

Makale Geliş Tarihi: 07.11.2022

Araştırma Makalesi

Makale Kabul Tarihi:29.11.2022

**TÜRKİYE'DE EKONOMİK KARMAŞIKLIK İNDEKSİ (ECI) VE DOĞRUDAN
YABANCI YATIRIM İLİŞKİSİ
THE RELATIONSHIP BETWEEN ECONOMIC COMPLEXITY INDEX (ECI) AND
FOREIGN DIRECT INVESTMENT IN TURKEY**

Ömer DORU¹

ÖZET

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde ekonomik karmaşıklık ve doğrudan yabancı yatırım (DYY) girişleri arasındaki ilişkinin analizi amaçlanmıştır. 1995-2020 yılları arasındaki dönemin baz alındığı çalışmada eş-bütünleşme ve nedensellik analizi yapılmıştır. Değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi tespit edilmiş olup uzun dönem katsayıların tespiti için FMOLS, DOLS ve CCR analizleri yapılmıştır. Buna göre DYY girişlerinin, ticari açıklık oranının ve patent başvuru sayılarının ekonomik karmaşıklık üzerinde pozitif ve istatistiki olarak anlamlı etkisi olduğu tespit edilmiştir. Granger nedensellik analizi sonuçları ise ekonomik karmaşıklık değişkeninden DYY değişkenine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Ekonomik karmaşıklık, DYY, Eş-bütünleşme, FMOLS, Granger Nedensellik

ABSTRACT

In this study, it is aimed to analyze the relationship between economic complexity and foreign direct investment (FDI) inflows in the Turkish economy. Co-integration and causality analysis were carried out in the study based on the period between 1995-2020. The cointegration relationship between the variables was determined, and FMOLS, DOLS and CCR analyzes were performed to determine the long-term coefficients. Accordingly, it has been determined that FDI inflows, trade openness rate and number of patent applications have a positive and statistically significant effect on economic complexity. Granger causality analysis results

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Mardin Artuklu Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, omerdoru@artuklu.edu.tr, ORCID: <https://orcid.org/0000-00018119-4908>

show that there is a one-way causality relationship from economic complexity variable to FDI variable.

Keywords: Economic Complexity, FDI, FMOLS, Granger Causality

1. GİRİŞ

Uluslararası işbölümü ve uzmanlaşmaya dayalı klasik büyüme modeli geçen yüzyılda ülkeler arasında oluşan büyük gelir farklılıklarını açıklamada yetersiz kalmıştır. Bu süreçte emek verimliliği, sürdürülebilirlik ve bilgi değişkenlerini kullanan üretim fonksiyonlarının ön plana çıktığı görülmektedir. Bilgi öncelikle işgücünü; yabancı firmalardan bilgi ve teknoloji aktarma ile diğer sektörlerden teknik bilgiyi uyarlama konusunda nitelikle hale getirir. Bunun yanında bilgi aynı zamanda ekonomik karmaşıklığı arttıran önemli bir unsur olarak görülmektedir (Ferraz vd, 2018). Hidalgo ve Hausmann (2009), ülkeler arasındaki gelişmişlik düzeyindeki farklılıkların genel belirleyicisi olarak gördükleri ülkelerin ve ürünlerin bilgi düzeylerini açıklayan Ekonomik Karmaşıklık (EC) kavramını ortaya atmışlardır. Hausmann vd. (2013) “üretken bilgi/beceri” kavramını, bireysel bir olgunun ötesinde kolektif bir olgu olarak değerlendirmektedir. Dolayısıyla gelişmiş ekonomiler, bilgiyi toplumun birçok üyesi arasında dağıttığı için büyük miktarlarda üretken bilgi biriktirmektedirler. Bu nedenle bireysel uzmanlaşma ulusal ve küresel düzeyde çeşitlilik doğurarak daha karmaşık ve değerli ürünler üretmek için birleştirilebilmektedir.

Bir ülkenin üretim yapısında gerçekleşen bilgi miktarını ve çeşitliliğini ölçmek için Hidalgo ve Hausmann (2009), “Ekonomik Karmaşıklık İndeksi (ECI)” adı verilen ayrıntılı bir ölçüt geliştirerek günümüz ekonomileri arasındaki gelir farklılıklarının bir belirleyicisi olarak açıklanabileceğini ifade etmektedirler. İndeks bilgi düzeyi ve çeşitliliği ölçmek için ülkelerin ihracat yapısındaki iki boyuta vurgu yapmaktadır. Birinci boyut, ihracat sepetindeki ürünlerin çeşitliliği (sayısı) iken diğeri ise sepetteki ürünleri ihraç eden ülke sayısıdır (Breitenbach, 2022). Ekonomik karmaşıklığı ekonomik büyüme için yeni bir model olarak sunan bu makalenin yayınlandığı günden bu yana ekonomik karmaşıklık iktisat literatüründe önemli bir yer edinmeye başlamıştır. Yapılan ampirik çalışmaların tamamına yakınında ekonomik karmaşıklığın ekonomik büyümenin belirleyicisi olduğuna dair ekonometrik kanıtlar sunulmuştur (Hidalgo ve Hausmann, 2009; Hausmann vd., 2014; Hausmann vd., 2016; Ferrarini ve Scaramozzino, 2016; Lapatinas, 2016; Özgüzer ve Binatlı, 2016; Zhu ve Li, 2016; Stojkoski ve Kocarev, 2017; Çeştepe ve Çağlar, 2017; Chávez vd., 2017; Gala vd., 2018; Yıldız ve Akbulut Yıldız, 2019; Kılıc ve Balan, 2019; Britto vd., 2019; Lee ve Vu, 2020; Udeogu vd., 2021; Bayar, 2022). ECI değerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi üzerine oluşmuş bu literatüre rağmen ekonomik karmaşıklığın belirleyicileri üzerine yapılan ampirik literatür çok kısıtlı kalmıştır. Özellikle ileri-geri yayılma bağlantıları ile doğrudan

yabancı yatırımların (DYY) büyüme, verimlilik ve dış ticaret boyutuyla ekonomik kalkınmayı pozitif yönde etkilediği bilinmektedir. Bu noktada DYY'lerin ekonomik karmaşıklık üzerinde doğrudan etkileri olduğunu söylemek mümkündür. Bunun yanında çok uluslu şirketler yatırım yaptıkları ülkelerde, daha önce bu ülkelerde üretilmeyen teknoloji ve bilgi yoğunluklu ürünler üreterek ülkelerin üretim yapısının karmaşıklığını doğrudan arttırabilir (Khan vd., 2020). Romer (1993), DYY'lerin ev sahibi ülkeye kendisinde bulunmayan teknoloji ve üretken bilgi/beceri gibi unsurları aktardığını dolayısıyla daha karmaşık ürün üretmede önemli bir faktör olabileceğini göstermektedir.

Bu çalışmada son yirmi yılda önemli DYY çekmeyi başarmış bunun yanında ihracat performansında önemli artışlar yaşamış Türkiye ekonomisinde DYY'nin ECI değeri üzerindeki etkisi zaman serisine dayalı eş-bütünleşme ve nedensellik testleriyle analiz edilmiştir. Çalışmanın bundan sonraki kısmı şu şekilde tasarlanmıştır; ekonomik karmaşıklık indeksi teorik açıdan açıklandıktan sonraki 3. Bölümde ekonomik karmaşıklığın belirleyicileri üzerine yapılan ampirik çalışmalar özetlenmiştir. 4. Bölümde ise Türkiye ekonomisi için ekonomik karmaşıklık ve DYY girişleri arasındaki ilişki ekonometrik tekniklerle analiz edilmiş son olarak çalışma bulguları sonuç kısmında değerlendirilmiştir.

2. EKONOMİK KARMAŞIKLIK ENDEKSİ (ECI)

Ekonomik karmaşıklık (EC), bir toplumun ürettiği ürünlere dönüştürülen üretken bilginin/becerinin bir ölçüsüdür. Bir ülkenin karmaşıklığı sadece karmaşık ürün üretmesi değil bunun yanında çok sayıda farklı ürün ihraç etmesiyle de belirlenir. Üretken bilgi/beceri bir ülkenin ihraç edebileceği ürünlerin sayısını ve kalitesini belirlediğinden; ihracat paketleri bize temeldeki üretken yetenekler hakkında bilgi verebilir (Breitenbach vd., 2022).

Bir ülkenin üretken yapısında gerçekleşen bilgi miktarını ölçmek için ihracat verilerinden yararlanan Hidalgo vd. (2007) ile Hausmann ve Hidalgo (2009) Ekonomik Karmaşıklık İndeksi (ECI) adı verilen ayrıntılı bir ölçüt geliştirmişlerdir.

Yazarlar ülkeler arasındaki gelişmişlik düzeyi farklılıklarının ana açıklaması olarak gördükleri ECI için ihracatla ilgili verileri kullanarak iki boyutta endeks oluşturmuşlardır. Bunlar; (i) İhracat sepetindeki ürünlerin 'çeşitliliği' (yani ürün sayısı), (ii) ihracat sepetindeki ürünlerin "her yerde bulunması" (yani, benzer ürünleri ihraç eden ülke sayısı). ECI sıralamasının en altında yer alan en az karmaşık ülkeler, sadece birkaç farklı türde ürün ihraç eden (yani

çeşitlendirilmemiş ihracat sepetlerine sahip olan) ülkelerdir ve ihraç ettikleri ürünler birçok farklı ülke tarafından ihraç edilmektedir.

Hidalgo ve Hausmann (2009), ECI sistematiğini bir “LEGO” örneği üzerinden açıklamaktadırlar. Tek Lego parçası bir üretken bilgiyi/beceriye temsil ederken oluşturulan bir Lego modeli tek bir ürünü ifade eder. Ülkeleri ise Lego parçalarının toplandığı Lego kovası temsil edecektir. Karmaşık/sofistike ürünler (Lego modeli) üretme kovadaki parçaların (üretken bilgi/beceri) çeşitliliğine ve seçkinliğine bağlıdır. Dolayısıyla ülkelerin sahip oldukları üretken bilgi/beceri ne kadar çeşitli ve seçkin ise üretecekleri ve ihraç edecekleri ürünler o kadar karmaşık olacaktır.

Ekonomik karmaşıklığı ölçmek için yapılan ilk çalışmalardan biri Hausmann vd. (2007)’dir. Yazarlar bu amaçla ürün gelişmişlik endeksi (PRODY) ve ülke gelişmişlik endeksi (EXPY) olarak isimlendirdikleri iki indeks geliştirmişlerdir. PRODY, ürünü ihraç eden tüm ülkelerin kişi başına düşen GSYH’nın ağırlıklı ortalaması iken EXPY ise ihracat sepetinin PRODY değerlerinin ağırlıklı ortalamasıdır. Buna göre PRODY değeri yüksek ürün daha karmaşık (sofistike) olarak kabul edilmiştir. Hidalgo ve Hausmann (2009), bu tanımlama ile gelişmiş ülkelerin ihraç ettikleri ürünlerin her zaman daha karmaşık olacağı düşüncesinden hareketle gelir bilgilerini (kişi başına düşen GSYH) dışladıkları ve ürün ile ülke karmaşıklıklarının aynı anda ele aldıkları ECI indeksini geliştirmişlerdir (Sadeghi vd, 2020).

Bu yaklaşıma göre öncelikle ülkelerin ihraç ettikleri ürünler için açıklanmış karşılaştırmalı üstünlük değerlerinin belirlenmesi gerekmektedir. Daha sonra ülke ve ürünlerden oluşan bir M_{cp} matrisi oluşturulur (c: ürün, p: ülke). Bu matriste ülkelerin karşılaştırmalı üstünlüğe sahip olduğu ürünler ($RCA > 1$) için 1 (bir) olmayanlar için 0 (sıfır) değeri verilir. Ülkenin ihracat sepetindeki ürünlerin ülke çeşitliliğini ve ürünlerin yaygınlığını hesaplamak için M_{cp} matrisinin sırasıyla sütun ve satırlarından yararlanırız.

$$\text{Ülke Çeşitliliği} \quad K_{c,0} = \sum_p M_{cp}$$

$$\text{Ürün Yaygınlığı} \quad k_{p,0} = \sum_c M_{cp}$$

Ülke çeşitliliği ve ürün yaygınlığı için yapılan bu eşitliklere göre karmaşık ekonomiye sahip bir ülkenin daha üretken bilgi/becerilere sahip olduğu dolayısıyla daha az yaygın ürünler ürettiği sonucu çıkarılabilir. Bu noktada yazarlar karmaşık ekonomi ile ürün karmaşıklığının

gerektirdiği üretken bilgi/beceri arasında karşılıklı bağımlılık olduğu düşüncesiyle denklemleri aşağıdaki şekilde geliştirmişlerdir:

$$k_{c,N} = \frac{1}{k_{c,0}} \sum_p M_{cp} \cdot k_{p,N-1}$$

$$k_{p,N} = \frac{1}{k_{p,0}} \sum_c M_{cp} \cdot k_{p,N-1}$$

$k_{c,N}$ c ülkesinin n'inci özetlemedeki ekonomik karmaşıklığı ve p'ninci iterasyondaki malların ürün karmaşıklığıdır.

$k_{p,N}$ denklemi $k_{c,N}$ denklemine eklenerek aşağıdaki eşitlik elde edilir.

$$k_{c,N} = \frac{1}{k_{c,0}} \sum_p M_{cp} \frac{1}{k_{p,0}} M_{c'p} \cdot k_{c',N-2}$$

Eşitlik aşağıdaki denklemlerdeki gibi daha öz bir şekilde yazılabilir.

$$k_{c,N} = \sum_{c'} k_{c',N-2} \sum_p \frac{M_{cp} M_{c'p}}{k_{c,0} k_{p,0}}$$

$$k_{c,N} = \sum_{c'} \tilde{M}_{cc'} k_{c',N-2}$$

Burada $\tilde{M}_{cc'}$ matrisi yalnız bırakıldığında eşitlik aşağıdaki şekli alacaktır.

$$\tilde{M}_{cc'} = \sum_p \frac{M_{cp} M_{c'p}}{k_{c,0} k_{p,0}}$$

Bu denklemin çözümü, aynı zamanda M_{cp} 'nin temel bileşeni olan $\tilde{M}_{cc'}$ özvektörlerinin bulunmasıdır. $\tilde{M}_{cc'}$ sıralı skotastik matris olduğundan ilk özvektörleri 1'den oluşan bir vektör olacaktır. Bu durumda ikinci özvektör ekonomik karmaşıklığı açıklayan vektör olacaktır. Bu durumda ekonomik karmaşıklık endeksi aşağıdaki şekilde oluşturulur.

$$ECI = \frac{\vec{K} \rightarrow \langle \vec{K} \rangle}{stdev(\vec{K})}$$

burada $\langle \rangle$ bir ortalamayı temsil eder ve $stdev$ standart sapmayı temsil eder. \vec{K} ise $\tilde{M}_{cc'}$ matrisinin ikinci en büyük özdeğer ile ilişkili olan özvektördür. ECI değerinin nispi olarak yüksek olması ülkenin daha fazla üretken bilgi/beceriye sahip olduğunu gösterir.

3. LİTERATÜR

Ekonomik karmaşıklık kavramı ekonomi literatürüne son 15 yıldır girmesine karşılık ekonomik büyüme ve gelir dağılımı eşitsizliği üzerinde açıklayıcı bir değişken olduğunu öne süren ampirik çalışmalara rastlamak mümkündür. Ancak ülkelerin ekonomik karmaşıklık düzeylerinin neden farklı olduğuna, daha açık bir ifade ile ekonomik karmaşıklık düzeyini belirleyen faktörler üzerine yapılan çalışmaların çok kısıtlı kaldığını söylemek mümkündür.

Küreselleşmenin kilit bir unsuru olan DYY’nin ekonomik karmaşıklık üzerindeki etkisini analiz eden çok az ampirik çalışma yapılmıştır. Yapılan kısıtlı çalışmaların iki farklı boyutta yapıldığı görülmüştür. Bunlardan bir kısmı ECI’nın dolaylı olarak ülkelerin sosyal altyapı ve kurumlarının kalitesini gösterdiğinden hareketle çok uluslu şirketlerin ECI değeri yüksek ülkeleri tercih ettiklerinin vurgulayarak ECI’nın DYY üzerindeki etkisine odaklandıkları görülmektedir (Sadeghi vd.,2020; Gómez-Zaldívar vd., 2021; Karabıyık, C., 2022). İkinci grup çalışmalarda ise çok uluslu şirketler girdikleri ülkelere teknoloji ve üretken bilgi aktardıklarından dolayı bu ülkelerin karmaşıklık düzeylerini arttıran bir unsur olduğundan hareketle, DYY’nin ECI değeri üzerindeki etkisini incelemişlerdir (Balac, M., 2015; Ferraz, 2018; Torun ve Çabaş, 2019; Şahin ve Durmuş, 2020; Antonietti ve Franco 2020; Khan vd., 2020; Nguyen ve Su, 2021).

Balac (2015), gelişmekte olan 73 ülkenin 1980-2014 dönemi için yaptığı çalışmada DYY girişlerinin ekonomik karmaşıklığın bir belirleyicisi olduğuna dair kanıtlar bulmuştur. Şahin ve Durmuş (2020) ise, yeni sanayileşmiş 10 ekonominin 1990-2017 dönemi için ekonomik karmaşıklığın belirleyicilerini analiz etmek amacıyla DYY ile beraber patent sayıları, sermaye yatırımları ve finansal gelişmeyi temsil eden değişkenlere yer vermiştir. Panel veriye dayalı eş-bütünleşme ve nedensellik testlerinin yapıldığı çalışmada, eş-bütünleşme ilişkisi tespit edilmemesine rağmen DYY değişkeninden ECI değişkenine doğru nedensellik ilişkisine dair kanıtlara ulaşılmıştır. Nguyen ve Su (2021), ticari açıklık ve DYY girişlerinin ekonomik karmaşıklık üzerindeki etkilerini 2002-2017 dönemi ve 40 gelişmekte olan ülke örneklemini

için analiz etmişlerdir. Panel GMM (Genelleştirilmiş Momentler Metodu) modelinin kullanıldığı çalışma sonucunda ticari açıklığın ekonomik karmaşıklık üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu ancak DYY girişlerinin etkisinin ise negatif olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bunun yanında internet gelişiminin ticari açıklığın etkisini azalttığı gibi DYY girişleri etkisini de pozitif çeviren bir etkiye sahip olduğu bulunmuştur.

Ferraz vd., (2018), Brezilya'daki 103 belediye için 2010-2014 dönemi verileriyle yapmış oldukları analizlerde DYY girişlerinin ekonomik karmaşıklık değişkeni üzerinde pozitif etkili olduğunu tespit etmişlerdir. Khan vd., (2020) ise, Çin ekonomisinin 1985-2017 dönemi için DYY ve ECI arasındaki nedensellik ilişkisinin tespiti için zaman serisine dayalı nedensellik testi uygulamıştır. Yazarlar çalışma sonucunda DYY ve ECI değişkenleri arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu tespit etmişlerdir.

Antonietti ve Franco (2020), 1995-2016 dönemi için 117 ülkenin ECI, DYY, yükseköğrenim ve finansal gelişme verileri ile panel VAR analizi yapmışlardır. Sıfırdan yatırım projesi olan DYY girişleri ve toplam DYY girişleri ile iki model kuran yazarlar, DYY stokunun ekonomik karmaşıklık düzeyi üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu etkinin yükseköğrenim ve finansal gelişme düzeyleri ortalamasının üzerinde olan ülkelerde daha fazla olduğunu belirtmişlerdir.

Türkiye ekonomisi özelinde ECI ve DYY girişlerini konu alan bir çalışmaya rastlanılmıştır. Torun ve Çabaş (2019), Türkiye ekonomisinin 1980-2016 dönemi için DYY girişlerinin ECI değeri üzerindeki etkisini zaman serisine dayalı eş-bütünleşme ve nedensellik testleriyle analiz etmiştir. Yazarlar çalışma sonucunda DYY girişlerinden ülkenin ekonomik karmaşıklık değerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu tespit etmişlerdir.

4. VERİ, YÖNTEM VE BULGULAR

4.1. Veri ve Model

Mevcut çalışmada, Türkiye'nin 1995-2020 dönemi için DYY girişlerinin ülkenin ekonomik karmaşıklık endeksine (ECI) etkisi zaman serisine dayalı eş-bütünleşme ve nedensellik testleri ile analiz edilmiştir. Ülkenin ekonomik karmaşıklığını temsil etmek üzere Hidalgo ve Hausmann (2009) metodolojisine göre MIT Ekonomik Karmaşıklık Gözlemevi tarafından hazırlanmış "<http://atlas.media.mit.edu>" adresinden alınan ECI verisi kullanılmıştır. DYY'yi temsil etmek üzere dünya bankası veri tabanından alınan DYY girişleri verisi kullanılmıştır.

Veri nüfus verisine bölünerek kişi başına düşen DYY şeklinde kullanılmıştır (Antonietti ve Franco, 2021). Bunun yanında kontrol değişkeni olarak ECI üzerinde etkili olduğu literatürde analiz edilen iki kontrol değişkeni kullanılmıştır. Bunlardan birisi ülkenin dışa açıklığını ifade eden toplam ticaretin GSYH içindeki payıdır (Nguyen ve Su, 2021; Khan vd., 2020; Sadeghi vd, 2021). Diğeri ise ülkenin patent düzeyini temsil etmek üzere yüzbin kişi başına düşen patent başvuru sayısı verisidir (Şahin ve Durmuş, 2020). Her iki kontrol değişkeni de Dünya Bankası veri tabanından alınmıştır. Değişkenler logaritmik formda kullanılmıştır. Çalışmanın istatistiki modeli şu şekilde ifade edilebilir;

$$\ln eci_t = \beta_0 + \beta_1 \ln dyy_t + \beta_2 \ln tic_t + \beta_3 \ln ptn_t + \varepsilon_t$$

burada eci , ekonomik karmaşıklık endeksini; dyy , DYY girişleri/Nüfus oranını; tic , toplam ticaret/GSYH oranını; ptn ise, yüz bin kişi başına düşen patent sayısını temsil etmektedir. \ln serilerin logaritmik formda kullanıldığını, ε_t hata serisini ifade etmektedir.

Çalışmada seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi tespiti amacıyla Johansen Eş-bütünleşme testi yapılmış daha sonra göstergeler arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünü belirlemek üzere VAR analizine dayalı Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Son olarak uzun dönem eş-bütünleşme katsayıları FMOLS, DOLS ve CCR yöntemleri ile tespit edilmiştir. Ancak bunlardan önce sahte regresyon olgusuna düşmemek için serilerin durağanlık seviyelerinin tespiti önem taşımaktadır. Bu nedenle öncelikle değişkenlere ait birim kök testi sonuçlarına yer verilecektir.

4.2. Yöntem ve Bulgular

Birim Kök Testi

Veri seti ile uygulanacak uygun ekonometrik modelin (regresyon, eş-bütünleşme ve nedensellik) seçimi için öncelikle serilerde birim kökün varlığının tespiti önem arz etmektedir. Serilerin durağan oldukları formların tespiti yaygın olarak kullanılan yöntemler Augmented Dickey and Fuller (1981) ve Phillips and Perron (1988) birim kök testleridir. Testlerde sıfır hipotezi, değişkenin durağan olmadığı ve alternatif hipotez, değişkenin durağan olduğu yönündedir. ADF ve PP testinin genel denklemleri sırasıyla aşağıdaki şekildedir;

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha \Delta y_t + e_t$$

$$y_t = \beta_0 + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 \left(t - \frac{T}{2}\right) + e_t$$

Serilerin durağanlık seviyelerinin tespiti amacıyla yapılan birim kök testleri sonuçları Tablo1.'de verilmiştir.

Tablo 1. Birim Kök Testleri Sonuçları

Değişkenler		ADF Test İstatistikleri		PP Test İstatistikleri	
		Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli
Düzy	Ineci	-1.345985	-1.962773	-1.286674	-1.962773
	Indyy	-1.555410	-1.297788	-1.554029	-1.297788
	Intic	-1.928711	-4.792372	-1.806831	-2.849634
	Inptn	-1.953784	-2.316316	-1.094109	-2.036062
Birinci Fark	Ineci	-7.300675*	-7.558907*	-7.289403*	-12.03086*
	Indyy	-4.836264*	-4.836264*	-4.836205*	-5.118654*
	Intic	-6.015655*	-6.015655*	-6.544643*	-10.36421*
	Inptn	-4.031881*	-3.865580**	-4.085374**	-3.942472**

Not: * ve ** %1 ve %5 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Yapılan birim kök testleri sonucunda bütün serilerin seviye düzeyinde birim kök içerdiği dolayısıyla durağan olmadıkları ancak birinci farkları alındığında bütün serilerin durağan hale geldikleri görülmektedir.

Eş-Bütünleşme Testi

Eş-bütünleşme testi, seviye düzeyinde durağan olmayan serilerin aralarındaki uzun dönemli denge ilişkisini tespit etmek amacıyla yapılmaktadır. Eş-bütünleşme analizlerinin uygun gecikme uzunluklarında tahmin edilmesi önem taşımaktadır. Bu nedenle yapılan analizde bilgi kriterlerine göre en uygun gecikme uzunluğu 2 olarak tespit edilmiştir. Bu çalışmada Johansen ve Juselius (1988) tarafından geliştirilen eş-bütünleşme testi yapılmıştır. Buna göre eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı iki test (İz İstatistiği ve Maksimum Özdeğer İstatistiği) ile tespit edilmektedir.

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n [\ln(1 - \tilde{\lambda}_i)]$$

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \tilde{\lambda}_{r+1})$$

Denklemlerde $\tilde{\lambda}_i$ karakteristik kökleri, T gözlem sayısını ifade etmektedir. Johansen ve Juselius (1988) testinin boş hipotezi (H_0) eş-bütünleşme olmadığını alternatif hipotez (H_1) ise

seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğunu belirtir. Johansen Eş-bütünleşme testine ait bulgular Tablo 2’de düzenlenmiştir.

Tablo 2. Johansen Eş-bütünleşme Testi Sonuçları

Eş-bütünleşme Vektörü Sayısı	İz İstatistiği	%5 Kritik Değer	Max-Özdeğer İstatistiği	%5 Kritik Değer
Yok ($r=0$)	82.16285*	47.85613	42.77815*	27.58434
En çok Bir ($r\leq 1$)	39.38470*	29.79707	24.89581*	21.13162
En çok İki ($r\leq 2$)	14.48889	15.49471	14.47955*	14.26460

Not: * %5 anlamlılık düzeyinde belirlenen hipotezin ret edildiğini belirtmektedir.

Test sonuçlarına göre; iz istatistiği eş-bütünleşme vektörü olmadığı ve en az bir vektörün olduğunu belirten hipotezlerin ret edildiğini, max-özdeğer istatistiği sonuçlarına göre ise bunlarla beraber en az üç eş-bütünleşme vektörünün olduğunu belirten hipotezlerin ret edildiğini göstermektedir. Dolayısıyla Johansen Eş-bütünleşme sonuçları seriler arasında güçlü bir eş-bütünleşme ilişkisinin olduğuna dair kanıtlar sunmaktadır.

Uzun Dönem Eş-bütünleşme Katsayıları (FMOLS, DOLS, CCR)

Aralarından eş-bütünleşme ilişkisi tespit edilen serilerin uzun dönemli eş-bütünleşme katsayıları tahmini için Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen FMOLS (Düzeltilmiş En Küçük Kareler Yöntemi, Stock ve Watson (1993) tarafından önerilen DOLS (Dinamik En Küçük Kareler Yöntemi) ve Park (1992) tarafından geliştirilen CCR (Kanonik Eş-bütünleşme Regresyonu) yöntemleri kullanılmıştır.

FMOLS tekniği parametrik olmayan bir yaklaşımla otokolerasyonu ve içselliği ayarlarken, DOLS modeli ise modele değişkenlerin gecikmelerini dahil ederek bu sorunları parametrik bir yaklaşım ile ele almaktadır (Cui vd., 2022). FMOLS’e benzer bir yapı kullanan CCR tahmincisi ise, eş-bütünleşme denklemi ve stokastik şoklar arasındaki korelasyonu değişkenleri durağan düzeyde modele dahil ederek yok eder. FMOLS, DOLS ve CCR modellerinin bulguları Tablo 3.’te özetlenmiştir.

Tablo 3. FMOLS, DOLS ve CCR Tahmincileri

Bağımsız Değişkenler	FMOLS		DOLS		CCR	
	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık
Indyy	0.55187	0.0000*	0.670480	0.0000*	0.54850	0.0000*
lnptn	0.15275	0.0530***	0.365354	0.0017*	0.16019	0.0474**
Intic	1.61773	0.0009*	-1.178384	0.0000*	1.59788	0.0024*
R ²	0,92		0,98		0,92	

Not: *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Tablo 3'te düzenlenen test sonuçlarının birbirine benzerlik gösterdiği görülmektedir. Özellikle Indyy değişkenine ait katsayının her üç tahminciye göre pozitif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Buna DYY girişlerindeki %1'lik bir artış FMOLS tahmincisine göre ECI değişkenini %0,55 arttırdığı (DOLS'a göre %0,67 ve CCR'ye göre %0,54) görülmektedir. lnptn değişkeni katsayısı da her üç tahminciye göre pozitif ve istatistiki olarak anlamlıdır. lnptn değişkenindeki %1'lik bir artış ECI değişkenini FMOLS tahmincisine göre %0,15, DOLS ve CCR tahmincilerine göre ise sırasıyla %0,36 ve %0,16 arttırmaktadır. Son olarak lntic değişkeni katsayısı FMOLS ve CCR tahmincilerinde benzer şekilde pozitif değer alırken DOLS tahmincisinde ise negatif değer almıştır. Değişkendeki %1'lik bir artış ECI değişkenini FMOLS ve CCR tahmincilerine göre sırasıyla %1,62 ve %1,60 arttırmaktadır.

Nedensellik Testi

Çalışmada değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi, Granger (1969) tarafından geliştirilen zaman serisi temelli nedensellik analizi ile incelenmiştir. Granger (1969) nedenselliği, bir ekonomik değişkenin diğer bir değişkeni tahmin etmeye yardımcı olmasına göre değerlendirir. Bunun için değişkenin cari ve geçmiş değerleri kullanılır. Buna göre X değişkeninin cari ve geçmiş değerleri Y değişkenini açıklıyorsa X değişkeninden Y değişkenine doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu şeklinde ifade edilir. X ve Y gibi iki değişkeni içeren basit Granger nedensellik testi şu şekilde ifade edilir;

$$X_t = \sum_{j=1}^p \alpha_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_j Y_{t-j} + u_t$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^p \eta_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_j Y_{t-j} + v_t$$

Testin sıfır hipotezi değişkenin diğer değişkenin Granger nedeni olmadığı şeklindedir. Dolayısıyla sıfır hipotezinin istatistiki olarak ret edilmesi durumunda değişkenin diğer değişkenin Granger nedeni olduğu şeklinde yorumlanır. Burada testin sapmasız sonuç vermesi için uygun gecikme uzunluğunda yapılması önem kazanmaktadır. Bu çalışmada uygun gecikme uzunluğu 2 olarak tespit edilmiş olup test sonuçları Tablo 4.'te özetlenmiştir.

Tablo 4. Granger Nedensellik Testi Sonuçları

H ₀ Hipotezi	F-İstatistiği	Olasılık Değeri
Indyy, Ineci'nin nedeni değildir.	0.9972	0.9972
lnptn, Ineci'nin nedeni değildir.	0.0146*	0.0146
Indyy, Ineci'nin nedeni değildir.	0.0716*	0.0716
Ineci, ldyy'nin nedeni değildir.	15.27130*	0.0005
lnptni, Indyy'nin nedeni değildir.	7.215587*	0.0271
Intic, Indyy'nin nedeni değildir.	7.463562*	0.0240

Not: * Sıfır hipotezinin ret edildiğini belirtmektedir.

Nedensellik sonuçlarına göre Indyy serisinden Ineci değişkenine doğru nedensellik ilişkisi tespit edilemezken kontrol değişkeni olarak kullanılan lnptn ve Intic değişkenlerinden Ineci değişkenine tek yönlü bir nedensellik olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Bunun yanında Ineci, lnptn ve Intic değişkenlerinden Indyy değişkenine doğru tek yönlü bir nedensellik olduğu tespit edilmiştir.

SONUÇ

Ülkenin üretken bilgi/beceri düzeyine gösteren ekonomik karmaşıklık literatürü, ekonomik karmaşıklığın ekonomik büyüme üzerinde belirleyici bir etkisi olduğunu ortaya koymaktadır. Ancak ekonomik karmaşıklığı etkileyen unsurları belirlemeyi amaçlayan çalışmaların çok kısıtlı olduğu görülmektedir. Özellikle bilgi ve teknoloji dışsallığı sağladığı kabul edilen DYY girişlerinin ekonomik karmaşıklık üzerindeki etkisini inceleyen çalışmalara az rastlanılmaktadır. Bu çalışma, gelişmekte olan bir ülke olan Türkiye ekonomisinde ekonomik karmaşıklık ile doğrudan yabancı yatırım arasındaki eş-bütünleşme nedensellik ilişkisini araştırmayı amaçlamaktadır. Bu amaçla Türkiye'nin 1995-2020 yılları arasındaki ekonomik karmaşıklık, DYY girişleri, patent başvuru sayısı ve ticari açıklık oranı verilerinden yararlanılmıştır. Sonuçlar seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Bunun yanında uzun dönemde katsayıların belirlendiği analiz (FMOLS, DOLS ve CCR) sonuçları; DYY, paten başvuru sayısı ve ticari açıklık oranları verilerinin ekonomik karmaşıklık üzerinde önemli etkileri olduğunu göstermektedir. Nedensellik ilişkilerine bakıldığında ise, ekonomik karmaşıklık serisinden DYY girişleri serisine doğru nedensellik ilişkisi tespit edilirken aksi yönde bir nedensellik tespit edilememiştir. Bunun yanında diğer iki değişkenden (paten başvuru sayısı ve ticari açıklık oranı) hem ekonomik karmaşıklık hem de DYY değişkenlerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir.

Çalışma bulguları; Türkiye ekonomisinde dışa açıklığın ekonomik karmaşıklık değeri üzerinde belirleyici bir unsur olduğu görülmektedir. Bunun yanında DYY girişlerinin

ekonomik karmaşıklığı arttıran bir unsur olmakla birlikte ekonomik karmaşıklığın Granger nedeni olmadığı tespit edilmesi politika yapıcılar için dikkate alınması gereken bir husustur. Bu noktada yüksek teknoloji ve bilgi transferi gerçekleştirecek yatırımların çekilmesi hususunda politika yürütülmesi bu çalışmanın önerisi olarak ortaya çıkmaktadır. Ekonomik karmaşıklık düzeyini arttıracak DYY girişleri ülkenin orta gelir tuzağından çıkması ve gelişmiş ülke ekonomilerine yakınsaması için önemli bir belirleyici unsur olabilir.

KAYNAKÇA

- ANTONİETTİ, R., & FRANCO, C. (2021). From FDI to economic complexity: a panel Granger causality analysis. *Structural Change and Economic Dynamics*, 56, 225-239.
- BALAC, M. (2015). Foreign Direct Investment and economic complexity in developing countries: A panel-data analysis. *Available at SSRN*.
- BAYAR, İ. (2022). Ekonomik Karmaşıklık İndeksi ve Ekonomik Büyüme: CIVETS Ülkelerinden Ampirik Kanıtlar. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, (36), 237-251.
- BREITENBACH, M. C., CHISADZA, C., & CLANCE, M. (2022). The Economic Complexity Index (ECI) and output volatility: High vs. low income countries. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 31(4), 566-580
- BREITENBACH, M. C., CHISADZA, C., & CLANCE, M. (2022). The Economic Complexity Index (ECI) and output volatility: High vs. low income countries. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 31(4), 566-580.
- BRITTO, G., ROMERO, J. P., FREITAS, E., & COELHO, C. (2019). The great divide: economic complexity and development paths in Brazil and the Republic of Korea. *Cepal Review*.
- CHÁVEZ, J. C., MOSQUEDA, M. T., & GÓMEZ-ZALDIVAR, M. (2017). Economic complexity and regional growth performance: Evidence from the Mexican Economy. *Review of Regional Studies*, 47(2), 201-219.
- CUI, L., WENG, S., NADEEM, A. M., RAFIQUE, M. Z., & SHAHZAD, U. (2022). Exploring the role of renewable energy, urbanization and structural change for environmental sustainability: Comparative analysis for practical implications. *Renewable Energy*, 184, 215-224.
- ÇEŞTEPE, H., & ÇAĞLAR, O. (2017). Ürün sofistیکasyonu ve ekonomik büyüme ilişkisi: Panel veri analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 13(13), 992-1000.
- DICKEY, D. A., & FULLER, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- ERTAN ÖZGÜZER, G., & OĞUŞ-BİNATLI, A. (2016). Economic convergence in the EU: A complexity approach. *Eastern European Economics*, 54(2), 93-108.
- FERRARINI, B., & SCARAMOZZINO, P. (2016). Production complexity, adaptability and economic growth. *Structural change and economic dynamics*, 37, 52-61.
- FERRAZ, D., COSTA, N. J. D., MORALLES, H. F., & REBELATTO, D. A. D. N. (2018). The effect of absorptive capacity (ABS) and foreign direct investment (FDI) on the economic

complexity of Brazilian municipalities. *The English & Commonwealth Law Abstracts Journal*, 9, 1-27.

GALA, P., ROCHA, I., & MAGACHO, G. (2018). The structuralist revenge: economic complexity as an important dimension to evaluate growth and development. *Brazilian journal of political economy*, 38, 219-236.

GÓMEZ-ZALDÍVAR, M., LLAMOSAS-ROSAS, I., & GÓMEZ-ZALDÍVAR, F. (2021). The Relationship between Economic Complexity and the Pattern of Foreign Direct Investment Flows among Mexican States. *Review of Regional Studies*, 51(1), 64-88.

GRANGER, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 424-438.

HAUSMANN, R., HIDALGO, C. A., BUSTOS, S., COSCIA, M., & SIMOES, A. (2014). *The atlas of economic complexity: Mapping paths to prosperity*. Mit Press.

HAUSMANN, R., HWANG, J., & RODRIK, D. (2007). What you export matters. *Journal of economic growth*, 12(1), 1-25.

HAUSMANN, R., MORALES, J. R., & SANTOS, M. A. (2016). *Economic Complexity in Panama: Assessing opportunities for productive diversification* (No. rwp16-046).

HIDALGO, C. A., & HAUSMANN, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the national academy of sciences*, 106(26), 10570-10575.

JOHANSEN, S., & JUSELIUS, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169-210.

KARABIYIK, C. (2021). Ekonomik Kompleksite ve Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları İlişkisi: BRICS-T Ülkeleri Üzerine Bir Panel Veri Analizi. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 16(63), 1133-1149.

KHAN, H., KHAN, U., & KHAN, M. A. (2020). Causal nexus between economic complexity and FDI: Empirical evidence from time series analysis. *The Chinese Economy*, 53(5), 374-394.

KILIÇ, C., & BALAN, F. (2019). Economic Complexity and Economic Growth: Panel ARDL Analysis for Selected OECD Countries. In *Applied Economics and Finance & Extended with Social Sciences Conference Full Paper Proceedings içinde* (ss. 96-105) (Vol. 9, No. 11).

LAPATINAS, A. (2016). Economic complexity and human development: A note. *Economics Bulletin*, 36(3), 1441-1452.

LEE, K. K., & VU, T. V. (2020). Economic complexity, human capital and income inequality: a cross-country analysis. *The Japanese Economic Review*, 71(4), 695-718.

- NGUYEN, C. P., & SU, T. D. (2021). Economic integration and economic complexity: The role of basic resources in absorptive capability in 40 selected developing countries. *Economic Analysis and Policy*, 71, 609-625.
- PARK, J. Y. (1992). Canonical cointegrating regressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 119-143.
- PHILLIPS, P. C., & HANSEN, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- PHILLIPS, P. C., & PERRON, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- ROMER, P.M. (1993), “Two Strategies for Economic Development: Using Ideas and Producing Ideas”, Proceeding of the World Bank Annual Conference on Development Economics 1992. Washington D.C.: World Bank, ss.63-98.
- SADEGHI, P., SHAHRESTANI, H., KIANI, K. H., & TORABI, T. (2020). Economic complexity, human capital, and FDI attraction: A cross country analysis. *International Economics*, 164, 168-182.
- 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.
- STOJKOSKI, V., & KOCAREV, L. (2017). The relationship between growth and economic complexity: evidence from Southeastern and Central Europe.
- ŞAHİN, D., & DURMUŞ, S. (2020). Yeni sanayileşen ülkelerde ekonomik kompleksite düzeyinin belirleyicileri. *Ordu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 10(2), 334-351.
- UDEOGU, E., ROY-MUKHERJEE, S., & AMAKOM, U. (2021). Does Increasing Product Complexity and Diversity Cause Economic Growth in the Long-Run? A GMM Panel VAR Evidence. *Sage Open*, 11(3), 21582440211032918.
- YILDIZ, G., & YILDIZ, B. (2019). Ekonomik Karmaşıklık ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Panel Bootstrap Granger Nedensellik Analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 15(2), 329-340.
- ZHU, S., & LI, R. (2017). Economic complexity, human capital and economic growth: empirical research based on cross-country panel data. *Applied Economics*, 49(38), 3815-3828.