

EKONOMETRİ ALANINDA AKADEMİK TARTIŞMALAR

Editör: Doç.Dr. Şebnem ZORLUTUNA

yaz
yayınları

Ekonometri Alanında Akademik Tartışmalar

Editör

Doç.Dr. Şebnem ZORLUTUNA

yaz
yayınları

2026

**Ekonometri Alanında Akademik
Tartışmalar**

Editör: Doç.Dr. Şebnem ZORLUTUNA

© YAZ Yayınları

Bu kitabın her türlü yayın hakkı Yaz Yayınları'na aittir, tüm hakları saklıdır. Kitabın tamamı ya da bir kısmı 5846 sayılı Kanun'un hükümlerine göre, kitabı yayınlayan firmanın önceden izni alınmaksızın elektronik, mekanik, fotokopi ya da herhangi bir kayıt sistemiyle çoğaltılamaz, yayınlanamaz, depolanamaz.

E_ISBN 978-625-8926-08-8

Haziran 2026 – Afyonkarahisar

Dizgi/Mizanpaj: YAZ Yayınları

Kapak Tasarım: YAZ Yayınları

YAZ Yayınları. Yayıncı Sertifika No: 73086

M.İhtisas OSB Mah. 4A Cad. No:3/3
İscehisar/AFYONKARAHİSAR

www.yazyayinlari.com

yazyayinlari@gmail.com

İÇİNDEKİLER

**OECD Ülkelerinde Dış Ticaret Hadlerinin Değişen
Belirleyicileri: Panel Kantil Regresyon Analizi.....1**
Naim İrem DURAN

**The Impact of Green Transformation and Digitalization on
Economic Growth: A Panel Data Analysis of OECD
Countries21**
Hakan ÖNDES

"Bu kitapta yer alan bölümlerde kullanılan kaynakların, görüşlerin, bulguların, sonuçların, tablo, şekil, resim ve her türlü içeriğin sorumluluğu yazar veya yazarlarına ait olup ulusal ve uluslararası telif haklarına konu olabilecek mali ve hukuki sorumluluk da yazarlara aittir."

OECD ÜLKELERİNDE DİŞ TİCARET HADLERİNİN DEĞİŞEN BELİRLEYİCİLERİ: PANEL KANTİL REGRESYON ANALİZİ¹

Naime İrem DURAN²

1. GİRİŞ

Dış ticaret hadleri, bir ülkenin ihracat fiyatları ile ithalat fiyatları arasındaki görelî değişimi gösteren temel makroekonomik göstergelerden biridir. En genel anlamıyla dış ticaret haddi, ihracat fiyat endeksinin ithalat fiyat endeksine oranı olarak tanımlanmakta ve ülkelerin dış ticarettten elde ettikleri görelî kazançları değerlendirmede kullanılmaktadır. Dolayısıyla ihracat ve ithalat miktarı aynı kalsa dahi, dış ticaret haddinin bir ülke lehine gelişmesi, aynı miktardaki ihracatla daha fazla ithalat yapılabilmesine imkân tanımaktadır (Viner, 1960). Dış ticaret haddindeki iyileşme ülkelerin dış alım gücünü artırırken, dış ticaret haddindeki bozulma dış alım gücünü ve refah düzeyini olumsuz etkileyebilmektedir. Bu nedenle dış ticaret hadleri, özellikle dışa açık ekonomiler açısından büyüme, tasarruf, üretim yapısı, rezerv birikimi ve küresel piyasalardaki fiyat hareketleriyle yakından ilişkili bir değişken olarak değerlendirilmektedir.

¹ Bu çalışma, yazarın “OECD Ülkelerinde Dış Ticaret Hadlerini Etkileyen Değişkenlerin Panel Kantil Regresyon Modelleri ile İncelenmesi” başlıklı doktora tezinde geliştirilen kuramsal ve ampirik çerçeveden hareketle hazırlanmış; veri seti güncellenerek 2005–2023 dönemi için yeniden analiz edilmiştir. Yazar, doktora tez sürecindeki akademik rehberliği için merhum danışmanı Prof. Dr. Selahattin Güriş'i saygı ve minnetle anar.

² Dr. Öğr. Üyesi, İstanbul Beykent Üniversitesi, İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, Yönetim Bilişim Sistemleri (EN) Bölümü, ORCID: 0000-0002-8953-2171.

Küreselleşme süreciyle birlikte ülkelerin dış ticaret yapıları daha karmaşık hâle gelmiş; üretim, tüketim ve finansman kanalları uluslararası gelişmelere daha duyarlı hâle gelmiştir. Bu nedenle OECD ülkelerinde dış ticaret hadlerinin belirleyicilerini incelemek hem teorik hem de politika açısından önem taşımaktadır. Dış ticaret hadlerine ilişkin ampirik çalışmalar farklı ekonometrik yöntemler kullanmakla birlikte, büyük ölçüde değişkenlerin koşullu ortalama üzerindeki etkilerine odaklanmaktadır (Antille & Fontela, 2003; Shaker, 2022). Oysa ülkeler arasındaki üretim kapasitesi, tasarruf düzeyi, işgücü büyüklüğü ve rezerv birikimi farklılıkları, bu etkilerin dış ticaret haddi dağılımının alt, orta ve üst noktalarında değişebileceğine işaret etmektedir. Bu nedenle kantil temelli yaklaşımlar, dış ticaret hadlerinin dağılım boyunca farklılaşan yapısını incelemek açısından önemli bir katkı sunmaktadır.

Bu çalışmada OECD ülkelerinde dış ticaret hadlerinin makroekonomik belirleyicileri, sabit etkili panel kantil regresyon yöntemiyle incelenmektedir. Çalışma, 2005–2023 dönemini kapsayan 29 OECD ülkesi için oluşturulan dengeli panel veri setine dayanmaktadır. Bağımlı değişken olarak dış ticaret haddi; açıklayıcı değişkenler olarak gayrisafı yurtiçi tasarruf oranı, işgücü, altın dâhil toplam uluslararası rezervler ve ekonomik büyüme oranı modele dâhil edilmiştir.

Bu çalışmanın temel amacı, OECD ülkelerinde dış ticaret hadlerini etkileyen makroekonomik faktörleri hem ortalama etkiler hem de dağılımsal farklılıklar açısından incelemektir. Bu doğrultuda öncelikle klasik panel veri modelleri tahmin edilmiş, ardından panel kantil regresyon yöntemi kullanılarak açıklayıcı değişkenlerin dış ticaret hadleri üzerindeki etkilerinin düşük, orta ve yüksek dış ticaret haddi düzeylerindeki etkileri analiz edilmiştir.

Çalışmanın izleyen bölümlerinde sırasıyla dış ticaret hadleri ve belirleyicilerine ilişkin kuramsal çerçeve, veri seti ve yöntem, ampirik bulgular ile sonuç ve genel değerlendirme sunulmaktadır.

2. DIŞ TİCARET HADDİ VE DIŞ TİCARET HADDİNİ BELİRLEYEN FAKTÖRLER

Dış ticaret hadlerinin belirleyicilerine ilişkin literatür, farklı teorik yaklaşımlar etrafında şekillenmektedir. Neoklasik ve Heckscher-Ohlin geleneği, dış ticaret hadlerini ülkelerin faktör donanımı, teknoloji düzeyi ve görelî talep koşullarıyla ilişkilendirirken; yapısalcı yaklaşım özellikle Prebisch-Singer hipotezi çerçevesinde birincil ürün ihracatçılarının dış ticaret hadlerinde uzun dönemli bozulma eğilimine dikkat çekmektedir. Yeni ticaret teorisi ve kalite-temelli yaklaşımlar ise ürün kalitesi, ürün çeşitliliği, yenilikçilik ve piyasa yapısının görelî fiyatlar üzerinde etkili olabileceğini vurgulamaktadır. Bu çerçevede dış ticaret hadleri, yalnızca ihracat ve ithalat fiyat endeksleri arasındaki teknik bir oran olarak değil; ülkelerin üretim kapasitesi, teknolojik yapısı, dış ticaret kompozisyonu, tasarruf davranışı, büyüme performansı ve dış finansal pozisyonuyla ilişkili bir makroekonomik gösterge olarak değerlendirilmektedir (Gandolfo, 1987; Thirlwall, 1995; Sarkar & Singer, 1991; Tilton, 2013; Debaere & Lee, 2003; Darity, 1990)

Dış ticaret hadleri yalnızca ihracat ve ithalat fiyatlarındaki değişimlerden etkilenmemekte; aynı zamanda ülkelerin üretim yapısı, dış ticaret kompozisyonu, verimlilik düzeyi, talep ve arz koşulları, küresel fiyat hareketleri ve dış finansal pozisyonu gibi makroekonomik ve yapısal unsurlarla da ilişkilendirilmektedir. Literatürde dış ticaret hadlerindeki dalgalanmaların ülkeye özgü fiyat etkileri ve ticaret kompozisyonu üzerinden açıklanabileceği; ayrıca üretim kapasitesi, teknolojik gelişme ve ülkelerin

uluslararası ticaret sistemi içindeki konumunun görece fiyatlar üzerinde belirleyici olabileceği vurgulanmaktadır (Baxter & Kouparitsas, 2006; Debaere & Lee, 2003; Clark & Cason, 2015). Üretim kapasitesi, verimlilik düzeyi ve teknolojik gelişme dış ticaret hadlerinin oluşumunda önemli kanallardan birini oluşturmaktadır. Kalite artışı, ürün çeşitliliği ve maliyet düşüşleri, ihracat fiyatları ile rekabet gücünü etkileyerek ülkelerin dış ticaret hadlerini olumlu yönde etkileyebilir. Buna karşılık, kalite ve verimlilik kazanımlarıyla desteklenmeyen ve yalnızca faktör birikimine dayalı üretim artışı, dış ticaret hadleri üzerinde sınırlı ya da olumsuz sonuçlar doğurabilmektedir. Bu çerçevede işgücü değişkeni, ülkelerin üretim kapasitesini ve yapısal farklılıklarını temsil eden temel makroekonomik göstergelerden biri olarak değerlendirilebilir (Debaere & Lee, 2003; Antille & Fontela, 2003).

Dış ticaret hadlerinin uzun dönemli belirleyicilerine ilişkin teorik çalışmalar da tasarruf davranışı, üretim koşulları, kâr oranları, büyüme dinamikleri ve ekonomik yapı gibi unsurların dış ticaret hadlerinin oluşumunda rol oynayabileceğini göstermektedir. Bu bağlamda gayrisafı yurtiçi tasarruf oranı, ülkelerin sermaye birikimi, yatırım kapasitesi ve dış finansmana bağımlılık düzeyiyle ilişkili bir gösterge olarak önem taşımaktadır. Ekonomik büyüme ise üretim kapasitesi, ithalat talebi, ihracat performansı ve uluslararası rekabet gücü üzerinden dış ticaret hadleriyle ilişkilendirilebilecek temel makroekonomik değişkenlerden biridir (Thirlwall, 1995; Darity, 1990). Döviz kuru hareketleri ve firmaların fiyatlama davranışları da ihracat ve ithalat fiyatlarının yerel para cinsinden değerini etkileyerek dış ticaret hadleri üzerinde rol oynayabilmektedir. Bu kanal özellikle kur geçişkenliği, fiyatlama davranışı ve dış finansal dayanıklılık üzerinden işlemektedir. Bu nedenle toplam uluslararası rezervler, ülkelerin dış ödeme kapasitesini, dış şoklara karşı dayanıklılığını ve makroekonomik kırılganlık düzeyini yansıtan tamamlayıcı bir

gösterge olarak değerlendirilebilir (Antille & Fontela, 2003; Lee & Kim, 2011).

Bu çerçevede çalışmada gayrisafi yurtiçi tasarruf oranı, işgücü, toplam uluslararası rezervler ve ekonomik büyüme değişkenleri, OECD ülkelerinde dış ticaret hadleriyle ilişkili temel makroekonomik göstergeler olarak ele alınmıştır. Böylece dış ticaret hadlerinin yalnızca fiyat endeksleri arasındaki teknik bir oran olarak değil, ülkelerin üretim kapasitesi, dış finansal pozisyonu ve makroekonomik yapısıyla ilişkili bir gösterge olarak değerlendirilmesi amaçlanmıştır.

3. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Bu çalışmada OECD ülkelerinde dış ticaret hadlerinin makroekonomik belirleyicileri, 2005–2023 dönemini kapsayan dengeli panel veri seti kullanılarak incelenmektedir. Analiz kapsamına 29 OECD ülkesi dâhil edilmiştir. Bu ülkeler Avustralya, Avusturya, Belçika, Brezilya, Kanada, Çekya, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Macaristan, İzlanda, İtalya, Japonya, Güney Kore, Meksika, Hollanda, Yeni Zelanda, Norveç, Polonya, Portekiz, Slovakya, Slovenya, İspanya, İsviçre, İsveç, Türkiye, Birleşik Krallık ve Amerika Birleşik Devletleri'dir. Tablo 1'de söz konusu dönem için yapılan model tahmininde kullanılan değişkenler ve tanımları ve veri kaynakları verilmiştir.

Tablo 1. Modelde Kullanılan Değişkenler, Tanımları ve Veri Kaynakları

Değişken	Modeldeki Gösterimi	Tanımı	Veri Kaynağı
Dış Ticaret Haddi	Dış Ticaret Haddi	İhracat fiyat endeksinin ithalat fiyat endeksine oranını gösteren dış ticaret haddi değişkenidir.	Dünya Bankası, WDI
Gayrisafi yurtiçi tasarruf oranı	Tasarruf	Gayrisafi yurtiçi tasarrufların GSYH içindeki payını göstermektedir.	Dünya Bankası, WDI
İşgücü	İşgücü	Toplam işgücü düzeyini ifade etmektedir.	Dünya Bankası, WDI
Toplam uluslararası rezervler	Uluslararası rezervler	Altın dâhil toplam uluslararası rezervleri göstermektedir.	Dünya Bankası, WDI
Ekonomik Büyüme	GDP	Reel GSYH'nin yıllık büyüme oranını ifade etmektedir.	Dünya Bankası, WDI

Not: WDI, World Development Indicators veri tabanını ifade etmektedir. Dış ticaret haddi, işgücü ve toplam uluslararası rezervler logaritmik formda; gayrisafi yurtiçi tasarruf oranı ve ekonomik büyüme oranı ise yüzde değerleriyle modele dâhil edilmiştir

Çalışmada, 2005-2023 dönemi için OECD ülkelerinin dış ticaret hadlerini etkileyen faktörler panel veri analizi ile incelenmiştir. Panel veri modelleri, yatay kesit ve zaman serisi boyutlarını birlikte dikkate alan ekonometrik modellerdir. Bu yönüyle panel veri, yalnızca yatay kesit ya da yalnızca zaman serisi verileriyle elde edilemeyen birim ve zaman boyutuna ilişkin bilgilerin birlikte analiz edilmesine imkân tanımaktadır. Panel veri yaklaşımı, gözlenemeyen birim etkilerinin modele dâhil edilmesini sağlayarak ihmal edilen değişkenlerden kaynaklanabilecek sapmaların azaltılmasına katkı sunmaktadır (Baltagi, 2005). Bu nedenle ülkeler, firmalar, bölgeler veya hanehalkları gibi birimlerin zaman içindeki değişimini inceleyen çalışmalarda panel veri modelleri yaygın biçimde kullanılmaktadır.

3.1. Klasik Panel Veri Modeli

Klasik panel veri modelinde, birimlere özgü farklılıkların bulunmadığı ve tüm gözlemlerin homojen olduğu varsayılır. Bu durumda model havuzlanmış en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilir. Havuzlanmış modelde yatay kesit ve zaman boyutundaki tüm gözlemler birlikte ele alınmakta; birimlere özgü farklılıkların modelin sabit veya eğim katsayılarında değişime yol açmadığı varsayılmaktadır.

Panel veri regresyon modeli genel olarak aşağıdaki biçimde ifade edilmektedir:

$$y_{it} = \alpha + x'_{it}\beta \quad (1)$$

$i:1,\dots, t: 1,\dots,n$ olarak tanımlanır. Burada i birimi, t zamanı göstermektedir. Diğer bir ifadeyle, bu yaklaşımda tüm birimlerin homojen olduğu kabul edilir. Ancak ülkeler gibi ekonomik, kurumsal ve yapısal özellikleri birbirinden farklı olan birimlerin analizinde bu varsayım sınırlayıcı olabilmektedir. Bu nedenle panel veri uygulamalarında birimlere özgü gözlenemeyen etkilerin dikkate alınıp alınmayacağı ayrıca test edilmektedir (Baltagi, 2005; Hsiao, 2003)

3.2. Sabit Etkili Model

Sabit etkili modelde, birimlere özgü gözlenemeyen farklılıkların modelin sabit teriminde yer aldığını kabul edilmektedir. Sabit etkili model, bu gözlenemeyen birim etkilerinin açıklayıcı değişkenlerle ilişkili olmasına izin verdiği için özellikle belirli bir ülke grubunun analiz edildiği çalışmalarda uygun bir tahmin yaklaşımı sunmaktadır (Wooldridge, 2002; Baltagi, 2005). Sabit etkili modelin genel gösterimi aşağıdaki gibidir.

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + u_{it} \quad (2)$$

Bu modelde α_i her bir ülkeye özgü sabit etkiyi göstermektedir. Böylece model, ülkeler arasındaki gözlenemeyen ve zaman içinde sabit kalan farklılıkları kontrol ederek açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkisini ülke içi değişimlere dayalı olarak tahmin etmektedir.

3.3. Rassal Etkili Model

Rassal etkili modelde, birimlere özgü etkiler hata teriminin bir bileşeni olarak değerlendirilmekte ve bu etkilerin açıklayıcı değişkenlerle ilişkisiz olduğu varsayılmaktadır.

Rassal etkili model genel olarak aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{it} = \alpha + x'_{it}\beta + \mu_i + u_{it} \quad (3)$$

Burada μ_i ülkeye özgü rassal etkiyi, u_{it} ise klasik hata terimini göstermektedir. Rassal etki modelinde toplam hata bileşeni $\mu_i + u_{it}$ olarak ifade edilmektedir. Bu yaklaşımda birimlere, zamana veya hem birim hem de zamana göre ortaya çıkan gözlenemeyen farklılıkların rassal nitelikte olduğu ve açıklayıcı değişkenlerle ilişkili olmadığı varsayılmaktadır. Dolayısıyla rassal etkili model, sabit etkili modelde karşılaşılabilecek serbestlik derecesi kaybını azaltmakta; ancak havuzlanmış EKK modeline kıyasla daha güçlü varsayımlar gerektirmektedir (Baltagi, 2005; Wooldridge, 2002).

3.4. Sabit Etkili Panel Kantil Regresyon Modeli

Panel kantil regresyon modellerinde, yatay kesit birimlerine özgü gözlenemeyen etkiler ile bağımlı değişkenin farklı kantillerinde ortaya çıkan değişken etkileri birlikte ele alınmaktadır. Geleneksel panel veri modelleri bağımlı değişkenin koşullu ortalaması üzerinde açıklayıcı değişkenlerin etkisini tahmin ederken, kantil regresyon yöntemi bu etkilerin bağımlı değişkenin koşullu dağılımının farklı noktalarında incelenmesine imkân tanımaktadır. Bu yönüyle kantil regresyon, özellikle değişkenler arasındaki ilişkinin dağılım boyunca homojen

olmadığı durumlarda ortalama etkilerin ötesine geçen daha ayrıntılı bir analiz çerçevesi sunmaktadır (Koenker & Bassett, 1978; Koenker, 2005).

Sabit etkili panel kantil regresyon modeli genel olarak aşağıdaki şekilde ifade edilebilir:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha_i + u_{it} \quad (4)$$

Burada y_{it} bağımlı değişken, β tahmin edilecek katsayıları, α_i gözlemlenemeyen ve zamandan bağımsız birim etkisini, u_{it} hata terimini göstermektedir. Bu yaklaşımda sabit etkilerin aşırı büyümesini önlemek ve tahmin sürecini düzenlemek amacıyla bir ayar parametresi kullanılmaktadır.

Sabit etkili panel kantil regresyon modelinde tahmin süreci, ayar parametresi olarak ifade edilen λ kullanılarak aşağıdaki denklemlerle gösterilebilir:

$$\min_{\alpha, \beta} \sum_{k=1}^q \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T w_k \rho_{\tau_k}(y_{it} - \alpha_i - x'_{it}\beta(\tau_k)) + \lambda \sum_{i=1}^n |\alpha_i| \quad (5)$$

Burada ρ_{τ_k} kantil kayıp fonksiyonunu, w_k kantil ağırlıklarını, τ_k tahmin edilen kantilleri ve λ ise birim etkilerine uygulanan ceza parametresini göstermektedir. Söz konusu parametre, sabit etkilerin tahmin üzerindeki ağırlığını belirlemekte ve modelin tahmin performansı açısından önemli bir rol oynamaktadır. (Koenker, 2004; Lamarche, 2010).

4. AMPİRİK BULGULAR

Bu çalışmada öncelikle OECD ülkelerinin dış ticaret hadlerini etkileyen faktörler, 2005-2023 dönemi için öncelikle klasik panel veri yaklaşımı ile havuzlanmış, sabit etkili ve rassal etkili modeller olarak tahmin edilmiştir. uygun tahminci seçiminden sonra sabit etkili panel veri modeli tahmin edilerek modeller arasında karşılaştırma yapılmıştır. Bu kapsamda klasik panel veri modeli ile sabit etkili model F testi aracılığıyla, klasik

panel veri modeli ile rassal etkili model Breusch–Pagan Lagrange Multiplier testi aracılığıyla, sabit etkili model ile rassal etkili model ise Hausman testi aracılığıyla karşılaştırılmıştır. Bu testler sonucunda ülkelere özgü etkilerin modelde dikkate alınıp alınmayacağı ve nihai olarak sabit etkili ya da rassal etkili modelden hangisinin tercih edileceği belirlenmiştir.

Tablo 2’de havuzlanmış en küçük kareler, sabit etki ve rassal etki tahmincileri ile elde edilen panel veri modelleri tahmin sonuçları verilmiştir.

Tablo 2. Havuzlanmış EKK, Sabit Etkiler ve Rassal Etkiler Tahmincileri ile Model Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: Dış Ticaret Haddi			
Bağımsız Değişkenler	Havuzlanmış EKK	Sabit Etkiler	Rassal Etkiler
Tasarruf	0.002*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)
İşgücü	0.019*** (0.005)	0.143** (0.062)	0.024** (0.009)
Uluslararası rezervler	-0.014*** (0.004)	-0.012 (0.008)	-0.011* (0.007)
GDP	0.0001 (0.000)	-0.0002 (0.000)	0.0000 (0.000)
Sabit Parametre	1.977*** (0.028)	- -	1.868*** (0.061)

Not. Parantez içindeki değerler standart hataları göstermektedir. *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir. Sabit etkiler modelinde ülkeye özgü sabit etkiler modele dâhil edildiğinden ortak sabit katsayı raporlanmamıştır

Tablo 2’deki bulgulara göre tasarruf oranı üç modelde de pozitif ve %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. İşgücü değişkeni de tüm modellerde pozitif katsayıya sahiptir; havuzlanmış EKK modelinde %1, sabit etkiler ve rassal etkiler modellerinde ise %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Toplam uluslararası rezervler değişkeni havuzlanmış EKK modelinde negatif ve %1 düzeyinde, rassal etkiler modelinde ise negatif ve %10 düzeyinde anlamlıdır; buna karşılık sabit etkiler modelinde istatistiksel olarak anlamlı değildir. Ekonomik büyüme ise her üç modelde de istatistiksel olarak anlamlı

bulunmamıştır. Bu sebeple ekonomik büyüme değişkeni modellerden çıkarılarak modeller tekrar tahmin edilmiştir.

Tablo 3. Ekonomik Büyüme Değişkeni Dışlanarak Tahmin Edilen Panel Veri Model Sonuçları

Bağımlı Değişken: Dış Ticaret Haddi			
Bağımsız Değişkenler	Havuzlanmış EKK	Sabit Etkiler	Rassal Etkiler
Tasarruf	0.002*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)
İşgücü	0.019*** (0.005)	0.144** (0.062)	0.024** (0.009)
Uluslararası rezervler	-0.014*** (0.005)	-0.012* (0.008)	-0.011* (0.007)
Sabit Parametre	1.977*** (0.028)		1.871*** (0.060)

Not: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir. Sabit etkiler modelinde ülkeye özgü sabit etkiler modele dâhil edildiğinden ortak sabit katsayı raporlanmamıştır.

Tablo 3'te elde edilen bulgulara göre, büyüme değişkeni modelden çıkarıldığında, büyüme değişkenini içeren modele göre diğer değişkenlerin katsayı işaret ve büyüklüklerinin genel olarak korunduğu, ve tüm modelleri için gayrisafi yurt içi tasarruf oranı, iş gücü ve toplam uluslararası rezervler değişkenlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu aşamadan sonra, klasik model ve tek faktörlü sabit etkili modellerin karşılaştırılması için F testi, Tek Faktörlü Rassal Etkili Panel Veri Modeli İle Klasik Modelin karşılaştırılması için Breusch–Pagan LM Testi, sabit etkili model ve rassal etkili model tahmincilerinin hangisinin tutarlı olduğunu karşılaştırmak amacı ile de Hausman testi yapılmış ve sonuçlar Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4. Panel Veri Modeli Tahmincilerinin Karşılaştırılması

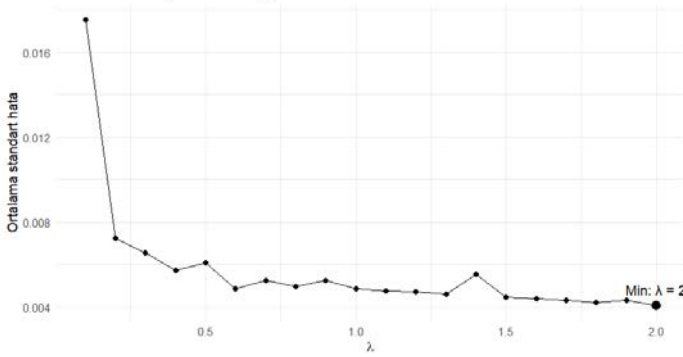
	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
F Testi	11.403***	0.000
Breusch–Pagan LM Testi	492.840***	0.000
Hausman Testi	14.153***	0.003

Tablo 4’te panel veri modellerinin karşılaştırılmasına yönelik test sonuçları sunulmaktadır. F testi, havuzlanmış EKK modeli ile sabit etkiler modelini karşılaştırmaktadır. Test sonucunda elde edilen olasılık değerinin %1 anlamlılık düzeyinden küçük olması, havuzlanmış EKK modelinin uygun olduğuna ilişkin boş hipotezin reddedildiğini göstermektedir. Bu sonuç, ülkelere özgü gözlenemeyen etkilerin modele dâhil edilmesi gerektiğine işaret etmektedir. Breusch–Pagan LM testi ise havuzlanmış EKK modeli ile rassal etkiler modelini karşılaştırmaktadır. Test sonucunda, birim etkilerin standart hatalarının sıfıra eşit olduğunu söyleyen H_0 hipotezi reddedilmekte ve rassal etkili modelin uygun model olduğu sonucuna varılmaktadır. Bu aşamadan sonra sabit etkili modelin parametre tahmincileri ile rassal etkili modelin parametre tahmincileri arasındaki farkın anlamlılığı inceleyen Hausman testi yapılmıştır. Hausman testi sonucunda elde edilen olasılık değeri 0.003’tür. Bu değer %1 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu için rassal etkiler tahmincisinin tutarlı olduğuna ilişkin boş hipotez reddedilmektedir. Dolayısıyla model seçim testleri bir bütün olarak değerlendirildiğinde, çalışmada sabit etkiler modelinin daha uygun olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Yapılan model seçim testleri sonucunda, sabit etkili tahmincinin en uygun tahmin yöntemi olduğuna karar verilmiştir. Bu doğrultuda çalışmaya sabit etkili panel kantil regresyon modeli tahmini ile devam edilmiştir. Çalışmanın önceki versiyonuyla karşılaştırılabilirliği korumak amacıyla ekonomik büyüme değişkeninin dâhil edildiği model Model 1; ekonomik büyüme değişkeninin dışarıda bırakıldığı model ise Model 2 olarak ifade edilmiştir.

Sabit etkili panel kantil regresyon modelinde λ olarak ifade edilen ceza parametresi, ülkelere özgü sabit etkilerin model içerisindeki ağırlığını düzenleyen temel ayar parametrelerinden biridir. Koenker (2004) tarafından geliştirilen panel kantil

regresyon yaklaşımında, sabit etkilerin cezalandırılması özellikle panel veri yapısında gözlem sayısı ve birim etkileri arasındaki denge açısından önem taşımaktadır. Bu çalışmada, Lamarche'nin yaklaşımıyla uyumlu biçimde, farklı λ değerleri için alternatif tahminler yapılmış ve her bir tahminde katsayılarla ilişkin standart hatalar karşılaştırılmıştır. Bu amaçla 0.1 ile 2.0 arasında farklı λ değerleri denenmiş ve her bir λ değeri için Model 1 ve Model 2 ayrı ayrı tahmin edilmiştir. Karşılaştırma ölçütü olarak, sabit parametre hariç açıklayıcı değişkenlerin 25, 50 ve 75. kantillerdeki standart hatalarının ortalaması esas alınmıştır. Ortalama standart hatayı en düşük düzeye indiren λ değeri nihai model tahminlerinde kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar, $\lambda = 2$ değerinin tahmin performansı açısından uygun olduğunu göstermiştir. Bu nedenle çalışmada panel kantil regresyon sonuçları $\lambda = 2$ değeriyle raporlanmıştır. Farklı λ değerlerine göre ortalama standart hataların değişimini gösteren grafik Şekil 1'de, $\lambda = 2$ seçilerek elde edilen panel kantil regresyon modeli sonuçları ise Tablo 5'te sunulmuştur.



Şekil 1. Farklı λ Değerlerine Göre Ortalama Standart Hataların Değişimi.

Tablo 5. Panel Kantil Regresyon Modeli Tahmin Sonuçları

Kantiller	MODEL 1			MODEL 2		
	Q25	Q50	Q75	Q25	Q50	Q75
Sabit	2.003***	1.967***	1.947***	2.006***	1.970***	1.955***
Parametre	(0.051)	(0.048)	(0.062)	(0.051)	(0.046)	(0.059)
Tasarruf	0.002**	0.002**	0.002**	0.002**	0.002**	0.002**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
İşgücü	0.016*	0.013**	0.016**	0.015**	0.013**	0.015**
	(0.009)	(0.006)	(0.008)	(0.007)	(0.006)	(0.007)
Uluslararası rezervler	-0.015*	-0.010	-0.009	-0.015**	-0.010*	-0.009
	(0.008)	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.006)	(0.007)
GDP	-0.000	0.000	0.000	-	-	-
	(0.001)	(0.000)	(0.001)			

Not: Parantez içindeki değerler standart hataları göstermektedir. *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Tablo 5’te elde edilen sonuçlara göre, Model 1 ve Model 2 karşılaştırıldığında, her iki modelde de tasarruf, iş gücü ve uluslararası rezerv katsayılarının aynı yönde ve benzer büyüklükte olduğu, dolayısıyla bu değişkenlere ait bulguların iki model için değişmediği görülmektedir. Son olarak büyüme değişkeninin istatistiksel olarak anlamlı bulunmaması sebebi ile bu değişkenin dahil edilmediği sabit etkili ve sabit etkili panel kantil regresyon modellerinin tahminleri Tablo 6’da verilmiştir.

Tablo 6. Sabit Etkili ve Sabit Etkili Panel Kantil Regresyon Modeli Sonuçları

Bağımlı Değişken: Dış Ticaret Haddi				
Değişken	Sabit Etkiler Modeli	Sabit Etkili Panel Kantil Regresyon Modeli		
		Q25	Q50	Q75
	Katsayı	Katsayı	Katsayı	Katsayı
Sabit Parametre		2.006*** (0.051)	1.970*** (0.046)	1.955*** (0.059)
Tasarruf	0.004*** (0.000)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)
İşgücü	0.144** (0.062)	0.015** (0.007)	0.013** (0.006)	0.015** (0.007)
Uluslararası rezervler	-0.012* (0.008)	-0.015** (0.007)	-0.010* (0.006)	-0.009 (0.007)

Not: Parantez içindeki değerler standart hataları göstermektedir. *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Tablo 6’da verilen sabit etkiler modeli sonuçlarına göre gayrisafi yurtiçi tasarruf oranı dış ticaret haddi üzerinde pozitif ve % 1 anlamlılık düzeyine göre istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahiptir. Panel kantil regresyon sonuçlarına göre de benzer şekilde tasarruf oranı değişkeni her üç kantilde pozitif ve %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu durum, tasarruf oranının dış ticaret hadleri üzerindeki pozitif etkisinin yalnızca ortalama düzeyde değil, dağılımın farklı noktalarında da geçerli olduğunu göstermektedir. İşgücü değişkeni açısından da iki yöntem arasında tutarlı bulgular elde edilmiştir. Sabit etkiler modelinde işgücü katsayısı pozitif ve %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Panel kantil regresyon sonuçlarında da işgücü değişkeni tüm kantillerde pozitif ve %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuç, işgücünün dış ticaret hadleri üzerindeki olumlu etkisinin dağılım boyunca korunduğunu göstermektedir. Uluslararası rezervler değişkeni her iki modelde de negatif katsayıya sahiptir. Sabit etkiler modelinde rezerv değişkeni negatif ve %10 düzeyinde anlamlıdır. Panel kantil regresyon sonuçları ise bu negatif ilişkinin özellikle 25 ve 50. kantillerinde daha belirgin olduğunu göstermektedir. Rezerv değişkeni 25.kantilde %5, 50.kantilde %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı iken en üst kantilde istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bu bulgu, rezervlerin dış ticaret hadleriyle negatif ilişkisinin özellikle dış ticaret haddi dağılımının alt ve orta kesimlerinde daha güçlü olduğunu düşündürmektedir.

Genel olarak değerlendirildiğinde, sabit etkiler modeli ile panel kantil regresyon sonuçları birbirini destekleyen bulgular sunmaktadır. Tasarruf oranı ve işgücü değişkenleri dış ticaret hadleri üzerinde pozitif ve istikrarlı etkiler gösterirken, toplam uluslararası rezervler değişkeni negatif yönlü bir ilişki sergilemektedir. Panel kantil regresyon sonuçları, sabit etkiler modelinden elde edilen ortalama bulguların dağılım boyunca

büyük ölçüde korunduğunu; ancak rezerv değişkeninin etkisinin kantiller arasında farklılaştığını ortaya koymaktadır.

5. SONUÇ

Bu çalışmada OECD ülkelerinde dış ticaret hadlerinin makroekonomik belirleyicileri, 2005–2023 dönemine ait dengeli panel veri seti kullanılarak incelenmiştir. Analiz kapsamına 29 ülke dâhil edilmiş ve toplam 551 gözlem üzerinden tahminler gerçekleştirilmiştir. Dış ticaret haddinin bağımlı değişken olarak kullanıldığı analizde, gayrisafi yurtiçi tasarruf oranı, işgücü, altın dâhil toplam uluslararası rezervler ve ekonomik büyüme oranı açıklayıcı değişkenler olarak modele dâhil edilmiştir. Ekonomik büyüme değişkeninin tüm modellerde istatistiksel olarak anlamlı bulunmaması nedeniyle, bu değişken modelden çıkarılarak analize devam edilmiştir.

Çalışmada öncelikle klasik panel veri modelleri tahmin edilmiş ve model seçim testleri uygulanmıştır. Elde edilen test sonuçları, OECD ülkeleri arasında gözlemlenemeyen ülkeye özgü farklılıkların dikkate alınması gerektiğini göstermiş ve sabit etkili tahmincinin uygun yaklaşım olduğuna işaret etmiştir. Bu nedenle analiz, sabit etkiler modeli temel alınarak yürütülmüş; ardından sabit etkili panel kantil regresyon modeli ile bulgular dağılımın farklı noktaları açısından genişletilmiştir.

Elde edilen bulgular, gayrisafi yurtiçi tasarruf oranı ve işgücü değişkenlerinin dış ticaret hadleriyle pozitif; toplam uluslararası rezervler değişkeninin ise negatif yönlü bir ilişki sergilediğini göstermektedir. Panel kantil regresyon modeli sonuçları, tasarruf oranı ve işgücünün pozitif etkisinin dağılım boyunca büyük ölçüde korunduğunu; buna karşılık uluslararası rezervler değişkeninin negatif etkisinin özellikle alt ve orta kantillerde daha belirgin olduğunu ortaya koymaktadır. Bu sonuçlar, dış ticaret hadlerinin üretim kapasitesi, reel ekonomik

yapı, tasarruf davranışı ve dış finansal koşullar gibi unsurlarla ilişkili olduğunu ortaya koyan literatürle uyumludur (Darity, 1990; Debaere & Lee, 2003; Baxter & Kouparitsas, 2006; Koşan, 2014).

Çalışmanın literatüre temel katkısı, OECD ülkelerinde dış ticaret hadlerinin belirleyicilerini klasik panel veri yaklaşımı ile ortalama etkiler açısından, sabit etkili panel kantil regresyon yöntemiyle ise dağılımsal farklılıklar açısından birlikte incelemesidir. Analizden elde edilen bulgular, OECD ülkeleri için dış ticaret hadlerini iyileştirmeye yönelik politikaların tasarruf kapasitesini, üretim yapısını ve dış finansal dayanıklılığı güçlendiren uzun vadeli makroekonomik politikalarla birlikte ele alınması gerektiğine işaret etmektedir.

Bununla birlikte, çalışmanın bazı sınırlılıkları bulunmaktadır. Analiz, veri erişilebilirliği nedeniyle 2005–2023 dönemi ve 29 OECD ülkesi ile sınırlandırılmıştır. Ayrıca modelde kullanılan değişkenler makroekonomik göstergelerle sınırlı tutulmuş; kur rejimi, dış ticaret kompozisyonu, enerji bağımlılığı ve küresel fiyat şokları gibi ülkeye özgü yapısal unsurlar modele ayrıca dâhil edilmemiştir. Gelecek çalışmalarda ülke grupları, kriz dönemleri veya sektörel dış ticaret yapıları dikkate alınarak yapılacak karşılaştırmalar, dış ticaret hadlerinin belirleyicilerine ilişkin daha kapsamlı sonuçlar sunabilir.

KAYNAKÇA

- Antille, G., & Fontela, E. (2003). The terms of trade and the international transfers of productivity gains. *Economic Systems Research*, 15(1), 3–19. <https://doi.org/10.1080/0953531032000056918>
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data (3rd ed.)*. John Wiley & Sons.
- Baxter, M., & Kouparitsas, M. A. (2006). What can account for fluctuations in the terms of trade? *International Finance*, 9(1), 63–86. <https://doi.org/10.1111/j.1367-0271.2006.00034.x>
- Clark, R., & Cason, T. (2015). Getting on good terms: Examining cross-national variation in the terms of trade 1990–2012. *Sociology of Development*, 1(3), 374–399. <https://doi.org/10.1525/sod.2015.1.3.374>
- Darity, W., Jr. (1990). The fundamental determinants of the terms of trade reconsidered: Long-run and long-period equilibrium. *The American Economic Review*, 80(4), 816–827.
- Debaere, P., & Lee, H. (2003). *The real-side determinants of countries' terms of trade: A panel data analysis* [Mimeo].
- Gandolfo, G. (1987). *The pure theory of international trade*. Springer.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–1271.
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of panel data (2nd ed.)*. Cambridge University Press.
- Koenker, R. (2004). Quantile regression for longitudinal data. *Journal of Multivariate Analysis*, 91(1), 74–89.

- Koenker, R. (2005). *Quantile regression*. Cambridge University Press.
- Koenker, R., & Bassett, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33–50.
- Lamarche, C. (2010). Robust penalized quantile regression estimation for panel data. *Journal of Econometrics*, 157(2), 396–408.
- Koşan, N. İ. (2014). *OECD ülkelerinde dış ticaret hadlerini etkileyen değişkenlerin panel kantil regresyon modelleri ile incelenmesi* [Doktora tezi, Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü]. YÖK Ulusal Tez Merkezi.
- Lee, H., & Kim, H.-H. (2011). The determinants of Korea's terms of trade: The real-side approach. *Journal of East Asian Economic Integration*, 15(4), 1–28.
- Sarkar, P., & Singer, H. W. (1991). The long-run determinants of North-South terms of trade and some recent empirical evidence. *World Development*, 19(11), 1501–1515. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(91\)90009-X](https://doi.org/10.1016/0305-750X(91)90009-X)
- Thirlwall, A. P. (1995). The terms of trade, debt and development: With particular reference to Africa. *African Development Review*, 7(1), 1–34. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8268.1995.tb00063.x>
- Tilton, J. E. (2013). The terms of trade debate and the policy implications for primary product producers. *Resources Policy*, 38(2), 196–203. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2012.12.001>
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press.
- World Bank. (2024). World Development Indicators. Retrieved from <https://data.worldbank.org/>

Viner, J. (1960). *Studies in the theory of international trade*.
George Allen & Unwin.

THE IMPACT OF GREEN TRANSFORMATION AND DIGITALIZATION ON ECONOMIC GROWTH: A PANEL DATA ANALYSIS OF OECD COUNTRIES

Hakan ÖNDES¹

1. INTRODUCTION

Two of the most important transformation processes that have emerged in the global economy in recent years are the green transition and digitalization. Climate change, environmental degradation, energy supply security, and sustainable development goals are leading countries to reshape their economic structures, while rapid advancements in information and communication technologies are accelerating the digitalization of production processes. On the one hand, the goal is to transition to low-carbon economic systems, while on the other hand, efforts are being made to benefit from the efficiency increases offered by digital technologies. This situation has made the green transition and digitalization fundamental components of today's economic policies.

In the early growth literature, capital accumulation and labor force expansion were generally considered the primary sources of economic growth. Later contributions of the neoclassical growth framework, especially Solow (1956), emphasized that increases in capital alone are insufficient to maintain growth over long periods. Afterwards, Romer (1990)

¹ Assist. Prof. Bandırma Onyedi Eylül University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Econometrics, ORCID: 0000-0002-0618-7705.

established the Endogenous Growth Theory, which argued that information, creativity, and R&D operations constitute the key drivers of sustained prosperity and saw technological advancement as a procedure taking place within the economic system. In this regard, digitization is regarded as both a technological advancement and a production strategy that promotes economic expansion.

Enhanced efficiency is the main explanation for how digitalization affects economic expansion. Companies may now improve their production processes, reduce the cost of transactions, and use assets more effectively thanks to the advancement of information and communication technology. Specifically, by raising productivity of all factors, machine learning, big data analysis, the Web of Things, and automated systems promote economic expansion (Brynjolfsson and McAfee, 2014:36). Endogenous development theory states that technical advancements and information production generate beneficial effects that increase the economy's overall output capacity and support long-term prosperity (Romer, 1990:82).

The link among development and the natural world has been reevaluated as a result of economic institutions' environmental challenges. During a long time, there existed a compromise among ecological sustainability and economic expansion, with the argument that environmental restrictions would limit economic activity. Porter and Van der Linde (1995) proposed that environmental regulations need not be viewed solely as a cost factor for firms. They argued that such regulations can encourage innovation, improve resource efficiency, and enhance productivity. This view, commonly referred to as the Porter Hypothesis, suggests that environmental policies may support economic performance through technological improvements and increased competitiveness.

The reorganization of financial operations in accordance with the values of environmentally friendly practices is referred to as "green transformation," a notion that originates at this moment. Programs including boosting the utilization of clean energy, enhancing energy effectiveness, cutting greenhouse gases, and encouraging eco-friendly technology are all part of the "green transformation" (OECD, 2011:44). Modifications in the arrangement of energy sources have an immediate effect on financial results, especially when seen through the lens of energy finance, as energy constitutes one of the essential inputs of the manufacturing cycle. Advances in green energy may have some initial expenses, but over time, they can boost economic expansion by cutting ecological footprints, enhancing the security of the power supply, and reducing reliance on outside sources.

The adverse environmental effects notion is also the theoretical cornerstone of sustainable revolution. Among the main reasons the market system cannot guarantee efficient use of resources on its own is environmental damage. The societal costs of doing business are heightened by adverse effects like greenhouse gases and environmental deterioration. From this perspective, sustainable economic growth depends not only on economic efficiency but also on the extent to which environmental costs are reflected in prices and resources are utilized more effectively (Stern, 2008:18). This strategy demonstrates that the green transformation is a procedure that may boost profitability in addition to being an environmental requirement.

A significant approach that has gained attention in the literature in recent years is that green transformation and digitalization are complementary processes. Through advanced monitoring and data-processing capabilities, digital technologies help firms use resources more efficiently while supporting improvements in energy management and production

performance. Smart energy grids, AI-powered energy management systems, and digital monitoring mechanisms increase energy efficiency while contributing to the reduction of carbon emissions. Therefore, digitalization is considered a complementary element that enhances the effectiveness of the green transformation (George, et al. 2021:1008). At the same time, the shift toward environmentally sustainable production practices creates new opportunities for digital technologies, thereby supporting the broader development of the digital economy.

OECD countries are among the leading economies in both digitalization and green transformation processes. These nations offer as important models for the application of sustainable growth methods because of their sophisticated financial structures, technologically advanced facilities, and environmentally friendly legislation. Specifically, the European Green Deal, zero-carbon financial objectives, and digital change tactics help OECD nations concurrently progress these two transformation procedures (OECD, 2024: 55).

Focusing on OECD countries, this study analyzes the relationship between green transformation, digitalization, and economic growth. By jointly considering environmental and technological dimensions, it seeks to contribute to the existing growth literature. The rest of the study is organized into literature, methodology, findings, and conclusion sections.

2. LITERATURE REVIEW

The interactions among green transformation, digitalization, and economic growth have attracted considerable attention from researchers, particularly with the growing emphasis on sustainability and technological change. Studies in this area can generally be grouped into three categories. The first

category concentrates on the connection among economic development and ecological sustainability metrics, innovative green technologies, and renewable power utilization. The second category looks at how digital transformation affects output, efficiency, and prosperity. The third section examines whether technological advances aid in the method of green expansion as it pertains to digitalization and environmental conversion.

Apergis and Payne (2010) carried out a few of the initial investigations on the connection among economic progress and environmental conversion. The authors examined the link among green energy usage and prosperity in OECD nations employing panel data based techniques, and they found a long-term association. This study is important in the literature because it shows how consumption of solar energy and growth patterns, particularly in OECD nations, are related.

Inglesi-Lotz (2016) analyzed the energy-growth nexus in OECD countries through panel data analysis. The empirical results suggested that the expansion of renewable energy use supports economic growth. This result shows that expenditures in green energy are crucial for both economic success and ecological viability.

Bhattacharya et al. (2016) looked at how consumption of green energy affected economic expansion in a few chosen nations and discovered that while the effects differed by national category, it did help growth in some. This finding demonstrates that the economic effects associated with green transformation can differ based on a nation's organizational capabilities, power framework, and degree of development.

The link among energy use and economic expansion in OECD nations was examined by Gozgor et al. (2018), who demonstrated that energy usage is a key factor in the process of prosperity. According to this study, energy use is strongly

correlated with success in growth because of both its environmental component and the fact that it is a fundamental input of the manufacturing method.

Chen et al. (2020) investigated the growth effects of renewable energy consumption through a threshold analysis framework. They found that this impact does not appear linear and could differ according on national circumstances. This result suggests that depending on a nation's economic structure, the impact of sustainable migration initiatives on economic progress may vary.

Applying panel threshold regression, Wang and Wang (2020) investigated the association among green power consumption and economic development in OECD nations and discovered that this impact differed according to parameters including energy magnitude, urbanization rate, and standard of living. These findings suggest that the contribution of green transformation to economic growth is influenced by country-specific or structural factors.

Ivanovski et al. (2021) analyzed how different forms of energy consumption, including renewable and non-renewable sources, are associated with economic growth by applying non-parametric techniques. The results demonstrate that various sources of energy may have distinct impacts on economic expansion and that taking advantage of green energy has substantial long-term expansion prospects.

In 36 OECD nations, digitization, sustainable innovation, and green power promote a sustainable environment, according to Karlilar, Balcilar, and Emir (2023). This result shows that digitization may contribute to the environmental change process in a beneficial way.

The advent of digital technology has a favorable lasting influence on economic expansion in G20 nations, as proven by

Jangid et al. (2024). This result shows that modern technology may help nations with various stages of progress grow.

According to Ağan (2024), digitization affects quality of life and sustainable development in 38 OECD nations. Since it concentrates on the connection among modernization and green change in OECD nations, this investigation is important.

In a panel data study spanning 140 nations, Zheng and Zhang (2025) investigated how automation affected the rise of green power. The study, which employed a fixed effects model for the years 2003–2020, found that digitisation had a favorable influence on the advancement of green power. The evidence indicates that technological innovation is an important driver of renewable energy expansion and ongoing changes within energy markets.

While the effects of renewable energy and digitalization on economic growth have been widely investigated, studies on the digitalization–green transformation nexus have mainly emphasized environmental outcomes rather than growth performance.

This study differs from previous research by analyzing the impacts of green transformation and digitalization on economic growth within a unified framework for OECD countries. Using renewable energy consumption and internet usage as proxies, it jointly evaluates the environmental and technological drivers of sustainable growth.

3. DATA SET, MODEL AND METHOD

This study examines the effects of green transformation and digitalization on economic growth using OECD countries as an example. Annual data from OECD member countries are used in the analysis. The analysis used annual data from 2005–2024.

The final dataset, created considering data accessibility and the common observational structure of the variables, consists of balanced panel data from 37 OECD countries. The main reason for this is that data access on digitalization indicators has become more consistent for OECD countries, especially in the period after 2005. Furthermore, since some variables for 2025 have not yet been published for all OECD countries, the analysis has been limited to 2024. The dataset is a balanced panel structure consisting of observations from each country throughout the period.

One measure of prosperity is the real gross domestic product (gdp) per capita. Internet access frequency (dig) is selected as digitalization metric, while clean energy usage (ren) is selected as the environmentally friendly conversion factor. The model also incorporates labor force involvement (lab) and fixed capital creation (gcf), two significant variables that influence economic progress.

To mitigate potential heteroscedasticity arising from differences in measurement scales and to allow the estimated coefficients to be interpreted in elasticity terms, the natural logarithms of GDP per capita, gross fixed capital formation, and labor force were employed. Renewable energy consumption and internet usage variables were kept in their original percentage form, as they are already expressed as ratio-based indicators.

Table 1. Variables and Data Sources

Variable	Abbreviation	Source
Real GDP per capita	lngdp	World Bank
Use of Renewable Energy	ren	World Bank
Internet Usage Rate	dig	World Bank
Gross Fixed Capital Formation	lngcf	World Bank
Labor Force	lnlab	World Bank

In order to examine how economic growth is affected by green transformation and digitalization, the following panel data model was established for the study:

$$\ln gdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 ren_{it} + \beta_2 dig_{it} + \beta_3 lngcf_{it} + \beta_4 lnlab_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

In this case, (i) stands for OECD nations ($i=1,2,\dots,N$), and (t) for time ($t=1,2,\dots,T$). The constant term is denoted by β_0 , whereas the long-term coefficients of the corresponding independent variables are represented by $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ and β_4 . The error term, ε_{it} , represents additional components that are not part of the model.

In accordance with theoretical and empirical studies, the anticipated values for the model's coefficients have been established. It is anticipated that the variable reflecting renewable energy consumption (ren) will have a positive coefficient β_1 . This is primarily because using renewable energy boosts the security of the energy supply, lessens reliance on outside sources, and promotes economic growth by decreasing production costs over time. However, due to their high initial costs, some research suggest that investments in renewable energy may have limited or detrimental benefits on growth in the short term. Nonetheless, the long-term impact is anticipated to be favorable in nations with advanced renewable energy infrastructure, such as those in the OECD.

It is also anticipated that the coefficient β_2 for the variable corresponding to digitization (dig) would be positive. According to endogenous growth theory, advancements in information and communication technologies increase productivity, reduce transaction costs, and encourage innovation. Therefore, digitalization is considered one of the important determinants of economic growth. However, due to high investment costs, digital

inequalities, and adaptation costs, digital transformation may have limited effects in some economies in the short term.

The coefficient β_3 for the variable representing fixed capital formation (Inpcf) is expected to be positive. According to Solow's (1956) growth model, capital accumulation is one of the fundamental factors that increase production capacity. Increased funding is thus expected to promote economic expansion.

The coefficient β_4 for the variable representing labor (Inlab) is also expected to be positive. An increase in labor, a fundamental input in the production process, can boost production volume and economic activity, all other things being equal. Therefore, a positive relationship is expected between labor and economic growth.

In this study, panel data analysis techniques were used during the analysis phase. To determine the appropriate econometric method for panel data analysis, cross-sectional dependence tests were first applied. Given the increasing economic, financial, and trade integration between countries today, shocks occurring in one country can affect other countries as well. Therefore, determining whether there is dependence between countries is of great importance in panel data analysis. The CD test created by Pesaran (2004) and the LM test created by Breusch and Pagan (1980) were utilized for this.

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (2)$$

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \quad (3)$$

The time dimension is denoted by T in Equation (2), the number of cross-sectional nations is denoted by N, and the correlation coefficient between the error components of countries (i) and (j) is represented by $\hat{\rho}_{ij}$. The null hypothesis in the LM test asserts that cross-sectional dependency does not exist. The null hypothesis is rejected and

it is determined that there is cross-sectional dependency in the panel if the probability value derived from the test result is significant.

Cross-sectional dependency is also tested using the CD test, which is provided in Equation (3). The mean correlation between the error terms serves as the foundation for the test statistic. The null hypothesis in the CD test similarly asserts the absence of cross-sectional dependency. The presence of cross-sectional dependency resulting from shared shocks or reciprocal interactions between nations is shown by a significant test statistic. In the later phases of the study, second-generation panel data techniques should be applied if cross-sectional dependency is found.

The Delta Homogeneity Test, created by Pesaran and Yamagata (2008), was used to assess if the model coefficients were consistent across nations after the cross-sectional dependency results. When choosing the unit root and cointegration techniques to employ in the analysis, the results of the homogeneity test are crucial.

$$\Delta = \sqrt{N} \left(\frac{\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right), \quad \Delta_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{\tilde{S} - E(\tilde{S})}{\sqrt{\text{Var}(\tilde{S})}} \right) \quad (4)$$

N is the number of cross-sections, k is the number of explanatory variables in the model, and \tilde{S} is the homogeneity test statistic created by Swamy (1970) in Equation (4). To determine if the coefficients in the panel data model are homogenous across nations, Δ and Δ_{adj} statistics are employed.

The test's alternative hypothesis is that the coefficients are heterogeneous, whereas the null hypothesis is that they are homogeneous. The null hypothesis is rejected and it is determined that the coefficients vary between nations if the resulting probability value is significant. On the other hand, the fact that the null hypothesis cannot be rejected suggests that the coefficients are consistent throughout the panel. The unit root,

cointegration, and long-term coefficient estimate techniques that will be applied in the latter phases of panel data analysis depend on the homogeneity test results (Pesaran and Yamagata, 2008:64).

Examining the stationarity characteristics of the series by separating the common and country-specific components is crucial given the high degree of economic integration and shared macroeconomic shocks among OECD nations. As a result, Reese and Westerlund's (2016) PANICCA test was employed. By analyzing common elements and country-specific components in the series independently, the PANICCA approach an enhanced version of the PANIC technique created by Bai and Ng (2004) allows for stationarity analysis. In this regard, panels with a high degree of economic integration, as those in the OECD, have more dependable results.

$$Y_{it} = D_{it} + \lambda'_i F_t + e_{it} \quad (5)$$

Here, Y_{it} represents the observed series, D_{it} represents the deterministic components (constant and trend), F_t represents the cofactors, λ represents the factor loadings and e_{it} represents the country-specific error component.

This method starts by breaking down the series into its distinctive and common elements. The shared factors and the country-specific components are then subjected to independent unit root tests. This enables us to identify whether nation-specific dynamics or common shocks are the cause of stationarity. The alternative hypothesis in the PANICCA test asserts that the series is stationary, whereas the null hypothesis asserts that the series has a unit root. Cointegration analysis is carried out after determining the degree of integration of the variables based on the test findings (Reese and Westerlund, 2016:971).

The common factor panel cointegration technique, which was created by Gengenbach, Urbain, and Westerlund (2016), was

employed after panel unit root analyses to look at the possibility of a long-term link between variables. This approach was primarily chosen due to the high degree of economic interconnectedness among OECD nations and their vulnerability to similar macroeconomic shocks. The COVID-19 pandemic, energy price changes, global financial crises, and worldwide economic events can all have comparable economic repercussions on OECD nations. This circumstance can lower the trustworthiness of findings from conventional cointegration tests and cause cross-sectional dependency in panel data models.

The Gengenbach, Urbain, and Westerlund (GUW) (2016) approach considers unobservable factors that act in common among countries when analyzing the cointegration relationship. Therefore, by excluding the impacts resulting from common causes, the long-term relationship between variables may be investigated. This feature constitutes one of the most important advantages of the method.

The basic model of the method is expressed as follows:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i' X_{it} + \lambda_i' F_t + u_{it} \quad (6)$$

The dependent variable in this model is denoted by Y_{it} , the vector of dependent variables by X_{it} , the country-specific fixed effects by α_i , the unobservable common factors impacting all nations by F_t , the common factor loadings by λ , and the error term by u_{it} . There is no long-term cointegration connection between the variables, according to the test's null hypothesis. According to the alternative hypothesis, there is a cointegration connection between the variables and they move together over time. The CUP-FM and CUP-BC estimators are used to determine the long-term coefficients if a cointegration connection is found.

The primary goal of the model is to determine the long-term relationship between variables by considering factors that act in concert across countries. This allows for the control of

deviations that may arise from common influences such as global economic shocks, energy prices, and financial crises (Gengenbach et al. 2016:996).

4. FINDINGS

The variables' correlational analysis findings and descriptive statistics are initially shown in this chapter. To choose the optimal econometric technique for panel analyzing data, cross-sectional dependency and homogeneity tests are then carried out. The next phase is to utilize the PANICCA panel unit root test to assess the stationarity characteristics of the variables. Once the series' level of integration has been established, the Gengenbach, Urbain, and Westerlund (2016) panel cointegration method is used to determine whether a long-term connection exists. Lastly, the CUP-FM and CUP-BC estimator are used to extract and interpret long-term coefficients if a cointegration connection is found.

The study used a balanced panel dataset consisting of 37 OECD countries for the period 2005–2024. Analyses were performed on a total of 740 observations. Significance levels of 1%, 5%, and 10% were used in the evaluation of the findings.

Table 2 shows descriptive data for the research's variables. The real per capita income variable (lngdp) has a mean score of 10.286, according to the data. Significant variations in financial status across OECD nations are indicated by the gap between the lowest and highest numbers.

The average value of the renewable energy consumption (ren) variable was calculated as 21.87%. However, the fact that the minimum value is 0.90% and the maximum value is 83.60% reveals that the levels of renewable energy use vary considerably among OECD countries. This scenario demonstrates how certain

nations are still heavily reliant on petroleum-based products, while others have evolved to sophisticated phases of the energy revolution.

It turned out that the mean internet utilization percentage (dig), which stands for computerization, was 77.20%. This outcome demonstrates that OECD nations have usually robust digital networks. Nonetheless, there are notable variations in the degree of digitalization among nations, particularly in the initial years of the sample duration, as seen by the large spread among the lowest and highest numbers.

Results pertaining to labor force (lnlab) and fixed capital formation (lngcf) factors also show that the monetary scale and output capacity of OECD nations vary widely. In general, the variables' enough variation suggests that the data architecture is appropriate for panel data evaluation.

Table 2. Descriptive Statistics

	lngdp	ren	dig	lngcf	lnlab
Mean	.10.286	21.871	77.198	26.679	15.668
Median	10.485	17.250	82.520	26.557	15.423
Std. Dev.	0.696	16.452	18.085	2.803	1.506
Min.	8.402	0.900	11.007	22.008	12.073
Max.	11.630	83.600	99.769	34.133	18.976
Skewness	-0.374	1.410	-1.237	0.743	-0.166
Kurtosis	2.344	5.177	4.093	3.231	2.677
Jarque-Bera	30.588	387.274	223.688	69.238	6.720
(Prob.)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.035)

Statistical descriptions for the research's factors are shown in Table 2. Analyzing the data shows that OECD nations differ significantly in regard to per capita income, usage of green energy, and degrees of digitization. In particular, the wide difference between the minimum and maximum values of the renewable energy consumption variable indicates that the green transition performance of countries exhibits a heterogeneous structure. Skewness coefficients show that the ren and lngcf

variables have a right-skewed distribution, while the lngdp, dig, and lnlab variables have a left-skewed distribution. Certain variables have an increasingly pointy distributed than a normal distribution, according to kurtosis levels. All of the variables' probabilities fall under the 5% significance level, based to the Jarque-Bera test findings. This suggests that the premise of a normal distribution is not met by the series. However, this finding does not raise an issue with the studies' application because panel data analysis does not strictly need the assumption of a normal distribution.

Correlation study was used to determine the direction and magnitude of a linear connection among the parameters after descriptive statistics. In addition to giving data on a possibility of multicollinearity, coefficients of correlation offer a first evaluation of the connection between each variable. Table 3 displays the variables' correlation coefficients.

Table 3. Correlation Matrix

Variable	lngdp	ren	dig	lngcf	lnlab
lngdp	1.000				
ren	0.069 (0.000)	1.000			
dig	0.634 (0.025)	0.232 (0.017)	1.000		
lngcf	-0.178 (0.044)	-0.095 (0.036)	-0.078 (0.000)	1.000	
lnlab	-0.130 (0.016)	-0.521 (0.033)	-0.167 (0.000)	0.587 (0.000)	1.000

Note: The values in parentheses are probability values.

Examining the correlation analysis results in Table 3, a positive and moderate relationship is observed between real per capita income (lngdp) and the digitalization indicator (dig) ($r=0.634$). This finding indicates that per capita income tends to be higher in OECD countries with higher levels of digitalization. The positive but relatively low correlation coefficient between renewable energy consumption (ren) and economic growth

($r=0.069$) suggests that this relationship may not be explained by simple pairwise relationships and requires more comprehensive econometric analysis.

When examining the correlation coefficients between the independent variables, the highest correlation is observed between $\ln gcf$ and $\ln lab$ ($r=0.587$). However, the absolute value of no correlation coefficient exceeds 0.80. This implies the variables lack a significant multicollinearity problem. Therefore, it is considered that using the variables within the same model does not create a significant econometric problem.

To identify the most effective econometric techniques for panel data evaluation, cross-sectional dependency and homogeneity checks were carried out. Table 4 presents conclusions.

Table 4. Cross-Section Dependence and Homogeneity Test Results

Test	Statistics	Probability
LM	1248.632	0.000
CD	21.574	0.000
Δ	8.416	0.000
Δ_{adj}	9.027	0.000

The probability estimates of the Breusch-Pagan LM and Pesaran CD assays are statistically important at the threshold of 1% significance when the data in Table 4 are analyzed. The null assumption, which asserts as there's no cross-sectional dependency, is disregarded in considering this conclusion. As a result, it is determined that OECD nations exchange disturbances and communicate with each other. The outcome demonstrates how OECD nations may be equally affected by variables that include monetary crises, changes in energy trade, and efforts to transform themselves digitally.

Both the Delta and Adjusted Delta statistics are significantly different at the 1% significance straight, in accordance with a review of the homogeneity results from tests.

As a result, it is determined that the coefficients of the model vary among nations and contradicts the null assumption, which claims that parameters are homogenous. In essence, the impact of digitization and green change on prosperity varies among OECD nations.

In the later phases of the investigation, it was decided to employ second-generation panel data methodologies because of the identification of cross-sectional dependency and heterogeneity. Thus, the PANICCA panel unit root examination was used to assess the stationarity characteristics of the variables.

Table 5. PANICCA Unit Root Test Results

Variable	Pa	Pb	PMSB
lngdp	0.746 (0.817)	1.185(0.914)	2.067 (0.996)
dlnngdp	3.446 (0.033)	4.117(0.026)	7.114(0.000)
ren	1.147(0.624)	2.003(0.747)	2.165(0.881)
dren	4.178 (0.028)	5.118 (0.015)	6.318 (0.007)
dig	-0.843 (0.605)	-1.671 (-0.713)	-1.834 (-0.553)
ddig	-3.515(0.006)	-4.983 (0.000)	-6.923 (0.000)
lngcf	0.928 (0.814)	0.814 (0.702)	1.199 (0.406)
dlnngcf	2.117 (0.046)	3.908 (0.016)	6.914 (0.000)
lnlab	-1.460 (0.716)	-1.077 (0.644)	-1.917 (0.459)
dlnlab	-9.432(0.000)	-10.046 (0.000)	-11.188 (0.000)

Note: The variables have both constant and trending structures. The values in parentheses are probability values.

All factors are non-stationary in values but acquire stationary in their initial differences, suggesting an I(1) procedure, pursuant to the PANICCA panel unit root analysis outcomes shown in Table 5. Panel cointegration method was used to examine the variables' enduring connection since they are integrated in the identical sequence.

The Gengenbach, Urbain, and Westerlund (GUW) (2016) panel cointegration assessment was used to examine if there exists a lasting connection among the variables once it was shown that they correspond to I(1). Table 6 displays the findings.

Table 6. GUV Cointegration Test Results

Statistics	Coefficient	T-bar stat	p-value
ECT	-0.449	-3.806	≤ 0.01

A persistent link between the variables is confirmed by the results in Table 6, where the ECT factor is negative and statistically significant (ECT=-0.449). According to the coefficient, approximately 44.9% of short-run aberrations are removed in the next period. The CUP-FM and CUP-BC techniques were used to determine long-run coefficients once cointegration was confirmed (Table 7).

Table 7. Long-Term Coefficient Estimation Results for CUP-FM and CUP-BC

Dependent Variable: lngdp		
Variable	CUP-FM	CUP-BC
Constant	1.446(0.017)	1.128 (0.022)
ren	0.951 (0.035)	0.892 (0.047)
dig	1.117 (0.014)	1.208 (0.019)
lngcf	0.335 (0.000)	0.382(0.000)
lnlab	1.007 (0.028)	0.994 (0.035)

Note: The values in parentheses are probability values.

Table 7's findings show that labor force participation, digitization, fixed capital creation, and green energy consumption all have favorable and statistically significant effects on economic expansion. Digitization has the most effect of these factors. The robustness of the results is further supported by the uniformity of the CUP-FM and CUP-BC estimations.

In general, the findings align with studies that have been documented in the published works. The positive effect of energy from renewable sources on economic expansion supports the results of Apergis and Payne (2010), Inglesi-Lotz (2016), Gozgor et al. (2018), and Ivanovski et al. (2021), which shown that the utilization of sustainable energy promotes expansion in OECD

countries. In a similar vein, Jangid et al. (2024) demonstrated that digital technologies enhance economic performance, which is consistent with the positive and substantial impact of the digitalization variable. In addition, the findings presented by Karlilar, Balcilar and Emir (2023), Ağan (2024), and Zheng and Zhang (2025) show that digitalization supports not only economic growth but also green transformation processes. In this context, the results obtained from the study reveal that digitalization and green transformation policies in OECD countries are complementary processes and are among the important determinants of long-term economic growth.

5. CONCLUSION

This study examines the effects of green transformation and digitalization on economic growth using a balanced panel dataset of 37 OECD countries for the period 2005–2024. The analysis investigates the effects of renewable energy consumption and digitalization indicators on economic growth, controlling for capital accumulation and labor force variables. The study first applied cross-sectional dependence and homogeneity tests, revealing common shocks among OECD countries as well as country-specific differences. As a result, the analysis employed second-generation panel data approaches. The variables did not remain immobile at their baseline value, but they remained stationary when their initial differences were calculated, according to the PANICCA panel unit root analysis outcomes. Gengenbach, Urbain, and Westerlund (2016) found a lasting connection among the variables through additional cointegration analyses..

Long-term coefficients obtained using CUP-FM and CUP-BC estimators indicate that renewable energy consumption, digitalization, fixed capital formation, and labor force variables

have positive and statistically significant effects on economic growth. The findings reveal that digitalization and the use of renewable energy are among the key factors supporting economic performance in OECD countries. This result is significant because it shows that economic growth and environmental sustainability goals do not necessarily contradict each other, but rather can support each other through appropriate policies. At the same time, the positive effects of capital accumulation and labor on growth demonstrate that factors of production maintain their importance in the economic growth process.

Based on these findings, several policy recommendations can be developed. First, increasing investments in renewable energy in OECD countries will not only contribute to achieving environmental goals but also support long-term economic growth. Thus, it is essential to improve incentive systems for clean energy sources like wind, hydropower, solar power, and others. Second, it is imperative to boost expenditures in digital infrastructure and promote the incorporation of digital technology into manufacturing processes. The Internet of Things, cloud computing, big data analytics, and artificial intelligence in particular may greatly boost economic development through higher productivity.

Moreover, instead of being tackled separately, modernization and sustainable transformation approaches must to be part of a unified structure. Increasing energy efficiency, optimizing energy usage, and better controlling renewable energy sources are all made possible by technological advances. Thus, it is imperative that regulators take into account both ecological transformation aims and conventional digitization tactics. Lastly, educational and competency-building programs should receive more attention in order to produce the skilled labor force needed for the processes of online and ecological change. Both the

viability rapid long-term prosperity and the quickness of technological transition will be made possible by this.

In general, the research's conclusions demonstrate that standardization and green change are important factors influencing economic development in OECD nations. In order to achieve both ecological sustainability and economic expansion objectives concurrently, it is essential to boost investments in green energy, promote a digital shift, and manage both of these procedures within a broad legal structure.

REFERENCES

- Ağan, B. The Role of Digitalization, Industrialization and Green Innovation in the Green Growth Process: A GMM Panel VAR Approach. *The Eurasia Proceedings of Science, Technology, Engineering & Mathematics (EPSTEM)*, 27, 228-238. <https://doi.org/10.55549/epstem.1518567>
- Apergis, N. and Payne, J. E. (2010). Renewable energy consumption and economic growth: Evidence from a panel of OECD countries. *Energy Policy*, 38(1), 656–660. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.09.002>
- Bai, J. and Ng, S. (2004). A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration. *Econometrica*, 72(4), 1127-1177. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2004.00528.x>
- Bhattacharya, M., Paramati, S.R., Öztürk, İ. and Bhattacharya, S. (2016). The effect of renewable energy consumption on economic growth: Evidence from top 38 countries, *Applied Energy*, 162, 733-741. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2015.10.104>
- Breusch, T. C. and Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 49 (1), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Brynjolfsson, E. and McAfee, A. (2014). *The second machine age: Work, progress, and prosperity in a time of brilliant technologies*. New York, NY: W. W. Norton & Company.
- Chen, C. Pınar, M. and Stengos, T. (2020). Renewable energy consumption and economic growth nexus: Evidence from

- a threshold model. *Energy Policy*, 139, 1-13.
<https://doi.org/10.1016/j.enpol.2020.111295>
- George, G., Merrill, R. K. and Schillebeeckx, S. J. D. (2021). Digital sustainability and entrepreneurship: How digital innovations are helping tackle climate change and sustainable development. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 45(5), 999–1027.
<https://doi.org/10.1177/1042258719899425>
- Gengenbach, C., Urbain, J.P. and Westerlund, J. (2016). Error Correction Testing in Panels with Common Stochastic Trends. *Journal of Applied Econometrics*, 31(6), 982-1004. <https://doi.org/10.1002/jae.2475>
- Gozgor, G., Lau, C.K.M. and Lu, Z. (2018). Energy consumption and economic growth: New evidence from the OECD countries. *Energy*, 153, 27-34.
<https://doi.org/10.1016/j.energy.2018.03.158>
- Inglesi-Lotz, R. (2016). The impact of renewable energy consumption to economic growth: A panel data application. *Energy Economics*, 53, 58-63.
<https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.01.003>
- Ivanovski, K., Hailemariam, A. and Smyth, R. (2021). The effect of renewable and non-renewable energy consumption on economic growth: Non-parametric evidence. *Journal of Cleaner Production*, 286, 1-15.
<https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.124956>
- Jangid, H., Bal, D.P. and Debata, B. (2024). Digitalisation and Economic Growth in G-20 Countries: A Panel ARDL Analysis. *Journal of Technology Management & Innovation*, 19(4), 18-31.
<http://dx.doi.org/10.4067/S0718-27242024000400018>

- Karlılar, S., Balcılar, M. and Emir, F. (2023). Environmental sustainability in the OECD: The power of digitalization, green innovation, renewable energy and financial development. *Telecommunications Policy*, 47(6), 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2023.102568>
- OECD. (2011). *Towards green growth*. Paris: OECD Publishing.
- OECD. (2024). *OECD digital economy outlook 2024*. Paris: OECD Publishing.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. CESifo Working Papers No. 1233, 255-260. <https://docs.iza.org/dp1240.pdf>
- Pesaran, M. H. and Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142 (1), 50-93. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>
- Porter, M. E. and Van der Linde, C. (1995). Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 97-118. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.97>
- Reese, S. and Westerlund, J. (2016). Panicca: Panic on Cross-Section Averages. *Journal of Applied Econometrics*. 31(6), 961-981. <https://doi.org/10.1002/jae.2487>
- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2), 71-102. <https://doi.org/10.1086/261725>
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94. <https://doi.org/10.2307/1884513>

- Stern, N. (2008). The Economics of Climate Change. *American Economic Review*, 98(2), 1-37. <https://doi.org/10.1257/aer.98.2.1>
- Swamy, P.A.V.B. (1970). Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model. *Econometrica*, 38(2), 311-323. <https://doi.org/10.2307/1913012>
- United Nations. (2015). *Transforming our world: The 2030 agenda for sustainable development*. New York, NY: United Nations.
- Wang, Q. and Wang, L. (2020). Renewable energy consumption and economic growth in OECD countries: A nonlinear panel data analysis. *Energy*, 207, 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.118200>
- Zheng, M. and Zhang, X. (2025). Digitalization and renewable energy development: Analysis based on cross-country panel data. *Energy*, 319, 1-13. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2025.135077>

EKONOMETRİ ALANINDA AKADEMİK TARTIŞMALAR

yaz
yayınları

YAZ Yayınları
M.İhtisas OSB Mah. 4A Cad. No:3/3
İscehisar / AFYONKARAHİSAR
Tel : (0 531) 880 92 99
yazyayinlari@gmail.com • www.yazyayinlari.com