

# ***OECD Kurucu Ülkelerinde Ekonomik Kompleksite Düzeyi ile Kişi Başına Düşen GSYH Arasındaki İlişki: Panel Eşbütünleşme Analizi***

## ***Relationship Between Economic Complexity Level and GDP per Capita in the Founding Countries of OECD: Panel Cointegration Analysis***

Semanur SOYYIĞİT\*

### **ÖZ**

*Toplumların refahını arttıran unsurların ne olduğuna yönelik iktisadi düşünceler Antikçağ filozoflarından beri sorgulanan bir konudur. Bununla birlikte, Merkantilistlerin ülkelerin sahip oldukları değerli maden miktarına, Fizyokratların toprağa bağladıkları refah, Sanayi Devrimine paralel olarak Smith'le birlikte ticarete bağlı bir olgu olarak ele alınmıştır. Söz konusu dönemden itibaren geleneksel uluslararası ticaret yaklaşımı çerçevesinde, ülkelerin mevcut kaynakları ile yapacakları ihracat hacimlerinin yüksek olması, ülkelerin büyüme ve gelişmelerine olumlu katkı sağlayan bir unsur olarak görülmeye başlanmıştır. Buna karşılık artık ülkelerin ihracat yapılarının kompleksite derecesi sürdürülebilir büyümenin itici gücü olarak görülmektedir. Bu kapsamda, bu çalışmada OECD kurucu ülkeleri açısından, ekonomik kompleksite düzeyi ile kişi başına düşen GSYH düzeyi arasındaki ilişki 1990-2016 dönemi için incelenmektedir. Panel eşbütünleşme analizinin yapıldığı çalışma bulguları panelin geneli için iki değişken arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki ortaya koymazken; birimler için Avusturya, Kanada, Yunanistan, İrlanda ve ABD için pozitif ve Norveç için negatif yönlü bir ilişki olduğu sonucunu vermektedir.*

### **ANAHTAR KELİMELER**

*Ekonomik Kompleksite İndeksi, Kişi Başına Düşen GSYH, Panel Eşbütünleşme*

### **ABSTRACT**

*The economic thoughts of what constitutes the prosperity of the societies have been questioned since ancient philosophers. However, wealth of the nations which was identified with the amount of precious metals by the Mercantilists and identified with the land by Physiocrats, has started being addressed as a phenomenon identified with trade since Adam Smith in parallel with the Industrial Revolution. Within the framework of the traditional international trade approach since the period in question, the high export volume of the countries has begun to be seen as a positive contribution to the growth and development of the countries. On the other hand, the degree of complexity of countries' export structures is seen as the driving force for sustainable growth. In this context, the relationship between the level of economic complexity and the per capita GDP level for the founding countries of OECD is examined for the period 1990-2016 in this study. Findings of the panel cointegration analysis have not revealed a statistically significant long-run relationship for the panel. However, findings indicate in terms of countries that there is positive relationship for Austria, Canada, Greece, Ireland and the US while there is negative relationship for Norway.*

### **KEYWORDS**

*Economic Complexity Index, Per capita GDP, Panel Cointegration*

## GİRİŞ

Toplumların refah ve zenginlik seviyesini belirleyen unsurların neler olduğu sorusu ile iktisat biliminin doğuşu öncesinden beri süregelen bir tartışma olarak karşılaşılmaktadır. Antikçağa kadar götürülebilecek bu tartışmaya biraz daha yakın dönemden bakılacak olursa; merkantilistlerin ihracata, fizyokratların tarıma verdiği önemi, klasik iktisatçıların sanayiye verdikleri görülmektedir. Sanayi devrimi ortaya çıktığı dönemden itibaren toplumların üretim, yaşam ve düşünüş biçimleri üzerinde oldukça belirleyici olmuş; bunun iktisadi düşünceye etkileri de kendini göstermeye başlamıştır. Adam Smith'in düşünceleriyle şekillenen Klasik liberal yaklaşım çerçevesinde, ülkeler arasındaki uzmanlaşma ve işbölümünün bütün toplumlar açısından refah arttırıcı bir etki yaratacağı ifade edilmiş; böylece o döneme dek hakim olan merkantilist düşünce geri plana itilmiştir. Dolayısıyla korumacı dış ticaret politikalarının yerini, serbest dış ticaret politikası uygulamaları almaya başladı (Seyidoğlu, 2009).

Daha sonrasında gerek paralel gerek karşıt görüşler ile değişen ve gelişen yaklaşımlarda esas olan ise, ülkenin ticaret hacminde artış sağlanması fikrinden başka bir şey değildir. Temel milli gelir eşitliği de neticede, ihracat hacminin milli geliri arttırdığı temeline dayanmaktadır. Bu temel çerçevede ülkenin 'ne' ürettiğinden çok, bu üretimden 'ne kadar' ticari değer yarattığı önem atfedilen unsur olmuştur (Hidalgo, 2009).

Ancak son dönemlerde ülkenin 'ne kadar' yüksek ticari değere sahip mal ve hizmet ürettiğinden ziyade, 'ne kadar karmaşık (sofistike)' ürünler ortaya koyduğu önem kazanır olmuştur (Hidalgo, 2009). Güney Kore ve Tayvan başka ülkelere farklı ürünler üretip ihraç ederek bunu başarırken, Venezüella ve Nijerya gibi doğal kaynak zengini olan ve bu kaynakların ihracından önemli gelir sağlayan ülkelerin yoksulluktan kurtulamamaları yukarıda bahsedilen durumu açıklamaktadır. Güney Kore ve Tayvan'ın bu durumu, literatürde son dönemlerde "ekonomik kompleksite (economic complexity)" olarak karşılık bulan olguya örnek teşkil etmektedir.

Ekonomik kompleksite, basitçe, bir ülkenin üretken yapısı ve ihraç ürünlerinin bilgi içeriği şeklinde ifade edilebilir (Hausman vd., t.y.; Gala vd., 2018). Ülkenin ürettiği ve dış pazara sunduğu mal ve hizmetin bilgi içeriği yüksek ise ve o malın üretiminde söz konusu ülke yerine kolaylıkla ikame edilebilecek başka bir ülke yoksa bu ülkenin yüksek ekonomik kompleksiteye sahip olduğu ifade edilmektedir. Bu manada da aslında bir ülke için büyümenin itici gücü, sahip olduğu ekonomik kompleksite ile doğru orantılıdır (Stojkoski ve Kocarev, 2017).

Bu anlamda bu çalışmada, ekonomik kompleksite ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesi amaçlanmaktadır. Bu amaçla, çalışmanın ilerleyen kısımlarında öncelikle ekonomik kompleksite kavramı ve bu özelliğin ölçümünde kullanılan ECI (Economic Complexity Index - Ekonomik Kompleksite İndeksi) açıklanmaktadır. Kuramsal açıklamaların ardından 18 OECD kurucu ülkesinin (İzlanda ve Lüksemburg hariç) ekonomik görünümleri incelenmekte; sonrasında söz konusu ülkelerin GSYH düzeyleri ve ekonomik kompleksite seviyeleri arasındaki ilişki, 1990-2016 dönemine ait yıllık veriler kullanılarak panel eşbütünlük yöntemiyle incelenmektedir. Nihai olarak elde edilen bulguların yorumlanmasına yer verilmektedir.

## EKONOMİK KOMPLEKSİTEYE KURAMSAL BAKIŞ

Hidalgo ve Hausmann (2009), ekonomik kompleksite kavramına ilişkin açıklamalarını Smith'in işbölümü ve uzmanlaşma düşüncesine dayandırmışlardır. Smith'in iktisadi ajanların farklı alanlarda uzmanlaşmalarının ekonomik etkinliği arttıracığı düşüncesinden hareketle, işbölümünün sınırlarının piyasa tarafından belirlendiğini ve piyasa ne kadar geniş olursa işbölümünün ve uzmanlaşmanın o denli kolay sağlanabileceğini hatırlatan yazarlar, kalkınma ve refahın da ekonomiyi etkileyen çok sayıda bireysel faaliyetin oluşturduğu kompleksiteye bağlı olduğunu ifade etmişlerdir. Buradan hareketle yazarlar, girdilerin ve çıktılarının küresel piyasalar aracılığıyla bu denli hareketli olduğu ve dolayısıyla küresel ölçekte işbölümünden bu denli

faaydalanılan bir ortamda ölkeler arasındaki kiři baři gelir dñzeylerindeki farklılıđın nedenlerini sorgulamıřlardır. Bu soruya buldukları cevap ise deđiřime konu olmayan ‘yetenekler (capabilities)’ olmuřtur.

Bu yetenekler altyapı, özelliikli iřgücü yeteneđi, regölasyon gibi dıřarıdan alınamayan ve ölkelerin yerel olarak sahip olmaları gereken özelliklerdir. Dolayısıyla ölkeden ölkeye gelir farklılařması da, ölkeler arasında söz konusu yeteneklerin çeřitliliđi ile ölçölen ekonomik kompleksite dñzeyindeki farklılıklardan dođmaktadır (Hidalgo ve Hausmann, 2009).

Yazarlar, buradan hareketle “kompleks” ve “basit” ekonomi ayırımına gitmektedirler (Hausmann vd., 10.08.2018). Buna göre bir ekonominin kompleksite dñzeyi, o ekonomide ne kadar kullanıřlı bilgiye sahip olduđu ile alakalıdır. Dolayısıyla kompleks ekonomiler, çeřitli bilgi-yođun ürünler üretmek için, geniş insan ađları aracılıđıyla birbiri ile iliřkili geniş bilgileri birleřtirebilen ekonomilerdir. Basit ekonomiler ise daha dar kapsamlı üretken bilgiye sahip olan ve daha küçük bir etkileřim ađı gerektiren basit ürünler üreten ekonomilerdir.

Burada bilgi ve ađ etkileřimi iliřkisine de deđinmek de faydalı olacaktır. Kompleksite yaklařımına göre, bir toplumda yerleřmiř olan bilgi dñzeyi, bireylerin sahip oldukları toplam bilgi dñzeyine dayanmaz. Bundan ziyade, bilginin bireyler arasındaki çeřitliliđi ve bu çeřitli bilgilerin deđiřim yeteneđine bađlıdır. Bu da kompleks bir etkileřim ađında gerçekleřir ve kompleks yapılar da toplam deđer, bireysel özelliklerin toplamından fazladır. Modern toplumu geleneksel toplumdan ayıran da bu özelliktir. Modern toplumlarda olan özellik, herkesin daha fazla bilgiye sahip olması deđer, herkesin küçük bir kısmında söz sahibi olduđu geniş hacimde bilgiyi kolektif biçimde kullanabilme kabiliyetidir. Bu da toplum üyelerinden oluřan toplumsal ađ içerisindeki etkileřim kanallarıyla gerçekleřmektedir (Hausmann vd., 10.08.2018). Bu ađ yapısı kuramsal çerçevede de önem tařımaktadır.

Ekonominin kompleksite derecesi ile kalkınma süreci arasındaki iliřkiye iliřkin kuramsal yaklařıma göre; ölkelerin üretici yapılarını, ileri derecede özellikli girdi ve yeteneklerin ulařılabilirliđi belirlemektedir. Bu ileri derecede özellikli girdi ve yetenekler de üretimin yapıtařıdır. Bunlar köprü, yol, liman vb. somut girdilerin yanı sıra kurallar, kurumlar, sosyal ađlar gibi soyut girdiler de olabilmektedir. Teori, zamansal boyutta belli bir anda, ürünler belirli özellikli yetenekler gerektirirken, ölkelerin de belli bir yetenek kümesi ile donatılmıř olduđunu söylemektedir. Bir ölkenin kompleksite dñzeyi o ölkenin yerel anlamda sahip olduđu yetenekler ile alakalı iken; bir ürünün karmařık özelliđi ise ürünün gerektirdiđi yeteneklerin sayısı ile alakalıdır (Hidalgo, 2009).

Aynı zamanda, ölkelerin mevcut yetenekleri ile bugün ürettikleri ürünler, gelecekte üretecekleri ürünleri de etkileyecektir. Daha çok yeteneđe sahip olan ölkeler, yeni bir yeteneđin potansiyel kullanımında daha az kompleks ürün üreten ekonomilere kıyasla daha etkin olacaklardır. Dolayısıyla da kalkınma, kompleks üretim yapısına sahip söz konusu ölkeler için daha kolay olacaktır. Özetle, eřit gelir sađlayan farklı kompleksite dñzeyine ait ürünler, gelecek ađısından eřit fırsatlar sunmayacaktır (Hidalgo, 2009).

Bu anlamda ekonomik kompleksite, ölkelerin refah dñzeyleri ile yakından alakalıdır. Daha yüksek ekonomik kompleksite dñzeyine sahip olan ölkeler, veri gelir seviyesinde, daha düşük ekonomik kompleksite dñzeyindeki çok zengin olan ölkelerden daha hızlı büyüme eđilimindedirler. Bu anlamda ekonomik kompleksite refahın bir belirtisi ya da ifadesi olmaktan öte, itici gücüdür (Hausmann vd., 10.08.2018).

Hausmann vd. (Hausmann vd.: 10.08.2018) bunu kiři bařına gelir dñzeyi ile ekonomik kompleksite dñzeyi arasındaki açık ile izah etmiřlerdir. Yazarlara göre bu açık, ölkenin gelecek dönemlerdeki büyüme performansı üzerinde önemli bir belirleyiciliđe sahiptir. Zira ölkeler ekonomilerinde bütünleřmiř olan bu bilginin desteklediđi gelir dñzeyine yakınsama eđilimindedirler. Bunu örnekler üzerinden izah eden yazarlar, bir malın belli bir ölkede artık üretilmemesi halinde, bařka hangi ölkelerde üretilebileceđi sorusuna verilecek yanıtın, o ölkelerin ekonomik kompleksite dñzeyini yansıtaçađı düşünceinden hareket etmektedirler. Buna göre, eđer söz konusu malın alternatif olarak üretilebileceđi ölkeler sayısı çoksa, söz konusu ölkenin ekonomik kompleksite

seviyesi düşük; aksi takdirde ise yüksektir. Buradan hareketle, kişi başı gelir düzeyi düşük ve kompleksite düzeyi yüksek Çin ve Tayland gibi iki ülke değerlendirildiğinde, bu ülkelerde artık üretilmeyecek bir ürünün üretilebileceği başka ülkelerin sayısı sınırlıdır. Tersine, Katar, Kuveyt, Şili, Libya gibi kişi başı gelir düzeyi yüksek ama kompleksite düzeyi düşük olan ülkeleri ele alırsak, artık bu ülkelerde üretilmeyecek olan bir ürünün üretilebileceği alternatif ülke sayısı oldukça fazladır. Çünkü bu ülkeler jeolojik şansları sonucunda sahip oldukları zengin doğal kaynaklar sayesinde yüksek gelir düzeyine erişmişlerdir. Bu örneklerde de görüldüğü gibi, ülkelerin refah düzeylerinin sürdürülebilirliği, ekonomik kompleksite düzeylerinin yüksekliğine, yani ülkenin ne kadar geniş bilgiyi birleştirebildiğine ve ne kadar karmaşık ürün üretebildiğine bağlıdır.

Bu açıklamalara değinmişken, ekonomik kompleksitenin ihracata dönük büyüme, ticari açıklık, ihracat çeşitliliği ya da ülke ölçeği ile alakalı olmadığını da belirtmek gerekmektedir (Hausmann vd., 10.08.2018). Ekonomik kompleksiteye ilişkin Hausmann vd. ile Hidalgo (2009) tarafından ortaya konulan bu kuramsal yaklaşım, son dönemlerde ampirik çalışmalarda yer almaya başlamıştır. Bu kapsamdaki literatür özeti verilmeden önce, yukarıda kavramsal olarak açıklanan ekonomik kompleksitenin nasıl ölçüldüğüne ilişkin kısa bir bilgi sunmanın faydalı olacağı düşünülmektedir.

Hausmann vd (10.08.2018), elemanları,  $c$  ülkesi  $p$  ürününü üretiyorsa 1, üretmiyorsa 0 değeri alan bir  $M_{cp}$  matrisinden hareket etmişlerdir. Bu matrisin satırlarının ve sütunlarının toplamları alınarak sırayla ‘çeşitlilik (diversity)’ ve ‘yaygınlık (ubiquity)’ hesaplanabilmektedir:

$$\text{Çeşitlilik: } k_{c,0} = \sum_p M_{cp} \quad (1)$$

$$\text{Yaygınlık: } k_{p,0} = \sum_c M_{cp} \quad (2)$$

Bununla birlikte yazarlar, bir ülkede mevcut olan veya bir ürünün üretilmesi için gerek duyulan yeteneklerin (capabilities) sayısına ilişkin daha doğru sonuçlar elde etmek için, çeşitlilik ve yaygınlık ölçümlerinin taşıdıkları bilgiler karşılıklı olarak kullanılarak yeni ölçümlere ulaşılmışlardır. Bu, ülkeler açısından, ülkenin ihraç ettiği ürünlerin ortalama yaygınlığını ve bu ürünleri üreten ülkelerin ortalama çeşitliliğini hesaplamak anlamına gelirken; ürünler açısından, bu ürünleri üreten ülkelerin ortalama çeşitliliğini ve bu ülkelerin ürettiği diğer ürünlerin ortalama yaygınlığını hesaplamayı gerektirmektedir. Bu ifade, Eşitlik (3) ve Eşitlik (4) ile aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Hausmann vd., 10.08.2018):

$$k_{c,N} = \frac{1}{k_{c,0}} \sum_p M_{cp} \cdot k_{p,N-1} \quad (3)$$

$$k_{p,N} = \frac{1}{k_{p,0}} \sum_c M_{cp} \cdot k_{c,N-1} \quad (4)$$

Eşitlik (4), Eşitlik (3)’ün içine yerleştirildiğinde, aşağıda yer alan Eşitlik (5)’e ulaşılmaktadır:

$$k_{c,N} = \sum_{c'} k_{c',N-2} \sum \frac{M_{cp} M_{c'p}}{k_{c,0} k_{p,0}} \quad (5)$$

Bu eşitlikte,

$$\tilde{M}_{cc} = \sum_p \frac{M_{cp} M_{c'p}}{k_{c,0} k_{p,0}} \quad (6)$$

kabul edildiğinde;  $k_{c,N}$  ifadesi aşağıdaki şekle dönüşmektedir:

$$k_{c,N} = \sum_{c'} \tilde{M}_{cc'} k_{c',N-2} \quad (7)$$

Eşitlik (7),  $k_{c,N} = k_{c,N-2} = 1$  olduğunda sağlanmaktadır. Bu ifade  $\tilde{M}_{cc}$  matrisinin en büyük özdeğeri ile ilişkili olan özvektördür ve elemanları 1 değerlerinden oluştuğu için bilgi sağlayıcı nitelik taşımamaktadır. Bu nedenle yazarlar, ikinci en büyük özdeğere ait özvektör ile ilgilenmişlerdir. Buradan hareketle de Ekonomik Kompleksite İndeksi (ECI) aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$ECI = \frac{\vec{K} - \langle \vec{K} \rangle}{stdhata(\vec{K})}$$

Bu eşitlikte;  $\vec{K}$ ,  $\tilde{M}_{cc}$  matrisinin ikinci en büyük özdeğeri ile ilişkili olan özvektörü,  $\langle \rangle$  ortalamayı temsil etmektedir.

## LİTERATÜR ÖZETİ

Ekonomik kompleksite, iktisadi olgulara farklı bir bakış açısı sunmak üzere, çeşitli iktisadi değişkenler ile ilişkisi incelenen bir kavram haline gelmiştir. Bu çerçevede, çalışmanın bu kısmında yapılan çalışmalardan bahsedilmektedir.

İlk olarak, Hartmann vd. (2016) çalışmalarında, ülkelerin ekonomik kompleksite düzeyleri ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi incelemişler; yüksek ekonomik kompleksite ile gelir eşitsizliği arasındaki negatif ilişkinin varlığını ortaya koymuşlardır.

Brito vd. (2018) çalışmalarında, ulusal paranın değeri ile şirket yatırımları ve uluslararası piyasalardaki rekabetçilik arasındaki ilişki üzerine, klasik Mundell-Fleming modeli ile buna karşıt sonuç ortaya koyan çalışmalar arasındaki bu karşıtlığı, ekonomik kompleksite kavramını analizlerine katarak açıklamıştır. Farklı ekonomik kompleksite düzeyine sahip ekonomileri temel alarak yaptıkları inceleme sonucunda, reel döviz kuru ve şirket yatırımları arasındaki ilişkiyi belirleyen faktörün ekonomik kompleksite düzeyi olduğunu ortaya koymuşlardır.

Ekonomik kompleksite ile iktisadın en temel sorunsallarından ekonomik büyüme ve kalkınma arasındaki ilişki de son dönemlerde popüler olmaya başlayan konulardan biridir. İktisat yazınında ekonomik kompleksite ile kalkınma ilişkisini inceleyen çalışmalara bakıldığında karşılaşılan çalışmalardan biri Gala vd. (2018)'nin çalışmasıdır. Gala vd. (2018) bu çalışmalarında ekonomik kompleksite yaklaşımını, kalkınma sürecinde yapısalıcı yaklaşımı savunan kalkınma iktisatçılarının, genelde sanayi sektörüne özeldir imalat sanayiine atfettikleri önemi daha güçlü ampirik bulgularla ortaya koyan bir yaklaşım olarak ifade etmektedirler. Bu anlamda, yapısalıcıların sürdürülebilir bir büyüme sürecinde ihtiyaç duyulan *üretim karmaşıklığının* (production sophistication), *ekonomik kompleksite* şeklinde karşılık bulduğunu açıklamışlardır. Yazarlar çalışmalarında ülkelerin kompleksite düzeylerinin zengin ve fakir ülkeler arasındaki yakınsamayı ve ıraksamayı açıklayıp açıklamadığını, eğer böyle bir etki söz konusu ise hangi ülkelerin gelişmiş ülkeler ile olan gelir açığını kapatabileceğini ve hangi ülkelerin fakir kalacağını ekonometrik yöntemler ile incelemişlerdir. Çalışmanın bulguları ihracat kompleksitesinin yakınsama ve ıraksama olgusunu açıkladığını ortaya koymuş; ihracat kalemleri kompleksite açısından daha zayıf olan Arjantin ve Nijerya gibi ülkelerde gelişmiş ülkelerin gelir düzeylerinden ıraksama gerçekleştiğini göstermiştir.

Jinn ve Shuhalmen (2018), Malezya'nın ekonomik kompleksite düzeyini analiz ettikleri çalışmalarında, Malezya'nın ekonomik kompleksite düzeyinin geçmişten günümüze değerlendirmesini yapmış ve bölgesel anlamda emsallerine göre pozisyonunu değerlendirmişlerdir. Yazarlar ayrıca, Malezya'nın benzer ekonomik kompleksite düzeyindeki ülkelerin gelir düzeyine yakınsama kabiliyetine göre GSYH büyüme hızını tahmin etmişlerdir.

Ferraz vd. (2018), ekonomik kompleksite ile insanı kalkınma arasındaki ilişkiyi incelemişler ve bu iki değişken arasında istatistiki olarak anlamlı pozitif bir ilişki olduğunu ortaya koymuşlardır. Asya ve Latin Amerika ülkeleri arasında karşılaştırmalı bir değerlendirme de yapılan çalışmada, 2010-2014 dönemini

kapsayan veri zarflama analizi yalnız Asya ülkelerinin ekonomik kompleksiteyi insani kalkınmaya çevirmede etkin oldukları hipotezini destekler sonuç vermemiştir. Bununla birlikte, sadece Asya ülkelerinin zaman içerisinde etkinliklerini sürdürdükleri sonucu çıkmıştır. Yazarlar, Çin ve Filipinler dışında analize katılan bütün Asya ülkelerinin bu çerçevede etkin olduklarını; Japonya, Kore ve Singapur'un da zaman içerisinde daha etkin ülke konumuna geldiklerini ortaya koymuşlardır. Latin Amerika ülkeleri içerisinde en iyi performansı sergileyen ülkenin Küba olduğu sonucu da analizin önemli sonuçlarından biridir. Zira düşük kompleksite düzeyinde olmakla birlikte, Küba'daki sosyal göstergeler Asya ülkelerine benzer çıkmıştır.

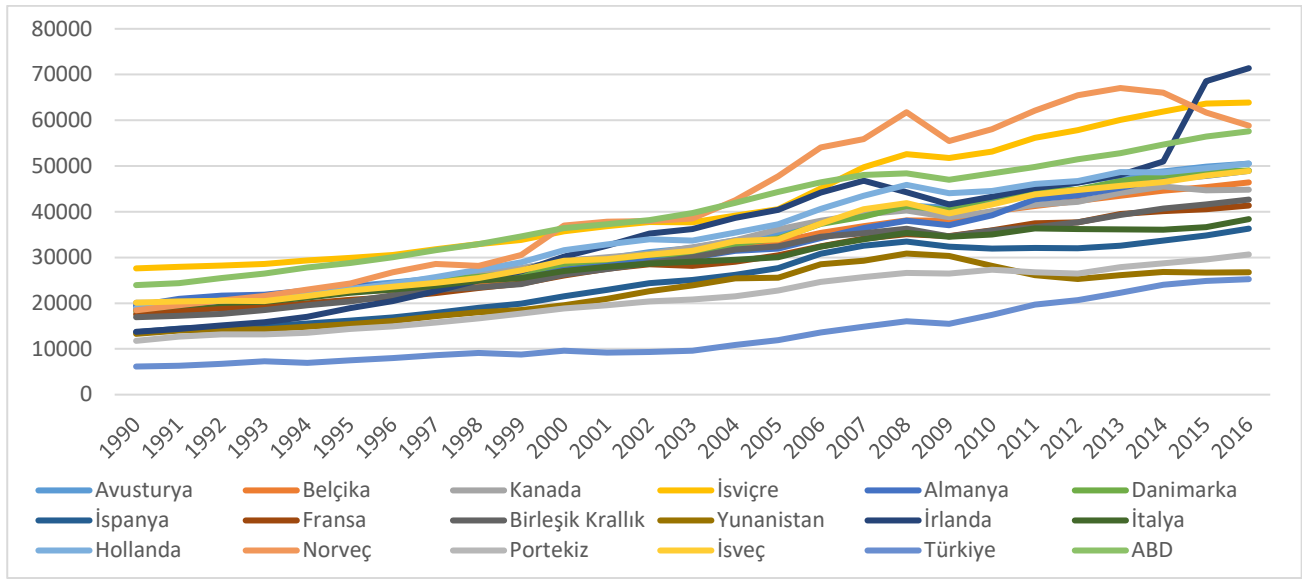
Stojkoski ve Kocarev (2017)'in Güneydoğu ve Orta Avrupa ülkeleri kapsamında ekonomik kompleksite ve büyüme arasındaki ilişkiyi analiz ettikleri çalışmaları; ekonomik kompleksitenin uzun dönemde büyümeyi açıklayıcı bir değişken niteliğinde olduğunu, buna karşılık üretken bilginin kısa dönemde söz konusu ülkelerdeki gelir değişiminde bir etkisi olmadığını ortaya koymuştur. Bu bulgular sonucunda yazarlar, ekonomik kompleksitenin uzun dönemli kalkınma stratejilerini destekleyen bir yapı sergilediğini göstermişlerdir.

Bu çalışmada da ekonomik kompleksite ile iktisadi kalkınma düzeyi arasındaki ilişkinin incelenmesi amaçlanmıştır. Buraya kadar yapılan kuramsal açıklamalar ışığında, çalışmada kullanılan ekonomik kompleksite ve kişi başına düşen GSYH değişkenleri arasında pozitif yönlü bir ilişki beklenmektedir.

### OECD ÜLKELERİNDEKİ GENEL EKONOMİK GÖRÜNÜM

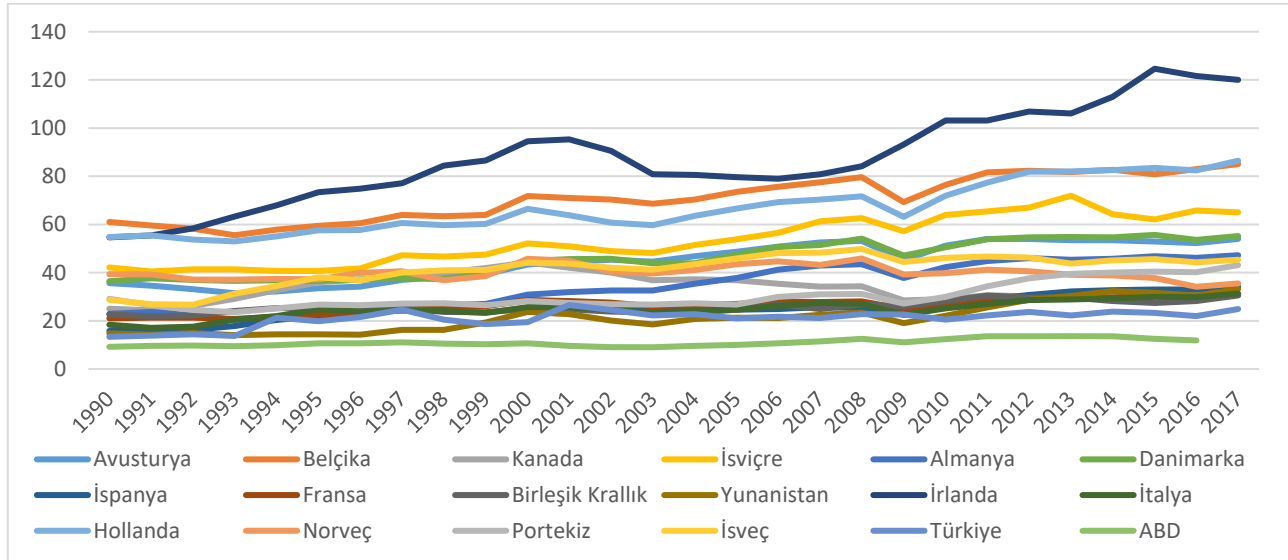
İkinci Dünya Savaşı sonrasında, Batı Avrupa ekonomilerinin desteklenmesi ve onarılması amacıyla kurulan ve Marshall Planı çerçevesinde faaliyette bulunan Avrupa Ekonomik İşbirliği Teşkilatı'nın (OEEC - Organisation for European Economic Co-operation) işlevini tamamlaması üzerine, 1960 yılında Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütü (OECD - Organisation for Economic Cooperation and Development) kurulmuştur. Daha geniş bir görev tanımı ile kurulan uluslararası bir örgüt olan OECD'nin, 20 kurucu üyesi bulunmaktadır: ABD, Avusturya, Kanada, Fransa, Hollanda, Lüksemburg, Almanya, İtalya, İngiltere, Belçika, Danimarka, İrlanda, Yunanistan, İsveç, İsviçre, İspanya, İzlanda, Norveç, Portekiz ve Türkiye ([http://www.mfa.gov.tr/iktisadi-isbirligi\\_ve-gelisme-teskilati-\\_oecd\\_.tr.mfa](http://www.mfa.gov.tr/iktisadi-isbirligi_ve-gelisme-teskilati-_oecd_.tr.mfa)).

Bu çalışmada OECD ülkelerinde refah göstergesi olarak kişi başına düşen GSYH ile ekonomik kompleksite arasındaki ilişkinin OECD ülkeleri kapsamında araştırılması amaçlanmaktadır. Ancak analize geçmeden önce, söz konusu ülkelerin belli başlı ekonomik göstergelerinin incelenmesi, ülke profilleri hakkında bilgi sağlayacaktır. Analiz kısmında, ekonomik kompleksite indeksi verisinde ulaşılabilirlik anlamında yaşanan sorun nedeniyle İzlanda ve Lüksemburg analize dahil edilememiştir. Bu nedenle ülkelerin ekonomik görünümleri incelenirken de bu ülkeler dışındaki 18 ülkeye ait göstergeler sunulmaktadır. Bu kapsamda Grafik 1'de, OECD ülkelerine ait kişi başına düşen GSYH değerleri sunulmaktadır.

**Grafik 1: OECD Ülkeleri Kişi Başı GSYH Değerleri (SAGP, Cari ABD Doları)**

Kaynak: <https://data.worldbank.org/indicator#topic-14> (27.07.2018)

Satın alma gücü paritesi (SAGP), ülkeler arasındaki fiyat seviyesi farklılıklarını ortadan kaldıran ve farklı para birimlerinin satın alma güçlerini eşitleyen bir değişim oranı olduğundan, ülkelerin kişi başına düşen GSYH değerlerini SAGP'ye göre karşılaştırmak daha anlamlı olmaktadır. Buna göre Grafik 1'de, OECD'nin 18 kurucu ülkesi içerisinde kişi başına düşen GSYİH değeri en yüksek olan ülke 1990'ların başında İsviçre iken, 2000'lerin ortalarından itibaren Norveç'in birinci sıraya yükseldiği görülmektedir. 2015 yılında ise İrlanda bu ülkeler arasında en yüksek kişi başı gelir düzeyine sahip ülke konumuna gelmiştir. Türkiye, analizde yer alan 18 ülke içerisinde kişi başına GSYH düzeyi bakımından en alt sırada yer alan ülkedir.

**Grafik 2: İhracatın GSYH'ye oranı**

Kaynak: <https://data.worldbank.org/indicator#topic-14> (27.07.2018)

Grafik 2'ye göre, ihracatın GSYH'ye oranlarına bakıldığında, İrlanda 18 ülke içerisinde en yüksek paya sahip olan ülkedir. İrlanda'yı Belçika ve Hollanda izlemektedir. ABD, ihracatın GSYH'ye oranı bakımından en düşük paya sahip olan ülkedir. Türkiye, Yunanistan ve İtalya da ABD'den sonra en düşük orana sahip olan ülkelerdir.

## VERİ SETİ VE YÖNTEM

### Veri Seti

Çalışmada OECD'nin 20 kurucu üyesi içerisinde 18'ine ait ekonomik kompleksite indeksi (Economic Complexity Index – ECI) ile kişi başına düşen GSYİH düzeyi arasındaki uzun dönemli ilişki, panel eşbütünleşme yöntemi ile incelenmektedir. İzlanda ve Lüksemburg kurucu ülkeler arasında yer almalarına rağmen, ECI verileri ulaşılabılır olmadığı için analiz dışında tutulmuştur. Analizde 1990-2016 dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılmıştır. Tablo 1'de kullanılan verilere ilişkin bilgiler yer almaktadır. Analizin yapılmasında E-views 9, Stata 14 ve Gauss 10 programlarından faydalanılmıştır.

**Tablo 1: Kullanılan değişkenler**

Değişken	Açıklama	Kaynak
LNPCGDP	Satın Alma Gücü Paritesine Göre Kişi başı GSYH'nin logaritması (SAGP)	Dünya Bankası Veritabanı
ECI	Ekonomik kompleksite indeksi	Massachusetts Institute of Technology OEC (The Observatory of Economic Complexity)

### Ekonometrik Yöntem

Panel veri analizi, yatay-kesit veri ile zaman serisi verisinin birleşiminden oluşan veri setlerinin analizinde kullanılan bir yöntemdir (Güriş, 2015). Bu çalışmada Tablo 1'de yer alan değişkenlere, panel eşbütünleşme analizi uygulanmıştır. Panel eşbütünleşme analizi, zaman serisi analizlerinde olduğu gibi, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisini incelemek için kullanılmaktadır. Farklı olarak, panel veriye ait seriler arasındaki uzun dönem ilişkisini incelemektedir (Şak, 2015). Eşbütünleşme analizi, durağan olmayan serilerin bütünleşme mertebelerinin aynı olması halinde, bu serilerin doğrusal bileşimlerinin durağan olabileceği ve aralarında uzun dönemli bir ilişki olabileceği düşüncesine dayanmaktadır. Panel veri analizinde, sistemi etkileyen kalıcı şoklara rağmen, değişkenler arasında uzun dönemde kalıcı bir ilişki olup olmadığını test etmek amacıyla panel eşbütünleşme analizinden yararlanılmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2013).

Panel veriye eşbütünleşme testlerinin uygulanabilmesi için öncelikle serilerin düzeyde birim köklü olmaları ve durağanlık mertebelerinin aynı olması gerekmektedir. Bunu belirlemek için yapılması gereken birim kök testleri ise panel veri analizinde, yatay-kesit bağımlılığın olup olmamasına göre değişiklik göstermektedir. Bu nedenle analizin ilk aşamasında serilere önce yatay kesit bağımlılık testi uygulanmalıdır.

Yatay-kesit bağımlılığını test etmek için çeşitli testler geliştirilmiştir. Bu testlerden ilki, Breusch ve Pagan'ın geliştirdiği Lagrange çarpanı (Lagrange multiplier – LM) testidir. Zaman boyutu yatay-kesit boyutundan büyük olduğunda ( $T > N$ ) kullanılan LM testi aşağıdaki LM istatistiğine ( $CDLM_1$ ) dayanmaktadır (Pesaran, 2004):

$$CD_{lm} = CDLM_1 = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (8)$$

Eşitlik (8)'deki  $\hat{\rho}_{ij}^2$ , kalıntıların ikili korelasyonunun tahminidir:

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it} e_{jt}}{(\sum_{t=1}^T e_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T e_{jt}^2)^{1/2}} \quad (9)$$



Eşitlik (9)'daki  $e_{it} = y_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}'_i x_{it}$  olarak tanımlanmaktadır ve  $u_{it}$  hata terimlerinin EKK tahminidir. LM testi N'in görece olarak küçük ve T'nin yeterince büyük olduğu durumlarda geçerli bir testtir. Breusch ve Pagan, yatay-kesit bağımlılığı olmadığını ifade eden  $H_0$  hipotezi altında,  $CD_{lm}$  istatistiğinin asimptotik olarak  $\chi^2$  dağıldığını göstermişlerdir. Bununla birlikte  $N \rightarrow \infty$  olduğunda, bu test uygulanabilir değildir. Pesaran, büyük N ve T değerleri söz konusu olduğunda,  $CD_{lm}$ 'in ölçeklenmiş versiyonu olan aşağıdaki test istatistiğinin ( $CDLM_2$ ) kullanılabileceğini göstermiştir (Pesaran, 2004):

$$CD_{lm} = CDLM_2 = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T\hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \quad (10)$$

Ancak bu testin büyük N ve küçük T değerleri için önemli ölçüde ölçek bozulması sergilemesi nedeniyle Pesaran, Breusch-Pagan LM testinin N büyük olduğu durumdaki eksikliğini gidermek üzere, LM testinde karesi kullanılan ikili korelasyon katsayılarının kendilerinin kullanıldığı alternatif bir test istatistiği geliştirmiştir (Pesaran, 2004):

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (11)$$

Bununla birlikte, CD testi de ortalama ikili korelasyonların sıfır olduğu, fakat birimlere ait ikili korelasyonların sıfırdan farklı olduğu durumlarda güçlü sonuç vermemektedir. Pesaran vd. LM testinin değiştirilmiş bir versiyonu olan sapması düzeltilmiş LM istatistiğini ( $LM_{adj}$ ) geliştirmişlerdir Pan vd., (2015):

$$LM_{adj} = \sqrt{\left(\frac{2T}{N(N-1)}\right)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{\sqrt{v_{Tij}^2}} \quad (12)$$

Eşitlik (12)'deki  $\mu_{Tij}$  ve  $v_{Tij}^2$  sırayla,  $(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2$  teriminin ortalamasını ve varyansını ifade etmektedir.

Bir zaman serisi ile çalışılırken, serinin zaman içerisinde sabit olup olmadığı (yani durağanlığı), elde edilecek sonuçların güvenilirliği açısından önem taşımaktadır. Aksi takdirde, durağan olmayan seriler arasında yapılacak ekonometrik analizler, sahte regresyon sonucuna sebep olabilmektedir. Bu nedenle panel veri analizinde de serilerin durağanlığının incelenmesi önem arz etmektedir. Panel veri analizinde durağanlığın tespit edilmesinde kullanılan birim kök testleri, *birinci kuşak testler* ve *ikinci kuşak testler* olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Birinci kuşak testler birimler arasında korelasyon olmadığını, yani serilerde yatay-kesit bağımlılığı olmadığını varsaymaktadır. İkinci kuşak testler ise birimlere ait seriler arasında korelasyon olduğunu, yani yatay-kesit bağımlılığı olduğunu varsaymaktadırlar (Yerdelen Tatoğlu, 2013).

Bu çalışmada elde edilen yatay-kesit bağımlılığı test sonuçları, aşağıda detaylı bir şekilde sunulmakla birlikte, serilerde birimler arası korelasyon olduğu sonucunu verdiği için, birim kök sınamalarında ikinci kuşak birim kök testlerinden faydalanılması gerekmektedir. Bu kapsamda, çalışmada yatay-kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci kuşak birim kök testlerinden Yatay Kesit Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (CADF) testi kullanılmıştır. CADF testi hem  $T > N$  hem  $N > T$  durumlarında kullanılabilir (Pesaran, 2007). Çeşitli modeller kullanılarak yapılan Monte Carlo simülasyonu sonuçları, CADF panel birim kök testi sonuçlarının küçük N ve T değerleri için bile güçlü sonuçlar verdiğini göstermiştir (Pesaran, 2007).

$y_{it}$ 'nin, i yatay-kesit birimine ve t zamanına ait bir gözlem olduğu ve basit dinamik doğrusal heterojen panel veri modeline göre oluşturulduğu varsayımına dayanarak aşağıdaki modelden hareket edilmektedir (Pesaran, 2007):

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (13)$$

Burada başlangıç değeri  $y_{i0}$  sonlu ortalama ve varyansa sahip bir yoğunluk fonksiyonuna ve hata terimi  $u_{it}$  de tek faktörlü bir yapıya sahiptir:

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

Bu ifadede  $f_t$  gözlenmemiş ortak etki,  $\varepsilon_{it}$  ise birime özgü hata terimidir. (13) ve (14) numaralı eşitlikleri aşağıdaki gibi yazacak olursak;

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$\alpha_i = (1 - \phi_i)\mu_i$ ,  $\beta_i = -(1 - \phi_i)$  ve  $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$  olmak üzere; birim kök hipotezleri aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$H_0: \beta_i = 0 \text{ (bütün } i\text{'ler için seri birim köklüdür)}$$

$$H_1: \beta_i < 0 \text{ (seri durağandır)}$$

CADF testi sonucunda hem birimler için hem de panelin geneli için birim kök test istatistiği hesaplanmaktadır. Panelin geneli için test istatistiği (CIPS), birimler için test istatistiklerinin ortalaması alınarak hesaplanmaktadır (Pesaran, 2007):

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (16)$$

Eşitlik (16)'da,  $t_i(N, T)$ ,  $i$ . yatay kesit birimine ait CADF test istatistiğini ifade etmektedir (Pesaran, 2007). Buradan hareketle, (16) numaralı eşitlik aşağıdaki gibi de ifade edilebilir:

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (17)$$

İktisadi değişkenlerin birim kök içermesi durumunda, serilerin doğrusal bileşimleri durağan olabilmekte ve değişkenler arasında uzun dönemde ilişki söz konusu olabilmektedir. Sistemi etkileyen kalıcı şoklara rağmen, değişkenler arasındaki uzun dönem denge ilişkisinin varlığı, panel eşbütünleşme testleri ile test edilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2013:233). Panel eşbütünleşme testleri, değişkenler arasındaki uzun dönem denkleminde ait kalıntılarda yatay-kesit bağımlılığı olup olmamasına göre, birinci kuşak ve ikinci kuşak olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Bu nedenle panel eşbütünleşme testlerine geçmeden önce, uzun dönem denkleminde ait kalıntılarda yatay-kesit bağımlılığının incelenmesi gerekmektedir. Eğer kalıntılar arasında yatay-kesit bağımlılığı yoksa birinci kuşak panel eşbütünleşme testi, yatay-kesit bağımlılığı varsa ikinci kuşak panel eşbütünleşme testi kullanılmaktadır. Çalışmada, uzun dönem denklemi kalıntılarında yatay kesit bağımlılığı tespit edildiği için ikinci kuşak panel eşbütünleşme testi uygulanmaktadır.

Bu çalışmada Bai ve Carrion-i-Silvestre (2013) panel eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Ortak şokları ve ortak stokastik trendleri tanımlamak için ortak faktör modeli kullanan Bai ve Carrion-i-Silvestre, eşitlik (18)'deki modelden hareket etmişlerdir (Bai ve Carrion-i-Silvestre, 2013):

$$Y_{i,t} = \mu_i + \gamma_i t + X'_{i,t} \beta_i + F'_t \lambda_i + e_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (18)$$

Bu denklemde  $\mu_i + \gamma_i t$  deterministik bileşeni,  $X_{i,t}$  gözlemlenebilir I(1) bağımsız değişken vektörünü,  $F_t$  etkisi  $\lambda_i$  aracılığıyla yatay-kesit üzerinde farklılık gösteren gözlemlenemeyen ortak şok vektörü,  $e_{i,t}$  birimlere özgü hata terimleri vektörüdür. Bu eşbütünleşme testinde,  $F_t$ 'nin bütünleşme mertebesi I(1) olduğunda, bu terim gözlemlenemeyen yatay-kesit ortak stokastik trendini ifade etmektedir. Eğer  $e_{i,t}$  düzeyde durağan ise, o zaman  $Y_{i,t}$  ve  $X_{i,t}$  eşbütünleşik olmasa da  $Y_{i,t}, X_{i,t}$  ve  $F_t$  eşbütünleşiktir. Yani bu kurgu, az sayıda gözlemlenemeyen ortak stokastik trende kadar  $Y_{i,t}$  ve  $X_{i,t}$  arasında eşbütünleşmeye izin vermektedir. Hem  $e_{i,t}$  hem  $F_t$  düzeyde durağan olduklarında,  $Y_{i,t}$  ve  $X_{i,t}$  eşbütünleşik olmaktadır. Bu durumda da  $F_t$  yatay-kesit bağımlılığı yansıtan ortak şok olarak kabul edilebilmektedir. Özetle, bu testte sadece yatay-kesit bağımlılığın kontrolü değil, aynı zamanda gözlemlenemeyen bileşen  $F_t$ 'nin de entegre olup olmadığını belirlenmesi amaçlanmaktadır.

Bai ve Carrion-i-Silvestre (2013), eşbütünleşme olmadığını ifade eden  $H_0$  hipotezini test etmek için MSB (Modified Sargan – Bhargava) istatistiklerinin karesini kullanmışlardır. MSB istatistikleri, heterojen trendlere karşı değişmeyen testler arasında bazı optimalite özelliklerine sahiptir. Panel eşbütünleşme test istatistikleri hesaplanırken farklı yollarla her bir yatay-kesit için hesaplanan bireysel istatistikler kullanılır. Bai – Carrion-i-Silvestre testi üç ayrı test istatistiği sunmaktadır (Bai ve Carrion-i-Silvestre, 2013): MSB, P ve  $P_m$ . Bireysel istatistiklerin birleştirilerek panel test istatistiğinin elde edilmesinde kullanılan yöntemlerden ilki, söz konusu bireysel istatistiklerin ortalamasını standardize etmektedir. Buna göre MSB istatistiği;

$$MSB_{\xi} = \sqrt{N} \frac{\overline{MSB_{\xi}(t)} - \bar{\vartheta}}{\bar{\zeta}} \sim N(0,1) \quad (19)$$

şeklinde. Burada;  $\vartheta_i$  ve  $\zeta_i$  sırayla  $MSB_{\xi}(i)$ 'lerin ortalama ve varyansını göstermek üzere; yukarıdaki terimler aşağıdaki gibidir:

$$\overline{MSB_{\xi}(t)} = N^{-1} \sum_{i=1}^N MSB_{\xi}(i) \quad (20)$$

$$\bar{\vartheta} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \vartheta_i \quad (21)$$

$$\bar{\zeta}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \zeta_i^2 \quad (22)$$

İkinci yöntem, panel istatistiklerini bireysel p-değerlerinin birleşimi yoluyla tanımlamaktır. Burada, bireysel hata terimleri olan  $\xi_{i,t}$ 'lerin yatay-kesit bağımlılığı olmadığı varsayımı altında, Fisher tipi test istatistiği aşağıdaki şekilde elde edilmektedir:

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln p_i \sim \chi_{2N}^2 \quad (23)$$

Burada  $p_i$ , her bir birim için  $MSB_{\xi}(i)$  test istatistiklerine ait p-değerleridir. Bir diğer yöntem ise,  $N \rightarrow \infty$  iken Choi tarafından önerilen test istatistiği hesaplama yöntemidir. Buna göre  $P_m$  test istatistiği aşağıdaki gibidir:

$$P_m = \frac{-2 \sum_{i=1}^N \ln p_i - 2N}{\sqrt{4N}} \sim N(0,1) \quad (24)$$

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığının tespit edilmesi durumunda, bu uzun dönemli ilişkinin tahmin edilmesi de mümkün olmaktadır. Pesaran (2006), yatay-kesit bağımlılığı dikkate alan tahminci geliştirmiştir. Ortak ilişkili etkiler (Common-Correlated Effects-CCE) tahmincisi denilen bu tahminciler, ortalama (CCEMG – Mean Group CCE) ve havuzlanmış (CCEP - Pooled CCE) olmak üzere iki çeşittir. CCEMG birim eğimlerinin farklı (heterojen) olması durumunda, CCEP ise birim eğim katsayılarının aynı olması durumunda kullanılmaktadır. Birimler arasında heterojenliğin araştırılmasında Pesaran ve Yagamata (2007) tarafından geliştirilen Delta testi uygulanabilmektedir. Ancak bu çalışmada, analize dahil edilen ülkeler OECD ülkeleri olmakla birlikte, gelir düzeyleri bakımından birbirinden farklı ülkelerdir. Buna dayanarak, analizde birimden birime uzun dönem katsayılarının değiştiği, yani heterojenlik söz konusu olduğu ön kabulü ile hareket edilmektedir. Bu nedenle, Delta testi uygulanmadan CCEMG yöntemi ile uzun dönem katsayıların tahmin edilmiştir.

Çok faktörlü kalıntı modeli,  $i = 1, 2, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, \dots, T$  olmak üzere, t. zamandaki ve i. yatay-kesit birimdeki  $y_{it}$ 'nin doğrusal heterojen panel yapısına göre, aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır (Pesaran, 2006):

$$y_{it} = \alpha'_i d_t + \beta'_i x_{it} + e_{it} \quad (25)$$

Bu denklemde  $d_t$ ,  $n \times 1$  boyutlu gözlemlenmiş ortak etkiler (kesme terimi ve dönemsel kuklalar gibi) vektörü,  $x_{it}$  t zamanındaki ve i yatay-kesit birimindeki gözlemlenmiş birimlere özgü  $k \times 1$  boyutlu açıklayıcı değişkenler vektörüdür. Hata vektörü ise çok faktörlü yapıya sahiptir:

$$e_{it} = \gamma' i f_t + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

Bu eşitlikte ise  $f_t$   $m \times 1$  boyutlu gözlemlenmemiş ortak etkiler vektörü;  $\varepsilon_{it}$  ise  $(d_t, x_{it})'$  den bağımsız dağılan birimlere özgü hata terimleridir. Panel eşbütünleşme katsayısı CCEMG tahmincisi ile aşağıdaki gibi tahmin edilmektedir (Pesaran, 2006):

$$\hat{\beta}_{MG} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_i \quad (27)$$

Bu eşitlikte  $\hat{\beta}_i$  her bir yatay-kesit birimi için CCE tahminini vermektedir. Panel eşbütünleşme katsayısı  $\hat{\beta}$  ise yatay-kesit birimleri için tahmin edilen katsayıların ortalamasıdır.

### ANALİZ SONUÇLARI

Tablo 2'de, analizde kullanılan değişkenlere ait yatay-kesit bağımlılık testi sonuçları görülmektedir.

**Tablo 2: Yatay-Kesit Bağımlılık Testi Sonuçları**

	ECI		LNPCGDP	
	Test istatistiği	p değeri	Test istatistiği	p değeri
CDLM <sub>1</sub>	1910.70	0.00	3967.59	0.00
CDLM <sub>2</sub>	99.45	0.00	217.03	0.00
LM <sub>adj</sub>	99.11	0.00	216.69	0.00

Yukarıda teorik açıklaması verilen testlerden Pesaran (2004)'ın CD testi  $N > T$  durumunda kullanıldığı ve bu çalışmada kullanılan veri setinde  $T > N$  olduğu için, diğer üç testin sonuçlarına yer verilmektedir. Tablo 2'deki bütün testler için p olasılık değerleri 0,05'ten küçük olduğu için, serilerde yatay-kesit bağımlılık olmadığını ifade eden  $H_0$  hipotezi güçlü biçimde reddedilmiştir. Yani, paneli oluşturan ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığı mevcuttur; ülkelerden birinde meydana gelen bir şok diğer ülkeleri de etkilemektedir. Bu sebeple, analizin devamında uygulanacak testlerde, yatay-kesit bağımlılığı dikkate alan testler kullanılmalıdır.

Birim kök sınamalarında, değişkenler arasındaki yatay-kesit bağımlılığını dikkate alan CADF testi uygulanmıştır. Her bir değişkene ait CADF testi sonuçları Tablo 3 ve Tablo 4'te sunulmaktadır.

Tablo 3: ECI değişkeni için CADF panel birim kök testi sonuçları

Ülkeler	Düzye				Birinci Fark			
	Sabitli model		Sabitli - trendli model		Sabitli model		Sabitli - trendli model	
	Gecikme sayısı	CADF test istatistiği	Gecikme sayısı	CADF test istatistiği	Gecikme sayısı	CADF test istatistiği	Gecikme sayısı	CADF test istatistiği
Avusturya	4	-1.094	4	-2.181	2	-2.495	2	-3.712***
Belçika	3	-2.147	3	-3.503***	2	-3.574**	2	-3.715***
Kanada	3	-4.796*	3	-5.192*	5	-4.267*	5	-1.985
İsviçre	2	0.144	2	-1.74	2	-3.671**	2	-3.639***
Almanya	4	0.115	4	1.106	2	-3.187***	2	-3.052
Danimarka	3	-4.12*	3	-3.75	5	-2.263	5	-2.393
İspanya	2	-2.49	2	-2.442	2	-3.58**	2	-3.479
Fransa	3	-2.739	3	-2.434	2	-3.192***	2	-3.28
Birleşik Krallık	5	-1.866	5	-1.023	5	-1.583	5	-1.347
Yunanistan	3	0.519	3	-0.724	2	-3.234***	2	-3.981**
İrlanda	2	-2.569	2	-2.576	2	-4.122*	2	-4.097**
İtalya	2	-1.018	2	-3.257	2	-4.298*	2	-5.064*
Hollanda	3	-2.552	3	-3.19	3	-2.634	3	-2.632
Norveç	2	-3.123	2	-4.213**	2	-4.558*	2	-4.521**
Portekiz	3	-0.6	4	-1.499	4	-2.005	4	-1.464
İsveç	5	-2.724	5	-2.45	5	-1.766	5	-5.072*
Türkiye	2	-0.267	2	-0.858	2	-2.902	2	-2.569
ABD	5	-1.803	5	0.171	5	-0.391	5	-0.143
<b>CIPS</b>	-	<b>-1.84</b>	-	<b>-2.209</b>	-	<b>-2.984*</b>	-	<b>-3.119*</b>

Tablodaki test istatistikleri Pesaran (2007)'deki kritik değerler ile karşılaştırılmıştır. Buna göre tablodaki \*, \*\* ve \*\*\* sırayla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir.

Tablo 3'te yer alan ECI değişkeni için panel birim kök testi sonuçları incelendiğinde; CADF istatistikleri sabitli modelde Kanada ve Danimarka'ya ait serinin 0,01 anlamlılık düzeyinde, sabitli-trendli modelde Norveç'in 0,05 ve Belçika'nın 0,10 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir. Birinci farkları alındığında ise; sabitli modelde İsviçre, Almanya, Fransa, İspanya, Yunanistan, İrlanda ve İtalya'ya, sabitli-trendli modelde ise Avusturya, Belçika, İsviçre, Yunanistan, İrlanda, İtalya, Norveç ve İsveç'e ait seriler durağanlaşmaktadır. Panelin geneline ait test istatistikleri (CIPS) değerlendirildiğinde ise hem sabitli hem sabitli-trendli modelde düzeyde durağan olmayan serinin, birinci farkı alındığında 0,01 anlamlılık düzeyinde durağanlaştığı görülmektedir. Buna göre, ECI değişkeninin bütünleşme derecesi  $I(1)$ 'dir.

Tablo 4: LNPCGDP değişkeni için CADF panel birim kök testi sonuçları

Ülkeler	Düzye				Birinci Fark			
	Sabitli model		Sabitli - trendli model		Sabitli model		Sabitli - trendli model	
	Gecikme sayısı	CADF test istatistiği	Gecikme sayısı	CADF test istatistiği	Gecikme sayısı	CADF test istatistiği	Gecikme sayısı	CADF test istatistiği
Avusturya	4	-2.75	4	0.172	5	-0.775	5	-0.658
Belçika	2	-3.4**	2	-2.894	2	-2.902	2	-2.794
Kanada	2	-2.43	2	-3.006	2	-3.503**	2	-3.441
İsviçre	2	-0.245	5	0.34	5	1.154	5	0.843
Almanya	2	-1.01	2	-1.099	5	-0.035	5	-0.96
Danimarka	2	-2.82	2	-0.593	2	-2.034	5	-0.093
İspanya	4	-4.08**	4	-0.298	2	-2.455	2	-2.366
Fransa	2	-2.73	2	-2.861	3	-2.404	5	-2.521
Birleşik Krallık	2	-1.63	2	-1.226	2	-2.566	2	-2.853
Yunanistan	2	-1.44	2	-3.446	2	-4.356*	2	-4.253**
İrlanda	2	-1.65	2	0.889	2	-0.993	2	-0.832
İtalya	2	-2.87	2	-2.788	3	-2.889	3	-2.378
Hollanda	2	-1.75	2	-2.348	2	-3.616**	5	-2.742
Norveç	2	-1.1	2	-2.456	2	-3.859**	2	-4.025**
Portekiz	2	-2.48	2	-3.856***	2	-5.509*	2	-5.351*
İsveç	2	-3.88**	2	-3.896**	2	-5.467*	2	-6.1*
Türkiye	2	-1.03	2	-0.625	2	-2.701	2	-3.003
ABD	5	0.144	4	1.072	2	-1.237	2	-1.59
<b>CIPS</b>	-	<b>-2.06</b>	-	<b>-1.607</b>	-	<b>-2.564*</b>	-	<b>-2.506</b>

Tablodaki test istatistikleri Pesaran (2007)'deki kritik değerler ile karşılaştırılmıştır. Buna göre tablodaki \*, \*\* ve \*\*\* sırayla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir.

Tablo 4'te yer alan LNPCGDP değişkeni için panel birim kök testi sonuçları incelendiğinde; CADF istatistikleri düzeyde sabitli modelde Belçika, İspanya ve İsveç'e ait serinin 0,05 anlamlılık düzeyinde, sabitli-trendli modelde İsveç'in 0,05 ve Portekiz'in 0,10 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir. Birinci farkları alındığında ise; sabitli modelde Yunanistan, Portekiz ve İsveç'in 0,01; Kanada, Hollanda ve Norveç'in 0,05 anlamlılık düzeyinde durağan oldukları görülmektedir. Birinci farklara göre sabitli-trendli modelde ise İsveç ve Portekiz 0,01; Norveç ve Yunanistan 0,05 anlamlılık düzeyinde durağanlaşmaktadır. Panelin geneline ait sonuçları ifade eden CIPS test istatistiklerinin anlamlılıklarına bakıldığında ise; hem sabitli hem sabitli-trendli modelde düzeyde birim kök içeren serinin, birinci farkı alındığında sabitli modelde 0,01 anlamlılık düzeyinde durağanlaştığı görülmektedir. Bu anlamda, LNPCGDP serisinin bütünlük mertebesinin I(1) olduğu söylenebilir.

Her iki değişkenin birinci farkları alındığında durağan hale gelmeleri, yani iki serinin de bütünlük mertebesinin I(1) olması, bu iki seri arasında uzun dönemde bir ilişki olabileceği düşüncesini oluşturmaktadır (Özcan, 2015). İki seri arasında uzun dönem ilişkisinin olup olmadığını araştırmak için aşağıda panel eşbütünlük testleri uygulanmaktadır.

Tablo 5’te LNPCGDP ve ECI değişkenleri arasındaki uzun dönem denkleminin kalıntılarına ait yatay-kesit bağımlılığı testi sonuçları yer almaktadır.

**Tablo 5: Uzun Dönem Denklemi Kalıntılarına Ait Yatay-Kesit Bağımlılığı Testi**

	Sabitli		Sabitli - Trendli	
	Test istatistiği	p değeri	Test istatistiği	p değeri
CDLM <sub>1</sub>	1352	0.000	1405	0.000
LM <sub>adj</sub>	195.9	0.000	193.4	0.000
CDLM <sub>2</sub>	31.62	0.000	25.96	0.000

Tablo 5’teki sonuçlar incelendiğinde, p olasılık değerleri 0,05’ten küçük olduğu için, uzun dönem denklemi kalıntılarında yatay-kesit bağımlılık olmadığını ifade eden  $H_0$  hipotezi güçlü biçimde reddedilmiştir. Bu durumda, değişkenlere ikinci kuşak panel eşbütünleşme testi uygulanması gerekmektedir.

**Tablo 6: Bai – Carrion-i-Silvestre Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları**

	Test istatistiği	p değeri
MSB	-1.615	0,053
P	1.745	0,040
Pm	50.810	0,052

Tablo 6’da Bai – Carrion-i-Silvestre panel eşbütünleşme testi sonucu elde edilen test istatistikleri ve bunlara ait p değerleri yer almaktadır. Bu test istatistiklerinden birinin anlamlı olması, eşbütünleşme olmadığını ifade eden  $H_0$  hipotezini reddetmek için yeterlidir. Fisher tipi test istatistiğinin p değerine göre, eşbütünleşme olmadığını ifade eden  $H_0$  hipotezi reddedilmektedir. Yani, ECI ve LNPCGDP değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki söz konusudur.

**Tablo 7: Panelin Geneli İçin Eşbütünleşme Katsayısı Tahmini (Bağımlı Değişken: LNPCGDP)**

Bağımsız değişken	Katsayı	p-değeri
ECI	0,0552	0,259

Tablo 7’de panelin geneline ilişkin eşbütünleşme testi sonuçları yer almaktadır. Görüldüğü gibi, LNPCGDP ve ECI arasında panelin geneline ilişkin istatistiki olarak anlamlı bir ilişki bulunmamıştır. Ülkelerin söz konusu değişkenler arasındaki ilişkiler bakımından heterojen oldukları ön kabulünden hareketle, CCEMG tahmin yöntemi ile her bir yatay-kesite ait olarak elde edilen sonuçlar ise Tablo 8’de yer almaktadır.

Tablo 8: Yatay-Kesit Birimleri için CCEMG Tahmincisi ile Elde Edilen Eşbütünleşme Katsayıları

Ülkeler	Katsayı	t-istatistiği	p değeri
<b>1. Avusturya</b>	<b>0.1079</b>	<b>2,57</b>	<b>0.010</b>
2. Belçika	-0,1680	-1,74	0.082
<b>3.Kanada</b>	<b>0,0829</b>	<b>1,97</b>	<b>0.049</b>
4.İsviçre	-0.0917	-0,81	0.418
5.Almanya	-0,0011	-0,01	0.993
6.Danimarka	-0.0374	-0,54	0.591
7.İspanya	0.1189	1,18	0.237
8.Fransa	0.0334	0,47	0.636
9.Birleşik Krallık	0.1361	1,95	0.052
<b>10.Yunanistan</b>	<b>0.3943</b>	<b>2,25</b>	<b>0.024</b>
<b>11.İrlanda</b>	<b>0.5215</b>	<b>2.78</b>	<b>0.005</b>
12.İtalya	-0.0106	-0.14	0.892
13.Hollanda	-0,064	-0,72	0.473
<b>14.Norveç</b>	<b>-0,4345</b>	<b>-5,91</b>	<b>0.000</b>
15.Portekiz	0.0526	1,61	0.108
16.İsveç	-0,0138	-0,23	0.821
17.Türkiye	0.2422	1,32	0.185
<b>18.ABD</b>	<b>0.1253</b>	<b>3.47</b>	<b>0.001</b>

Buna göre, Avusturya, Kanada, Yunanistan, İrlanda ve ABD için ECI ve LNPCGDP arasında pozitif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Yani incelenen 1990-2016 döneminde, söz konusu ülkelerde ekonomik kompleksite indeksi kişi başına düşen gelir üzerinde pozitif bir etki yaratmıştır. Norveç için ise iki değişken arasında istatistiksel olarak anlamlı negatif bir ilişki söz konusudur. Türkiye için elde edilen sonuç incelendiğinde, ekonomik kompleksite indeksi ile önemli bir refah göstergesi sayılan kişi başı GSYH arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki söz konusu değildir.

## SONUÇ

Geleneksel dış ticaret yaklaşımlarının ifade ettiğinin tersine, ülkelerin ihracat hacimlerinden yani ne kadar ihracat yaptıklarından ziyade, 'ne' ihraç ettikleri sorusunun önem kazandığı günümüz dünyasında, ülkelerin sürdürülebilir bir büyüme sürecinde daha karmaşık ürünlerin ihracatçısı olmaları da büyük önem taşımaktadır. Daha karmaşık ürünlerin ihracatında söz sahibi haline gelmek ise, ülkelerin ekonomik kompleksitelerinin bir göstergesi olarak ifade edilmeye başlanmıştır. Dolayısıyla, ülkelerin ekonomik kompleksite düzeylerinin artması, bu ülkelerin ekonomik kalkınma ve büyüme süreçleri üzerinde önemli ölçüde belirleyici olmaktadır.

Bu kapsamda, OECD'nin kurucu ülkelerindeki ekonomik kompleksite düzeyi ile ülkelerin refah düzeylerini belirlemede önemli bir gösterge olan kişi başına GSYH düzeyi arasındaki ilişkinin incelenmesinin amaçlandığı bu çalışma sonucunda; Avusturya, Kanada, Yunanistan, İrlanda ve ABD için söz konusu değişkenler arasında pozitif yönlü bir ilişki tespit edilirken, Norveç için ise negatif yönlü bir ilişki olduğu bulgusu elde edilmiştir.



Kuramsal açıklamalarda da değinildiği üzere, bu iki değişken arasında pozitif yönlü bir ilişki olması, beklenen bir sonuçtur. Bu anlamda Norveç örneğindeki negatif yönlü ilişkiyi açıklamak önem taşımaktadır. Bu ilişkiyi anlayabilmek için, analiz sonucunda iki değişken arasında anlamlı ilişki elde edilen ülkelerin ihracat yapılarına göz atmanın faydalı olduğu düşüncesinden hareketle, Ek 1’de bu ülkelerin ihracatında ilk 5 sırada yer alan ürünler sunulmaktadır. Tabloda en yüksek ihracat payına sahip ilk beş ürüne bakıldığında, Norveç’in diğer ülkelerden farklılaştığı görülebilir. Zira Norveç’in ihraç ürünleri tamamen doğal zenginliklere dayalı ve katma değer anlamında diğer ülkelerin ihraç ürünlerine kıyasla daha basit ürünlerdir. Ayrıca, bu ürünlerin ülkenin ihracatındaki payları da, diğer ülkeler ile karşılaştırıldığında oldukça yüksektir. İhracatının yarısından fazlası petrol hammaddesi ve türevleri olarak ifade edilebilecek ürünlere dayanan Norveç’in, kişi başına GSYH düzeyi 2005 yılı sonrasında incelenen ülkeler içerisinde en yüksek sıraya yükselmiştir. Bununla birlikte ekonomik kompleksite açısından düşük ürünlerin ihracattaki payı yüksek olduğu için, ekonomik kompleksitenin bu refah artışına etkisi negatif olarak tespit edilmiştir. Ülkenin kişi başına gelir seviyesi yükselmekte; ancak bu yükseliş, ekonomik kompleksitenin düşük olduğu bir yapıyla gerçekleştirilmektedir.

Çalışmanın sonucunda iki değişken arasında anlamlı ve pozitif yönlü ilişki elde edilen Avusturya, Kanada, Yunanistan, İrlanda ve ABD örnekleri, Stojkoski ve Kocarev (2017)’in elde ettikleri sonuçları destekler niteliktedir. Söz konusu değişkenler arasında uzun dönemli pozitif bir ilişki vardır.

## KAYNAKÇA

- Bai, J. ve Josep Lluís Carrion-i-Silvestre, (2013) “Testing Panel Cointegration with Unobservable Dynamic Common Factors That Are Correlated with the Regressors”, *Econometrics Journal* 16, s. 222-249.
- Brito, S., N. Magud ve S. Sosa, (2018). “Real Exchange Rates, Economic Complexity, and Investment”, IMF Working Paper 18/107.
- Ferraz, D., H. F. Morales, J.S. Campoli, F.C. Riberio de Oliveira ve D. Aparecida do Nascimento Rebelatto, (2018) “Economic Complexity and Human Development: DEA Performance Measurement in Asia and Latin America”, *Complexidade Economica e Desenvolvimento Humano: uma análise a partir do DEA*.
- Gala, P., I. Rocha, ve, G. Magacho, (2018) “The Structuralist Revenge: Economic Complexity as an Important Dimension to Evaluate Growth and Development”, *Brazilian Journal of Political Economy* 38, s. 219-236.
- Güriş, S. (2015) “Panel Veri ve Panel Veri Modelleri”, *Stata ile Panel Veri Modelleri*, (Ed: Güriş, B.), Der Yayınları, İstanbul.
- Hartmann, D., M.R. Guevara, C.J. Figueroa, M. Aristran ve C.A. Hidalgo, (2017). “Linking Economic Complexity, Institutions and Income Inequality”, *World Development* 93, s.75-93.
- Hausmann, R., C.A. Hidalgo, S. Bustos, M. Coscia, S. Chung, J. Jimenez, A. Simoes ve M.A. Yıldırım, *The Atlas of Economic Complexity Mapping Paths to Prosperity*, Center for International Development at Harvard University, [https://atlas.media.mit.edu/static/pdf/atlas/AtlasOfEconomicComplexity\\_Part\\_I.pdf](https://atlas.media.mit.edu/static/pdf/atlas/AtlasOfEconomicComplexity_Part_I.pdf) (Erişim tarihi: 10.08.2018).
- Hidalgo, C. A. (2009) “The Dynamics of Economic Complexity and the Product Space over a 42 Year Period”, *CID Working Paper*, Center for International Development, 189.
- Hidalgo, C. A. ve, R. Hausmann (2009) “The Building Blocks of Economic Complexity”, *PNAS* 106 (26), s. 10570-10575.
- Jinn, B.C.W. ve Shuhaimen, M.S. (2018) “Complexity and Growth: Malaysia’s Position and Policy Implications”, *Central Bank of Malaysia Economics Department*.
- MIT <https://atlas.media.mit.edu/en/profile/country/usa/> erişim tarihi 06.08.2018.
- Özcan, B. (2015) “ÇKE Hipotezi Yükselen Piyasa Ekonomileri İçin Geçerli mi? Panel Veri Analizi”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi* 16 (1), s. 1-14.
- Pan, C., T. Chang, ve Y. Wolde-Rufael, (2015) “Military Spending and Economic Growth in the Middle East Countries: Bootstrap Panel Causality Test”, *Defence and Peace Economics* 26 (24), s. 443-456.
- Pesaran, M. H., (2004) “General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels”, *CWPE*, 0435.
- Pesaran, M. H., (2006) “Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure”, *Econometrica* 74 (4), s. 967-1012.
- Pesaran, M. H., (2007) “A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence”, *Journal of Applied Econometrics* 22, s. 265-312.
- Seyidoğlu, H., (2009) *Uluslararası İktisat Teori Politika ve Uygulama*, 17. Baskı, Güzem Can Yayınları, İstanbul.
- Stojkoski, V. ve Kocarev, L., (2017) “The Relationship Between Growth and Economic Complexity: Evidence from Southeastern and Central Europe”, *MRPA Paper* 77837.
- Şak, N., (2015) “Panel Eşbütünleşme Analizi”, *Stata ile Panel Veri Modelleri*, (Ed: Güriş, B.), Der Yayınları, İstanbul.
- T.C. Dışişleri Bakanlığı, [http://www.mfa.gov.tr/iktisadi-isbirligi\\_ve-gelisme-teskilati\\_-oecd\\_.tr.mfa](http://www.mfa.gov.tr/iktisadi-isbirligi_ve-gelisme-teskilati_-oecd_.tr.mfa) erişim tarihi 06.08.2018.
- WORLD BANK <https://data.worldbank.org/indicator#topic-14> erişim tarihi 27.07.2018.
- Yerdelen Tatoğlu, F., (2013) *İleri Panel Veri Analizi Stata Uygulamalı*, 2. baskı, Beta, İstanbul.

## Ek 1. Ülkelerin Ürün Grupları Bazında İhracat Yapıları (2016)

Avusturya		Kanada		Yunanistan	
Ürün	İhracattaki payı	Ürün	İhracattaki payı	Ürün	İhracattaki payı
İlaç	4.2	Araba	13	Rafine petrol	21
Taşıt parçası	3.4	Ham petrol	11	İlaç	4.2
Araba	2.7	Taşıt parçası	2.9	Saf zeytinyağı	2.5
İnsan/Hayvan kanı	2.2	Rafine petrol	2.3	Alüminyum kaplama	2.2
Yanmalı motor	1.9	Biçilmiş ahşap	2.1	Taze balık	1.9
İrlanda		Norveç		ABD	
Ürün	İhracattaki payı	Ürün	İhracattaki payı	Ürün	İhracattaki payı
İlaç	17	Ham petrol	24	Uçak, helikopter, uzay aracı	4.5
Nitrojen bileşikler	13	Petrol gazı	23	Rafine petrol	4.3
İnsan/Hayvan kanı	10	Taze balık	5.6	Araba	4.2
Kokulu karışımlar/ Parfümler	4.7	Rafine petrol	3.5	Gaz türbini	3.5
Sülfamit	4.2	Ham alüminyum	2.8	Entegre devre	2.9

Kaynak: <https://atlas.media.mit.edu/en/profile/country/> (06.08.2018).