

## Doğrudan Yabancı Yatırımlar'ın Çevresel Kalite Üzerindeki Etkisi: Çin Örneği

Mustafa NAİMOĞLU\*

Geliş Tarihi (Received): 10.05.2022– Kabul Tarihi (Accepted): 08.08.2022

### Öz

Çin 2018 yılında küresel fosil yakıt tüketiminin %24.57'sinden, küresel CO<sub>2</sub> emisyonlarının %28.88'inden sorumlu olmuştur. Ayrıca Çin, çevre kalitesinin başka bir göstergesi olan ekolojik ayakzinde BRICS ülkeleri arasında 2018 yılında 1990 yılına göre %160.19 artışla en fazla çevre kalitesini olumsuz etkileyen ülke olmuştur. Dolayısıyla Çin'de çevre kirliliğini etkileyen faktörlerin belirlenmesi önem taşımaktadır. Bu çalışmanın amacı da 1990-2018 dönemi için Çin'de Doğrudan Yabancı Yatırım (DYY) girişlerinin kirliliği artırıcı mı yoksa azaltıcı mı olduğunu araştırmaktır. Bunun için kişi başı DYY girişi, kişi başı enerji kullanımı ve kişi başı CO<sub>2</sub> emisyonu yıllık değişkenlerinin olduğu model kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı Fourier ADL yöntemiyle araştırılmıştır. Uzun dönem katsayı tahminleri için ise FMOLS, DOLS ve CCR kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, Çin'de DYY girişleri ve enerji tüketimi CO<sub>2</sub> emisyonunu azaltmaktadır. Böylece Çin için kirlilik Halo hipotezinin geçerli olduğu görülmüştür.

**Anahtar Kelimeler:** DYY, CO<sub>2</sub> emisyonu, Kirlilik Halo Hipotezi, Kirlilik Cenneti Hipotezi, Çin.

## The Impact of Foreign Direct Investments on Environmental Quality: The Case of China

### Abstract

China was responsible for 24.57% of global fossil fuel consumption and 28.88% of global CO<sub>2</sub> emissions in 2018. In addition, China has been the country that most negatively affected the environmental quality, with an increase of 160.19% in 2018 among the BRICS countries in its ecological footprint, which is another indicator of environmental quality. Therefore, it is important to determine the factors affecting environmental pollution in China. This study aims to investigate whether Foreign Direct Investment (FDI) inflows in China from the period 1990-2018 are increasing or decreasing pollution. For this, a model with annual variables of FDI inflow per capita, energy use per capita, and CO<sub>2</sub> emissions per capita was used. The existence of a long-term relationship between the variables was investigated with the Fourier ADL method. FMOLS, DOLS, and CCR were used for long-term coefficient estimates. According to the results, FDI inflows and energy consumption reduces CO<sub>2</sub> emissions in China. Thus, it has been seen that the pollution Halo hypothesis is valid for China.

**Keywords:** FDI, CO<sub>2</sub> emissions, Pollution Halo Hypothesis, Pollution Haven Hypothesis, China.

\* Dr. Arş. Gör., Bingöl Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, [mnaimoglu@bingol.edu.tr](mailto:mnaimoglu@bingol.edu.tr), ORCID: 0000-0001-9684-159X

## Giriş

20. yüzyılın sonlarına doğru artan finansal serbestleşme ve küreselleşme ile birlikte özellikle de gelişmekte olan ekonomiler için yabancı sermaye girişleri çok önem kazanmıştır. Bunun en büyük nedenleri arasında gelişmekte olan ekonomilerin sahip oldukları düşük rezervler, yetersiz teknolojiler ve düşük sermaye miktarları gelmektedir (Bevan ve Estrin, 2004). Dolayısıyla gelişmekte olan ekonomiler DYY girişlerini önemsemiş ve bunun için vergi indirimleri, sübvansiyonlar, altyapı iyileştirilmesi ve yasal kısıtlamaları yabancı sermaye lehine düzenleme gibi birçok politikalar uygulamışlardır (Yılancı vd., 2020). Ancak ülkeye gelen yabancı sermayenin ev sahibi ülkede çevre kalitesini nasıl etkilediği hep merak konusu olmuştur. Çünkü bazı yabancı sermaye sahipleri yatırım yaptığı ülkeye kirletici teknolojiler getirip ulusal çevreyi kirletebilmektedir. Bu durum yabancı sermayenin daha fazla büyüme ve kâr hırsıyla ev sahibi ülkenin yerel suyunu, toprağını ve havasını kirletip çevre dengesini bozabilmektedir. Dolayısıyla bu durum literatürde "kirlilik cenneti hipotezi" olarak adlandırılmaktadır (Nasrollahi vd., 2014). Diğer yandan yabancı sermayenin ev sahibi ülkeye bilgi ve beceri transferinin yanında çevre dostu olan teknolojileri işletmelere aktararak çevre kalitesinin artmasını sağlamasına ise literatürde "kirlilik halo hipotezi" denilmektedir (Nızıyımına ve Ünlü Ören, 2021).

DYY girişlerinin ev sahibi ülkelere sermaye girişi, teknoloji transferi, bilgi ve tecrübe aktarımı gibi olumlu etkileri bulunmaktadır. Ancak DYY'nin ekonomi açısından olumsuz etkileri de bulunmaktadır. Örneğin, DYY ile artan üretim sürecinde, ihtiyaç duyulan enerji kaynağı olarak kolay ve hızlı ulaşılabilmenin yanında yüksek teknoloji gerektirmeyen fosil yakıt kullanımı CO<sub>2</sub> emisyonuna neden olmaktadır. Çin ekonomisinin de tek başına 2018 yılında küresel fosil yakıt tüketiminin %24.57'sinden ve CO<sub>2</sub> emisyonlarının %28.88'inden sorumlu olması dünyadaki önemini artırmaktadır (IEA, 2022). Ayrıca Çin, BRICS ekonomileri arasında çevre kalitesinin başka bir göstergesi olan ekolojik ayak izi için 1990 yılına göre 2018 yılında %160.19 artış ile en fazla artış gösteren ülke olmuştur (IEA, 2022; Dünya Bankası, 2022). Öte yandan, Çin DYY gelen önemli bir ülkedir. Çin'de 1990 yılında DYY girişi çok fazla değildi. Çin'deki kişi başı DYY girişi 8.75 dolar (2015 sabit fiyatlarıyla) olup küresel kişi başı DYY olan 74.32 doların çok altında kalmıştır. Ancak 2020 yılında Çin'e gelen kişi başı DYY 162.94 dolara ulaşmış ve küresel kişi başı DYY'nin (148.67 dolar) üstüne çıkmıştır. Böylece Çin'e gelen DYY, 1990-2020 döneminde % 1611.33 gibi önemli bir oranda artış göstermiştir (Dünya Bankası, 2022).

Bu çalışmada 1990-2018 döneminde yıllık veriler kullanılarak Çin ekonomisi özelinde DYY girişlerinin çevre kalitesi üzerindeki etkisi araştırılmaktadır. Böylece kirlilik Halo

hipotezinin ve kirlilik Cenneti hipotezinin geçerliliğinin sınanması amaçlanmaktadır. Bu çalışmanın literatüre birçok katkısı bulunmaktadır. İlk olarak gelişmekte olan ülkeler arasında bulunan ve dünya için önemli göstergelere sahip Çin için yabancı sermaye artışlarının çevre kalitesi üzerindeki etkisinin belirlenmesidir. İkincisi DYY girişlerinin yanında enerji tüketimi değişkeninin kullanılmasıdır. Üçüncüsü uzun dönemli ilişkinin son yıllarda literatüre kazandırılan bir eşbütünleşme testiyle araştırılmasıdır. Son olarak uzun dönem katsayı tahmini için birden fazla tahminci kullanılarak sonuçların güvenilirliğini artırmanın yanında sağlamlık testiyle sonuçlar ortaya konulmaya çalışılmıştır.

Bu çalışmanın geneli 4 bölümden oluşmaktadır. Sonraki bölümde konuyla ilgili literatür araştırmasına yer verilmektedir. Sonraki bölümde veri, model ve metodoloji tanıtılarak ampirik sonuçlar elde edilmektedir. Son bölümde ise bulgular tartışılmakta ve politika önerileri yapılmaktadır.

### **1. Literatür Araştırması**

Literatürde çevre ile ilgili yapılan çalışmalarda çevre kalitesini etkileyebilecek dış ticaret (Akar, 2019; Öztürk ve Saygın, 2020), küreselleşme (Manga ve Cengiz, 2020), teknik ilerleme (Sadık-Zada ve Ferrari, 2020), refah (Nızıyımına ve Ören, 2021), hükümet harcamaları (Buluş ve Koç, 2021) ve DYY girişleri (Yıllancı vd., 2020) gibi değişkenleri kullanan çalışmalar bulunmaktadır. DYY ve çevre ilişkisini sınanan çalışmalar da literatürde mevcut ancak bu çalışmalarda kullanılan yöntem ve ülkelerin de etkisiyle elde edilen sonuçlar farklılık göstermektedir. Bu kapsamda bazı çalışmalar DYY girişleri ile çevre kalitesi arasında negatif bir ilişki bulunduğunu ortaya koyarken bazı çalışmalar ise pozitif ilişki tespit etmiştir.

DYY i ile çevre kalitesi arasında negatif ilişki tespit eden bir başka deyişle kirlilik Halo hipotezinin geçerli olduğunu belirleyen çalışmalardan Kearsley ve Riddel (2010) tarafından yapılan çalışmada 1980-2004 döneminde 27 OECD ülkesi için kirlilik hipotezi sınaması yapılmıştır. Panel regresyonlarından Sabit Etkiler modelinin kullanıldığı çalışmada ilgili ülke grubu için kirlilik halo hipotezinin geçerli olduğu görülmüştür. Dam ve Scholtens (2012) dünya çapında 233 ülkeden 540 şirket üzerinde yapılan çalışmada Logit Regresyonu kullanmış ve daha az kaynağa sahip olan veya kaynağı hiç bulunmayan ülkeler için kirlilik cenneti hipotezinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Asghari (2013) ise Sabit Etkiler ve Rassal Etkiler modellerini kullanarak 1980-2011 döneminde MENA ülkeleri için DYY girişleri ile karbon emisyonları arasında negatif bir ilişki bulunduğunu belirlemiştir. Jiang vd. (2018), 2014 yılında 154 Çin şehri için DYY girişlerinin çevre kalitesi üzerindeki etkisini araştırmıştır. Yöntem olarak mekânsal ekonometrik modelin kullanıldığı çalışmada kirlilik Halo hipotezinin geçerli olduğu tespit edilmiştir. Liang (2006) ise 1996-2002 döneminde Çin'deki tüm büyük

şehirler için Sabit Etkiler modeliyle kirlilik cenneti hipotezini sınamış ve DYY girişleri ile çevre kalitesi arasında negatif bir ilişkinin bulunduğunu belirlemiştir. Bao ve Song (2010) çalışmalarında 1992-2004 döneminde Çin ekonomisi için, DYY'nin beş çevre kirleticisi emisyon üzerindeki etkisini panel veri analiz yöntemi ile analiz etmişlerdir. Analiz sonuçlarında DYY'nin genel olarak Çin'deki kirlilik emisyonlarının azaltılmasına yardımcı olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Bakırtaş ve Çetin (2017) tarafından yapılan çalışmada 1982-2011 döneminde Meksika, Endonezya, Güney Kore, Türkiye ve Avustralya (MIKTA) ekonomi grubu için kirlilik cenneti hipotezi sınanmıştır. Panel VAR modelinin kullanıldığı çalışmada ilgili dönemde DYY girişlerinin çevresel kaliteyi olumlu etkilediği sonucunu elde etmişlerdir. Shao vd. (2019) 1982-2014 dönemi için BRICS ve MINT ülkelerini kirlilik cenneti hipotezi yönünden karşılaştırmışlardır. Panel eşbütünleşme, VECM ve Granger nedenselliğin kullanıldığı çalışmada her iki ülke grubu için DYY girişleri ile CO<sub>2</sub> emisyonları arasında negatif bir etki olduğu görülmüştür.

Literatürde bazı çalışmalarda ise ülke(ler) için DYY girişleri ile çevre kalitesi arasında pozitif bir ilişkinin bulunduğu yani kirlilik cenneti hipotezinin geçerli olduğu bulgusu elde edilmiştir. Bu çalışmalardan Koçak ve Şarkgüneşi (2018) Türkiye için 1974-2013 döneminde kirlilik hipotezinin geçerliliğini sınamıştır. Maki eşbütünleşme ve DOLS tahmincisinin kullanıldığı çalışmada araştırma bulguları kirlilik cenneti hipotezinin geçerli olduğunu göstermiştir. Sarkodie ve Strezo (2019) Çin, Hindistan, İran, Endonezya ve Güney Afrika ülkeleri için 1982-2016 dönemini kapsayan bir çalışma yapılmıştır. Panel Kantil Regresyonun kullanıldığı araştırma bulgularına göre ilgili ülkelerde kirlilik cenneti hipotezi geçerlidir. Aslan vd. (2020) tarafından yapılan çalışmada 1980-2018 dönemi için N11 ülkelerinde kirlilik hipotezinin geçerli olup olmadığı araştırılmıştır. Panel VAR modelinin kullanıldığı çalışmada DYY girişlerinin CO<sub>2</sub> emisyonunu artırdığı görülmüştür. Tayyar (2021) tarafından Türkiye için yapılan çalışmada ise zaman serisi analizi kullanılarak 1990-2018 döneminde DYY'de yaşanan negatif bir etkinin çevre kalitesini olumlu etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

Literatürde bazı çalışmalarda ise DYY girişleri ile çevre kalitesi arasında herhangi bir ilişkiye rastlanmamıştır. Bunlardan Hoffmann vd. (2005) tarafından yapılan çalışmada düşük, orta ve yüksek gelirli ekonomilerin sınıflandırıldığı 112 ülke için kirlilik hipotezi sınanmıştır. Panel nedenselliğin kullanıldığı çalışmada sadece yüksek gelire sahip ekonomiler için herhangi bir ilişki bulunmamıştır. Chen ve Huang (2013), N-11 ülkeleri için panel eşbütünleşme ve nedensellik yaklaşımlarıyla kirlilik cenneti hipotezini sınamışlardır. Araştırma bulguları 1981-2009 döneminde DYY ile CO<sub>2</sub> emisyonu arasında herhangi bir ilişkinin bulunmadığını ortaya koymuştur. Fereidouni (2013) tarafından yapılan çalışmada ise 2000-2008 döneminde

gelişmekte olan 31 ekonominin gayrimenkul sektöründe kirlilik cenneti hipotezinin varlığı araştırılmıştır. Panel veri analizinin kullanıldığı çalışma bulguları, yabancı sermaye girişleri ile CO2 emisyonu arasında herhangi bir ilişkiye rastlanmadığını göstermiştir. Benzer şekilde Vietnam için 1986-2015 döneminde Nguyen (2018) tarafından yapılan çalışmada ARDL sınır testi ve nedensellik testi yaklaşımları sonuçlarına göre, DYY ile CO2 emisyonu arasında herhangi bir ilişkiye rastlanmamıştır. Destek ve Okumuş (2019) tarafından yapılan çalışmada 10 yükselen ekonomi (Brezilya, Çin, Hindistan, Endonezya, Malezya, Meksika, Filipinler, Güney Afrika, Tayland ve Türkiye) için DYY girişleri ile çevresel kalitenin bir göstergesi olan ekolojik ayak izi arasındaki ilişki araştırılmıştır. Yöntem olarak panel eşbütünleşmenin kullanıldığı çalışma bulguları, 1982-2013 döneminde DYY girişleri ile çevre kalitesi arasında U-şeklinde bir ilişki olduğunu göstermiştir. Benzer şekilde Arı (2021) tarafından yapılan çalışmada Türkiye için DYY girişlerinin çevre kalitesi üzerinde herhangi bir etkisi bulunmadığı tespit edilmiştir. Dolayısıyla ilgili tüm dönem düşünüldüğünde kirlilik cenneti hipotezinin ve kirlilik Halo hipotezinin geçerli olmadığı görülmüştür.

Çin özelinde ise yapılan bazı çalışmalar kirlilik cenneti hipotezinin desteklendiğini bulurken (He, 2006; Sun vd., 2017; Bozkaya, 2019; Dou ve Han, 2019) bazı çalışmalar ise kirlilik halo hipotezinin geçerli olduğunu bulmuştur (Shao vd., 2019; Wu vd., 2022). Diğer yandan Çin için hem kirlilik cenneti hipotezinin hem de kirlilik halo hipotezinin geçerli olmadığını elde eden çalışmalar da bulunmaktadır (Temurshoev, 2006; Liu vd., 2019)

Sonuç olarak literatürde farklı ekonomi(ler) ve kullanılan farklı yöntem(ler) sonucunda farklı sonuçlar elde edilmiştir. Buna bağlı olarak literatürde kirlilik cenneti hipotezi veya kirlilik Halo hipotezi ile ilişkili olarak net bir sonuç olmadığı görülmektedir.

## 2. Veri ve Ekonometrik Yöntem

Bu bölümde Çin ekonomisi için 1990-2018 döneminde kişi başı enerji tüketimi, kişi başı enerji tüketimi ve kişi başı CO<sub>2</sub> emisyonu yıllık verileri kullanılarak son zamanlarda Banerjee vd. (2017) tarafından literatüre kazandırılan Fourier ADL eşbütünleşme testi ile uzun dönemli ilişki araştırılacaktır. Daha sonra enerji tüketimi ve DYY'nin çevre kalitesi üzerindeki etkisinin büyüklüğü ve yönü için Tamamen Geliştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (FMOLS), Dinamik En Küçük Kareler Yöntemi (DOLS) ve Kanonik Eşbütünleşik Regresyon (CCR) tahmincileri kullanılacaktır.

### 2.1. Veri

Çin ekonomisi için kirlilik cenneti hipotezini 1990-2018 döneminde test etmek amacıyla

$$CO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 DYY_t + \beta_2 ENT_t + u_t \quad (1)$$

şeklindeki model dikkate alınacaktır. Burada CO<sub>2</sub>, DYY ve ENT kişi başı CO<sub>2</sub> emisyonu (metrik ton), kişi başı enerji tüketimi (koe) ve kişi başı DYY (2015 temel yılı ABD\$) temsil etmektedir. Kişi başı CO<sub>2</sub> ve kişi başı DYY verileri Dünya Bankası (2022) veri tabanından elde edilirken kişi başı enerji tüketimi ise Uluslararası Enerji Ajansı (2022) veri tabanından elde edilmiştir. Tüm değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır.

Serilere ait tanımlayıcı istatistikler hesaplanmış ve Tablo 1’de verilmiştir.

**Tablo 1.** Serilerin Tanımlayıcı İstatistikleri

	CO <sub>2</sub>	ENT	DYY
Ortalama	-0.055	3.112	1.289
Medyan	-0.064	3.103	1.233
Maksimum	0.290	3.368	2.215
Minimum	-0.324	2.867	0.318
Std. Ht.	0.171	0.186	0.533
Çarpıklık	0.406	0.102	-0.015
Basıklık	2.268	1.336	1.981
Jarque-Bera	1.446	3.395	1.257
Olasılık	0.485	0.183	0.533
Gözlem	29	29	29

Tablo 1 incelendiğinde CO<sub>2</sub> emisyonu hariç diğer serilerin ortalamalarının pozitif ve sıfırdan uzak olduğu görülmektedir. Diğer yandan DYY girişleri hariç diğer serilerin oynaklıkları birbirine yakındır. Ayrıca serilere ait çarpıklık ve basıklık değerleri serilerin normal dağılıma sahip olduğu ile ilgili ipuçları vermektedir. Bir diğer normal dağılım kriteri olan Jarque-Bera test istatistiği ve olasılık değerleri için ise serilerin normal dağılıma sahip olduğu görülmektedir.

## 2.2. Geleneksel ve Fourier Durağanlık Testleri

Bu bölümde değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmadan önce her bir değişken için durağanlık testleri yapılacaktır. Bunun nedeni kullanılacak olan eşbütünleşme testi için serilerin birinci farkında durağan olması gerektiğidir. Durağanlık için standart ADF ve Fourier ADF testleri kullanılacaktır. Standart ADF testinde yapısal değişimler dikkate alınmamaktadır. Bu yüzden yapısal değişime sahip bir seri yapısal değişimin dikkate alınmadığı testlerle test edildiğinde sonraki yöntemlerin yanlış tercih edilmesine ve sonuçların güvenilirliğine olumsuz yansiyabilmektedir. Bu yüzden değişkenlerde yapısal değişim

bulunuyorsa aradaki farkı görmek için Fourier fonksiyonlarının modellere dâhil edilmesiyle geliştirilen durağanlık testleri önem kazanacaktır.

Fourier fonksiyonlarının tercih edilmesinde birçok avantaj bulunmaktadır. İlk olarak serilerin sahip olduğu yapısal değişmelerin sayısı ve zamanı önemli değildir. Bunun nedeni modele yilankavi grafiklerinden ötürü sinüs ve kosinüs fonksiyonlarının modeldeki serileri olabildiğince gerçek bir şekilde temsil edebilmesidir. İkincisi yapısal değişmeler için kukla değişkenlerin eklendiği geleneksel kırılmalı testlere göre daha iyi sonuçlar verebilecek olmasıdır. Bunun nedeni kukla değişkenlerin kullanıldığı yapısal kırılmalı testlerde modellere 0 ve 1 olacak şekilde kukla değişkenler eklenmektedir. Ancak bu durumda 0'dan 1'e geçişte gerçekleşen kırılmanın bir anda çok sert bir şekilde gerçekleştiğini ifade etmektedir. Ancak gerçek dünyada yapısal kırılmalara neden olan olaylar genellikle daha yavaş ve daha yumuşak olarak gerçekleşmektedir. Bu yüzden fourier fonksiyonlarının kullanımı önemli hale gelmektedir. Son olarak ise literatüre son yıllarda kazandırıldığından dolayı literatür zenginleştirilmesi için önemli olmasıdır.

Enders ve Lee (2012) tarafından literatüre kazandırılan fourier durağanlık testinde serinin bir ya da daha fazla yapısal değişime sahip olması durumunda bu testin kullanımıyla daha isabetli ve güvenilir sonuçlar vereceği belirtilmiştir. Ayrıca bu test için serinin sahip olabileceği yapısal değişimin zamanının veya sayısının önemli olmadığı ifade edilmiştir. Bunun nedeni fourier fonksiyonları olarak bilinen sinüs ve kosinüs fonksiyonlarının bu değişimleri yakalayabileceği düşüncesidir. Bu test için ise en önemli noktanın ihtiyaç duyulan frekans değeri olduğunu ifade etmişlerdir.

Enders ve Lee (2012) tarafından literatüre kazandırılan fourier durağanlık testi için ilk olarak

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \beta_1 + \beta_2 \text{trend}_t \quad (2)$$

şeklindeki geleneksel ADF testinden yararlanılmıştır. Enders ve Lee (2012) tarafından (2) denkleminde aşağıdaki şekilde yapısal değişimleri yakalayabilecek trigonometrik fonksiyonlar eklenerek model (3) haline getirilmiştir.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \beta_1 + \beta_2 \text{trend} + \beta_3 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_4 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + u_t \quad (3)$$

Burada  $t$  trend,  $T$  zaman,  $k$  bilinmeyen ve ihtiyaç duyulan frekans değerini göstermektedir. Ayrıca burada hangi değer için Minimum Kalıntı Kareler Toplamı (MinSSR) en küçük oluyor ise ihtiyaç duyulan frekans değeri bu şekilde belirlenecektir. Dolayısıyla burada en önemli nokta MinSSR'ye sahip olan uygun frekans değerine ihtiyacın bulunmasıdır.

Değişkenler için geleneksel ADF ve Fourier ADF durağanlık testleri yapılmış ve sonuçlar Tablo 2’de verilmiştir.

**Tablo 2.** Durağanlık Test Sonuçları

Değişken	Düzy					
	ADF	FADF	F-Testi	Frekans	Uygun Gecikme	MİNSSR
CO <sub>2</sub>	-2.1255	0.555197	1.879257	3	6	0.004664
ENT	-0.5731	0.770509	7.583582**	1	5	0.005060
DYY	-1.4749	0.016242	1.829690	1	7	0.905741
Birinci Fark						
Değişken	ADF	FADF	F-Testi	Frekans	Uygun Gecikme	MİNSSR
CO <sub>2</sub>	-3.5162**	-2.012411	1.083593	1	5	0.005207
ENT	-2.8097**	-2.459554	2.288844	2	5	0.002669
DYY	-6.0743***	-5.194776	4.733565	4	3	0.890920

**NOT:** Fourier ADF testinin tercih edilip edilmeyeceğini belirlemek için kullanılan F testi kritik değerleri %1=10.35, %5=7.58, %10=6.35, k=1 frekans değeri için Fourier ADF kritik değerleri %1=-4.42, %5=-3.81, %10=-3.49, standart ADF kritik değerleri %1=-3.689, %5=-2.972, %10=-2.625 şeklindedir. Burada \*\*\* ve \*\* değerleri sırasıyla %1 ve %5 istatistiksel olarak anlamlılık seviyeleridir.

Tablo 2 incelendiğinde enerji tüketimi (ENT) için F testi %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğundan Fourier ADF testi yorum için tercih edilecektir. Fourier ADF testine göre enerji tüketimi (ENT) düzey değerinde birim köklüdür. Diğer yandan diğer değişkenler için F testi anlamlı bulunmamıştır. Dolayısıyla geleneksel ADF test sonuçlarına göre CO<sub>2</sub> emisyonu ve DYY değişkenleri düzey değerlerinde birim köklüdür. Diğer taraftan tüm değişkenlerin birinci farkı alınmış ve tüm değişkenler için F testi anlamsız çıkmıştır. Geleneksel ADF test sonuçlarına göre birinci farkları alınmış enerji tüketimi (ENT) ve CO<sub>2</sub> emisyonu %5 anlamlılık düzeyinde DYY ise %1 anlamlılık düzeyinde durağandır. Dolayısıyla tüm değişkenlerin bütünleşme derecesi I(1)’dir.

### 2.2.2. Fourier ADL Eşbütünleşme Testi

Banerjee vd. (1998) tarafından ilk olarak literatüre kazandırılan Eşbütünleşmeye Gecikmesi Dağıtılmış (ADL) testinde değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki araştırılırken yapısal değişimler dikkate alınmamaktaydı. Ancak daha sonra Banerjee vd. (2017) tarafından modele sinüs ve kosinüs fourier fonksiyonlar eklenerek Fourier ADL eşbütünleşme testi revize



edilmiştir. Banerjee vd. (2017) tarafından literatüre kazandırılan bu testte aşağıdaki gibi sabit terim yerine deterministik bileşenler eklenerek güncellenmiştir.

$$\Delta y_t = d(t) + \beta_1 y_{t-1} + \gamma_1' x_{t-1} + \phi' \Delta x_t + u_t \quad (4)$$

$$d(t) = a_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (5)$$

Burada  $d(t)$  deterministik bileşeni ifade etmektedir. Güncellenmiş bu modelde ortaya çıkabilecek otokorelasyon sorununu bertaraf etmek için ise modele serilerin gecikmeli değerleri eklenmiştir. Fourier ADL testi için temel hipotez, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmadığını ifade etmektedir. Burada (3) nolu model tahmin edilmekte ve bu model için ihtiyaç duyulan uygun frekans değeri belirlenerek bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin katsayısının anlamlılığı normal t-testiyle aşağıdaki şekilde test edilmektedir.

$$H_0: \beta_1 = 0 \quad (6)$$

Burada anlamlılık standart t-testiyle test edilmektedir. Ancak değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı Banerjee vd. (2017) tarafından yapılan çalışmadaki kritik değerler ile karşılaştırılmaktadır. Eğer elde edilen test istatistiği mutlak değerce kritik değerlerden büyük ise değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunduğunu göstermektedir. Aksi durumda ise değişkenler uzun dönemde beraber hareket etmemektedir.

Çin ekonomisinin kirlilik cenneti olup olmadığını belirleyebilmek için değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı araştırılmış ve sonuçlar Tablo 3'de verilmiştir.

**Tablo 3.** FADL Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	Gecikme Uzunluğu	Frekans	Min AIC	FADL Eşbütünleşme Test İstatistiği
CO <sub>2</sub>	1	1	-5.980608	-4.828828**
ENT	3			
DYY	1			

**NOT:** Fourier ADL eşbütünleşme testi için kritik değerler %1=-5.17, %5=-4.51, %10=-4.17'dur. Ayrıca \*\* değeri %5 anlamlılık seviyesidir.

Tablo 3'e göre CO<sub>2</sub> emisyonu, enerji tüketimi ve DYY için gecikme uzunlukları sırasıyla 1, 3 ve 1 bulunmuştur. Ayrıca Fourier ADL eşbütünleşme testi için uygun frekans değeri 1 bulunmuş ve elde edilen test istatistiği %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerden büyük olduğu için eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden temel hipotez reddedilmiştir. Dolayısıyla sonuçlar Çin ekonomisi için ilgili dönemde değişkenlerin beraber hareket ettiğini göstermektedir.

### 2.2.3.Eşbütünleşme Katsayılarının Tahmini

Fourier ADL eşbütünleşme testi sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunduğu belirlenmiştir. Bu yüzden enerji tüketimi (ENT) ve DYY değişkenlerinin CO<sub>2</sub> emisyonu üzerindeki etkisinin büyüklüğü ve yönünü belirleyebilmek için eşbütünleşme katsayı tahmini yapılacaktır. Bunun için yapısal değişmelerin model içerisinde yer almasına izin veren Hansen ve Phillips ve (1988) tarafından geliştirilen Tamamen Değiştirilmiş En Küçük Kareler (FMOLS) yöntemi tercih edilecektir. Bu tahminci literatürde bağımsız değişkenler ile hatalar arasındaki ilişki ve içsellik sorunundan dolayı ortaya çıkabilecek sapmaların yok edilebilmesi için kullanılan önemli bir tahmincidir (Nazlıoğlu, 2010: 99). Bununla beraber literatürde Park (1992) tarafından geliştirilen Kanonik Eşbütünleşik Regresyon (CCR) tahmincisi de kullanılacaktır. Bu tahminci ise ilgili dönemde ortaya çıkabilecek korelasyondan kaynaklı içsellik problemini asimptotik olarak yok edilebildiği için tercih edilecektir (Mehmood, Feliceo ve Shahid, 2014: 9). Son olarak literatürde kullanılan bir başka tahminci Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilen Dinamik Sıradan En Küçük Kareler (DOLS) tahmincisidir. DOLS tahmincisi sürece dinamik unsurlar eklemekte ve statik denklemlerde ortaya çıkabilecek bağımsız değişken(ler) ve hata terimi arasındaki içsellik ve hata terimindeki kendine bağımlılık problemleri gibi sorunları yok edebildiğinden tercih edilecektir. Bununla beraber bu tahminci heterojen özelliğe sahip ve küçük gözlemlerde serilerde etkin sonuçlar gösterdiği için tercih edilmektedir (Mark ve Sul, 2003: 654). Dolayısıyla enerji tüketimi (ENT) ve DYY değişkenlerinin CO<sub>2</sub> emisyonu üzerindeki etkisinin büyüklüğünü ve yönünü belirleyebilmek için FMOLS, CCR ve DOLS tahmincileri kullanılacaktır.

Çin ekonomisi için ilgili dönemde eşbütünleşme katsayı tahmini yapılmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 4’de verilmiştir.

**Tablo 4.** Uzun Dönemli Katsayı Tahmin Sonuçları

CO <sub>2</sub>	ENT	DYY	SIN	COS	C
FMOLS	-1.101*** (0.193)	-0.114** (0.052)	-0.158*** (0.032)	0.032** (0.014)	3.518*** (0.552)
CCR	-1.106*** (0.214)	-0.120* (0.058)	-0.163*** (0.031)	0.023 (0.015)	3.536*** (0.604)
DOLS	-0.783** (0.320)	-0.178* (0.092)	-0.110*** (0.035)	0.073*** (0.016)	2.578** (0.895)

**NOT:** \*(%10), \*\*(%5), \*\*\* (%1) düzeyinde anlamlılık seviyeleridir.

Tablo 4'e göre neredeyse tüm tahminciler için değişkenlerin büyüklüğü ve işareti benzer sonuçlar göstermiştir. FMOLS tahmin sonuçlarına göre hem enerji tüketimi hem de DYY girişlerinde yaşanan artışlar CO<sub>2</sub> emisyonunu azaltmaktadır. Değişkenlerin CO<sub>2</sub> emisyonu üzerindeki etkisinin büyüklüğü ve yönü incelendiğinde enerji tüketimi ve DYY girişlerinde meydana gelen %1'lik artışların, CO<sub>2</sub> emisyonu üzerinde sırasıyla %1.10 ve %0.11 azalışa sahip olduğu görülmektedir. Benzer şekilde CCR tahmin sonuçlarına göre, daha yüksek enerji tüketiminin ve daha yüksek DYY girişlerinin CO<sub>2</sub> emisyonu üzerinde azaltıcı bir etkisinin olduğu görülmektedir. DOLS tahmin sonuçlarına göre ise artan enerji tüketimi ve artan DYY girişleri ilgili dönemde CO<sub>2</sub> emisyonunu azaltmaktadır. Sonuç olarak tüm tahminciler için enerji tüketimi ve DYY girişinin CO<sub>2</sub> emisyonu üzerindeki etkisi negatiftir. Bu bulgular Liang (2006), Bao ve Song (2010) ve Jiang vd. (2018) tarafından Çin için yapılan çalışmalarda DYY ile çevre kalite arasında negatif ilişki olduğu yönündeki bulguları desteklemektedir.

Çalışmada son olarak uzun dönem katsayı tahmini yapılmış ve hata düzeltme modeli koşulmuştur. Elde edilen sonuçlar Tablo 5'de verilmiştir.

**Tablo 5.** Kısa Dönemli Katsayı Tahmin Sonuçları

CO <sub>2</sub>	ECT	ENT	DYY	C
FMOLS	-0.260*** (0.054)	0.604*** (0.104)	-0.013 (0.009)	-0.032*** (0.003)
CCR	-0.264*** (0.053)	0.629*** (0.109)	-0.008 (0.013)	-0.032*** (0.003)
DOLS	-0.182** (0.068)	0.476*** (0.089)	-0.003 (0.020)	-0.029*** (0.002)

**NOT:** \*\*(%5) ve \*\*\*(%1) düzeyinde anlamlılık seviyeleridir.

Tablo 5'e göre  $ECT \in (0, -1)$ 'dir. Ayrıca ECT katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olması teorik beklentiye uygun olduğunu ve değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını doğruladığını göstermektedir. ECT katsayısı düzeltme oranıdır ve değişkenlerin ilgili dönemde dengeye dönme hızını ifade etmektedir. Yani t-1 dönemdeki bir varyantın yaklaşık olarak FMOLS için %0.26, CCR için %0.26 ve DOLS için %0.18'nin t döneminde (bir dönem veya yıl içerisinde) düzeltileceğini gösterir.

### 3. Sonuç ve Değerlendirme

Çin ekonomisi 2018 yılında tek başına küresel GSYİH'nın yaklaşık %16.4'üne sahiptir. Ayrıca 1990-2018 döneminde yıllık ortalama küresel GSYİH büyüme hızı %3.02 iken Çin'de ise %9.63 olarak gerçekleşmiştir. Dolayısıyla Çin ekonomisi yüksek GSYİH payının yanında

yüksek ekonomik büyüme potansiyeliyle de küresel ekonominin önemli bir çarkıdır. Diğer yandan Çin ekonomisi 2018 yılında dünya fosil yakıt tüketiminin yaklaşık %25'ine sahiptir. Bu durum Çin'in aynı yıl küresel CO2 emisyonlarının yaklaşık %29'undan sorumlu olmasına neden olmuştur. Bu yüzden Çin küresel kirli büyümenin artışına da neden olmaktadır. Dolayısıyla Çin ekonomisi için çevresel kalitenin iyileştirilmesi, küresel çevre kalitesinin iyileştirilmesine katkı sunacaktır.

Bu çalışma 1990-2018 döneminde Çin ekonomisi için DYY girişlerinin çevre kalitesi üzerinde azaltıcı mı yoksa artırıcı mı bir rol oynadığını araştırmaktadır. Bu amaçla literatüre son zamanlarda kazandırılan Fourier ADL eşbütünleşme testiyle enerji tüketimi ve DYY girişlerinin CO<sub>2</sub> emisyonu üzerindeki uzun dönemli etkisi sınanmaktadır. FMOLS, DOLS ve CCR tahmincileriyle ise açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkisinin büyüklüğü ve yönü araştırılmaktadır. Ampirik bulgular, Çin ekonomisi için ilgili dönemde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunduğunu göstermektedir. Ayrıca hata düzeltme teriminden elde edilen sonuçlar da bu ilişkiyi doğrulamaktadır. Eşbütünleşme tahmin sonuçlarına göre hem enerji tüketimi hem de DYY girişleri CO<sub>2</sub> emisyonu üzerinde azaltıcı bir etkiye sahiptir. Dolayısıyla Çin için kirlilik halo hipotezinin geçerli olduğu görülmektedir.

Çin ekonomisi yüksek ekonomik potansiyeli olan bir ekonomidir. Sahip olduğu yüksek büyümeleri ise kullandığı enerjiyle sağlamaktadır. Çin'in 1990 yılına göre 2018 yılında GSYİH'sı %1213.39 artış gösterirken toplam enerji tüketimi ise %271.09 artış göstermiştir. Ancak aynı dönemde Çin için fosil yakıt kullanımı %331.61 artış gösterirken yenilenebilir enerji kullanımı ise %1629.76 artış göstermiştir. Dolayısıyla ilgili dönemde enerji tüketimindeki artışta en fazla paya yenilenebilir enerji kullanımı sahiptir. Bu sebeple artan enerji kullanımı, CO<sub>2</sub> emisyonlarını azaltıcı etki göstermiş olabilir. Çin ekonomisi için artan DYY girişlerinin çevre kalitesini artırması ise ev sahibi ülkeye çevre dostu teknolojilerin transferini gerçekleştirmesiyle ilişkilendirilebilir.

Sonuç olarak, Çin'de artan enerji tüketimine rağmen çevre kalitesinin artması, enerji verimliliğini artıran çevre dostu teknolojilerin kullanımı ile açıklanabilir. Böylece Çin ekonomisi enerji tüketimini daha verimli teknolojilerin kullanımıyla azaltarak aynı çıktı için daha az enerji kullanımına yol açabilecektir. Diğer yandan enerji kaynakları içerisinde daha fazla yenilenebilir enerji kullanımıyla çevre kalitesinin daha fazla artışına neden olabilecektir. Dolayısıyla Çin ekonomisinde çevre kalitesi için DYY girişleri önemli fırsatlar sunarken enerji kaynakları içerisinde yenilenebilir enerji payının artırılması da önem arz etmektedir.

Bu çalışmada genel DYY girişlerinin CO<sub>2</sub> emisyonları üzerindeki etkisi araştırılmıştır. DYY'nin kaynaklarına ve sektörlerine göre CO<sub>2</sub> emisyonları üzerindeki etkisinin araştırılması

daha ayrıntılı bilgi verecektir. Bunun yanında daha geniş veri setinde daha güncel yöntemlerle Çin ekonomisi için arařtırmalar yapılabilir. Ayrıca DYY ile beraber enerji tüketiminin yerine sosyal, demografik veya politik deęiřkenler de yer alabilir.

### Kaynakça

- Akar, I. (2019). Kirlilik Cennetleri Hipotezi, Dıř Ticaret ve Çevre İliřkisinin Literatür Arařtırması. *Economics Literature*, 1(1), 37-50.
- Asghari, M. (2013). Does FDI promote MENA region's environment quality? Pollution halo or pollution haven hypothesis. *Int J Sci Res Environ Sci*, 1(6), 92-100.
- Aslan, A., Altinoz, B., & Atay Polat, M. (2021). The nexus among climate change, economic growth, foreign direct investments, and financial development: New evidence from N- 11 countries. *Environmental Progress & Sustainable Energy*, 40(3), e13585.
- Arı, A. (2021). Yenilenebilir Enerji ve Doğrudan Yabancı Yatırımlar: Türkiye Örneęi. *Karamanoęlu Mehmet Bey Üniversitesi Sosyal ve Ekonomik Arařtırmalar Dergisi*, 23(40), 122-131.
- Bakirtas, I., & Cetin, M. A. (2017). Revisiting the environmental Kuznets curve and pollution haven hypotheses: MIKTA sample. *Environmental Science and Pollution Research*, 24(22), 18273-18283.
- Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R. (1998). Error- correction mechanism tests for cointegration in a single- equation framework. *Journal of time series analysis*, 19(3), 267-283.
- Banerjee, P., Arčabić, V., & Lee, H. (2017). Fourier ADL cointegration test to approximate smooth breaks with new evidence from crude oil market. *Economic Modelling*, 67, 114-124.
- Bao, Q., Chen, Y., & Song, L. (2011). Foreign direct investment and environmental pollution in China: a simultaneous equations estimation. *Environment and Development Economics*, 16(1), 71-92.
- Bevan, A. A., & Estrin, S. (2004). The determinants of foreign direct investment into European transition economies. *Journal of comparative economics*, 32(4), 775-787.
- Bozkaya, ř. (2019) Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve Kirlilik Sığınaęı İliřkisi: Çin Örneęi. *Studies*, 5(11), 71-84.
- Bulus, G. C., & Koc, S. (2021). The effects of FDI and government expenditures on environmental pollution in Korea: the pollution haven hypothesis revisited. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(28), 38238-38253.
- Chen, J. H., & Huang, Y. F. (2013). The study of the relationship between carbon dioxide (CO2) emission and economic growth. *Journal of International and Global Economic Studies*, 6(2), 45-61.
- Dam, L., & Scholtens, B. (2012). The curse of the haven: The impact of multinational enterprise on environmental regulation. *Ecological Economics*, 78, 148-156.
- Destek, M. A., & Okumus, I. (2019). Does pollution haven hypothesis hold in newly industrialized countries? Evidence from ecological footprint. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(23), 23689-23695.
- Dou, J., & Han, X. (2019). How does the industry mobility affect pollution industry transfer in China: Empirical test on Pollution Haven Hypothesis and Porter Hypothesis. *Journal of*

- cleaner production*, 217, 105-115.
- Dünya Bankası (2022). *World development indicators online database*. <https://databank.worldbank.org/source/world-developmentindicators>, (Erişim Tarihi: 6 Mayıs 2022).
- Enders, W., & Lee, J. (2012). The flexible Fourier form and Dickey–Fuller type unit root tests. *Economics Letters*, 117(1), 196-199.
- Fereidouni, H. G. (2013). Foreign direct investments in real estate sector and CO2 emission: Evidence from emerging economies. *Management of Environmental Quality: An International Journal*.
- Hansen, B. E., & Phillips, P. C. (1988). Estimation and inference in models of cointegration: A simulation study.
- He, J. (2006). Pollution haven hypothesis and environmental impacts of foreign direct investment: The case of industrial emission of sulfur dioxide (SO<sub>2</sub>) in Chinese provinces. *Ecological economics*, 60(1), 228-245.
- Hoffmann, R., Lee, C. G., Ramasamy, B., & Yeung, M. (2005). FDI and pollution: a granger causality test using panel data. *Journal of International Development: The Journal of the Development Studies Association*, 17(3), 311-317.
- International Energy Agency (IEA). (2022). *Data and Statistics*, <https://www.iea.org>, (Erişim Tarihi: 4 Mayıs 2022).
- International Monetary Fund (IMF). (2015). *World Economic Outlook*, <https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2015/02/pdf/text.pdf>, (Erişim Tarihi: 2 Mayıs 2022).
- 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.
- Kearsley, A., & Riddel, M. (2010). A further inquiry into the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve. *Ecological Economics*, 69(4), 905-919.
- Koçak, E., & Şarküneşi, A. (2018). The impact of foreign direct investment on CO2 emissions in Turkey: new evidence from cointegration and bootstrap causality analysis. *Environmental Science and Pollution Research*, 25(1), 790-804.
- Liang, F. H. (2008). Does foreign direct investment harm the host country's environment? Evidence from China. *Evidence from China (Nov 28, 2008)*.
- Liu, J., Qu, J., & Zhao, K. (2019). Is China's development conforms to the Environmental Kuznets Curve hypothesis and the pollution haven hypothesis?. *Journal of Cleaner Production*, 234, 787-796.
- Manga, M., & Cengiz, O. (2020). Çevresel Kuznets Hipotezine Küreselleşme Eksenli Yaklaşım: Türki Cumhuriyetler Örneği. *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi*, 11(28), 738-752.
- Mark, N. C., & Sul, D. (2003). Cointegration vector estimation by panel DOLS and long- run money demand. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 65(5), 655-680.
- Mehmood, B., Feliceo, A., & Shahid, A. (2014). What causes what? Aviation demand and economic growth in Romania: Cointegration estimation and causality analysis. *Romanian Economic and B*.
- Nasrollahi, Z., Moradi, M., & Rezaei, H. (2014). Pollution Haven and Foreign Direct Investment: Evidence from Selected Asian Countries. University of Economics in Bratislava, *Journal of*

International Relations, XII(2), 111-124.

- Nazlıođlu, Ő. (2010). Makro iktisat politikalarının tarım sektörü üzerindeki etkileri: GeliŐmiŐ ve geliŐmekte olan ölkeler için bir karŐılaŐtırma. *YayınlanmamıŐ Doktora Tezi, TC Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kayseri*.
- Nguyen, D. P. (2018). The relationship between foreign direct investment, economic growth and environmental pollution in Vietnam: An autoregressive distributed lags approach. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 8(5), 138.
- Nızıyımama, E., & Ünlü Ören, H. G. (2021). Sahra Altı Afrika Ölkelerinde Doğrudan Yabancı Yatırım, Çevre Kirliliđi ve Nüfusun Refahı: Yeni Bir Ekonomik Refah Modeline Gerek Var mıdır?. *Journal of Suleyman Demirel University Institute Of Social Sciences*, (39).
- Öztürk, S., & Saygin, S. (2020). Türkiye’de 1974-2016 Döneminde Yapısal Kırılma Altında KiŐi BaŐına Reel Gelir, Doğrudan Yabancı Yatırımlar, Ticari Açıklık ve Karbon Emisyonları Arasındaki İliŐki. *Sosyoekonomi*, 28(44), 69-90.
- Park, J. Y. (1992). Canonical cointegrating regressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 119-143.
- Sadik-Zada, E. R., & Ferrari, M. (2020). Environmental policy stringency, technical progress and pollution haven hypothesis. *Sustainability*, 12(9), 3880.
- Sarkodie, S. A., & Strezov, V. (2019). Effect of foreign direct investments, economic development and energy consumption on greenhouse gas emissions in developing countries. *Science of the Total Environment*, 646, 862-871.
- Shao, Q., Wang, X., Zhou, Q., & Balogh, L. (2019). Pollution haven hypothesis revisited: a comparison of the BRICS and MINT countries based on VECM approach. *Journal of Cleaner Production*, 227, 724-738.
- Shao, Q., Wang, X., Zhou, Q., & Balogh, L. (2019). Pollution haven hypothesis revisited: a comparison of the BRICS and MINT countries based on VECM approach. *Journal of Cleaner Production*, 227, 724-738.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 783-820.
- Sun, C., Zhang, F., & Xu, M. (2017). Investigation of pollution haven hypothesis for China: an ARDL approach with breakpoint unit root tests. *Journal of cleaner production*, 161, 153-164.
- Tayyar, A. E. (2021). Doğrudan yabancı sermaye çıkıŐları ve çevresel kirlilik: Türkiye için saklı eŐbütünleŐme analizi. *Pearson Journal of Social Sciences & Humanities*, 6(11):165-182.
- Temurshoev, U. (2006). Pollution haven hypothesis or factor endowment hypothesis: theory and empirical examination for the US and China. *CERGE-EI Working Paper*, (292).
- Wu, R., Ma, T., Chen, D., & Zhang, W. (2022). International trade, CO2 emissions, and re-examination of “Pollution Haven Hypothesis” in China. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(3), 4375-4389.
- Yilanci, V., Bozoklu, S., & Gorus, M. S. (2020). Are BRICS countries pollution havens? Evidence from a bootstrap ARDL bounds testing approach with a Fourier function. *Sustainable Cities and Society*, 55, 102035.

## Extended Summary

Increasing financial liberalization and globalization towards the end of the 20th century increased the importance of foreign capital inflows, especially in developing economies. Among the biggest reasons for this are the low reserves of the developing economies, insufficient technologies, and low capital amounts (Bevan and Estrin, 2004). Therefore, developing economies gave importance to FDI inflows and implemented many policies such as tax reductions, subsidies, infrastructure improvement, and regulation of legal restrictions in favor of foreign capital (Yılancı et al., 2020). However, it has always been a matter of curiosity how the foreign capital coming to the country affects the environmental quality in the host country. Because some foreign capital owners can bring polluting technologies to the country they invest in and pollute the host country's environment. This situation can contaminate the local water, soil, and air of the host country and disrupt the environmental balance with the ambition of foreign capital for further growth and profit. Therefore, this situation is called the "pollution haven hypothesis" in the literature (Nasrollahi et al., 2014).

On the other hand, the fact that foreign capital transfers knowledge and skills to the host country, as well as transferring environmentally friendly technologies to enterprises, increasing the quality of the environment is called the "pollution halo hypothesis" in the literature (Nızıyimana and Ünlü Ören, 2021). FDI inflows have positive effects such as capital inflows, technology transfer, and knowledge and experience transfer to host countries. However, FDI also has negative effects on the economy. For example, in the production process that increases with FDI, the use of fossil fuels that do not require high technology as well as being easily and quickly accessible as a needed energy source causes an increase in CO<sub>2</sub> emissions.

The fact that the Chinese economy alone is responsible for 24.57% of global fossil fuel consumption and 28.88% of CO<sub>2</sub> emissions in 2018 increases its importance in the world (IEA, 2022). In addition, China was the country with the highest increase in ecological footprint, which is another indicator of environmental quality among BRICS economies, with an increase of 160.19% in 2018 compared to 1990 (IEA, 2022; World Bank, 2022). On the other hand, China is an important country for FDI. FDI inflows in China were not very large in 1990. FDI inflows per capita in China were \$8.75 (at 2015 fixed prices), well below the global per capita FDI of \$74.32. However, per capita, FDI to China in 2020 reached \$162.94 and exceeded global per capita FDI (\$148.67). Thus, FDI to China has increased at a significant rate of 1611.33% in the 1990-2020 period (World Bank, 2022). In addition, the Chinese economy alone had approximately 16.4% of global GDP in 2018. In addition, while the annual average global GDP growth rate was 3.02% in the 1990-2018 period, it was 9.63% in China. Therefore, the Chinese economy is an important wheel of the global economy with its high GDP share as well as its high economic growth potential.

On the other hand, the Chinese economy has approximately 25% of the world's fossil fuel consumption in 2018. This caused China to be responsible for about 29% of global CO<sub>2</sub> emissions in the same year. Therefore, China also causes an increase in global dirty growth. Therefore, improving environmental quality for the Chinese economy will contribute to improving global environmental quality. Therefore, this study has many contributions to the literature. First of all, it is to determine the effect of foreign capital increases on environmental quality for China, which is among the developing countries and has important indicators for the world. The second is the use of energy consumption variables alongside FDI inputs. The third



is to investigate the long-term relationship with a cointegration test that has been brought to the literature in recent years. Finally, in addition to increasing the reliability of the results by using more than one estimator for long-term coefficient estimation, the results were tried to be revealed with the robustness test.

In this study, the effect of FDI inflows on the environmental quality of the Chinese economy is investigated using annual data for the period 1990-2018. Thus, it is aimed to test the validity of the pollution Halo hypothesis and the pollution Paradise hypothesis. For this purpose, using annual data of per capita energy consumption, per capita energy consumption and per capita, CO<sub>2</sub> emissions for the Chinese economy for the period 1990-2018, Banerjee et al. (2017), the long-term relationship is investigated with the Fourier ADL cointegration test. Then, Fully Enhanced Least Squares Method (FMOLS), Dynamic Least Squares Method (DOLS), and Canonical Co-integrated Regression (CCR) estimators are used for the magnitude and direction of the impact of energy consumption and FDI on environmental quality.

First of all, standard ADF and Fourier ADF stationarity tests were performed for all series. According to the test results, the Fourier ADF test will be preferred for interpretation, since the F test for energy consumption is significant at the 5% significance level. According to the Fourier ADF test, the energy consumption has a unit root in the level value. On the other hand, the F test was not found significant for other variables. Therefore, according to traditional ADF test results, CO<sub>2</sub> emission and FDI variables have unit roots in their level values. On the other hand, the first difference of all variables was taken and the F test was found to be meaningless for all variables. According to traditional ADF test results, the first differenced energy consumption and CO<sub>2</sub> emission are stationary at a 5% significance level and FDI is stationary at a 1% significance level. Therefore, the degree of integration of all variables is I(1). Then, the cointegration relationship between the variables was investigated and it was determined that there was a long-term relationship between the variables according to the Fourier ADL cointegration test results. Therefore, cointegration coefficient estimation is made to determine the magnitude and direction of the effect of energy consumption (ENT) and FDI variables on CO<sub>2</sub> emissions. According to the empirical findings, the magnitude and sign of the variables showed similar results for all estimators. According to FMOLS estimation results, increases in both energy consumption and FDI inflows reduce CO<sub>2</sub> emissions. When the magnitude and direction of the effects of the variables on CO<sub>2</sub> emissions are examined, it is seen that 1% increases in energy consumption and FDI inflows have a decrease of 1.10% and 0.11% on CO<sub>2</sub> emissions, respectively. Similarly, according to the CCR estimation results, it is seen that higher energy consumption and higher FDI inflows have a reducing effect on CO<sub>2</sub> emissions. According to DOLS estimation results, increasing energy consumption and increasing FDI inflows reduce CO<sub>2</sub> emissions in the relevant period. As a result, the impact of energy consumption and FDI inflows on CO<sub>2</sub> emissions is negative for all forecasters. These findings have been reported by Liang (2006), Bao and Song (2010), and Jiang et al. (2018) support the findings that there is a negative relationship between FDI and environmental quality in studies for China.

Finally, long-term coefficient estimation was made and an error correction model was run in the study. The results obtained are given in Table 5. According to the short-term results, it is  $ECT \in (0, -1)$ . In addition, the statistical significance of the ECT coefficient shows that it is in line with the theoretical expectation and confirms the existence of a long-term relationship between the variables. The ECT coefficient is the correction rate and expresses the rate at which

the variables return to equilibrium in the relevant period. That is, approximately 0.26% for FMOLS, 0.26% for CCR, and 0.18% for DOLS indicate that a variant in the t-1 period will be corrected in the t period (within a period or year).

As a result, the increase in environmental quality despite the increasing energy consumption in China can be explained by the use of environmentally friendly technologies that increase energy efficiency. Thus, the Chinese economy will reduce energy consumption with the use of more efficient technologies, resulting in less energy use for the same output. On the other hand, the use of more renewable energy among energy sources may lead to a further increase in environmental quality. Therefore, while FDI inflows provide important opportunities for environmental quality in the Chinese economy, it is also important to increase the share of renewable energy in energy resources.