir kalkınma politikalarına yönelik çıkarımlar sunmaktadır. Sonuç olarak, Türkiye'de DYY'lerin çevresel etkileri üzerine yapılan bu çalışma, ülkenin sürdürülebilir kalkınma hedeflerine ulaşabilmesi için çevre dostu politikaların hayata geçirilmesi gerektiğini ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: Doğrudan Yabancı Yatırımlar, Kirlilik Sığınağı Hipotezi, Ekonomik Büyüme, CO₂ Emisyonu.

**Yüksek Lisans Öğrencisi, Bingöl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonomi ve Siyaset A.B.D, ORCID: 0009-0005-7552-1294 zorbasumera@gmail.com

**Doçent, Bingöl Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü ORCID: 0000-0003-3783-40 mbaraslan@bingol.edu.tr

Cite as/ Atıf: Sumera Altay, S. & Aslan, M. B. (2025). Pollution haven hypothesis: The example of Türkiye. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 13(2), 1013-1056. <http://dx.doi.org/10.18506/anemon.1614611>

Received/Geliş: 07 Jan/Ocak 2025

Accepted/Kabul: 12 Jun/Haziran 2025

Published/Yayın: 30 August/Ağustos 2025

e-ISSN: 2149-4622. © 2013-2025 Muş Alparslan Üniversitesi. TÜBİTAK ULAKBİM DergiPark ev sahipliğinde.

Introduction

Today, expanding foreign trade and production activities on a global scale lead firms to shift their production processes to countries that they find advantageous. Developing countries, on the other hand, try to attract foreign direct investments (FDI) by pursuing open industrialisation policies in order to support economic growth. FDI means that a country establishes a production facility in another country or purchases an existing facility (Yilmazer, 2010).

Globalisation, which gained momentum with the establishment of international organisations after the Second World War, deepened further with the collapse of the Eastern Bloc in the 1990s and economic relations transformed into a multidimensional structure. These developments have not only increased economic integration but also brought environmental problems to the international agenda. Therefore, the effects of FDI on the countries to which it is directed have become an important subject of discussion not only in economic but also in environmental dimensions (Kömürçüoğlu & Değer, 2022). There are two opposing views on the environmental impacts of FDIs: pollution refuge hypotheses (PRH) and pollution halo hypotheses (PHH). The first theory claims that foreign investments increase environmental risk by targeting countries with low environmental standards (Yiadam, Mensah, & Bokpin, 2022). The second theory is that the shift of FDI to developing economies encourages the growth and modernization of local economies (Hewood, 2016: 138). Thus, the second theory argues that FDIs improve the quality of the environment in the host country, countering claims that investments increase environmental pollution. The Pollution Refuge Hypothesis (PRH) was first developed by Pethig (1976) and extended by Grossman and Krueger (1991) in their study on the relationship between economic growth and the environment. This theory argues that environmental pollution increases in the early stages of economic growth and decreases later, and is known as the Environmental Kuznets Curve (EKC). Later, apart from this hypothesis, many studies have been conducted on the ESC which argues that foreign investments will cause environmental pollution (Şahin, Gökdemir and Ayyıldız 2019; Singhania and Saini 2021, Ahmad, Jabeen and Wu, 2021; Yılcı et al., 2023; Thanh et al., 2022; Abbass et al., 2022; Usta, 2023).

In recent years, emerging economies, despite their diverse economic structures, have attracted the attention of many researchers by treating technology and investment as engines of economic growth. These countries have promoted economic growth by contributing to the efficient allocation of global investment and encouraging FDI. FDI inflows can lead to CO₂ emissions, especially in countries that need rapid economic growth and show flexibility in environmental regulations. Moreover, these investment flows may also allow for positive technology transfer and diffusion, increase energy efficiency or reduce environmental pollution in host countries. Therefore, understanding the complex interactions of FDI on CO₂ emissions is of great importance (Xie, Wang, & Kong, 2020). Investigating the effects of FDI on environmental quality within the framework of KSH and KHH has an important place in both scientific and practical terms. The inflow of capital, new technologies, management skills and marketing strategies with FDIs makes these investments a key element of economic growth strategies. However, in order to ensure ecologically sustainable development, the environmental impacts of FDI inflows should not be ignored. Since the objective is to best meet the needs of current and future generations, assessing the impact of FDI on carbon emissions can contribute to the development of economic and environmental monitoring systems in developing countries (Nejati & Taleghani, 2022).

The aim of this study is to examine the effects of FDI in Türkiye on CO₂ emissions. The study is conducted by time series analysis method using annual data for the period 1980-2021. In terms of contributing to the literature, this study provides an analysis supported by recent data specific to Türkiye and reveals the effects of short and long-run relationships between FDI, GDP, energy consumption and environmental pollution using VECM causality analysis.

The study starts with an introductory first chapter, followed by the second chapter which summarizes the findings from the empirical analysis in the context of Türkiye and different countries with tables accompanied by the related literature. In the third section, details on the purpose and scope of the study are presented. In the fourth section, an econometric model is developed and the results of

the analysis of this model are presented in detail. The study is concluded with the evaluation and discussion of the findings.

Literature Review

When the literature on the subject is analysed, there is no clear consensus on the results obtained. While some studies reveal results that support the PRH hypothesis, some studies may reveal results in the opposite direction. On the other hand, it can be said that the existing research on PRH is limited in terms of both scope and methodology and more studies are needed especially for developing countries. In this context, it is thought that the study will contribute to the more in-depth examination of the relationships between FDI, CO₂, GDP and energy consumption and to fill the gap in this field, especially since there is a limited number of studies on PRH in Türkiye. In addition, by using a more advanced method such as VECM, it is aimed to eliminate the methodological deficiencies in the literature and to obtain more reliable results. In addition, the study is expected to contribute to the improvement of environmental policies in Türkiye and to the missing policy implementations for shaping sustainable development strategies.

Since the 1990s, various studies testing the PRH have investigated the validity and economic implications of this theory using different time periods, methods and data sets. Some of the studies conducted in this context and the results obtained from these studies are presented below with a distinction between Türkiye and different countries:

Table 1. Studies on the Pollution Haven Hypothesis in Türkiye

Author(s)	Country	Period	Methodology	Findings
Gökalp & Yıldırım (2004)	Türkiye	1989–2001	TimeSeries Method	No indication of increased pollution or dirty sectors in Türkiye.
Halıcıoğlu (2009)	Türkiye	1960–2005	TimeSeries, Causality	Income found to be the key factor affecting pollution.
Akbulut Bekar (2018)	Türkiye	1977–2014	Toda Yamamoto, Dolado-Lütkepohl	Positive unidirectional relationship from CO ₂ to growth.
Yilmazer & Kararbiber (2020)	Türkiye	1955–2019	ARDL,Toda Yamamoto	No causality between FDI and CO ₂ ; PHH not valid.
Mike (2020)	Türkiye	1971–2015	ARDL	FDI increased CO ₂ emissions; PHH confirmed.
Arslan et al. (2021)	Türkiye	1960–2016	ARDL,OLS, FMOLS,DOLS, CCR	PHH confirmed for Turkish economy.
Yurtkuran (2021)	Türkiye	1971–2018	FourierARDL, Yamamoto	Bidirectional link between FDI and CO ₂ ; PHH valid.
Topal (2024)	Türkiye	1973–2022	ARDL	FDI harmed environmental quality; PHH confirmed.
Kırıkçı (2025)	Türkiye	1984–2022	ARDL,DOLS, CCR	PHH confirmed.

Table 2. Studies on Different Countries for Testing the Pollution Refuge Hypothesis

Author(s)	Country	Period	Methodology	Findings
Aliyu (2005)	14 developing, 11 OECD	1990–2000	Panel Data, OLS, GLS	FDI only significant in less developed countries.
He (2006)	China	1994–2001	Panel Data	FDI's effect on SO ₂ confirms PHH.
Dinda & Coondoo (2006)	88 countries	1960–1990	Panel, EKC, Granger	In developed countries income increases CO ₂ ; in developing, decreases.
Wagner & Timmins (2009)	Germany + 168 countries	1996–2003	Panel, GMM	PHH confirmed in the chemical sector.
Pao & Tsai (2011)	BRIC	1980–2007	Panel Cointegration, Causality	Inverted U-shape between GDP and CO ₂ .
Karaca (2012)	42 developing, 24 developed	1995–2008	PCSE, Regression	FDI harms environment; PHH valid in developing.
Zeren (2015)	G8 countries	1970–2010	Hatemi J, Causality	PHH valid for Canada; Halo for US, UK, France.
Hanif et al. (2019)	15 Asian countries	1993–2013	Panel, ARDL	Both PHH and EKC confirmed.
Tamboğa (2019)	Top 20 FDI countries	1990–2014	Panel Cointegration	FDI increases environmental degradation.
Han & Öztürk (2020)	Asian countries	1980–2014	Panel Cointegration, OLS	PHH supported.
Pehlivanoğlu & Solmaz (2020)	BRIC & MIST	1990–2015	GMM, System-GMM	PHH confirmed.
Kübra (2021)	16 developed countries	1995–2015	Panel Data	PHH validated.
Vang & Luo (2022)	288 Chinese cities	2011–2016	Panel Data	Positive FDI–pollution link; PHH confirmed.
Addis & Cheng (2023)	BRICS, 25 OECD	1995–2021	FMOLS, DOLS	GDP increases renewables and reduces CO ₂ .
Kırıkçı (2023)	E7 countries	2002–2021	Panel Data	FDI–pollution link significant in India & Türkiye only.
Akkaya & Atalay Çetin (2024)	55 developing	1991–2017	Panel Data	PHH valid in developing countries.
Atılğan (2024)	E7 & G7	1990–2014	Panel Data	No clear result for E7; EKC supported in G7.

The literature review reveals that the impact of FDI on environmental pollution varies according to the development levels and environmental policies of countries. In particular, studies conducted on developing countries show that the PRH is often valid. This finding is consistent with the view that environmental regulations are stricter and more effective in developed countries, thus the environmental impacts of FDI are reduced to lower levels. However, in developing countries, the inadequacy of environmental protection policies and the economic growth-oriented approach in these countries may pave the way for foreign investments to create an impact that increases environmental pollution.

When the literature in Tables 1 and 2 is analysed, it is seen that the results vary according to the methods, data sets and years used by different studies. Nevertheless, the vast majority of studies reveal that the PRH is valid and that FDI has a negative impact on the environment. Various studies have tried to increase the accuracy of their results by using methods such as Granger causality tests, panel data

analysis and VECM. At this point, the use of different methodological approaches may allow more comprehensive results to be obtained. Therefore, future studies are expected to provide more robust and comprehensive analyses by considering this methodological diversity.

Purpose and Importance of the Research

Purpose of the research

The aim of this study is to examine the impact of FDI in Türkiye on CO₂ emissions based on Türkiye's current situation on environmental pollution. The study, which uses annual data for the period 1980-2021, is analysed by time series method. In the data range used in the study, 1980 was chosen as the starting year. The reason for choosing 1980 can be listed as the fact that free trade flows have caused significant increases in the world trade volume since those years, the shift of dirty industries from developed countries to developing countries due to many reasons such as the lack of strict environmental laws with liberalisation, and the increase in pollution emissions in these countries. On the other hand, the determination of 2021 as the end year is based on data limitations and therefore the lack of access to data. The relationship between FDI and environmental pollution has become an important issue, especially for developing countries such as Türkiye. Analysing these relationships may contribute to the development of environmental regulations and enable a balance between economic growth and environmental protection. In this study, the environmental impacts of FDI in Türkiye are evaluated and the effects of environmental policies on economic growth are analysed.

Green economy is an economic model that aims to support economic growth by prioritising environmental sustainability. This study aims to promote sustainable economic development within the framework of green economy. It also aims to develop policy recommendations for establishing a balance between environmental sustainability and economic growth in Türkiye. Unlike other studies in the literature, this study presents an analysis supported by recent data specific to Türkiye and reveals the impact of FDI, GDP and energy consumption on environmental pollution, short and long run relationships and the directions of this relationship through Vector Error Correction Model (VECM) causality analysis. The reason for using VECM causality analysis is that in cases where the standard Granger causality test is incomplete, the error correction model is used to examine the dynamics between the series more comprehensively and to reveal both short and long run relationships. In line with the findings of the research, it is aimed to develop original and applicable recommendations regarding Türkiye's environmental policies by testing the PRH and PHH. Econometric Analysis.

Econometric Analysis

Data Set

The variables used in the model tested with annual data for the period 1980-2021 are carbon dioxide (CO₂) emissions, foreign direct investment (FDI), gross domestic product (GDP) and energy consumption (energy). Data are obtained from the World Bank, International Energy Agency (IEA) and Energy Institute databases. Eviews 13 econometric package program was used for the analysis of the model.

Table 3. Variables Used in Econometric Analysis

Variable	Abbreviation	Description	Source
Carbon dioxide	LNCO ₂	Metric tons	International Energy Agency (IEA)
Gross Domestic Product	LN GDP	Constant 2015 USD	World Bank
Foreign Direct Investment	LN FDI	Foreign direct investment, net inflows (current USD)	World Bank
Energy Consumption	LN ENERGY	Exajoules	Energy Institute

Table 3 introduces the variables, unit and source of variables. "LN" used in front of the serie indicates the logarithmized form . The use of the natural logarithm can help to make the data more smooth, linear and meaningful.

Methodology

The econometric model used to explain the relationship between environmental pollution and FDI is inspired by Cole (2004) and constructed as follows:bottom.

$$LN CO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 LN FDI_t + \beta_2 LN GDP_t + \beta_3 LN ENERGY_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

In Equation 1, CO_2 ; denotes carbon emissions, FDI denotes foreign direct investment inflows, GDP denotes gross domestic product per capita and $ENERGY$ denotes energy consumption.

→ β_0 ; Constant term refers to the slope coefficient of the $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ parameters.

→ t ; used in the model refers to the time dimension of the variables, ε_t ; refers to the part not explained by the model. In other words, it shows the error term.

In case of $1\beta > 0$ in Equation 1, it is accepted that the pollution haven hypothesis is valid in Türkiye. If $1\beta < 0$, it is concluded that the PHH, which supports that FDIs reduce environmental pollution, is valid.

In this study, the validity of the PRH in Türkiye is tested by time series analysis. First, the stationarity of the variables is determined by ADF and PP unit root tests. If the series are non-stationary, false regression relationships may emerge, which may lead to unreliable results. Johansen cointegration test is applied for three or more variables in the model and this method is preferred instead of Engle-Granger test which is insufficient to evaluate cointegration between two variables. After detecting cointegration between the series, the error correction model is used to analyze the short and long run relationships. How short-run deviations are corrected in the long run is evaluated with this model. Finally, the causality relationship between the series and the direction of this relationship are analyzed by VECM causality analysis.

Findings

Before proceeding to time series analyses, descriptive statistics and correlation analyses of the variables are presented.

Table 4: Descriptive Statistics of Variables

Statistics	LNCO ₂	LNFDI	LNENERGY	LNGDP
Mean	5.3517	21.2347	1.0992	26.3445
Median	5.3545	20.7536	1.1130	26.3037
Maximum	6.1086	23.8164	1.9407	27.5879
Minimum	4.4132	16.7059	0.0719	24.8166
Std. Dev.	0.5038	2.0172	0.5555	0.9689
Skewness	0.2549	-0.3935	-0.2510	-0.1544
Kurtosis	2.0004	2.0564	2.0088	1.5638
Jarque-Bera	2.2035	2.6417	2.1602	3.7765
Probability	0.3323	0.2669	0.3396	0.1513
Observations	42	42	42	42

Descriptive statistics of the variables used in the study on an annual basis are presented in Table 4. In the statistical analysis, the mean, median, maximum, minimum, standard deviation, skewness, kurtosis and Jarque-Bera test results indicating the conformity of the series to normal distribution are included for each variable. According to the annual data presented in Table 4, there are 42 observations in total. According to the Jarque-Bera test statistics, all variables are normally distributed at 1% confidence level.

Table 5. Correlation Coefficients of Variables

	LNCO ₂	LNFDI	LNENERGY	LNGDP
LNCO ₂	1.000000 -----			
LNFDI	0.944387 (0.0000)	1.000000 -----		
LNENERGY	0.998459 (0.0000)	0.942012 (0.0000)	1.000000 -----	
LNGDP	0.970740 (0.0000)	0.962239 (0.0000)	0.969618 (0.0000)	1.000000 -----

Note: Values in brackets indicate probability values.

The correlation analysis results in Table 5 show that the coefficients obtained are positive and statistically significant. This indicates that there is a positive relationship between the variables. However, it is not possible to make definite inferences about the relationships between variables by using only simple correlation coefficients. Therefore, in the following sections of the study, time series analyses are applied to examine the direction and magnitude of the relationship between variables in more detail.

Unit Root Tests

The presence or absence of unit roots helps to determine the process by which a series generates fundamental data. Series without unit roots are considered stationary. Non-stationary series do not tend to return to a long-term deterministic path, their variances change over time and they follow a random walk. These differences are important for economic forecasts (Libanio, 2005: 146).

ADF (Augmented Dickey-Fuller)

The Augmented Dickey Fuller (ADF) test, developed by Dickey and Fuller (1979), is an extended variation of the DF unit root test that examines the stationarity of time series.

In the ADF model, the null hypothesis indicates that the series is non-stationary, while its rejection indicates that the time series is stationary (Glynn, Perera, & Verma, 2007). Accordingly, the ADF model is shown as follows (Mert & Çağlar, 2019, p. 99):

Model without Constant and Trend (none)

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Model with Constant and Without Trend

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Model with Constant and Trend

$$\Delta Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

In the given three equations, after adding $\Delta Y'_t$, the lagged value of ΔY_{t-1} , to the model as an explanatory variable, the autocorrelation is removed and the equation for the ADF model is formed.

$H_0: \delta = 0$ (For the hypothesis that the series is non-stationary)

$H_1: \delta < 0$ (For the alternative hypothesis, the series is stationary)

In the three different equations mentioned above, ΔY_t denotes the first difference of the variable whose stationarity is tested, ΔY_{t-i} denotes the lagged difference terms and y denotes the time series tested. In addition, ε_t is the error term in the model and m is the lag length. The lag length, denoted as "m", is usually determined using the Akaike information criterion (AIC) or Schwarz criterion (SC). ADF unit root test results for the variables in the study are reported in Table 6;

Table 6. ADF Unit Root Test Results

Variabels	ADF			
	Level I(0)		Difference I(1)	
	Fixed	With Constant and Trend	Fixed	With Constant and Trend
LNCO ₂	-1.402908 (0.5716)	-2.472305 (0.3394)	-6.832428 (0.0000)*	-7.134711 (0.0000)*
LNFDI	-2.134958 (0.2326)	-2.702203 (0.2411)	-7.670400 (0.0000)*	-7.595631 (0.0000)*
LN GDP	-0.907129 (0.7760)	-1.529628 (0.8028)	-6.335127 (0.0000)*	-6.316702 (0.0000)*
LN ENERGY	-1.399605 (0.5732)	-2.264697 (0.4429)	-7.404913 (0.0000)*	-7.766616 (0.0000)*
% 1	-3.600987	-4.198503	-3.605593	-4.205004
% 5	-2.935001	-3.523623	-2.936942	-3.526609
% 10	-2.605836	-3.192902	-2.606857	-3.194611

* represents significance at 1% level. Values in parentheses are probability values. The number of lags used in the ADF test is obtained using the Schwarz information criterion (SIC).

In Table 6, the null hypothesis for the ADF test is "the series are non-stationary". For the test statistics calculated for the model with constant, constant and trend, the critical values obtained by MacKinnon (1996) for 1%, 5% and 10% error levels are shown at the bottom of the table. It is seen that the test statistics of the variables used in the analysis are greater than all critical values. Therefore, the null hypothesis cannot be rejected. Accordingly, GDP, CO₂, FDI and ENERGY variables are found to be non-stationary in the model with constant and trend with constant.

The difference procedure is applied to determine the degree of cointegration of the series. In Table 6, the null hypothesis for the ADF test is "the first difference of the series contains unit root". Accordingly, the calculated test statistic is smaller than all critical values. Thus, the differenced series are stationary at the 1% level. According to the ADF test results, it can be said that the degree of cointegration of GDP, CO₂, FDI and ENERGY variables is one.

PP (Phillips Perron) Unit Root Test

Phillips and Perron (1988: 336-338) represent a study that focuses on econometric test methods and especially on assessing the existence of unit roots. Phillips and Perron's work on the determination of stationarity provides important support to the literature. The hypothesis tests of PP are similar to those of ADF and are expressed as in the following equation:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \beta_1 \left(t - \frac{T}{2} \right) + \varepsilon_t \quad (5)$$

In the model given in Equation 11, T denotes the number of observations. The hypotheses are the same as ADF and are as follows:

$H_0: \delta = 0$ (For the hypothesis that the series is non-stationary)

$H_1: \delta = < 0$ (For the alternative hypothesis, the series is stationary)

If the calculated test statistic is greater than the critical value, it is concluded that the series is non-stationary and contains a unit root. If the series becomes stationary after the difference is applied, i.e. if a series that is non-stationary at level $I(0)$ becomes stationary at level $I(1)$, it is called a second order integrated series. Since PP and ADF test results are similar, MacKinnon (1996) critical values are taken as basis. PP unit root test results for the variables in the study are reported in Table 7.

Table 7. PP Unit Root Test Results

Variables	PP			
	Level $I(0)$		Difference $I(1)$	
	Fixed	With Constant and Trend	Fixed	With Constant and Trend
LNCO ₂	-2.448737 (0.1353)	-2.223162 (0.4647)	-6.964067 (0.0000)*	-8.857943 (0.0000)*
LNFDI	-2.269199 (0.1864)	-2.746451 (0.2245)	-7.803965 (0.0000)*	-8.047597 (0.0000)
LNGDP	-0.906050 (0.7763)	-1.835125 (0.6692)	-6.337811 (0.0000)*	-6.316649 (0.0000)*
LNENERGY	-2.094315 (0.2479)	-2.140216 (0.5089)	-7.371861 (0.0000)*	-8.141612 (0.0000)*
% 1	-3.600987	-4.198503	-3.605593	-4.205004
% 5	-2.935001	-3.523623	-2.936942	-3.526609
% 10	-2.605836	-3.192902	-2.606857	-3.194611

*represents significance at 1% level. Values in parentheses are probability values. For the PP unit root test, the bandwidth is automatically set to 3 using Bartlett's kernel according to the Newey-West strategy.

In Table 7, the Phillips Perron test results support the ADF test results. According to this test, the null hypothesis is "the series are non-stationary" for both the model with constant and the model with constant and trend. Since the test statistics of the variables used in the analysis are greater than all critical

values, the null hypothesis (H_0) cannot be rejected. Therefore, the variables contain unit root. It is determined that the variables become stationary after first order differences are taken. The null hypothesis is rejected for this model. In conclusion, according to the results obtained from ADF and PP tests, it is seen that the stationarity degrees of all variables are $I(1)$. Johansen cointegration analysis was conducted to investigate the existence of cointegration relationship among the first order integrated series.

Johansen Cointegration Test

Engle and Granger (1987) cointegration test is used to analyze the relationship between two variables. However, if one variable is dependent on the other, the accuracy of the test may be affected. In particular, the requirement that when one variable is cointegrated, the other must also be cointegrated is a key determinant of the test. The use of different normalization techniques may affect the test results and may cause problems in two or more series (Enders, 2010). Indeed, many methods have been developed to overcome the shortcomings of the Engle and Granger (1987) method. Johansen (1988),

Johansen (1992), Johansen and Juselius (1990) gave a new breath to cointegration analysis with these methods. This method makes it possible to test even if there is more than one cointegration vector.

In the Johansen cointegration test, all series are treated as interdependent and are analyzed as a function of their lagged values and the lagged values of other variables. Therefore, the Johansen method depends on the estimation of the VAR model, which can be advantageous in providing estimates of the co-movements between time series. Moreover, this test allows for the restriction of cointegration vectors and error correction coefficients (Johansen, 1988: 231-254).

The Johansen method using the maximum likelihood estimator implies an unrestricted multivariate vector autoregressive (VAR) model with n series and p lags. In order to use the Johansen approach, it is necessary to switch from the single equation error correction method to the multivariate error correction method. At this point, the model can be constructed by considering three variables.

These variables are differenced: $Z_t = (Y_t, X_t, W_t)'$ (Sevüktekin & Nargeleçekenler, 2010, p.505):

$$Z_t = 1\Delta Z_{t-1} + 2\Delta Z_{t-2} + \dots + P-1\Delta Z_{t-P+1} + Z_{t-1} + \epsilon_t \quad (6)$$

or

$$Z_t = \alpha + \beta_1 \Delta Z_{t-1} + \beta_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \beta_{P-1} \Delta Z_{t-P+1} + \epsilon_t \quad (7)$$

Above, Z_t represents the vector of non-stationary variables and ϵ_t represents the error terms. In the equation,

$$I = 1, 2, 3, \dots, P-1. \Gamma = (I - A_1 - A_2 - \dots - A_p) \text{ And } \Pi = \alpha - (I - A_1 - A_2 - \dots - A_p)$$

The coefficient of Π in the equation shows the long-run relationships in the $(n \times n)$ * dimensional matrix Z_t , Γ shows the short-run relationships in Z_t .

The model provides information about both short-run and long-run changes in Z through the estimates of α and Π . $\Pi = \alpha\beta'$, where α is the speed of adjustment of the long-run parameter. β' is a matrix of the long-run coefficient. Therefore, the model shows how the variables adjust in the short and long run. Estimates called Γ and Π are used to analyze this fit. The cointegration test is performed by examining the ordering of the Π matrix (Harris & Sollis, 2003: 110).

In Johansen and Juselius (1990), they developed two separate test statistics, called maximum eigenvalue and trace statistics, to test for the existence of a cointegration relationship for the Π matrix. The critical values for both the maximum eigenvalue test statistic and the trace test statistic are compared with the Osterwald-Lenum (1992) or Johansen and Juselius (1990) table values. If these statistics are greater than the critical values, the null hypothesis H_1 ($H_1: r \geq n$) is accepted and the null hypothesis H_0 ($H_0: r = 0$) is rejected. Therefore, it is determined in this way that there is a cointegration relationship between the series in the model.

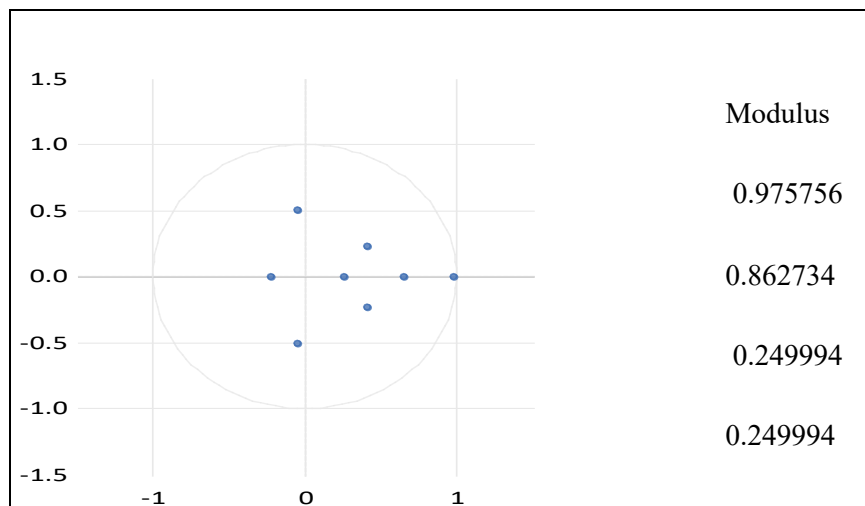
Since the Johansen cointegration test is sensitive to the choice of lag length, it is necessary to determine the appropriate lag length in the first stage of this test. Determining the appropriate lag length in the VAR model is of great importance for the accuracy and reliability of the model. The appropriate lag length for the VAR model is summarized in Table 8:

Table 8. Appropriate Lag Length Selection for VAR Model

Lag	LOGL	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	35.39503	NA	2.35e-06	-1.610002	-1.439380	-1.548784
1	166.1470	227.9778*	6.57e09*	-7.494718*	-6.641610*	-7.188630*
2	176.4660	15.87539	9.05e-09	-7.203385	-5.667790	-6.652427
3	184.7641	11.06417	1.44e-08	-6.808417	-4.590335	-6.012588

LOGL: Logarithmic likelihood, **LR:** Likelihood ratio test, **FPE:** Final forecast error, **AIC:** Akaike information criterion, **SIC:** Schwarz information criterion, **HQ:** Hannan-Quinn information criterion. * indicates the optimal lag length according to the information criteria.

As seen in Table 8, it is decided that the appropriate lag length to be used in the VAR model is one, which is the most appropriate lag determined according to all information criteria. After the specified lag length is added to the model, a test should be performed to see whether the stability condition is met:

**Figure 1:** Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

No root outside the unit circle, VAR stability condition is satisfied

Figure 1 shows that the characteristic roots are inside the unit circle values are smaller than 1. Thus, it is determined that the variables analyzed for cointegration test meet the stability condition. Up to this stage, the analysis shows that there is a cointegration relationship between the series. However, before saying that the model is correct or reliable, it is necessary to perform some diagnostic tests.

The most important of these tests are normality test, autocorrelation and variance tests. For a model to be reliable, there should be no problems in these diagnostic tests (Mert & Çağlar, 2019: 267). The results of diagnostic tests such as LM (lagrange multiplier) test, variance test and normality test are shown below:

Table 9. Diagnostic Tests

Autocorrelation LM Test Results			
Lag Length	LM Statistic Value		Probability Value
1	12.69305		0.6968
2	13.91588		0.6071
White Variance Test	Chi-square test statistics		Probability Value
	64.72937		0.8926
Jarque-Bera Normality Test Results	Joint	Df	Probability Value
	9.426931	6	0.1510

The diagnostic test results in Table 9 are conducted to test the reliability of the model assumptions. Accordingly, in the autocorrelation test for lag lengths in VAR analysis, since $P > 0.05$ for all lags, the null hypothesis H_0 : no autocorrelation cannot be rejected. There is no autocorrelation problem in the model. According to the variance test results; Chi-square test statistic is 64.72937 and P value is 0.8926. Since $P = 0.8926 > 0.05$, the null hypothesis "there is no varying variance" cannot be rejected. It is seen that there is no problem of changing variance in the model. On the other hand, according to the normality test results; Jarque-Bera test statistic is 9.42693 and $P = 0.1510$. Accordingly, since the probability value is greater than 0.05, the null hypothesis "residuals follow a normal distribution" is not rejected. Therefore, the residuals in the model follow a normal distribution.

Once it is seen that there is no diagnostic problem in the model, we proceeded to the cointegration analysis stage. Accordingly, Johansen cointegration test results are presented in Table 10:

Table 10. Johansen Co-integration Test Trace and Maximum Statistic Results

Number of cointegration vectors	Trace Statistic	5% Critical value	Probability
No cointegration	57.66315	47.85613	0.0046*
There is at most 1 cointegration	27.84557	29.79707	0.0826
Most cointegration exists	7.581684	15.49471	0.5112
There are at most 3 cointegrations	2.357201	3.841465	0.1247
	Max. Eigenvalue	5% Critical value	Probability
No cointegration	29.81759	27.58434	0.0254*
There is at most 1 cointegration	20.26388	21.13162	0.0658
There are at most 2 cointegrations	5.224482	14.26460	0.7133
There are at most 3 cointegration	2.357201	3.841465	0.1247

rejected at 5% significance level rejected at 5% significance level

When the results of the Johansen cointegration test are analyzed, it is found that the null hypothesis H_0 is rejected according to both the trace statistic and the maximum eigenvalue statistic values. In other words; $H_0: r = 0$ The null hypothesis is tested against the alternative hypothesis $H_1: r \geq n$ and the null hypothesis is rejected. According to both trace statistics and maximum eigenvalue statistics, there is one cointegration vector in the model. Therefore, it is determined that there is a long-run relationship between the dependent and independent variables. As a result of the Johansen

cointegration test, it is necessary to estimate the long-run and short-run model with the vector error correction model.

Vector Error Correction Model (VECM)

According to Engle and Granger, if there is a long-run link between the series, there is a unilateral causality. In this context, the Vector Error Correction Model (VECM) can be used. If the series are stationary I(1) and cointegrated at first order, there is a risk of error in causality tests if the VECM is not used in the VAR method. For this reason, it is important to use each series as independent variables in the VECM model to determine the direction of causality and to include error correction terms (ECT) in the model (Akel, 2015).

The VECM method is shown in the following equation (Hyder , 2002: 9):

$$\Delta Z_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} - \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Z_t is the vector of the growth rate of the variables in the model. μ 's are estimated parameters. Z_{t-1} represents the vector error correction term. μ ; constant term and ε ; shows the error term.

In sum, short-run analysis aims to investigate the relationships between variables that are cointegrated in the long run, to determine whether the variables move together and how these movements are realized. After determining the existence of cointegration, it is important to estimate the Vector Error Correction Model (VECM) for these series to estimate the short-run relationships. The results of the Vector Error Correction Model are shown below:

Table 11. VECM Long and Short Run Estimation Results

VECM Long Run Estimation Results		
Variables	Coefficient	T-Statistics
LNFDI	0.020012*	2.36736
LNGDP	- 0.021600	0.96728
LNENERGY	0.866901*	-29.4453
FIXED	+4.542380	
VECM Short Run Estimation Results		
Variables	Coefficient	T statistics
D(LNCO ₂ (-1))	0.514301	2.25621
D(LNFDI(-1))	0.000732	0.05527
D(LNGDP(-1))	-0.050135	0.99683
D(LNENERGY(-1))	-0.496266*	-2.14211
ECM _{t-1}	-1.127339*	-3.81564

(*) indicates that the coefficient of the variable is significant.

As seen in Table 11, the error correction model is used to investigate the long-run equilibrium relationship between the series. According to these results, the equation for long-run estimation is written as follows:

$$LN CO_{2t} = 4.542 + 0.020 LN FDI_t - 0.021 LN GDP_t + 0.866 LN ENERGY_t + \varepsilon_t \quad \begin{matrix} (-2.362) & (0.967) & (-29.445) \end{matrix} \quad (9)$$

The values in parentheses in Equation 9 indicate t statistics. According to the estimation results of Equation (9), the coefficients of energy consumption and FDI variables are positive and statistically significant, while the coefficient of GDP variable is not significant. Accordingly, while a 1% increase in FDI increases carbon dioxide emissions by 0.020%, a 1% increase in energy consumption increases carbon dioxide emissions by 0.86%. In this context, it is observed that the use of fossil fuels is higher than the use of renewable energy in many economic activities in Türkiye. The model supports the findings that the PRH is valid for Türkiye. On the other hand, since the coefficient of the FDI variable is greater than zero, it is concluded that the PHH is not valid in Türkiye.

If there is no statistical problem in the long-run estimation results, a short-run error correction model based on the Johansen approach is constructed to determine the short-run relationship between the variables. The equation adapted to the study related to the short-run estimation results in Table 11 is written as follows:

$$LN CO_{2t} = 0.51 \Delta LN CO_{t-1} + 0.007 \Delta LN FDI_{t-1} - 0.05 \Delta LN GDP_{t-1} - 0.49 \Delta LN ENERGY_{t-1} - 1.12 ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad \begin{matrix} (2.256) & (0.052) & (0.996) & (-2.142) & (-3.815) \end{matrix} \quad (10)$$

The coefficient ECM_{t-1} in Equation 10 represents the error correction term. The error correction term is the one-period lagged version of the error term obtained from the long-run analysis. In the short run, the effect of FDI and GDP variables on CO_2 is not significant. The effect of energy consumption on short-run CO_2 emissions is significant.

Since the error correction coefficient (-1.127339) in Table 11 is negative and the t statistic value (-3.81564) is greater than the t table value of 1.96, it is concluded that the coefficients are significant. These results of the error correction coefficient are also supported by other studies (Solarin et al., 2017). Deviations between the short-run and the long-run are eliminated by 1.12% in each period. As a result of the formula $|\frac{1}{ECM}| = 1/1.127339$ it is determined that the convergence process of the long-run equilibrium corresponds to approximately 1 month. Therefore, it is concluded that the shocks that will occur in the short run will converge to the long-run equilibrium after approximately 1 month

Granger Causality Analysis

Studies such as Engle and Granger (1987), Hendry (1986) and Granger (1986) introduced a new approach to the co-integration methodology for the analysis of Granger causality. Accordingly, in case of a relationship between two variables, Granger causality is expected to exist in at least one direction.

VECM Granger Causality analysis replaces the Granger causality test to identify the short and long run dynamics between series. This method includes the error correction model, which the standard Granger causality test lacks, and reveals both the short-run and long-run relationships of the series. Generalized Granger causality model is obtained by adding error terms to the classical Granger causality model. In Engle and Granger's (1987) study, the general causality model including error terms is shown as follows:

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_j \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_j \Delta Y_{t-i} + f_i ECM_{t-1} + \mu_t \quad (11)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m c_j \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m d_j \Delta X_{t-i} + s_i ECM_{t-1} + \mu_t \quad (12)$$

The coefficient of (ECM_{t-1}) represents the error correction term and indicates how short-term shocks adjust in the long run (Pesaran et al., 2001). The Δ symbol denotes the difference operator, while the coefficients f_i and s_i represent the long-run causal relationships in the model. In the extended Granger causality analysis, the coefficients of the error term series provide information about the direction of causality. If the coefficient f_i in equation (11) is significantly different from zero, it implies that "variable X is the long-run Granger cause of variable Y." Similarly, if the coefficient s_i in equation (12) is significantly different from zero, it indicates that "variable Y is the long-run Granger cause of variable X." Granger causality analyses are used to statistically determine the causality relationship between series and the direction of this relationship. As a result of the causality analysis, if the "f" statistic is greater than the 5% reference value, the null hypothesis H_0 is accepted. In this case, it is concluded that "there is no short-run causality relationship between the series". If the "f" statistic is less than the 5% reference value, the alternative hypothesis is not rejected. Therefore, it is concluded that there is a causal relationship between the series.

For the short-run Granger (1969) causality analysis, the VEC Block Causality Test (Granger Causality/Block Exogeneity Wald Test) was utilized. The findings obtained from the Granger Causality tests based on the Error Correction Model where the appropriate lag length is set as 1 are given below:

Table 12: Short Run Causality Results

H_0	Chi-Square(X^2) Value	H_0	Chi-Square(X^2) Value
FDI $\Rightarrow$ CO ₂	0.003055	0.9559	NO
ENERGY $\Rightarrow$ CO ₂	4.588619	0.0322*	YES
GDP $\Rightarrow$ CO ₂	0.993671	0.3188	NO
CO ₂ $\Rightarrow$ FDI	0.872956	0.3501	NO
ENERGY $\Rightarrow$ FDI	0.057132	0.8111	NO
GDP $\Rightarrow$ FDI	0.409002	0.5225	NO
CO ₂ $\Rightarrow$ ENERGY	1.552631	0.2127	NO
DYY $\Rightarrow$ ENERGY	1.279613	0.2580	NO
GDP $\Rightarrow$ ENERGY	1.406596	0.2356	NO
CO ₂ $\Rightarrow$ GDP	1.507754	0.2195	NO
FDI $\Rightarrow$ GDP	0.040822	0.8399	NO
ENERGY $\Rightarrow$ GDP	1.828864	0.1763	NO

(*) indicates 0.05 level of error

According to the causality results in Table 12, the increase in energy consumption in the short run leads to CO₂ emissions. It is concluded that there is no causality from other variables to CO₂ emissions except energy consumption. On the other hand, it is found that FDI and GDP have no significant effect on CO₂ emissions and that these variables do not affect short-term environmental pollution.

After determining the short-run causality relationships between the variables, it is necessary to look at the results of the long-run Granger Causality analysis based on the Error Correction Model. Long-run causality results are shown in Table 13:

Table 13. Long Run Causality Results

Model	ECM _{t-1}	t-statistic	Causality result
$f(\ln CO_2 \setminus \ln FDI, \ln GDP, \ln ENERGY)$	-1.127339	[-3.81564]*	GDP FDI → CO ₂
$f(\ln FDI \setminus \ln CO_2, \ln GDP, \ln ENERGY)$			ENERGY
$f(\ln GDP \setminus \ln CO_2, \ln FDI, \ln ENERGY)$	0.038420	[0.51837]	No causality
$f(\ln ENERGY \setminus \ln FDI, \ln GDP, \ln CO_2)$	-0.039187	[-1.56418]	No causality
$f(\ln CO_2 \setminus \ln FDI, \ln GDP, \ln ENERGY)$	0.047916	[0.15968]	No causality

(*) Sign indicates 0.5 error level.

In Table 13, the causality results between the dependent and independent variables are interpreted as follows:

In the $f(\ln CO_2 \setminus \ln FDI, \ln GDP, \ln ENERGY)$ equation where CO₂ is estimated as the dependent variable, the error correction coefficient is negative and statistically significant as the t statistic is greater in absolute value than the t table value of 1.96 . In the long run, growth, FDI and energy consumption affect CO₂ emissions unidirectionally.

In the $f(\ln FDI \setminus \ln CO_2, \ln GDP, \ln ENERGY)$ model where FDI is estimated as the dependent variable, the error correction coefficient is positive and statistically insignificant. Therefore, it is concluded that "lngdp is not the long run cause of lnco₂ and lnenergy is not the long run cause of lnfdi".

In the $f(\ln GDP \setminus \ln CO_2, \ln FDI, \ln ENERGY)$ model where GDP is the dependent variable, the coefficient of the error term is negative but not statistically significant. Thus, it is interpreted that "ln co₂ is not the long run cause of lnfdi and lnenergy lngdp".

Finally, in the $f(\ln CO_2 \setminus \ln FDI, \ln GDP, \ln ENERGY)$ model where energy consumption is selected as the dependent variable, since the error term is positive and the t statistic is not significant, it is concluded that "lnco₂ is not the long run cause of lnfdi and lngdp is not the long run cause of lnenergy".

When the short-run and long-run causality analysis results are evaluated as a whole, FDI and GDP do not affect carbon emissions in the short run. These variables are the main factors affecting carbon emissions in the long run. As seen in Tables 12 and 13, energy consumption increases both short and long term CO₂ emissions. Therefore, it is concluded that especially the use of fossil fuels increases carbon emissions in Türkiye both in the short and long run.

Discussion

Globalization and integration processes have significantly increased the volume and speed of capital movements around the world. Capital, which is a limited factor in production, chooses the areas to be invested according to the balance of risk and return, and is oriented towards the regions where it can obtain the highest return. Developing countries, on the other hand, face problems such as insufficient domestic savings, limited foreign exchange resources and technological deficiencies, and therefore seek to attract foreign capital in order to sustain their economic development and access the financing they need. This situation enables capital to flow from regions with more capital and low returns to regions with less capital and high returns (Yılmaz, Kaya, & Akıncı, 2011). This approach, known as the Perfect

Markets Assumption, argues that FDI flows from low-return countries to high-return countries (Lizondo, 1993). Hence, it is argued that this may eventually trigger a "race to the bottom" whereby governments that respond more flexibly to environmental standards may trigger an "environmental capital flight" towards pollution havens (Rauscher, 2005). This could lead to a rapid widening of the gap in pollution levels between developed and emerging markets (Köksal & Çetin, 2021).

Conclusion and Recommendations

This study investigates the effects of FDI on environmental pollution. In the model, CO₂ emission is used as the dependent variable, while FDI, GDP and energy consumption are used as independent variables. In the analysis conducted with annual data for the period 1980-2021, all variables were found to be stationary in difference as a result of stationarity tests, and it was determined that there is a long-run relationship between the variables with the Johansen Cointegration test. Short and long-run coefficient estimates were made with the VECM model, and finally, VECM Granger Causality analysis was conducted to focus on the relationship between variables. As a result of the Granger Causality analysis, it is concluded that in the long run, GDP, FDI and energy consumption affect CO₂ emissions unidirectionally. As a result, the increase in industrial activities along with economic growth may lead to more energy consumption and carbon emissions. While the environmental effects of FDI are limited in the short run, it is observed that it increases carbon emissions through industrial activities in the long run.

As a result of the econometric analysis, it is concluded that the CSR is valid for Türkiye. The results of the study support the results of Arslan et al. (2021), Çoban and Özkan (2022), Mike (2020), Köksal and Çetin (2021), Kurt et al. (2019), Yurtkuran (2021) that FDIs cause CO₂ emissions. Although the environmental impacts of FDIs have led to different debates in the literature, in general, many research findings suggest that foreign investments deteriorate environmental quality (Omri, et al., 2014; Zheng & Sheng, 2017; Zheng, et al., 2022; Jorgenson, et al., 2007; Frutos-Bencze, et al., 2017; Kisswani & Zaitouni, 2023). However, there are also studies that support the KHH, which suggests that FDI inflows can reduce environmental pollution (Zhu, et al., 2016; Zameer, et al., 2020; Asghari, 2013; Yılmaz, 2011; Letchumanan & Kodama, 2000; Şahinöz & Fotourehchi, 2014; Jiang et al. 2018; Akçay & Karasoy, 2018; Repkine & Min, 2020). On the other hand, some study results (Hamza & Tatar, 2023; Gökalp & Yıldırım, 2004; Demir, 2022; Yılmaz & Karabiber, 2020) It is concluded that there is no significant relationship between CO₂ and FDIs.

The fact that investments aimed at economic growth increase environmental pollution reveals the importance of protecting ecological resources, environmental policies and sustainable economic growth. Accordingly, integrating sustainable development into economic growth can contribute to reducing environmental impacts. Encouraging environmentally friendly investments and providing support to enterprises facing capital shortages in the production of green technology may be beneficial. In addition, it is important to increase inspections of enterprises that do not comply with environmental regulations and prioritize renewable energy investments. On the other hand, raising awareness that the environment is not an unlimited resource can contribute to the balance between environment and economic growth.

In future studies, it may be useful to analyse the relationships between PRH, FDI, economic growth and energy consumption in more detail. These concepts can play an important role in understanding the impacts on environmental pollution. In particular, whether FDI has negative impacts on the environment in developing countries is critical for shaping sustainable economic growth strategies. Moreover, in future research, the effects of economic growth and FDI on the environment can be analysed more comprehensively and the PRH can be tested for different countries. Such studies

can provide effective solutions for both developing and developed countries by contributing to the development of policies that promote environmental

Disclosure Statements

1. Contribution rate statement of researchers / Contribution rate statement of researchers: First author /First author 50%. Second author / Second author 50%.

2. No potential conflict of interest was reported by the author.

3. Ethical Statement: This study does not require board approval. All sources used in the study were properly cited and ethical publishing principles were fully complied with. The author has observed the principles of academic honesty during the preparation of the study.

4. This study was derived from the master's thesis titled “Pollution Haven Hypothesis: The Case of Türkiye” completed and published by the corresponding author.

TÜRKÇE SÜRÜM

Giriş

Günümüzde küresel ölçekte genişleyen dış ticaret ve üretim faaliyetleri, firmaları üretim süreçlerini avantajlı buldukları ülkelere kaydırmaya yöneltmektedir. Gelişmekte olan ülkeler ise ekonomik büyümeyi desteklemek amacıyla dışa açık sanayileşme politikaları izleyerek doğrudan yabancı yatırımları (DYY) çekmeye çalışmaktadır. DYY, bir ülkenin başka bir ülkede üretim tesisi kurması veya mevcut bir tesisi satın alması anlamına gelmektedir (Yılmaz, 2010).

İkinci Dünya Savaşı sonrasında uluslararası örgütlerin kurulmasıyla ivme kazanan küreselleşme, 1990'lı yıllarda Doğu Bloku'nun dağılmasıyla birlikte daha da derinleşmiş ve ekonomik ilişkiler çok boyutlu bir yapıya dönüşmüştür. Bu gelişmeler yalnızca ekonomik entegrasyonu artırmakla kalmamış, aynı zamanda çevresel sorunların da uluslararası gündeme taşınmasına neden olmuştur. Bu nedenle, DYY'nin yöneldiği ülkelerde bıraktığı etkiler, yalnızca ekonomik değil aynı zamanda çevresel boyutlarıyla da önemli bir tartışma konusu haline gelmiştir (Kömürcüoğlu & Değer, 2022). DYY'lerin çevre üzerine etkileri ile ilgili iki karşıt görüş bulunmaktadır: kirlilik sığınağı hipotezi (KSH) ve kirlilik halesi hipotezi (KHH). İlk teori, yabancı yatırımların düşük çevre standartlarına sahip ülkeleri hedefleyerek çevresel riski artırdığını iddia etmektedir (Yiadom, Mensah, & Bokpin, 2022). İkinci teori ise; doğrudan yabancı yatırımların gelişmekte olan ekonomilere kayması yerel ekonomilerin büyümesini ve modernleşmesini özendirir (Hewood, 2016: 138). Böylelikle, ikinci teori yatırımların çevre kirliliğini artırdığı iddialarına karşı çıkararak, DYY'lerin ev sahibi ülkede çevre kalitesini artırdığına dair bir görüş öne sürmektedir. Kirlilik Sığınağı Hipotezi (KSH), ilk olarak Pethig (1976) tarafından geliştirilmiş ve Grossman ile Krueger (1991) tarafından ekonomik büyüme ve çevre ilişkisi üzerine yapılan çalışmayla genişletilmiştir. Bu teori, çevre kirliliğinin ekonomik büyümenin erken aşamalarında arttığını, sonra ise azaldığını savunur ve Çevresel Kuznets Eğrisi (ÇKE) olarak bilinir. Daha sonra bu hipotezin dışında yabancı yatırımların çevre kirliliğine sebep olacağı yönünde ortaya atılan KSH ile ilgili pek çok çalışma gerçekleştirilmiştir (Şahin, Gökdemir ve Ayyıldız 2019; Singhania ve Saini 2021, Ahmad, Jabeen ve Wu, 2021; Yılancı vd., 2023; Thanh vd., 2022; Abbass vd., 2022; Usta, 2023).

Son yıllarda gelişmekte olan ekonomiler, çeşitli ekonomik yapılarına rağmen teknoloji ve yatırımları ekonomik büyümenin lokomotifi olarak ele almış ve birçok araştırmacının dikkatini çekmiştir. Bu ülkeler, küresel yatırımların etkin bir şekilde dağıtılmasına katkıda bulunarak ve DYY'leri teşvik ederek ekonomik büyümeyi desteklemiştir. DYY girişi, özellikle hızla ekonomik büyümeye ihtiyaç duyan ve çevresel düzenlemelerde esneklik gösteren ülkelerde CO₂ emisyonlarına neden olabilmektedir. Ayrıca, bu yatırım akışları olumlu teknoloji aktarımına ve yayılmasına da imkan tanıyabilmekte, enerji verimliliğini artırabilmekte ya da ev sahibi ülkelerde çevre kirliliğini azaltabilmektedir. Dolayısıyla, DYY'lerin CO₂ emisyonları üzerindeki karmaşık etkileşimlerini anlamak büyük bir öneme sahiptir (Xie, Wang, & Kong, 2020). KSH ve KHH çerçevesinde DYY'lerin çevre kalitesi üzerindeki etkilerinin araştırılması, hem bilimsel hem de pratik açıdan önemli bir yere sahiptir. Sermaye, yeni teknolojiler, yönetim becerileri ve pazarlama stratejilerinin DYY'lerle birlikte gelmesi, bu yatırımların ekonomik büyüme stratejilerinin temel unsurlarından biri olmasını sağlamaktadır. Ancak, ekolojik açıdan sürdürülebilir kalkınmayı sağlamak için DYY girişinin çevresel etkileri göz ardı edilememelidir. Amaç, mevcut ve gelecek nesillerin gereksinimlerini en iyi şekilde karşılamak olduğundan, DYY'lerin karbon emisyonları üzerindeki etkilerinin değerlendirilmesi, gelişmekte olan ülkelerde ekonomi ve çevre izleme sistemlerinin gelişmesine katkı sağlayabilmektedir (Nejati & Taleghani, 2022).

Bu çalışmanın amacı, Türkiye'de gerçekleştirilen DYY'lerin CO₂ emisyonları üzerindeki etkilerini incelemektir. Çalışma, 1980-2021 yılları arasındaki yıllık veriler kullanılarak zaman serisi

analizi yöntemiyle gerçekleştirilmiştir. Literatüre katkı sağlama açısından, bu çalışma, Türkiye'ye özgü güncel verilerle desteklenen bir analiz sunmakta ve Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) nedensellik analizi kullanarak, DYY, GSYİH, enerji tüketimi ile çevre kirliliği arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkilerin etkilerini ortaya koymaktadır.

Araştırma, giriş niteliğindeki birinci bölümle başlamış, ardından ikinci bölümde Türkiye ve farklı ülkeler bağlamında yapılan ampirik analizlerden elde edilen bulgular, ilgili literatür eşliğinde tablolarla özetlenmiştir. Üçüncü bölümde, çalışmanın amacı ve kapsamına ilişkin detaylar sunulmuştur. Dördüncü bölümde, bir ekonometrik model geliştirilmiş ve bu modelin analiz sonuçları detaylı bir şekilde paylaşılmıştır. Çalışma, elde edilen bulguların değerlendirilmesi ve tartışılmasıyla tamamlanmıştır.

Literatür İncelemesi

Konuya ilişkin literatür incelendiğinde, elde edilen sonuçlarda net bir fikir birliğinden söz edilememektedir. Bazı çalışma sonuçları KHS hipotezini destekleyici sonuçlar ortaya koyarken, bazı çalışmalar aksi yönde sonuçlar ortaya koyabilmektedir. Diğer taraftan gerek kapsam gerekse yöntemsel açıdan KHS üzerine yapılan mevcut araştırmaların sınırlı kaldığı ve özellikle gelişmekte olan ülkeler açısından daha fazla çalışmaya ihtiyaç duyulduğu söylenebilir. Bu bağlamda, özellikle de Türkiye özelinde KSH ile ilgili yapılmış araştırmaların sınırlı sayıda olduğu dolayısıyla çalışmanın DYY'lerin, CO₂, GSYİH ve enerji tüketimi arasındaki ilişkilerin daha derinlemesine incelenmesine ve bu alandaki boşluğun doldurulmasına katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Ayrıca, VECM gibi daha gelişmiş bir yöntemin kullanılarak, literatürdeki metodolojik eksikliklerin giderilmesi ve daha güvenilir sonuçların elde edilmesi hedeflenmektedir. Ayrıca gerçekleştirilen çalışma ile, Türkiye'deki çevre politikalarının iyileştirilmesine ve sürdürülebilir kalkınma stratejilerinin şekillendirilmesine yönelik eksik kalan politika uygulamalarına da katkıda bulunacağı düşünülmektedir.

1990'lardan bu yana KSH'yi test eden çeşitli çalışmalarda, bu teorinin geçerliliği ve ekonomik etkileri farklı zaman aralıkları, yöntemler ve veri setleri kullanarak araştırılmıştır. Bu bağlamda yapılmış bazı çalışmalar ve bu çalışmalardan elde edilen sonuçlar, Türkiye ve farklı ülkeler ayırımına gidilerek aşağıda gösterilmektedir:

Tablo 1. KSH Testi İçin Türkiye Üzerine Yapılan Çalışmalar

Yazar(lar)	Ülkeler	Dönem	Yöntem	Sonuç
Gökarp ve Yıldırım (2004)	Türkiye	1989-2001	Zaman Serileri Yöntemi	Kirli sektörlerin ve çevre kirliliğinin Türkiye'de arttığına dair herhangi bir belirtiye rastlanmamıştır.
Halıcıoğlu (2009)	Türkiye	1960-2005	Zaman Serisi Yöntemi Granger Nedensellik Analizi	Analiz sonunda, Türkiye'deki çevre kirliliğini etkileyen en önemli değişkenin gelir olduğu sonucuna varılmıştır.
Akbulut Bekar(2018)	Türkiye	1977-2014	Todo Yamamoto Dolado Lütkepohl Nedensellik Analizi	CO ₂ emisyonundan ekonomik büyümeye doğru pozitif ve tek yönlü bir ilişki saptanmıştır
Yilmazer ve Kararbiber (2020)	Türkiye	1955-1919	ARDL(Autoregressive Distributed Lag) Sınır Testi Todo Yamamoto Nedensellik Testi	DYY ile CO ₂ arasında nedensellik ilişkisi ortaya çıkmamıştır. KSH geçerli değildir.

Tablo 1. KSH Testi İçin Türkiye Üzerine Yapılan Çalışmalar (Devamı)

Mike (2020)	Türkiye	1971-2015	ARDL Sınır Testi	Türkiye'ye yönelik DYY'ler CO ₂ emisyonunu artırmıştır. KSH doğrulanmıştır.
Arslan (2021)	vd. Türkiye	1960-2016	ADF Birim Kök ARDL Sınır Testi ve uzun dönem katsayı tahmini için ARL(Autoregressive Lag), OLS(Ordinary Least Squares), FMOLS(Fully Modified Ordinary Least Squares), DOLS(Dynamic Ordinary Least Squares ve CCR(Cointegration Rank Condition) tahmincileri	Türkiye ekonomisi için KSH doğrulanmıştır.
Yurtkuran (2021)	Türkiye	1971-2018	Fourier ARDL Eşbütünleşme Fourier Toda-Yamamoto Granger Nedensellik Analizi	DYY ile CO ₂ salınımı arasında çift yönlü bir ilişki ortaya çıkmıştır. DYY'lerin çevre kirliliğini artırdığı yönündeki bulgular, KSH'nin geçerliliğini desteklemektedir.
Topal (2024)	Türkiye	1973-2022	ARDL Sınır Testi	Türkiye'de DYY'lerin çevre kalitesini olumsuz etkilediği ve KSH'nin geçerli olduğu görülmüştür
Kırıkçı (2025)	Türkiye	1984-2022	ARDL, DOLS, FMOLS CCR tahmincileri	Türkiye ekonomisi için KSH doğrulanmıştır.

Türkiye üzerine yapılan çalışmalar, doğrudan yabancı yatırımların çevre kirliliği üzerindeki etkisine ilişkin farklı sonuçlar ortaya koysa da genel olarak KSH'nin belirli dönemlerde ve yöntemlerle doğrulandığını görülmektedir.

Tablo 2. KSH Testi İçin Farklı Ülkeler Üzerine Yapılan Çalışmalar

Yazar (lar)	Ülkeler	Dönem	Yöntem	Sonuç
Aliyu (2005)	14 gelişmekte olan ülke 11 gelişmiş OECD ülkesi	1990-2000	Panel Veri Yöntemi EKK OLS (GLS) testi	DYY'ler sadece az gelişmiş ülkelerde CO ₂ değişkelerini açıklamada anlamlı bir etkiye sahiptir.
He (2006)	Çin	1994-2001	Panel Veri Yöntemi	DYY'nin SO ₂ emisyonları üzerindeki etkisi, KSH'yi doğrulamıştır.
Dinda ve Coondoo (2006)	88 ülke	1960-1900	Panel Veri Yöntemi EKC testi Granger Nedensellik Analizi	Kuzey Amerika ve Batı Avrupa gibi gelişmiş ülkelerde gelir CO ₂ 'yi artırmıştır. Ancak, Japonya ve gelişmekte olan ülkelerde gelir CO ₂ 'yi azaltmıştır.
Wagner ve Timmins (2009)	Almanya ve hedef 168 ülke	1996-2003	Panel Veri Yöntemi GMM Tahmincisi	Kimya sektörü için KSH' ye dair güçlü kanıtlar bulunmuştur.
Pao ve Tsai (201)	BRİC ülkeleri	1980-2007	Panel Eşbütünleşme Panel Nedensellik	Kısa vadede GSYİH ile CO ₂ emisyon arasında ters U-şekilli bir ilişki olduğu belirlenmiştir.
Karaca (2012)	42 gelişmekte olan ülke 24 gelişmiş ülke	1995-2008	Panel Veri Analizi Prais-Winsten (PCSE) modeli Havuzlanmış Regresyon Sabit Etki Rastsal Etki Modelleri	DYY'lerde meydana gelen artışın çevre üzerinde olumsuz bir etki oluşturduğu görülmektedir. Gelişmekte olan ülkelerde kirlilik sığnağı hipotezinin geçerli olduğu belirlenmiştir.
Zeren (2015)	G8 ülkeleri	1970-2010	Hatemi J. Eşbütünleşme Testi Doğrusal ve Doğrusal olmayan Nedensellik Testi	Çalışmada ABD, Fransa ve Birleşik Krallık ülkeleri için kirlilik hale hipotezinin geçerli olduğu görülmüştür. Kanada da ise KSH'nin geçerli olduğu sonucuna varılmıştır.
Hanif vd. (2019)	Gelişmekte olan 15 Asya ülkeleri	1993-2013	Panel Veri Yöntemi ARDL Sınır Testi	Söz konusu model için KSH'nin ve Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezi'nin geçerli olduğu görülmüştür
Tamboğa (2019)	En çok DYY çeken 20 ülke	1990-2014	Panel Eşbütünleşme Yöntemi	Çalışma sonucunda, DYY'nin çevre tahribatı üzerinde olumlu ve pozitif etkilere sahip olduğu tespit edilmiştir.
Han ve Öztürk (2020)	Asya ülkeleri	1980-2014	Panel Eşbütünleşme Testi-EKK Testi	Çalışma KSH'yi desteklemektedir.

Tablo 2. KSH Testi İçin Farklı Ülkeler Üzerine Yapılan Çalışmalar (Devam)

Pehlivanoğlu ve Solmaz (2020)	BRİC ve MİST ülkeleri	1990-2015	GMM ve sistem-GMM	Çalışma sonuçları KSH'nin geçerliliğini doğrulamıştır.
Kübra (2021)	16 Gelişmiş ülke	1995-2015	PanelVeri Yöntemi	KSH doğrulanmıştır
Vang ve Luo (2022)	288 Çin şehri	2011-2016	PanelVeri Yöntemi	Çevre kirliliği ile DYY arasındaki ilişkinin pozitif olduğu saptanmıştır. Çin'de KSH doğrulanmıştır.
Addis ve Cheng (2023)	BRİCS ve 25 OECD ülkeleri	1995-2021	Panel FMOLS DOLS	GSYİH artışının yenilenebilir enerjiyi artırırken CO ₂ emisyonlarını azalttığı görülmüştür.
Kırıkcı (2023)	E7 ülkeler	2002-2021	Panel Veri Yöntemi	DYY'ler ile çevre arasındaki ilişki Hindistan ve Türkiye'de anlamlı ve pozitifken, diğer ülkelerde bu ilişkinin anlamsız olduğu görülmüştür.
Akkaya ve Atalay Çetin (2024)	55 Gelişmekte olan ülke	1991-2017	Panel Veri Yöntemi	Gelişmekte olan ülkelerde KSH'nin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Atılğan (2024)	E7 ve G7 ülkeleri	1990-2014	Panel Veri Yöntemi	E7 ülkelerinde KSH ve KHH'ne ait net bir bulgu elde edilmemiştir. G7 ülkelerinde ise KHH'ni destekler nitelikte bulgular saptanmıştır.

Yapılan literatür incelemeleri doğrultusunda, DYY'lerin çevre kirliliği üzerindeki etkisinin ülkelerin gelişmişlik düzeylerine ve çevre politikalarına göre değişiklik gösterdiği ortaya çıkmaktadır. Özellikle gelişmekte olan ülkeler üzerinde yapılan araştırmalar, KSH'nin sıklıkla geçerli olduğunu göstermektedir. Bu bulgu, gelişmiş ülkelerde çevre düzenlemelerinin daha sıkı ve etkili olduğu, dolayısıyla DYY'nin çevresel etkilerinin daha düşük seviyelere indiği görüşüyle uyumludur. Oysa gelişmekte olan ülkelerde, çevre koruma politikalarının yetersizliği ve bu ülkelerdeki ekonomik büyüme odaklı yaklaşım, yabancı yatırımların çevre kirliliğini artıran bir etki yaratmasına zemin hazırlayabilmektedir.

Tablo 1 ve 2'de yer alan literatür incelendiğinde, farklı araştırmaların kullandığı yöntemler, veri setleri ve yıllar doğrultusunda sonuçların çeşitlendiği görülmektedir. Bununla birlikte, çalışmaların büyük çoğunluğu, KSH'nin geçerli olduğunu ve DYY'nin çevre üzerinde olumsuz bir etki oluşturduğunu ortaya koymaktadır. Ayrıca, literatürde kullanılan metodolojilerin çeşitliliği de dikkat çekicidir. Çeşitli araştırmalar, Granger nedensellik testleri, panel veri analizi, VECM (Vektör Hata Düzeltme Modeli) gibi yöntemler kullanarak elde ettikleri sonuçların doğruluğunu artırmaya çalışmışlardır. Bu noktada, farklı metodolojik yaklaşımların kullanılması daha kapsamlı sonuçların elde edilmesine imkan tanıyabilmektedir. Bu nedenle, gelecekteki çalışmaların da bu metodolojik çeşitliliği göz önünde bulundurarak, daha sağlam ve kapsamlı analizler sunması beklenmektedir.

Araştırmanın Amacı ve Önemi

Araştırmanın amacı

Bu çalışmanın amacı, Türkiye'de gerçekleştirilen DYY'lerin CO₂ emisyonu üzerindeki etkisini, Türkiye'nin çevre kirliliği konusundaki mevcut durumunu baz alarak incelemektir. 1980-2021 dönemlerine ait yıllık verilerin kullanıldığı çalışma, zaman serisi yöntemi ile analiz edilmiştir. Çalışmada kullanılan veri aralığında başlangıç yılı olarak 1980 yılı seçilmiştir. 1980 yılının tercih edilme nedeni ise serbest ticaret akımlarının söz konusu yıllardan itibaren dünya ticaret hacminde önemli artışlara sebep olması, serbestleşme ile birlikte çevre kanunlarının sıkı olmayışı gibi birçok nedenden dolayı kirli endüstrilerin gelişmiş ülkelere doğru kayması ve söz konusu ülkelere kirli emisyonlarının artması olarak sıralanabilir. Diğer taraftan, 2021 yılının bitiş yılı olarak belirlenmesi ise veri kısıtlılığı ve dolayısıyla veriye ulaşım imkanının olmayışı nedenine dayanmaktadır.

DYY'lerin çevre kirliliğiyle ilişkisi, özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ülkeler için önemli bir konu haline gelmiştir. Bu ilişkilerin incelenmesi, çevre düzenlemelerinin geliştirilmesine katkıda bulunarak, ekonomik büyüme ile çevresel koruma arasında bir denge kurulmasına olanak sağlayabilir. Bu çalışmada, Türkiye'de yapılan DYY'lerin çevresel etkileri değerlendirilerek, çevre politikalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkileri incelenmiştir. Yeşil ekonomi, çevresel sürdürülebilirliği ön planda tutarak ekonomik büyümeyi desteklemeyi hedefleyen bir ekonomik modeldir. Bu çalışma, yeşil ekonomi çerçevesinde sürdürülebilir ekonomik kalkınmayı teşvik etmeyi amaçlamaktadır. Ayrıca, Türkiye'de çevresel sürdürülebilirlik ile ekonomik büyüme arasında bir denge kurulmasına yönelik politika önerileri geliştirmeyi hedeflemektedir. Literatürdeki diğer araştırmalardan farklı olarak bu çalışma, Türkiye'ye özgü güncel verilerle desteklenen bir analiz sunmakta ve Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) nedensellik analizi aracılığıyla doğrudan yabancı yatırımlar, GSYİH ve enerji tüketiminin çevre kirliliği üzerindeki etkisini, kısa ve uzun dönemli ilişkileri ve bu ilişkinin yönlerini ortaya koymaktadır. VECM nedensellik analizinin kullanılmasının nedeni; standart Granger nedensellik testinin eksik kaldığı durumlarda hata düzeltme modelini devreye sokarak seriler arasındaki dinamikleri daha kapsamlı bir şekilde incelemekte ve hem kısa hem de uzun dönem ilişkilerini ortaya koymaktadır. Araştırma bulguları doğrultusunda, KSH ve KHH'leri test edilerek, Türkiye'nin çevre politikalarına ilişkin özgün ve uygulanabilir öneriler geliştirilmesi hedeflenmektedir.

Ekonometrik Analiz

Veri Seti

Çalışmada, 1980-2021 dönemine ait yıllık verilerle test edilen modelde kullanılan değişkenler; karbondioksit (CO₂) emisyonu, doğrudan yabancı yatırım (DYY), gayri safi yurtiçi hasıla (GSYİH) ve enerji tüketimi (enerji) olarak belirlenmiştir. Veriler, Dünya Bankası, Uluslararası Enerji Ajansı (IEA) ve Enerji Enstitüsü veri tabanlarından temin edilmiştir. Modelin analizi için Eviews 13 ekonometrik paket programı kullanılmıştır.

Tablo 3. Ekonometrik Analizde Kullanılan Değişkenler

Değişken	Kısaltma	Açıklama	Kaynak
Karbondioksit	LNCO ₂	Metrik ton	Uluslararası Enerji Ajansı (İEA)
Gayri Safi Yurtiçi Hasıla	LNGSYİH	Sabit 2015 ABD Doları	Dünya Bankası
Doğrudan Yabancı Yatırım	LNDYY	Doğrudan yabancı yatırım, net girişler (cari ABD doları)	Dünya Bankası
Enerji Tüketimi	LNENERJİ	Exajoules	Enerji Enstitüsü

Tablo 3'te değişkenler, değişkenlerin birimi ve kaynağı tanıtılmıştır. Serilerin önünde kullanılan "LN" logaritması alınmış formu göstermektedir. Doğal logaritmanın kullanımı, verilerin daha düzgün, doğrusal ve anlamlı hale gelmesine yardımcı olabilmektedir.

Yöntem

Çevre kirliliği ile DYY arasındaki ilişkiyi açıklamak için kullanılan ekonometrik model Cole (2004) çalışmasından esinlenerek aşağıdaki gibi oluşturulmuştur:

$$LN CO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 LN FDI_t + \beta_2 LN GDP_t + \beta_3 LN ENERGY_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Eşitlik 1'de CO₂; karbon emisyonunu, DYY; doğrudan yabancı yatırım girişlerini, GSYİH; kişi başına düşen gayri safi yurt içi hasılayı ve ENERGY ise, enerji tüketimini göstermektedir

→ β_0 ; Sabit terim, β_1 , β_2 , β_3 parametlerin eğim katsayısını ifade etmektedir.

→ Modelde kullanılan t ; değişkenlerin zaman boyutunu, ε_t ; model tarafından açıklanmayan kısım ifade etmektedir. Başka bir ifade ile hata terimini göstermektedir.

Eşitlik 1' de $\beta_1 > 0$ olması durumunda Türkiye' de KSH' nin geçerli olduğu kabul edilmektedir. $\beta_1 < 0$ olması durumunda ise, DYY'lerin çevre kirliliğini azalttığını destekleyen KHH' nin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Çalışmada, Kirlilik Sığınağı Hipotezi'nin Türkiye'deki geçerliliği, zaman serisi analizleri ile test edilmiştir. İlk olarak, değişkenlerin durağanlık durumu, ADF(Augmented Dickey-Fuller) ve PP(Phillips Perron) birim kök testleri ile belirlenmiştir. Eğer seriler durağan değilse, yanlış regresyon ilişkileri ortaya çıkabilmekte, bu durum güvenilir sonuçların elde edilememesine neden olabilmektedir. Modeldeki üç veya daha fazla değişken için Johansen Eşbütünleşme testi uygulanmış, bu yöntem iki değişken arasındaki eşbütünleşmeyi değerlendirmekte yetersiz kalan Engle-Granger testinin yerine tercih edilmiştir. Seriler arasında eşbütünleşme tespiti yapıldıktan sonra, kısa ve uzun dönem ilişkilerini analiz etmek amacıyla hata düzeltme modeli kullanılmıştır. Kısa dönem sapmalarının uzun dönemde nasıl düzeldiği bu model ile değerlendirilmiştir. Son olarak, seriler arasındaki nedensellik ilişkisi ve bu ilişkinin yönü VECM nedensellik analizi ile incelenmiştir.

Bulgular

Çalışmada zaman serisi analizlerine geçilmeden önce, değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri ve korelasyon analizleri sunulmuştur.

Tablo 4. Değişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

İSTATİSTİKLER	LNCO ₂	LNDDYY	LNENERJİ	LNDSYİH
Ortalama	5.3517	21.2347	1.0992	26.3445
Medyan	5.3545	20.7536	1.1130	26.3037
Maksimum	6.1086	23.8164	1.9407	27.5879
Minimum	4.4132	16.7059	0.0719	24.8166
Std.Sapma	0.5038	2.0172	0.5555	0.9689
Çarpıklık	0.2549	-0.3935	-0.2510	-0.1544
Basıklık	2.0004	2.0564	2.0088	1.5638
Jarque-Bera	2.2035	2.6417	2.1602	3.7765
Olasılık	0.3323	0.2669	0.3396	0.1513
Gözlemler	42	42	42	42

Çalışmada, yıllık bazda kullanılan değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 4'te sunulmaktadır. İstatistiksel analizde, her bir değişkene ait ortalama, medyan, maksimum, minimum, standart sapma, çarpıklık, basıklık ve serilerin normal dağılıma uygunluğunu belirten Jarque-Bera test sonuçları yer almaktadır. Tablo 4'te sunulan yıllık verilere göre, toplam 42 gözlem bulunmaktadır. Jarque-Bera test istatistiğine göre ise, tüm değişkenler %1 güven seviyesinde normal dağılım göstermektedir.

Tablo 5. Değişkenlere Ait Korelasyon Katsayıları

	LNCO ₂	LNDDYY	LNENERJİ	LNDSYİH
LNCO ₂	1.000000 -----			
LNDDYY	0.944387 (0.0000)	1.000000 -----		
LNENERJİ	0.998459 (0.0000)	0.942012 (0.0000)	1.000000 -----	
LNDSYİH	0.970740 (0.0000)	0.962239 (0.0000)	0.969618 (0.0000)	1.000000 -----

Not: Parantez içindeki değerler, olasılık değerini göstermektedir

Tablo 5'te yer alan korelasyon analizi sonuçları, elde edilen katsayıların pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Bu, değişkenler arasında pozitif yönde bir ilişkinin bulunduğunu işaret etmektedir. Ancak, yalnızca basit korelasyon katsayıları kullanarak değişkenler arasındaki ilişkilere dair kesin çıkarımlar yapmak mümkün değildir. Bu sebeple, çalışmanın ilerleyen bölümlerinde, değişkenler arasındaki ilişkinin yönü ve büyüklüğünü daha ayrıntılı bir şekilde incelemek amacıyla zaman serisi analizleri uygulanmıştır.

Birim Kök (Unit Root) Testleri

Birim köklerin varlığı veya yokluğu, bir serinin temel veri üretme sürecinin belirlenmesine yardımcı olmaktadır. Birim köklü olmayan seriler durağan kabul edilmektedir. Durağan olmayan seriler, uzun vadeli deterministik bir yola dönme eğiliminde değildir, varyansları zamanla değişir ve rastgele yürüyüş izlerler. Bu farklılıklar ekonomik tahminler açısından önemlidir (Libanio, 2005: 146).

ADF (Augmented Dickey-Fuller)

Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen ADF testi, zaman serilerinin durağanlığını inceleyen, DF birim kök testinin genişletilmiş bir varyasyonudur.

ADF modelinde, sıfır hipotezi serinin durağan olmadığını, reddedilmesi ise zaman serisinin durağan olduğunu göstermektedir (Glynn, Perera, & Verma, 2007). Buna göre ADF modeli aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Dickey & Fuller, 1981, s. 1057):

Sabitli ve Trendsiz (none) Model

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Sabitli ve Trendsiz Model

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Sabitli ve Trendli Model

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Verilen üç denklemde, ΔY_t 'nin gecikmeli değeri olan ΔY_{t-1} modele açıklayıcı değişken olarak eklendikten sonra otokorelasyon ortadan kaldırılarak ADF modeli için denklem oluşturulmaktadır.

$H_0: \delta = 0$ (Hipotezi için seri durağan değildir.)

$H_1: \delta \leq 0$ (Alternatif hipotez için seri durağandır.)

Yukarıda belirtilen üç farklı denklemde, ΔY_t durağanlığı test edilen değişkenin birinci farkını, ΔY_{t-i} gecikmeli fark terimlerini y ise, test edilen zaman serisini ifade etmektedir. Ayrıca, modelde yer alan ε_t hata terimini m ise; gecikme uzunluğunu belirtmektedir. “m” olarak ifade edilen gecikme uzunluğu genelde Akaike bilgi kriteri (AIC) veya Schwarz kriteri (SC) kullanılarak belirlenmektedir. Çalışmada yer alan değişkenlere ilişkin ADF birim kök test sonuçları Tablo 6’da rapor edilmiştir.

Tablo 6. ADF Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	ADF			
	Seviye I(0)		Fark I(1)	
	Fixed	With Constant and Trend	Fixed	With Constant and Trend
LNCO ₂	-1.402908 (0.5716)	-2.472305 (0.3394)	-6.832428 (0.0000)*	-7.134711 (0.0000)*
LNFDI	-2.134958 (0.2326)	-2.702203 (0.2411)	-7.670400 (0.0000)*	-7.595631 (0.0000)*
LNGDP	-0.907129 (0.7760)	-1.529628 (0.8028)	-6.335127 (0.0000)*	-6.316702 (0.0000)*
LNENERGY	-1.399605 (0.5732)	-2.264697 (0.4429)	-7.404913 (0.0000)*	-7.766616 (0.0000)*
% 1	-3.600987	-4.198503	-3.605593	-4.205004
% 5	-2.935001	-3.523623	-2.936942	-3.526609
% 10	-2.605836	-3.192902	-2.606857	-3.194611

* %1 düzeyinde anlamlılığı temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. ADF testinde kullanılan gecikme sayısı Schwarz bilgi kriteri (SIC) ile elde edilmiştir.

Tablo 6’da, ADF testi için yokluk hipotezi “seriler durağan değildir” biçiminde kurulmaktadır. Sabitli, sabitli ve trendli model için hesaplanan test istatistiği için tablonun alt kısmında %1, %5 ve %10 hata seviyeleri için MacKinnon (1996) tarafından elde edilen kritik değerler görülmektedir. Analizde kullanılan değişkenlere ait test istatistiklerinin, tüm kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, yokluk hipotezi reddedilememektedir. Buna göre, GSYİH, CO₂, DYY ve ENERJİ değişkenlerin sabitli, sabitli trendli modelde durağan olmadıkları tespit edilmiştir.

Serilerin eş bütünleşik derecelerini belirlemek için fark işlemi uygulanmıştır. Tablo 6’da ADF testi için yokluk hipotezi “serilerin birinci farkı birim kök içerir” şeklinde kurulmaktadır. Buna göre, hesaplanan test istatistiğinin bütün kritik değerlerden küçük olduğu tespit edilmiştir. Böylece, farkı alınan serilerin %1 düzeyinde durağanlaştıkları gözlemlenmiştir. ADF testi sonuçlarına göre, GSYİH, CO₂, DYY ve ENERJİ değişkenlerin eş bütünleşik(entegrasyon) derecelerinin bir olduğu söylenebilmektedir.

PP (Phillips Perron) Birim Kök Testi

Phillips ve Perron (1988: 336-338), ekonometrik test yöntemlerine ve özellikle birim köklerin varlığını değerlendirmeye odaklanan bir çalışmayı temsil etmektedir. Phillips ve Perron'un durağanlığın belirlenmesi ile ilgili yapmış oldukları çalışma, literatüre önemli destekler sunmaktadır. PP’ye ait hipotez testleri ADF ile benzer şekilde olup aşağıdaki denklemdeki gibi ifade edilmektedir:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \beta_1 \left(t - \frac{T}{2} \right) + \varepsilon_t \quad (5)$$

Denklem 5’te verilen modelde, T gözlem sayısını ifade etmektedir. Hipotezleri ADF ile aynı ve aşağıdaki şekildedir:

$H_0: \delta = 0$ (Hipotezi için seri durağan değildir.)

$H_1: \delta < 0$ (Alternatif hipotez için seri durağandır.)

Hesaplanan test istatistiği, kritik değerden büyükse serinin durağan olmadığı ve birim kök içerdiği sonucuna varılmaktadır. Fark işlemi uygulandıktan sonra seri durağan hale gelirse yani; $I(0)$ düzey değerinde durağan olmayan bir seri $I(1)$ düzeyde durağanlaşırsa buna; ikinci dereceden entegre seri denilmektedir. PP testi ile ADF testi sonuçları benzer oldukları için MacKinnon(1996) kritik değerleri esas alınmaktadır. Çalışmada yer alan değişkenlere ilişkin PP birim kök test sonuçları Tablo 5’ te rapor edilmektedir.

Tablo 7. PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	PP			
	Seviye $I(0)$		Fark $I(1)$	
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
LNCO ₂	-2.448737 (0.1353)	-2.223162 (0.4647)	-6.964067 (0.0000)*	-8.857943 (0.0000)*
LNFDI	-2.269199 (0.1864)	-2.746451 (0.2245)	-7.803965 (0.0000)*	-8.047597 (0.0000)
LNGDP	-0.906050 (0.7763)	-1.835125 (0.6692)	-6.337811 (0.0000)*	-6.316649 (0.0000)*
LNENERGY	-2.094315 (0.2479)	-2.140216 (0.5089)	-7.371861 (0.0000)*	-8.141612 (0.0000)*
% 1	-3.600987	-4.198503	-3.605593	-4.205004
% 5	-2.935001	-3.523623	-2.936942	-3.526609
% 10	-2.605836	-3.192902	-2.606857	-3.194611

* %1 düzeyinde anlamlılığı temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. PP birim kök testi için band genişliği için Bartlett kernel kullanılarak Newey-West stratejisine göre otomatik olarak 3 belirlenmiştir.

Tablo 7’de PP test sonuçları, ADF test sonuçlarını desteklemektedir. Bu teste göre, hem sabitli hem de sabitli ve trendli model için yokluk hipotezi “seriler durağan değildir” şeklinde kurulmaktadır. Analizde kullanılan değişkenlere ait test istatistiklerin, tüm kritik değerlerden büyük olduğu için yokluk hipotezi (H_0) reddedilememektedir. Dolayısıyla değişkenler birim kök içermektedir. Değişkenlerin birinci dereceden farkları alındıktan sonra durağan hale geldikleri tespit edilmiştir. Bu model için yokluk hipotezi reddedilmektedir. Sonuç olarak, ADF ve PP testlerinde elde edilen sonuçlara göre değişkenlerin tamamının durağanlık derecelerinin $I(1)$ olduğu görülmektedir. Birinci dereceden entegre seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin varlığının araştırılması için Johansen eşbütünlüşme analizi yapılmıştır.

Johansen Eşbütünlüşme Testi

Engle ve Granger (1987) eşbütünleşme testi, iki değişken arasındaki ilişkiyi analiz etmek için kullanılmaktadır. Ancak, bir değişkenin diğerine bağımlı olması halinde, testin doğruluğu etkilenmektedir. Özellikle, bir değişken eşbütünleşik olduğunda, diğerinin de eşbütünleşik olması gerekliliği testin temel bir belirleyicisidir. Farklı normalleştirme tekniklerin kullanılması, test sonuçlarını etkileyebilmekte, iki veya daha fazla serilerde problem oluşturabilmektedir (Enders, 2010). Nitekim Engle ve Granger (1987) yönteminin eksikliklerinin ortadan kaldırılması için pek çok metod geliştirilmiştir. Johansen (1988), Johansen (1992), Johansen ve Juselius (1990), geliştirdiği bu metodlarla eşbütünleşme analizine yeni bir soluk kazandırmıştır. Bu yöntem, birden fazla eşbütünleşme vektörü olması halinde dahi test yapmayı mümkün kılabilir.

Johansen eşbütünleşme testinde, bütün seriler birbirine bağımlı olarak ele alınmakta ve bunlar kendi gecikmeli değerleriyle diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerinin bir fonksiyonu olarak incelenmektedir. Bu nedenle, Johansen metodu Vector Otoregresyon (VAR) modelin tahminine bağlı olmaktadır ve bu durum zaman serileri arasındaki ortak hareketlerinin tahminlerini sağlama noktasında avantajlı olabilmektedir. Dahası bu test, eşbütünleşme vektörleri ve hata düzeltme katsayılarının sınırlandırılmasına olanak tanımaktadır (Johansen, 1988: 231-254).

Maksimum olabilirlik tahmincisi ele alan Johansen yöntemi n sayıda seri içeren, p gecikmeli çok değişkenli kısıtlanmamış bir VAR modelini ifade etmektedir. Johansen yaklaşımını kullanabilmek için tek denklemlili hata düzeltme metodundan çok değişkenli hata düzeltme yöntemine geçiş yapmak gerekmektedir. Bu noktada üç değişken ele alınarak model kurulabilir. Farkları alınmış bu değişkenler: $Z_t = (Y_t, X_t, W_t)'$ formunda şu şekilde yazılabilir (Sevüktekin & Nargeleçkenler, 2010, s.505):

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

veya

$$\Delta Z_t = \sum_{i=2}^p \Gamma_{i-1} \Delta Z_{t-i+1} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Yukarıda, Z_t durağan olmayan değişkenler vektörünü ve ε_t hata terimlerini temsil etmektedir. Denklemden $i=1,2,3,\dots,p-1$ ifade etmektedir. $\Gamma_i = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_p)$ ve $\Pi = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_p)$ Denklemden bulunan Π katsayısı ($n \times n$) boyutlu matris, Z_t 'deki uzun dönem ilişkilerini göstermektedir. Γ ise; Z_t 'deki kısa dönem ilişkilerini göstermektedir.

Kurulan model Γ ve Π 'nin tahminleri aracılığıyla Z_t 'deki hem kısa hem de uzun dönemde oluşabilecek değişikliklerle ilgili bilgi vermektedir. $\Pi = \alpha\beta'$ olup, α uzun dönem parametresinin uyum hızını göstermektedir. β' uzun dönem katsayısının bir matrisidir. Dolayısıyla, model değişkenlerin kısa ve uzun dönemde nasıl uyum sağladıklarını göstermektedir. Bu uyumu analiz etmek için Γ ve Π olarak adlandırılan tahminler kullanılmaktadır. Eşbütünleşme testi, Π matrisinin sıralamasını inceleyerek gerçekleştirilir (Harris & Sollis, 2003: 110).

Johansen ve Juselius (1990) çalışmasında, Π matrisinin eşbütünleşme ilişkisinin varlığını test etmek için, maksimum özdeğer (maximum eigen value) ve iz (trace) istatistikleri adı verilen iki ayrı test istatistiği geliştirdiler. Hem maksimum özdeğer test istatistiği hem de iz test istatistiği için kritik değerler Osterwald-Lenum, (1992) veya Johansen ve Juselius (1990) tablo değerleriyle karşılaştırılır. Bu istatistiklerin kritik değerlerden büyük olması durumunda H_1 ($H_1: r \geq n$) hipotezi kabul edilir, H_0 hipotezi ($H_0: r = 0$ Boş hipotez) reddedilir. Dolayısıyla, modelde yer alan seriler arasında koentegrasyon ilişkisinin var olduğu bu şekilde tespit edilmektedir.

Johansen eşbütünleşme testi gecikme uzunluğunun seçimine duyarlı olduğundan dolayı bu testin ilk aşamasında, uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. VAR modelinde uygun

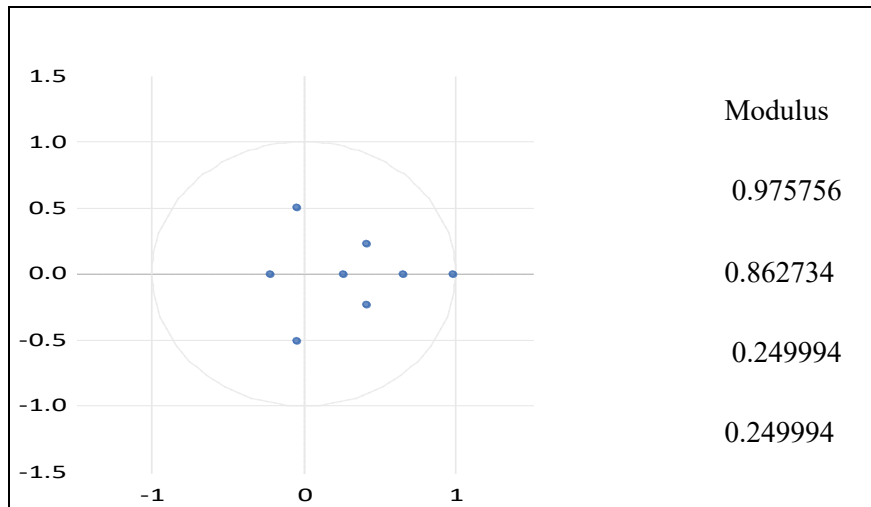
gecikme uzunluğunun belirlenmesi, modelin doğruluğu ve güvenilirliği açısından büyük önem taşımaktadır. VAR model için uygun gecikme uzunluğu Tablo 8’de özetlenmiştir:

Tablo 8. VAR Modeli için Uygun Gecikme Uzunluğu Seçimi

Lag	LOGL	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	35.39503	NA	2.35e-06	-1.610002	-1.439380	-1.548784
1	166.1470	227.9778*	6.57e09*	-7.494718*	-6.641610*	-7.188630*
2	176.4660	15.87539	9.05e-09	-7.203385	-5.667790	-6.652427
3	184.7641	11.06417	1.44e-08	-6.808417	-4.590335	-6.012588

LOGL: Logaritmik olabilirlik, **LR:** Olasılık oranı testi, **FPE:** Son tahmin hatası, **AIC:** Akaïke bilgi kriteri, **SIC:** Schwarz bilgi kriteri, **HQ:** Hannan - Quinn bilgi kriteri. *,bilgi kriterlerine göre en uygun gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Tablo 8’de görüldüğü üzere VAR modelinde kullanılacak uygun gecikme uzunluğunun, tüm bilgi kriterine göre belirlenmiş en uygun gecikmenin bir olduğuna karar verilmiştir. Modele belirlenen gecikme uzunluğu eklendikten sonra istikrar koşulunun sağlanıp sağlanmadığı testi yapılmalıdır:



Şekil 1. AR Karakteristik Polinomun Ters Kökler

Birim çemberin dışında kök yok, VAR stabilite koşulu sağlanmaktadır.

Şekil 1’de karakteristik köklerin birim çemberin içinde yer aldığı ve modülüs değerlerinin 1’den küçük olduğu görülmektedir. Böylece, eşbütünleşme testi için analiz edilen değişkenlerin istikrar koşulunu karşıladığı tespit edilmiştir. Analiz bu aşamaya kadar, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Ancak, modelin doğru veya güvenilir olduğunu söylemeden önce bazı tanı testleri yapmak gerekmektedir.

Bu testler arasında en önemlileri normallik testi otokorelasyon ve değişen varyans testleridir. Bir modelin güvenilir olması için bu tanı testlerde sorunların olmaması gerekmektedir (Mert & Çağlar, 2019: 267). Tanı testleri olan LM(lagrange çarpanı) testi, Değişen varyans testi ve normallik testi ile ilgili sonuçlar aşağıda gösterilmektedir:

Table 9. Tanısal Testler

Otokorelasyon LM (Langrange Multiplier) Testi Sonuçları			
Gecikme Uzunluğu	LM İstatistik Değeri		Olasılık Değeri
1	12.69305		0.6968
2	13.91588		0.6071
White Değişen Varyans Testi	Chi-Square Test İstatistiği		Olasılık Değeri
	64.72937		0.8926
Jargue-Bera Normallik Testi Sonuçları	Jargue-Bera	Df	Olasılık Değeri
	9.426931	6	0.1510

Tablo 9’da yer alan tanısal test sonuçları model varsayımlarının güvenilirliğini test etmek amacıyla yapılmaktadır. Buna göre; VAR analizinde gecikme uzunlukları için yapılmış olan otokorelasyon testinde, tüm gecikmeler için $P > 0.05$ olduğu için H_0 : otokorelasyon yoktur hipotezi reddedilememektedir. Modelde otokorelasyon problemi görülmemektedir. Değişen Varyans test sonuçlarına göre; Ki-kare test istatistiği 64.72937 ve P değeri 0.8926 olarak elde edilmiştir. $P = 0.8926 > 0.05$ olduğundan “değişen varyans yoktur” şeklindeki yokluk hipotezi reddedilememektedir. Modelde değişen varyans sorununun olmadığı görülmektedir. Diğer taraftan, normallik testi sonuçlarına göre ise; Jargue-Bera test istatistiği 9.426993 ve $P = 0.1510$ sonucu elde edilmiştir. Buna göre, olasılık değeri 0.05’den büyük olduğu için yokluk hipotezi olan “kalıntılar normal dağılıma uymaktadır” hipotezi reddedilmemektedir. Dolayısıyla, modelde kalıntılar normal dağılıma uymaktadır.

Kurulan modelde, tanısal bir problemin olmadığı görüldükten sonra kointegrasyon analizi aşamasına geçilmiştir. Buna göre, Johansen eşbütünleşme test sonuçları Tablo 10’da verilmektedir:

Table 10. Johansen Eş Bütünleşme Testi Trace ve Maksimum İstatistiği Sonuçları

Eş-bütünleşme vektör sayısı	Trace Statistic	5% Critical value	Probability
Eşbütünleşme yoktur	57.66315	47.85613	0.0046*
En çok 1 eşbütünleşme vardır	27.84557	29.79707	0.0826
En çok eşbütünleşme vardır	7.581684	15.49471	0.5112
En çok 3 eşbütünleşme vardır	2.357201	3.841465	0.1247
	Max. Eigenvalue	5% Critical value	Probability
Eşbütünleşme yoktur	29.81759	27.58434	0.0254*
En çok 1 eşbütünleşme vardır	20.26388	21.13162	0.0658
En çok 2 eşbütünleşme vardır	5.224482	14.26460	0.7133
En çok 3 eşbütünleşme vardır	2.357201	3.841465	0.1247

*** %1, ** % 5 anlamlılık düzeyinde yokluk hipotezin reddedildiğini göstermektedir

Johansen eşbütünleşme testine ait sonuçlar incelendiğinde, hem iz istatistiği hem de maksimum özdeğer istatistiği değerlerine göre yokluk hipotezi olan H_0 hipotezinin reddedildiği tespit edilmiştir. Başka bir ifadeyle; $H_0: r = 0$ boş hipotezi $H_1: r \geq n$ alternatif hipoteze karşı test edilerek boş hipotez reddedilmiştir. Modelde hem iz istatistiklerine hem de maximum özdeğer istatistiklerine göre bir adet eşbütünleşme vektörünün var olduğu anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin var olduğu tespit edilmiştir. Johansen eşbütünleşme testi sonucunda vektör hata düzeltme modeli ile uzun dönem ve kısa dönem model tahmini yapmak gerekmektedir.

Vektör Hata Duzeltme Modeli (VECM)

Engle ve Granger'a göre, seriler arasında uzun dönemli bir bağlantı mevcut ise, tek taraflı bir nedensellik oluşmaktadır. Bu bağlamda, VECM kullanılabilir. Seriler birinci derecede durağan $I(1)$ ve eş-bütünleşikse, VAR metodundaki VECM'de kullanılmazsa, nedensellik testlerinde hata yapma riski oluşmaktadır. Bu sebeple, nedenselliğin yönelimini saptamak için VECM modelinde her serinin bağımsız değişken olarak kullanılması ve modele hata düzeltme terimlerinin (ECT) dahil edilmesi önem arz etmektedir (Akel, 2015).

VECM metodu aşağıdaki denklemde gösterilmektedir (Hyder , 2002: 9):

$$\Delta Z_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} - \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

ΔZ_t modelde bulunan değişkenlerin büyüme hızının vektörüdür. Γ 'ler tahmini parametrelerdir. ΠZ_{t-1} vektör hata düzeltme terimini temsil etmektedir. μ ; sabit terim ve ε ; hata terimini göstermektedir. Özetle; kısa dönem analizi; uzun vadede eşbütünleşik olan değişkenler arasındaki ilişkilerin araştırılmasını, değişkenlerin birlikte hareket edip etmediğini ve bu hareketlerin ne şekilde gerçekleştiğini belirlemeyi amaçlamaktadır. Eşbütünleşmenin varlığı tespit edildikten sonra kısa dönem ilişkilerin tahmini için bu serilere ait VECM tahmin edilmesi önem arz etmektedir. VECM'e ait sonuçları aşağıda gösterilmektedir:

Tablo 11. VECM Uzun ve Kısa Dönem Tahmin Sonuçları

VECM Uzun Dönem Tahmin Sonuçları		
Değişkenler	Katsayı	T-İstatistik
LNFDI	0.020012*	2.36736
LNGDP	- 0.021600	0.96728
LNENERGY	0.866901*	-29.4453
SABİT	+4.542380	
VECM Kısa Dönem Tahmin Sonuçları		
Değişkenler	Katsayı	T-İstatistik
D(LNCO ₂ (-1))	0.514301	2.25621
D(LNFDI(-1))	0.000732	0.05527
D(LNGDP(-1))	-0.050135	0.99683
D(LNENERGY(-1))	-0.496266*	-2.14211
ECM _{t-1}	-1.127339*	-3.81564

(*) değişkene ait katsayının istatistiki olarak %1 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 11’de görüldüğü üzere, hata düzeltme modeli ile seriler arasında uzun dönem denge ilişkisi araştırılmaktadır. Bu sonuçlara göre uzun dönem tahmini ile ilgili denklem aşağıdaki gibi yazılmaktadır:

$$LN CO_{2t} = 4.542 + 0.020 LN FDI_t - 0.021 LN GDP_t + 0.866 LN ENERGY_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

(-2.362) (0.967) (-29.445)

Eşitlik 9’da parantez içinde yer alan değerler t istatistiğini göstermektedir. Buna göre; Denklem (9) tahmin sonuçlarına göre; ENERJİ ve DYY değişkeninin katsayıları pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunurken, GSYİH değişkeninin katsayısı anlamlı bulunmamıştır. Buna göre; DYY’lerde meydana gelen %1’lik artış karbondioksit salınımını %0.020 oranında artırırken, enerji tüketimindeki %1’lik artış karbondioksit salınımını %0.86 oranında artırmaktadır. Bu bağlamda, Türkiye’de pek çok ekonomik faaliyetlerde yenilenebilir enerji kullanımından ziyade fosil yakıt kullanımının daha yüksek olduğu görülmektedir. Model, Türkiye için KSH’nin geçerli olduğu yönündeki bulguları desteklemektedir. Diğer taraftan, DYY değişkeninin katsayısı sıfırdan büyük olduğu için KHH’nin Türkiye’de geçerli olmadığı sonucu elde edilmiştir.

Uzun dönem tahmin sonuçlarında istatistiksel olarak herhangi bir problemin bulunmaması halinde değişkenler arasında kısa dönemli ilişkinin belirlenmesi amacıyla Johansen yaklaşımına dayalı kısa dönem hata düzeltme modeli oluşturulur. Tablo 11’de yer alan kısa dönem tahmin sonuçları ile ilgili çalışmaya uyarlanmış denklem aşağıdaki gibi yazılmaktadır:

$$LN CO_{2t} = 0.51 \Delta LN CO_{t-1} + 0.007 \Delta LN FDI_{t-1} - 0.05 \Delta LN GDP_{t-1} - 0.49 \Delta LN ENERGY_{t-1} - 1.12 ECM_{t-1} \quad (10)$$

(2.256) (0.052) (0.996) (-2.142) (-3.815)

Eşitlik 10’de yer alan ECM_{t-1} katsayısı, hata düzeltme terimini göstermektedir. Hata düzeltme terimi, uzun dönem analizinden elde edilen hata teriminin bir dönem gecikmeli halini göstermektedir. Kısa dönemde, doğrudan yabancı yatırımlar ve GSYİH değişkeninin CO_2 üzerindeki etkisi anlamlı bulunmamaktadır. Enerji tüketiminin kısa dönemli CO_2 salınımı üzerindeki etkisi anlamlı olmaktadır.

Tablo 11’de yer alan hata düzeltme katsayısı (-1.127339) negatif, t istatistik değeri (-3.81564) t tablo değeri olan 1.96’dan büyük olduğu için katsayıların anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. Hata düzeltme katsayısına ait bu sonuçların başka çalışmalar tarafından da desteklendiği görülmüştür (Solarin vd., 2017). Kısa dönem ile uzun dönem arasında oluşan sapmalar her dönemde %1,12 oranında ortadan kalkmaktadır. $|\frac{1}{ECM}| = 1/-1.127339$ formülü sonucunda uzun dönem dengesini yakınsama sürecinin yaklaşık 1 ay’a denk geldiği belirlenmiştir. Dolayısıyla, kısa dönemde oluşacak şoklar yaklaşık 1 ay sonra düzelterek uzun dönem dengesini yakınsayacağı sonucuna ulaşılmıştır.

Granger Nedensellik Analizi

Engle ve Granger (1987), Hendry (1986) ve Granger (1986) gibi çalışmalar eş bütünleşme metodolojisine, Granger nedenselliğinin analizi için yeni bir yaklaşım sunmuştur. Buna göre; iki değişken arasında ilişki ortaya çıkması halinde, Granger nedenselliğinin en az bir yönde mevcut olması beklenmektedir.

VECM Granger Nedensellik analizi, Granger nedensellik testinin yerini alarak seriler arasındaki kısa ve uzun dönem dinamiklerini belirlemeyi sağlamaktadır. Bu yöntem, standart Granger nedensellik testinin eksik kaldığı hata düzeltme modelini içerir ve serilerin hem kısa hem de uzun dönem ilişkilerini ortaya çıkarmaktadır. Klasik Granger nedensellik modeline hata terimlerinin eklenmesiyle

Genelleştirilmiş Granger nedensellik modeli elde edilmektedir. Engle ve Granger'ın (1987) çalışmasında, hata terimlerinin de içinde yer aldığı genel nedensellik modeli şu şekilde gösterilmektedir:

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_j \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_j \Delta Y_{t-i} f_i \text{ECM}_{t-1} + \mu_t \quad (11)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m c_j \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m d_j \Delta X_{t-i} s_i \text{ECM}_{t-1} + \mu_t \quad (12)$$

ECM_{t-1} katsayısı hata düzeltme terimini göstermektedir. Kısa vadeli şokların uzun vadede nasıl düzeleceğini belirtir (Pesaran, vd., 2001). Δ fark operatörü, f_i ve s_i katsayıları ise modeldeki uzun dönem nedensellik ilişkisini göstermektedir. Genişletilmiş Granger nedensellik analizinde hata terimleri serisinin katsayısı nedenselliğin yönelimi ile ilgili bilgi vermektedir. Bu durumda, denklem (11)'deki f_i katsayısının sıfırdan farklı olması durumunda “X değişkeni Y değişkeninin uzun dönemde Granger nedenidir” yorumu yapılmaktadır. Denklem (12)'da s_i katsayısının sıfırdan farklı olması durumunda ise, “Y değişkeni uzun dönemde X değişkeninin nedenidir” sonucuna varılmaktadır.

Granger nedensellik analizleri, seriler arasındaki nedensellik ilişkisini ve bu ilişkinin yönünü istatistiksel olarak belirlemek için kullanılmaktadır. Nedensellik analizi sonucunda eğer "f" istatistiği %5 referans değerinden büyükse, H_0 hipotezi kabul edilir. Bu durumda “seriler arasında kısa dönemde nedensellik ilişkisi yoktur” sonucuna varılır. Eğer "f" istatistiği %5 referans değerinden küçükse, alternatif hipotez reddedilmez. Dolayısıyla, seriler arasında nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılır.

Kısa dönem Granger (1969) nedensellik analizi için VEC Blok Nedensellik Testinden (Granger Causality/Block Exogeneity Wald Test) yararlanılmıştır. Uygun gecikme uzunluğunun 1 olarak belirlendiği Hata Düzeltme Modeline dayalı Granger Nedensellik testlerinden elde edilen bulgular aşağıda verilmiştir:

Tablo 12. Kısa Dönem Nedensellik Sonuçları

H_0	Ki-Kare (X^2) değeri	Olasılık	Nedensellik Sonucu
FDI $\Rightarrow$ CO ₂	0.003055	0.9559	YOK
ENERJİ $\Rightarrow$ CO ₂	4.588619	0.0322*	VAR
GSYH $\Rightarrow$ CO ₂	0.993671	0.3188	YOK
CO ₂ $\Rightarrow$ FDI	0.872956	0.3501	YOK
ENERJİ $\Rightarrow$ FDI	0.057132	0.8111	YOK
GSYİH $\Rightarrow$ FDI	0.409002	0.5225	YOK
CO ₂ $\Rightarrow$ ENERGY	1.552631	0.2127	YOK
DYY $\Rightarrow$ ENERGY	1.279613	0.2580	YOK
GDP $\Rightarrow$ ENERGY	1.406596	0.2356	YOK
CO ₂ $\Rightarrow$ GDP	1.507754	0.2195	YOK
FDI $\Rightarrow$ GDP	0.040822	0.8399	YOK
ENERJİ $\Rightarrow$ GDP	1.828864	0.1763	YOK

(*) işareti 0.05 yanılma düzeyini göstermektedir

Tablo 12'de yer alan nedensellik sonuçlarına göre, kısa dönemde enerji kaynaklarında meydana gelen tüketim artışı CO₂ salınımına yol açmaktadır. Enerji tüketimi dışında diğer değişkenlerden CO₂ emisyonlarına

doğru nedenselliğin bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Diğer taraftan, DYY ve GSYİH'nın CO₂ emisyonları üzerinde belirgin bir etkisinin olmadığı, bu değişkenlerin kısa vadeli çevre kirliliğini etkilemediği bulgusuna rastlanmıştır. Değişkenler arasında kısa dönemli nedensellik ilişkileri tespit edildikten sonra Hata Düzeltme Modeline dayalı uzun dönem Granger Nedensellik analizi sonuçlarına bakmak gerekmektedir. Uzun dönem nedensellik sonuçları Tablo 13'de gösterilmektedir:

Tablo 13. Uzun Dönem Nedensellik Sonuçları

Model	ECM _{t-1}	t-istatistik	Nedensellik sonucu
$f(\ln CO_2 \setminus \ln FDI, \ln GDP, \ln ENERGY)$			GSYH
	-1.127339	[-3.81564]*	DYY → CO ₂
$f(\ln FDI \setminus \ln CO_2, \ln GDP, \ln ENERGY)$			ENERJİ
$f(\ln GDP \setminus \ln CO_2, \ln FDI, \ln ENERGY)$	0.038420	[0.51837]	Nedensellik yok
$f(\ln ENERGY \setminus \ln FDI, \ln GDP, \ln CO_2)$	-0.039187	[-1.56418]	Nedensellik yok
$f(\ln CO_2 \setminus \ln FDI, \ln GDP, \ln ENERGY)$	0.047916	[0.15968]	Nedensellik yok

(*) İşareti 0.5 yanılma düzeyini göstermektedir.

Tablo 13'de bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki nedensellik sonuçları şu şekilde yorumlanmaktadır:

CO₂'nin bağımlı değişken olarak tahmin edilen $f(\ln CO_2 \setminus \ln DYY, \ln GSYİH, \ln ENERJİ)$ denklemde, hata düzeltme katsayısı negatif ve t istatistiği mutlak değerce t tablo değeri olan 1.96'dan büyük olduğu için istatistiksel olarak anlamlıdır. Uzun dönemde büyüme, doğrudan yabancı yatırımlar ve enerji tüketimi CO₂ emisyonlarını tek yönlü etkilemektedir.

Doğrudan yabancı yatırımların bağımlı değişken olarak tahmin edildiği $f(\ln DYY \setminus \ln CO_2, \ln GSYİH, \ln ENERJİ)$ modelde, hata düzeltme katsayısı pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı değildir. Dolayısıyla, "İngsyih lnco₂ ve lnenergy lnfdi'nin uzun dönem nedeni değildir" sonucuna ulaşılmaktadır.

GSYİH'nin bağımlı değişken olduğu $f(\ln GSYİH \setminus \ln CO_2, \ln DYY, \ln ENERJİ)$ modelde, hata teriminin katsayısı negatif ancak istatistiksel olarak anlamlı olmamaktadır. Böylelikle, "lnco₂ lnfdi ve lnenergy lngsyih'nin uzun dönem nedeni değildir" şeklinde yorum yapılmaktadır.

Son olarak, enerji tüketiminin bağımlı değişken olarak seçildiği $f(\ln ENERJİ \setminus \ln DYY, \ln GSYİH, \ln CO_2)$ modelde, hata terimi pozitif ve t istatistiği anlamlı olmadığı için "lnco₂ lnfdi ve lngsyih lnenergy'nin uzun dönem nedeni değildir" sonucuna ulaşılmıştır.

Kısa dönem ve uzun dönem nedensellik analizi sonucu bir bütün olarak değerlendirildiğinde; doğrudan yabancı yatırımlar ve GSYİH kısa dönemde karbon salınımını etkilememektedir. Bu değişkenler karbon salınımını uzun vadeli etkileyen temel faktörler olmaktadır. Tablo 12 ve 13'de görüldüğü üzere, enerji tüketimi hem kısa hem de uzun vadeli CO₂ emisyonlarını artırmaktadır. Dolayısıyla, özellikle fosil yakıtların kullanımı hem kısa hem de uzun vadede Türkiye'de karbon salınımını artırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tartışma

Küreselleşme ve entegrasyon süreçleri, dünya genelinde sermaye hareketlerinin hacmini ve hızını önemli ölçüde artırmıştır. Üretimde sınırlı bir faktör olan sermaye, risk ve getiri dengesine göre yatırım yapılacak alanları seçmekte ve en yüksek kazancı elde edebileceği bölgelere yönelmektedir. Gelişmekte olan ülkeler ise yurtiçi tasarruf yetersizliği, döviz kaynaklarının sınırlılığı ve teknolojik eksiklikler gibi sorunlarla karşı karşıya oldukları için ekonomik kalkınmalarını sürdürebilmek ve ihtiyaç duydukları finansmana erişebilmek amacıyla yabancı sermaye çekmeye çalışmaktadır. Bu durum, sermayenin daha fazla olduğu ve getirisi düşük bölgelerden, sermayenin az bulunduğu ve getirisi yüksek olan bölgelere akışını sağlamaktadır (Yılmaz, Kaya, & Akıncı, 2011). Mükemmel Piyasalar Varsayımı olarak bilinen bu yaklaşım, DYY' nin, düşük getiriye sahip ülkelere yüksek getirili ülkelere sermaye akışının olduğunu savunmaktadır (Lizondo, 1993). Dolayısıyla, bu durumun, çevresel standartlara daha esnek yanıt veren hükümetlerin, kirlilik sığınaklarına doğru diğer bir ifade ile "çevresel sermaye göçü"ne sebep olabileceği nihayetinde, "aşağı yönlü bir yarış" tetikleyebileceği iddia edilmektedir (Rauscher, 2005). Bu durumun gelişmiş piyasalar ile gelişmekte olan piyasalar arasındaki kirlilik seviyelerinin farkının da hızla açılmasına neden olabilmektedir (Köksal & Çetin, 2021).

Sonuç ve Öneriler

Bu çalışmada, DYY'lerin çevre kirliliği üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Kurulan modelde CO₂ emisyonu bağımlı değişken, DYY, GSYİH ve enerji tüketimi ise bağımsız değişkenler olarak kullanılmıştır. 1980-2021 dönemi yıllık verileriyle yapılan analizde, durağanlık testleri sonucunda tüm değişkenlerin farkta durağanlaştığı tespit edilmiş, Johansen Eşbütünleşme testi ile değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu belirlenmiştir. VECM modeli ile kısa ve uzun dönem katsayı tahminleri yapılmış, son olarak VECM Granger Nedensellik analizi yapılarak değişkenler arasındaki ilişkiye odaklanılmıştır. Granger Nedensellik analizi sonucunda uzun vadede GSYİH, DYY ve enerji tüketiminin CO₂ emisyonlarını tek yönlü etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Sonuç olarak, ekonomik büyüme ile birlikte sanayi faaliyetlerinin artması daha fazla enerji tüketimine ve karbon salınımına yol açabilmektedir. DYY'nin kısa vadede çevresel etkileri sınırlıyken, uzun vadede sanayi faaliyetleri aracılığıyla karbon salınımını artırdığı görülmüştür.

Yapılan ekonometrik analiz sonucunda, KSH'nin Türkiye için geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Çalışma sonuçları, Arslan vd. (2021), Çoban ve Özkan (2022), Mike (2020), Köksal ve Çetin (2021), Kurt vd. (2019), Yurtkuran (2021) gibi CO₂ salınımlarına DYY'lerin neden olduğu yönündeki sonuçları destekleyici nitelikte bulunmuştur. DYY'lerin çevresel etkileri literatürde farklı tartışmalara yol açsa da genel olarak pek çok araştırma bulguları, yabancı yatırımların çevre kalitesini bozduğu yönündedir (Omri, vd., 2014; Zheng & Sheng, 2017; Zheng, vd., 2022; Jorgenson, vd., 2007; Frutos-Bencze, vd., 2017; Kisswani & Zaitouni, 2023). Ancak DYY girişlerinin çevre kirliliğini azaltabileceğini öne süren KHH'nin desteklendiği çalışmalar da mevcuttur (Zhu, vd., 2016; Zameer, vd., 2020; Asghari, 2013; Yılmaz, 2011; Letchumanan ve Kodama, 2000; Şahinöz ve Fotourehchi, 2014; Jiang vd. 2018; Akçay & Karasoy, 2018; Repkine & Min, 2020). Diğer taraftan, bazı çalışma sonuçları da (Hamza & Tatar, 2023; Gökalp ve Yıldırım, 2004; Demir, 2022; Yılmaz ve Karabiber, 2020) CO₂ ile DYY'ler arasında anlamlı bir ilişkinin olmadığı yönünde sonuçlanmıştır.

Ekonomik büyümeyi hedefleyen yatırımların çevre kirliliğini artırması, ekolojik kaynakların korunmasının, çevre politikalarının ve sürdürülebilir ekonomik büyümenin önemini ortaya çıkarmaktadır. Bu doğrultuda sürdürülebilir kalkınmanın ekonomik büyümeye entegre edilmesi, çevresel etkilerin azaltılmasına katkı sağlayabilir. Çevre dostu yatırımların teşvik edilmesi ve yeşil teknoloji üretiminde sermaye sıkıntısı yaşayan işletmelere destek sağlanması faydalı olabilir. Ayrıca, çevresel düzenlemelere uymayan işletmelerin denetimlerinin artırılması ve yenilenebilir enerji

yatırımlarına öncelik verilmesi önem arz etmektedir. Diğer taraftan, çevrenin sınırsız bir kaynak olmadığı bilincinin artırılması çevre ve ekonomik büyüme dengesinin kurulmasına katkı sağlayabilir.

Gelecekteki çalışmalarda, KSH, DYY, ekonomik büyüme ve enerji tüketimi arasındaki ilişkilerin daha detaylı bir şekilde incelenmesi faydalı olabilir. Bu kavramlar, çevre kirliliği üzerindeki etkilerin anlaşılmasında önemli bir rol oynayabilmektedir. Özellikle, DYY'nin gelişmekte olan ülkelerde çevreye olumsuz etkiler yaratıp yaratmadığı, sürdürülebilir ekonomik büyüme stratejilerinin şekillendirilmesi açısından kritik öneme sahiptir. Ayrıca ileriye dönük araştırmalarda, ekonomik büyüme ve DYY'lerin çevre üzerindeki etkileri daha kapsamlı bir şekilde ele alınarak, KSH farklı ülkeler üzerinden de test edilebilir. Bu tür çalışmalar, çevresel sürdürülebilirliği teşvik eden politikaların geliştirilmesine katkı sağlayarak hem gelişmekte olan hem de gelişmiş ülkeler için etkili çözüm önerileri sunabilir.

Beyan ve Açıklamalar (

1. Araştırmacıların katkı oranı beyanı / Contribution rate statement of researchers: Birinci yazar /First author % 50. İkinci yazar / Second author % 50.

2. Yazar tarafından herhangi bir çıkar çatışması beyan edilmemiştir (No potential conflict of interest was reported by the author).

3. Etik Beyan / Ethical Statement: Bu çalışma, kurul onayı gerektirmemektedir. Çalışmada kullanılan tüm kaynaklara uygun şekilde atıfta bulunulmuş, etik yayıncılık ilkelerine tam olarak uyulmuştur. Yazar, çalışmanın hazırlanması sürecinde akademik dürüstlük ilkelerini gözetmiştir.

4. Bu çalışma sorumlu yazar tarafından tamamlanarak yayınlanan “Kirlilik Sığınağı Hipotezi: Türkiye Örneği” başlıklı yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

References

- Addis, A., & Cheng, S. (2023). The nexus between renewable energy, environmental pollution, and economic growth across BRICS and OECD countries: A comparative empirical study. *Energy Reports*, 10, 3800–3813.
- Ahmad, M., Jabeen, G., & Wu, Y. (2021). Heterogeneity of pollution haven/halo hypothesis and Environmental Kuznets Curve hypothesis across development levels of Chinese provinces. *Journal of Cleaner Production*, 285, 124898.
- Akbulut Bekar, S. (2018). The relationship between CO₂ emission and economic growth in Turkey: 1977–2011. *Journal of Economic and Administrative Studies*, 193–206.
- Akçay, S., & Karasoy, A. (2018). The relationship between foreign direct investment and carbon dioxide emissions: The case of Turkey. *Ankara University Journal of Political Sciences*, 73(2), 501–526.
- Akel, V. (2015). Cointegration analysis between stock markets of the Fragile Five countries. *International Journal of Management, Economics and Business*, 11(24), 75–96.
- Akkaya, F., & Atalay Çetin, M. (2024). Are the Environmental Kuznets Curve and Pollution Haven Hypotheses valid for developing countries? *Journal of Social Sciences, Çankırı Karatekin University*, 29–60.
- Aliyu, M. (2005). Foreign direct investment and the environment: Pollution haven hypothesis revisited. (pp. 1–35). *Germany: School of Economic, University of East Anglia, Norwich, UK & Department of Economics, Bayero University, Kano, Nigeria*.
- Arslan, İ., Şengül, O., & Soner, K. (2021). Evaluation of the relationship between foreign trade and environmental pollution in Turkey in the context of the pollution haven hypothesis. *The Journal of Social Sciences*, 54(54), 347–365.
- Asghari, M. (2013). Does FDI promote MENA region's environmental quality? Pollution halo or pollution haven hypothesis. *International Journal of Scientific Research in Environmental Sciences (IJSRES)*, 1(6), 92–100.
- Atılğan, D. (2024). Testing the pollution haven and pollution halo hypotheses: A comparative analysis of E7 and G7 countries. *Kahramanmaraş Sütçü İmam University Journal of Social Sciences*, 21(2), 581–593.
- Baek, J., & Choi, Y. (2017). Does foreign direct investment harm the environment in developing countries? Dynamic panel analysis of Latin American countries. *Economies*, 5(4), 39.
- Cole, M. A. (2004). Trade, the pollution haven hypothesis and the Environmental Kuznets Curve: Examining the linkages. *Ecological Economics*, 48(1), 71–81.
- Çoban, M., & Özkan, O. (2022). Energy consumption, trade openness, CO₂ emissions and the pollution haven hypothesis in Turkey: Evidence from new dynamic ARDL simulations. *Journal of Faculty of Economics and Administrative Sciences, Kırklareli University*, 11(2), 480–507.

- Demir, Y. (2022). Empirical findings on the relationship between foreign direct investment, energy consumption, per capita GDP and carbon dioxide (CO₂) emissions in Turkey. *Journal of Management Sciences*, 20(44), 279–297.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427–431.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057–1072.
- Dinda, S., & Coondoo, D. (2006). Income and emission: A panel data-based cointegration analysis. *Ecological Economics*, 57(2), 167–181.
- Enders, W. (2010). *Applied econometric time series* (3rd ed.). New York: John Wiley & Sons.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- Frutos-Bencze, D., Bukkavesa, K., & Kulvanich, N. (2017). Impact of FDI and trade on environmental quality in the CAFTA-DR region. *Journal of International Trade*, 24(19), 1393–1398.
- Glynn, J., Perera, N., & Verma, R. (2007). Unit root tests and structural breaks: A survey with applications. *Journal of Quantitative Methods for Economics and Business Administration*, 3(1), 63–79.
- Gökalp, M., & Yıldırım, A. (2004). Foreign trade and environment: The pollution haven hypothesis – Turkey application. *Journal of Management and Economics*, 11(2), 99–114.
- Granger, C. W. J. (1986). Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3), 213–228.
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1991). Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement. *National Bureau of Economic Research Working Paper* No. 3914.
- Halicioğlu, F. (2009). An econometric study of CO₂ emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. *Energy Policy*, 37(3), 1156–1164.
- Hamza, Ç., & Tatar, H. (2023). Is there cointegration between foreign direct investment and renewable energy consumption in Turkey? *International Journal of Economic and Administrative Research*, (39), 138.
- Han, M., & Öztürk, İ. (2020). Examining foreign direct investment and environmental pollution linkage in Asia. *Environmental Science and Pollution Research*, 27, 7244–7255.
- Hanif, I., Raza, S., & Gago-de-Santos, P. (2019). Fossil fuels, foreign direct investment, and economic growth have triggered CO₂ emissions in emerging Asian economies: Some empirical evidence. *Energy*, 176, 493–501.
- Harris, R., & Sollis, R. (2003). *Applied time series modelling and forecasting*. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.

He, J. (2006). Pollution haven hypothesis and environmental impacts of foreign direct investment: The case of industrial emission of sulfur dioxide (SO₂) in Chinese provinces. *Ecological Economics*, 60(1), 228–245.

Hendry, D. F. (1986). Econometric modelling with cointegrated variables: An overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3), 201–212.

Hewood, A. (2016). *Global Politics*. Adres Publishing.

Hyder, K. (2002). Crowding out hypothesis in a vector error correction framework: A case study of Pakistan. In *17th Annual Conference of the Pakistan Society of Development Economists (pp. 1–21)*. Islamabad.

Jiang, L., Zhou, H.-F., Bai, L., & Zhou, P. (2018). Does foreign direct investment drive environmental degradation in China? An empirical study based on air quality index from a spatial perspective. *Journal of Cleaner Production*, 176, 864–872.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254.

Johansen, S. (1992). Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 383–397.

Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – With applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169–210.

Jorgenson, A. K., Dick, C., & Mahutga, M. C. (2007). Foreign investment dependence and the environment: An ecostructural approach. *Social Problems*, 54(3), 371–394.

Karaca, C. (2012). The effects of environmental policies applied by countries on international foreign direct investment: Testing the pollution haven hypothesis. *Istanbul University Journal of Political Sciences*, 181–200.

Kırıkçı, M. B. (2025). Investigation of the relationship between institutional quality and ecological footprint in Turkey. *Sosyoekonomi*, 33(63).

Kırıkçı, M. (2023). Examining the effect of institutional structure and foreign direct investment on carbon emissions: Evidence from E7 countries. *International Journal of Economic and Administrative Studies*, 191–206.

Kisswani, K. M., & Zaitouni, M. (2023). Does FDI affect environmental degradation? Examining pollution haven and pollution halo hypotheses using ARDL modelling. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 28(4), 1406–1432.

Köksal, C., & Çetin, G. (2021). An analysis of the foreign trade of pollution-generating sectors in Turkey. *Journal of Economic Policy Researches*, 8(2), 257–275.

Kömürcüoğlu, Ö., & Değer, M. (2022, July). Relationship between foreign direct investment and environmental pollution: Panel data analyses on selected country groups. *Pamukkale University Journal of Social Sciences Institute*, 371–381.

Kurt, Ü., Kılıç, C., & Özekicioğlu, H. (2019). The effect of foreign direct investment on CO₂ emissions: ARDL bounds testing approach for Turkey. *Selçuk University Journal of Social Sciences Vocational School*, 22(1), 213–224.

Kübra, S. (2021). Testing the extended Kuznets curve hypothesis in developed and emerging economies [Master's thesis, Eskişehir Osmangazi University Graduate School of Social Sciences].

Letchumanan, R., & Kodama, F. (2000). Reconciling the conflict between the 'pollution-haven' hypothesis and an emerging trajectory of international technology transfer. *Research Policy*, 29(1), 59–79.

Libanio, G. (2005). Unit roots in macroeconomic time series: Theory, implications, and evidence. *Nova Economia*, 145–176.

Lizondo, J. S. (1993). Foreign direct investment. *Readings in international business: A decision approach*, 85–114.

MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601–618.

Mike, F. (2020). Is the pollution haven hypothesis valid for Turkey? Findings from the ARDL bounds testing approach. *Doğuş University Journal*, 21(2), 107–121.

Nejati, M., & Taleghani, F. (2022). Pollution halo or pollution haven? A CGE appraisal for Iran. *Journal of Cleaner Production*, 344, 131092.

Omri, A., Nguyen, D., & Rault, C. (2014). Causal interactions between CO₂ emissions, FDI, and economic growth: Evidence from dynamic simultaneous-equation models. *Economic Modelling*, 42, 382–389.

Osterwald-Lenum, M. (1992). A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 461–472.

Pao, H.-T., & Tsai, C.-M. (2011). Modeling and forecasting the CO₂ emissions, energy consumption, and economic growth. *Energy*, 36(5), 2450–2458.

Pehlivanoglu, F., & Solmaz, A. (2020). Pollution haven hypothesis: BRIC and MIST countries. *Bingöl University Journal of Economics and Administrative Sciences*, 471–493.

Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.

Pethig, R. (1976). Pollution, welfare, and environmental policy in the theory of comparative advantage. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2(3), 160–169.

Phillips, S., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.

Repkine, A., & Min, D. (2020). Foreign-funded enterprises and pollution halo hypothesis: A spatial econometric analysis of thirty Chinese regions. *Sustainability*, 12(12), 5048.

Sevüktekin, M., & Nargeleçekenler, M. (2010). *Econometric time series analysis*. Ankara: Nobel Publishing.

Singhania, M., & Saini, N. (2021). Demystifying pollution haven hypothesis: Role of FDI. *Journal of Business Research*, 123, 516–528.

Solarin, S., Al-Mulali, U., Musah, I., & Ozturk, I. (2017). Investigating the pollution haven hypothesis in Ghana: An empirical investigation. *Energy*, 706–719.

Şahin, G., Gökdemir, L., & Ayyıldız, F. (2019). An empirical investigation on the pollution haven and pollution halo hypotheses: The case of Turkey. *Süleyman Demirel University Journal of Social Sciences Institute*, 2(33), 104–140.

Şahinöz, A., & Fotourehchi, Z. (2014). Pollution emission and foreign direct investment: Testing the “pollution haven hypothesis” for Turkey. *Sosyoekonomi*, 2014(1).

Tamboğa, İ. (2019). *The environmental impact of foreign direct investment in developing countries: An analysis within the framework of the pollution haven hypothesis* [Master’s thesis, Karamanoğlu Mehmetbey University].

Thanh, N., Chin, K.-H., & Nguyen, V. (2022). Does the pollution halo hypothesis exist in this “better” world? Evidence from the STIRPAT model. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(58), 87082–87096.

Topal, S. (2024). Testing pollution haven and halo hypotheses in Turkey within the framework of the LCC hypothesis. *International Journal of Management Economics and Business*, 20(2), 418–436.

Usta, C. (2023). The impact of foreign direct investment on environmental pollution: The case of N-11 countries. *International Journal of Economy, Business and Politics*, 7(1), 58–73.

Wagner, U., & Timmins, C. (2009). Agglomeration effects in foreign direct investment. *Environmental and Resource Economics*, 43(2), 231–256.

Xie, Q., Wang, X., & Kong, X. (2020). How does foreign direct investment affect CO₂ emissions in emerging countries? New findings from a nonlinear panel analysis. *Journal of Cleaner Production*, 249, 119422.

Yiadom, E., Mensah, L., & Bokpin, G. (2022). Environmental risk and foreign direct investment: The role of financial sector development. *Environmental Challenges*, 9, 100611.

Yilanci, V., Cutcu, I., Cayir, B., & Saglam, M. (2023). Pollution haven or pollution halo in the fishing footprint: Evidence from Indonesia. *Marine Pollution Bulletin*, 188, 114626.

Yılmaz, Ö., Kaya, V., & Akıncı, M. (2011). The effect of foreign direct investments on economic growth in Turkey (1980–2008). *Atatürk University Journal of Economics and Administrative Sciences*, 25(3–4), 13–30.

Yilmazer, M., & Karabiber, B. (2020). The relationship between export, foreign direct investment, economy, and carbon emissions in Turkey. *Business and Economics Research Journal*, 13(2), 199–200.

Yurtkuran, S. (2021). Is the pollution haven hypothesis valid in Turkey? Evidence from Fourier cointegration and causality methods. *Journal of Academic Research and Studies*, 61–77.

Zameer, H., Yasmen, H., Zafar, M. W., Vaheed, A., & Sinha, A. (2020). Analyzing the association between innovation, economic growth, and environment: Divulging the importance of FDI and trade openness in India. *Environmental Science and Pollution Research*, 27, 29539–29553.

Zeren, F. (2015). The effect of foreign direct investment on CO₂ emissions: Pollution halo or pollution haven hypothesis? *Journal of Yaşar University*, 10(37), 6381–6477.

Zheng, J., & Sheng, P. (2017). The impact of foreign direct investment (FDI) on the environment: Market perspectives and evidence from China. *Economies*, 5(1), 8.

Zheng, J., Assad, U., Kamal, M., & Wang, H. (2022). Foreign direct investment and carbon emissions in China: “Pollution haven” or “pollution halo”? Evidence from the NARDL model. *Journal of Environmental Planning and Management*, 1–26.

Zhu, H., Duan, L., Guo, Y., & Yu, K. (2016). The effects of FDI, economic growth and energy consumption on carbon emissions in ASEAN-5: Evidence from panel quantile regression. *Economic Modelling*, 237–248.