



Cilt 2- Sayı 2 Aralık 2021
Volume II-Number II-December 2021

ULUSLARARASI UYGULAMALI EKONOMİ VE YÖNETİM ARAŞTIRMALARI DERGİSİ

***JOURNAL OF INTERNATIONAL APPLIED
ECONOMICS AND ADMINISTRATION RESEARCH***

Uluslararası Uygulamalı Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi
Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi Biga İİBF İktisat Bölümü
Tarafından Yayımlanmaktadır ISSN:2757-5713

web:<http://uueyad.dergi.comu.edu.tr> iletişim: uueyadcomu@gmail.com

Journal of

**International Applied Economics and
Administration Research**

Open Access Refereed E-Journal ISSN:2757-5713

**Publication Date 25-31 DECEMBER 2021
Volume / Issue 2/2**

GENERIC

**Disciplines: Economics and Administration & Other Disciplines in Social Sciences
Frequency: June, December**

Journal of International Applied Economics and Administration Research (JOINAPEAR) is a INTERNATIONAL and REFEREED e-journal. JOINAPEAR is social science journal. You can send posts by new member record via the journal web page, and take a part in broadcast and arbitration committees. We would like to express our honor to work with you, our esteemed academics.

JOINAPEAR publishes original scientific articles, symposium and scientific study outputs. Furthermore, symposium reports can be published, if not published anywhere. However, authors are responsible for any obstacles for their works. JOINAPEAR has the intellectual property rights of any published material.

Anything published in the journal can not be published in anywhere except from the ones which has the permission of the journal. Any judicial, economic and ethical responsibility of the published materials are under the authors' responsibility. JOINAPEAR will not accept any responsibility.

Editors

Associate Professor Burcu KILINÇ SAVRUL (Editor in Chief - Macroeconomics and Political Economy Field Editor)
Assistant Professor Dr Hasan AZAZİ (Editor in Chief - Economic History and Labor Economics Field Editor)
Assistant Professor Dr Rya ATAKLI YAVUZ (Editor in Chief - History of Economic Thought, Development Economics and Human-Economic Geography Field Editor)
Professor Meliha ENER (International Economics and European Union Field Editor)
Professor Cneyt KILIÇ (Microeconomics Field Editor)
Associate Professor Feyza BALAN (Econometrics Field Editor)
Assistant Professor Dr Mustafa TORUN (Finance Area Editor)

JOURNAL ADMINISTRATION

Professor Meliha ENER	Canakkale Onsekiz Mart University
Associate Professor Burcu KILINÇ SAVRUL	Canakkale Onsekiz Mart University
Professor Cüneyt KILIÇ	Canakkale Onsekiz Mart University
Associate Professor Feyza BALAN	Canakkale Onsekiz Mart University
Assistant Professor Dr Mustafa TORUN	Canakkale Onsekiz Mart University
Assistant Professor Dr Rüya ATAKLI YAVUZ	Canakkale Onsekiz Mart University
Assistant Professor Dr Hasan AZAZİ	Canakkale Onsekiz Mart University
Research Assistant Doruk DERELİ	Canakkale Onsekiz Mart University
Research Assistant Gülistan CAN	Canakkale Onsekiz Mart University
Research Assistant Bedirhan KALE	Canakkale Onsekiz Mart University

EDITORIAL AND CONSULTATIVE COMMITTEE

MURAT Sedat	Canakkale Onsekiz Mart University
AKÇAN Ahmet Tayfur	Necmettin Erbakan University
AKDEMİR Ali	Istanbul Arel University
AYDIN Ahmet	Bandirma Onyedi Eylul University
AYDIN Erdal	Canakkale Onsekiz Mart University
BACAK Bünyamin	Canakkale Onsekiz Mart University
BALAN Feyza	Canakkale Onsekiz Mart University
BAYAR Yılmaz	Usak University
DARICI Burak	Bandirma Onyedi Eylul University
ENER Meliha	Canakkale Onsekiz Mart University
EROGLU Filiz	Canakkale Onsekiz Mart University
GORUN Mustafa	Canakkale Onsekiz Mart University
İNCEKARA Ahmet	Istanbul University
KARATAS OZKAN Mine	University of Southampton
KAYA Ibrahim	Istanbul University
KILIÇ Cüneyt	Canakkale Onsekiz Mart University
KILINÇ SAVRUL Burcu	Canakkale Onsekiz Mart University
KURT Ünzüle	Canakkale Onsekiz Mart University
ÖZEKİCİOĞLU Halil	Cumhuriyet University
ÖZCAN Burcu	Firat University
PAZARCIK Yener	Canakkale Onsekiz Mart University
POLAT KANYILMAZ Ebru	Canakkale Onsekiz Mart University
SAVRUL Mesut	Canakkale Onsekiz Mart University
SHAHNAZ Ibrahim	University of Southampton
ŞAHİN Levent	Istanbul University
TOPKAYA Özgür	Canakkale Onsekiz Mart University
TORUN Mustafa	Canakkale Onsekiz Mart University
TİNKER Vanessa	Collegium Civitas
TUNALI Halil	Istanbul University
UĞUR Suat	Canakkale Onsekiz Mart University

YAVUZ ATAKLI Rüya	Canakkale Onsekiz Mart University
YELKİKALAN Nazan	Canakkale Onsekiz Mart University
YİĞİT Yusuf	Canakkale Onsekiz Mart University
REFEREES COMMITTEE	
AKÇAKAYA Murat	Gazi University
AKÇAN Ahmet Tayfur	Necmettin Erbakan University
AKDEMİR Ali	Istanbul Arel University
AKYILDIZ Murat	Canakkale Onsekiz Mart University
ALBAYRAK Barış	Canakkale Onsekiz Mart University
ALTINDAG Erkut	Beykent University
ALTUNTAŞ Gültekin	Istanbul University
ARSLAN Hasan	Canakkale Onsekiz Mart University
ATMACA Metin	Canakkale Onsekiz Mart University
AYDIN Erdal	Canakkale Onsekiz Mart University
AYDIN Murat	Canakkale Onsekiz Mart University
AYDIN Ahmet	Bandirma Onyedi Eylul University
AYDOGAN Kürşat	Bilkent University
AYKANAT Zafer	Ardahan University
AYTAÇ Serpil	Uludag University
BABA Gürol	Ankara University
BACAK Bünyamin	Canakkale Onsekiz Mart University
BALAN Feyza	Canakkale Onsekiz Mart University
BALTACIOGLU Tunçdan	Izmir University of Economics
BAYAR Yılmaz	Usak University
BILGIÇ B. Sadi	Ipek University
BILGE HURİYET	Celal Bayar University
BOZKURT Öznur	Duzce University
CAN Özge	Yasar University
ÇAM Handan	Gumushane University
ÇAVUŞOĞLU Mehmet	Canakkale Onsekiz Mart University
ÇETİN Tamer	Istanbul University
ÇETİNDAMAR Dilek	SabancıUniversity
ÇETINKAYA BOZKURT Özlem	Mehmet Akif Ersoy University
ÇITAK Levent	Erciyes University
CINGOZ Ayşe	Nevsehir University
ÇULHA Osman	Adnan Menderes University
DARICI Burak	Bandirma Onyedi Eylul University
DAVES Glenn	James Cook University
DEMIRELI Erhan	Dokuz Eylul University
DOGAN Özlem I.	Dokuz Eylul University
DURAK Ibrahim	Pamukkale University
DURAN Cengiz	Dumluinar University
ELAGOZ Ismail	Canakkale Onsekiz Mart University

ENER Meliha	Canakkale Onsekiz Mart University
ERDEM Ferda	Akdeniz University
ERGIN Hüseyin	Dumlupinar University
EROGLU Umut	Canakkale Onsekiz Mart University
EROGLU Filiz	Canakkale Onsekiz Mart University
ERYILMAZ Mehmet	UludagUniversity
FEDAI Cemal	Kirikkale University
FURNHAM Adrian	London's Global University
GAVCAR Erdoğan	Mugla University
GOK Osman	Yasar University
GOKTEPE Ahmet Orkun	Canakkale Onsekiz Mart University
GORUN Mustafa	Canakkale Onsekiz Mart University
GULER Ruhi	Canakkale Onsekiz Mart University
GULTEKIN Nihat	Harran University
GUNEY Semra	Hacettepe University
GUNEŞ Şahabettin	Abant İzzet Baysal University
GUNGOR Arif	Duzce University
GURSAKAL Necmi	Uludag University
İNCE YENİLMEZ Meltem	Yasar University
İNCEKARA Ahmet	Istanbul University
IPEK Selçuk	Canakkale Onsekiz Mart University
IRAZ Rifat	Selcuk University
IRMIŞ Ayşe	Pamukkale University
İŞCAN Ömer Faruk	Ataturk University
KAHRAMAN AKDOĞU Serpil	Yasar University
KANTEN Selahattin	Canakkale Onsekiz Mart University
KALKAN Adnan	Mehmet Akif Ersoy University
KARA Hakan	Dumlupinar University
KARABEY Canan Nur	Ataturk University
KARAGUL Soner	Canakkale Onsekiz Mart University
KARATAS OZKAN Mine	University of Southampton
KARTALTEPE Nihal	Marmara University
KAYA Bayram	Ankara University
KELEŞ Hatice Necla	Bahcesehir University
KILIÇ Cüneyt	Canakkale Onsekiz Mart University
KILINÇ SAVRUL Burcu	Canakkale Onsekiz Mart University
KILIÇ Burhan	Mugla Sitki Kocman University
KORKMAZ Oya	Mersin University
KUTLUTURK Murat	Cankiri Karatekin University
KURT Unzüle	Canakkale Onsekiz Mart University
KUNDAY Ozlem	Yeditepe University
MARIN Mehmet C.	Kahramanmaraş Sutcu Imam University
MAYA İlknur	Canakkale Onsekiz Mart University
METE Sinan	AksarayUniversity

MURAT Sedat	Canakkale Onsekiz Mart University
MUTLU Esin Can	Yildiz Teknik University
MUFTUOGLU Tamer	Baskent University
NARDALI Sinan	Katip Celebi University
ONCE Günel	Dokuz Eylul University
ONCUL Mehmet Sadık	Cumhuriyet University
OZCAN Burcu	Firat University
OZDEMIR Yasemin	Sakarya University
OZDEMIRCI Ata	Marmara University
OZER Mehmet Akif	Gazi University
OZER Yunus Emre	Dokuz Eylül University
OZEKICIOGLU Halil	Cumhuriyet University
OZGENOGLU Abdürrahim	Atilim University
OZŞAHIN Mehtap	Yalova University
OZTURAN Meltem	Bogazici University
PAKSOY H. Mustafa	Harran University
PAZARCIK Yener	Canakkale Onsekiz Mart University
POLAT K. Ebru	Canakkale Onsekiz Mart University
POLOUCEK Stanislav	Silesian University
SAKARYA Sema	Bogazici University
SAVRUL Mesut	Canakkale Onsekiz Mart University
SEÇKIN HALAÇ Duygu	Yasar University
SEKIN Seval	Ege University
SERINKAN Celaleddin	Pamukkale University
SEVİM Şerafettin	Dumlupinar University
SHAHNAZ Ibrahim	University of Southampton
SOYLU Ali	Pamukkale University
ŞAHIN Mehmet	Anadolu University
ŞAHIN Levent	Istanbul University
ŞENER KONUK Dilek	Duzce University
TAN Sabri Sami	Canakkale Onsekiz Mart University
TAŞÇI Hacı Mehmet	Erciyes University
TAYŞIR E. Aygün	Marmara University
TAYŞIR K. Nurgül	Istanbul Ticaret University
TEKIN Mahmut	Selcuk University
TUKELTURK AYDIN Şule	Trakya University
TURKER Duygu	Yasar University
TOPKAYA Ozgür	Canakkale Onsekiz Mart University
TORUN Mustafa	Canakkale Onsekiz Mart University
TUNALI Halil	Istanbul University
UGUR Suat	Canakkale Onsekiz Mart University
ULUYOL Osman	Adiyaman University
YAMAN Ramazan	Balikesir University
YAVAŞ Hikmet	Canakkale Onsekiz Mart University

YAVUZ ATAKLI Rya	Canakkale Onsekiz Mart University
YARAŐIR Sevinç	Pamukkale University
YAZICI Erdinç	Gazi University
YELKIKALAN Nazan	Canakkale Onsekiz Mart University
YERELI Ahmet Burçin	Hacettepe University
YIGIT Yusuf	Canakkale Onsekiz Mart University
YILDIRIM Tansoy Yavuz	Bandirma University
YILDIZ Sebahattin	Kafkas University
YILDIZ Tayfun	Ardahan University
YRR Őenay	Yalova University

Journal of

**International Applied Economics and
Administration Research**

Open Access Refereed E-Journal ISSN:2757-5713

Publication Date 25-31 DECEMBER 2021

Volume / Issue 2/2

EDİTÖRDEN

Bilim dünyasının değerli insanları,

Uluslararası Uygulamalı Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi, 2020 yılında yayın hayatına başlamış uluslararası, hakemli e-dergidir. Dergi Haziran ve Aralık ayında olmak üzere yılda iki kez yayınlanmaktadır. Gönderilen yazılar ilk olarak editörler ve yazı kurulunca bilimsel anlatım ve yazım kuralları yönünden incelenir. Daha sonra uygun bulunan yazılar alanında bilimsel çalışmaları ile tanınmış üç ayrı hakeme gönderilir. Hakemlerin kararları doğrultusunda yazı yayınlanır veya yayınlanmaz. Hakemlerin gizli tutulan raporları dergi arşivlerinde beş yıl süreyle tutulur.

Diğer yandan kuruluş aşamasından bu yana emek veren dergi yönetim kurulundaki değerli hocalarımıza, ayrıca gerek yurt içinden gerekse yurtdışından bizleri kırmayarak, danışma, yayın ve hakem kurulunda yer alan ve uzmanlık alanları ile bizlere katkı sağlayan kıymetli hocalarımıza teşekkürlerimizi sunuyoruz. Amacımız akademik hayata katkı sunmaktır. Bu amaç doğrultusunda yurt içi ve yurtdışında görev yapan akademisyen hocalarımızla birlikte çalışmaktayız. Son olarak Uluslararası Uygulamalı Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi olarak vereceğiniz her türlü destekten dolayı teşekkür eder, saygılarımızı sunarız.

Editors

Associate Professor Burcu KILINÇ SAVRUL (Baş Editör- Makro İktisat ve Politik İktisat Alan Editörü)

Assistant Professor Dr Hasan AZAZI (Baş Editör- İktisat Tarihi ve Çalışma Ekonomisi Alan Editörü)

Assistant Professor Dr Rüya ATAKLI YAVUZ (Baş Editör- İktisadi Düşünceler Tarihi, Gelişme İktisadi ve Beşeri- İktisadi Coğrafya Alan Editörü)

Professor Meliha ENER (Uluslararası İktisat ve Avrupa Birliği Alan Editörü)

Professor Cüneyt KILIÇ (Mikro İktisat Alan Editörü)

Associate Professor Feyza BALAN (Ekonometri Alan Editörü)

Assistant Professor Dr Mustafa TORUN (Finans Alan Editörü)

**ULUSLARARASI UYGULAMALI EKONOMİ VE
YÖNETİM ARAŞTIRMALARI DERGİSİ**

**JOURNAL OF INTERNATIONAL APPLIED ECONOMICS AND
ADMINISTRATION RESEARCH**

**SAHİBİ (Publisher): Dergi Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi
İktisat Bölümü Tarafından Yayımlanmaktadır.**

Yayın Türü: Yaygın Süreli Yayın

Yılda İki Kez Yayınlanır: Haziran ve Aralık

Dil: Türkçe ve İngilizce

İletişim: Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi

Biga İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Biga/ Çanakkale – TÜRKİYE

Tel: +90 286 335 87 40 Dahili No: 1159-1156-1158

Araş.Gör.Gülistan CAN: 1159 Araş.Gör.Doruk DERELİ:1156

Araş.Gör.Bedirhan KALE:1158

Web: <http://uueyad.dergi.comu.edu.tr>

e-mail: uueyadcomu@gmail.com

Dergide yayınlanan yazılarda fikirler yalnızca yazar(lar)ına aittir.

Dergi sahibini, yayıncıyı ve editörleri bağlamaz.

Bu yayında yer alan tüm çalışmalar Turnitin uygulaması aracılığıyla

benzerlik taramasından geçirilmiştir.

YAZI İŞLERİ ve İLETİŞİM (Assisting Editor)

Gülistan CAN

Doruk DERELİ

Bedirhan KALE

Journal of

**International Applied Economics and
Administration Research**

Open Access Refereed E-Journal ISSN:2757-5713

Publication Date 25-31 DECEMBER 2021
Volume / Issue 2/2

CONTENTS

Meliha ENER & Azize KUREYŞİBAHADURI

46-67

OECD ÜLKELERİNDE İŞSİZLİK VE GÖÇ ARASINDAKİ İLİŞKİ: PANEL VE VERİ ANALİZİ

THE RELATIONSHIP BETWEEN UNEMPLOYMENT AND MIGRATION IN OECD COUNTRIES:
PANEL AND DATA ANALYSIS

Destegül HAZAR

68-80

CİNSİYETLER ARASI İŞGÜCÜNE KATILIM ORANI VE İNSANİ GELİŞME ENDEKSİ İLİŞKİSİ: G7
ÜLKELERİ VE TÜRKİYE KARŞILAŞTIRMALI PANEL VERİ ANALİZİ

THE RELATIONSHIP BETWEEN GENDER LABOR PARTICIPATION AND HUMAN
DEVELOPMENT INDEX: G7 COUNTRIES AND TURKEY COMPARATIVE PANEL DATA
ANALYSIS

Burcu BEKTAŞ

81-91

SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ TEORİSİNİN GEÇERLİLİĞİ: OECD ÜLKELERİ İÇİN BİR
UYGULAMA

THE VALIDITY OF THE PURCHASING POWER PARITY THEORY: AN APPLICATION FOR
OECD COUNTRIES

OECD ÜLKELERİNDE İŞSİZLİK VE GÖÇ ARASINDAKİ İLİŞKİ: PANEL VE VERİ ANALİZİ

THE RELATIONSHIP BETWEEN UNEMPLOYMENT AND MIGRATION IN
OECD COUNTRIES: PANEL AND DATA ANALYSIS

Meliha ENER*

Azize KUREYŞİBAHADURI **

ÖZ

Küreselleşme hareketleriyle birlikte özellikle 2000'li yıllardan sonra büyük artış gösteren uluslararası göç hareketleri, günümüzde yüksek gelirli ülkeler için en önemli ekonomik ve politik konuların başında gelmektedir. Günümüzün sosyoekonomik problemlerinin temel nedenlerinden olduğuna işaret edilen işsizlik olgusu, git gide artarak yalnızca yetişkinlerde değil gençler arasında da yaygınlaşan bir sorun haline gelmiştir. İşsizlik ve göçe sebep olan nedenleri tespit edilmesi gerekmektedir.

Bu çalışmada; İşsizlik ve göç kavramı, OECD ülkelerinde işsizlik ve göç değişkeni arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiler ele alınmıştır. Ayrıca, değişkenlerin nedensellik ilişkileri ve yönü ortaya konulmuştur. Analiz periyodu verilerin ortak noktada başladığı dönem 2005-2019 yıllık bazda ve verileri bu dönem için eksiksiz olan 33 OECD ülkesi için ele alınmıştır. Değişkenlere yönelik tanımsal istatistik bilgilerine bakıldığında; OECD ülkelerinde ortalama işsizlik %7.45 değere sahiptir. Göç ise %21.944, maksimum işsizlik oranı %27.9, göç ise %722.364, minimum işsizlik %2, minimum göç % 7 kişidir.

Anahtar Kelimeler: İşsizlik, Göç, OECD Ülkesi, Panel veri Analizi.

Jel Kodu: C23, E24, F22.

ABSTRACT

The International Immigration Movements; showing a rapid increase especially after the 2000s along with the globalization, is one of the most important economic and political matters for the developed countries. The concept of unemployment which is considered as one of the key socio economic problems of our days is not only a spreading issue among the adults but also among the young members of the society. The causes for unemployment and immigration should be identified.

In this study; the concept of unemployment, the economic outlook of the OECD Countries relating the unemployment, phenomenon of immigration, immigration in the OECD Countries, short and long-term relations of the migration variable with

* Prof.Dr., Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Biga İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Ramazan Aydın Yerleşkesi, Biga, Çanakkale, Türkiye, melihaener@comu.edu.tr.

**Doktora Öğrencisi, Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, Çanakkale, Türkiye, aziza_quraishy@yahoo.com.

unemployment rate will be addressed. Also, the causality relations and the trend of the variables will be considered. The period of the analysis will contain the years between 2005-2019 which is the joint starting point of the data for the 33 OECD Countries whom data is complete for this period. When the definitional statistic information of OECD Countries is examined; the average unemployment rate is %7,45 and immigration is %21,94. The maximum unemployment rate is %27,9 and immigration are %722,364. The minimum rates are %2 percent for unemployment and %7 percent for immigration.

Keywords: Unemployment, Immigration, OECD Countries, Data Analysis Panel

Jel Cods: C23, E24, F22.

“Bu çalışma Araştırma ve Yayın Etiğine uygun olarak hazırlanmıştır.”

1.GİRİŞ

Değişen dünya, insanoğlunu da yenilenmeye teşvik etmektedir. Bu teşvik beraberinde yeni ihtiyaçları ortaya çıkarırken, söz konusu ihtiyaçların zamanında ve yeterince karşılanmaması ise yeni sorunlara yol açmaktadır. Bu sorunlara verilebilecek en bariz örnek ise işsizlik olgusudur. özellikle 1980’li yıllarda işgücü piyasasında meydana gelen değişim neticesinde binlerce insanın işini kaybetmesi üzerine bu olgunun önemi daha da artmıştır. Günümüzde ise ülkelerin sosyoekonomik durumlarına göre işsizlik sorunun boyutu farklılık gösterse de pek çok ülkenin başlıca sorunlarından birisidir. Diğer taraftan işsizlik üzerinde çeşitli faktörlerin etkili olduğu bilinmektedir. Bunların başında da göç hareketleri gelmektedir. Birleşmiş Milletler Dünya Göç Raporu (2019) verilerine göre dünya nüfusunun yaklaşık % 3.6’sı doğduğu ülkelerin dışındaki ülkelerde yaşamaktadır. Bilhassa az gelişmiş ülkelere doğru göçlerin yoğunlaşması, yüksek gelirli ülkeler için önemli ekonomik ve politik konulardan birisidir. Nitekim gerçekleşen göçün niteliğine ve ülke koşullarına bağlı olarak bu durumdan ülke ekonomileri hem olumsuz hem de olumlu yönde etkilenmektedir. İşgücü eksikliği yaşanan ülkelere göç, olumlu katkı sağlarken istihdam sorunu yaşanan ülkelere ise işsizlik sorununu daha da artırmaktadır (Köseoğlu ve Artan, 2020: 62).

Bu nedenle göç, hem göç edilen ülkeleri hem de göç veren ülkeleri ekonomik, sosyal ve siyasi açıdan etkilemektedir (Akıncı vd.2015: 62). Bu çalışmada göçün ekonomik etkileri incelendiğinden dolayı alınan göçün makroekonomik göstergelerden işgücü piyasaları üzerinde oluşturduğu kısa ve uzun dönemli etkilerden kısaca söz etmekte yarar vardır. Burada önemli olan hususu göç alan ülkenin gelişmişlik ve refah düzeyidir. Çünkü gelişmiş ülkelerde nüfus artış hızı yavaş olduğundan dolayı genç iş gücüne daha çok gereksinim duyulmaktadır.

Gelişmiş ülkeler genç iş göçünü eğitimle de destekleyerek, hem ülkeleri hem de gelen göçmen nüfus için olumlu adım atmış olurlar. Öte yandan az gelişmiş veya gelişmekte olan ülke piyasalarında ise işgücünün büyük kısmı genç nüfustan oluşmaktadır ve alınan göçler istihdam ve iş gücü koşullarını olumsuz etkilemektedir. Göç konusunda bu noktadan bakıldığında uluslararası iş gücü piyasalarında göç, göç alan ülkenin ekonomisi ve sosyal refah düzeyine göre olumlu ya da olumsuz etkide bulunabilir. Göçün fırsata çevrilmesinin yolu ise doğru şekilde yönetilmesinden geçmektedir. Göçün doğru şekilde yönetilememesi piyasalarda ucuz iş gücünün ön plana çıkarılmasına ve haksız rekabetin doğmasına yol açacağından toplum ve çalışanların refahı açısından olumsuz bir duruma neden olacaktır (Sarı vd.2019: 204).

Bu bağlamda gerçekleştirilen bu çalışmada işsizlik ve göç arasındaki ilişki OECD ülkeleri ekseninde ortaya konmaya çalışılmıştır. Çalışmada öncelikle işsizlik ve göç kavramı üzerinde durulmuştur. Ardından OECD ülkelerinde göçün işsizlik üzerine etkilerine değinilmiştir. Son kısımda ise OECD ülkelerindeki işsizlik oranı ile göç sayısı arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişki analiz edilmeye çalışılmıştır. Bu kapsamda değişkenlerin nedensellik ilişkileri ve yönü de ortaya konmuştur.

2.İŞSİZLİK VE GÖÇ KAVRAMI

Dünyada, Literatürde “işsizlik” farklı tanımları olan bir kavramdır. İşsizlik kavramının tanımlarına bakıldığında benzer özelliklerinin olduğu buna rağmen belirli esaslara dayalı olarak farklılıkları da barındırdığı görülmektedir. Sözlük anlamına bakıldığında belli tarihlerde çalışacak bir işe sahip olmayan kişiye işsiz denilmektedir. Ayrıca aktif olarak iş arama durumunda olan kişilere de işsiz denmektedir (Andaç, 1982: 37).

TÜİK’in yaptığı tanıma göre çalışma zamanı olarak nitelendirilen dönemlerde ya da referans zamanlarına yakın dönemlerde henüz istihdam edilmemiş olan, herhangi bir işte ücret karşılığı çalışmayan, herhangi bir iş ile hiçbir şekilde bağlantısı bulunmayan kişilere işsiz denilmektedir. Ayrıca bir kişinin işsiz sayılabilmesi için istihdam edilememiş olması, son üç ay içerisinde aktif şekilde iş arayışında olmasına rağmen hiçbir işe kabul edilmemiş olması, on beş gün içerisinde de iş bulması durumunda hemen çalışmaya başlayabilecek durumda olması gerekmektedir (TÜİK, 2011).

Göç olgusu ise insanlığın ilk ortaya çıktığı dönemlerden itibaren var olan bir olgudur. İnsanlar geçmişten günümüze savaşlar, kıtlık, doğal afetler, ekonomik ve siyasi sebeplerle yaşadıkları yerlerden başka bölgelere göç etmek mecburiyetinde kalmışlardır. Son senelerde ise daha çok siyasi olaylar, çatışmalar, inanç farklılıkları, ekonomik sebepler ve işsizlik nedeniyle ulusal ve uluslararası göç hareketlerinin yaşandığı görülmektedir (Özgüler, 2018: 80). Öte yandan teknolojiye yaşanan gelişmelerle birlikte ulaşım ağında ve haberleşmede ilerleme kat edilmesi göç hareketinin daha hızlı gerçekleşmesine ve uluslararası boyut kazanmasına yol açmıştır (Nurdoğan vd. 2017: 218).

Uluslararası Göç Örgütü (IOM)’ne göre göç; bir kişinin ya da bir grup insanın uluslararası sınırı geçmesi ya da bir devlet içerisinde yer değiştirmesidir. Bu tanım içerisine mülteciler, yerinden edilmiş kişiler, ekonomik göçmenler ile aile birleşimi gibi farklı amaçlarla hareket eden kişilerin göçleri de girmektedir. Siyasi, demografik, ekonomik ve sosyal etkilere yol açan bir nüfus hareketi olan göç; bireysel ya da kitlesel şekilde insanların yaşadıkları bölgeyi kalıcı veya belli bir süre için değiştirmeleridir (Şahin, 2001: 59).

İnsanlık tarihiyle başlayan göç hareketleriyle birlikte maddi ve manevi kültür öğeleri toplumlar arasında taşınmış, farklı kültürlerden insanlar karşılıklı etkileşime girmiş ve bunun neticesinde kültürleşmeler meydana gelmiştir. Tekerleğin icadı, yazının bulunması, salgın hastalıkların tedavisi gibi insanlık için önemli pek çok şey dünyada yaşanan göçlerle yaygınlık kazanmıştır (Yılmaz, 2014: 1686).

3.GÖÇ HAREKETLERİNİN İŞSİZLİK ÜZERİNE ETKİLERİ

Kişilerin geçici veya daimi olarak başka bir ülkeye yerleşmek üzere menşe ülkelerinden veya mutad olarak ikamet ettikleri ülkeden ayrılmaları neticesinde uluslararası göç hareketi meydana gelmektedir. Uluslararası göçlerin işsizlik üzerindeki etkisi göç alan ve göç veren ülkeye göre değişmektedir. Bazı araştırmacılar göçün işsizlik üzerinde belirgin bir etkiye sahip olmadığını belirtirken bazı araştırmacılar ise göçün işsizlik oranında artışa yol açtığını belirtmektedirler. Göç ve işsizlik arasındaki ilişki üzerine yapılan kimi çalışmalarda ise göçmenlerin toplam talepte ve teknolojiye meydana gelen değişimlere uyum sağlayamamaları neticesinde ortaya çıkan yapısal işsizliğe çözüm olabileceği ihtimali vurgulanmaktadır (Borjas, 2013: 93). Genel olarak bakıldığında göç olgusunun göç veren ülkenin demografik yapısında ciddi değişikliklere sebep olduğu bilinmektedir. Özellikle nüfusun yaşa ve cinsiyete göre dağılım dengesini etkilemektedir. Göç eden kişilerin vasıflı veya vasıfsız olmaları ile işgücü piyasasına girip girmemeleri durumu göç veren ülkenin ne derece etkileneceğini göstermektedir. Örneğin ülkeden göç edenlerin geneli işsiz ve vasıfsız kişilerden meydana geliyorsa ülkenin milli gelir seviyesinde bir düşüş olmayacaktır. Aksine ülkedeki işsizlik oranında düşüş olacak, genel bütçede kişilerin payında ise yükselme gerçekleşecektir. Ülkedeki işsizlik olayının bu şekilde çözümlenmesi göç olayına olumlu kabul edilmesinin sebeplerinin başında gelmektedir. Ayrıca göç eden kişilerin yurtdışında yaptıkları birikimleri anavatanlarına aktarmaları da göçün olumlu karşılanmasına yol açmaktadır. Böylece ülkedeki ödemeler dengesindeki baskının büyük ölçüde hafifleyeceği ve bu durumun ithalat finansmanını destekleyeceği belirtilmektedir.

Diğer taraftan göç alan ülkede zaten işsizlik problemi ciddi boyutta ise gelen göçmenlerle birlikte bu problem içinden çıkılmaz bir hale dönüşecektir. Yerel işletmeler göçmenleri çalıştırarak işgücü ihtiyaçlarını karşılamaktadırlar. Fakat yerel nüfusta göçmenlerin iş olanaklarının ellerinden aldığı kaygısı belirmeye başlayacak, toplumsal tepki yükselecektir. Ayrıca göçmenlerin daha ucuz emek gücü ile kayıt dışı çalıştırılmaları da işletmeler arasında haksız rekabete yol açarken uzun vadede işgücü piyasasının bozulmasına ve yerel halkın işsizlik oranının yükselmesine yol açacaktır (Oytun ve Gündoğar, 2015: 17).

Göçmen işçilerin diğer işçilerle eşit şartlara sahip olmadığı, yeni göç ettikleri ülkede tutunmak için sunulan düşük şartları kabul etmek mecburiyetinde kaldıkları bilinmektedir. Örneğin, düşük maaş, fazla mesai, sigortasız çalıştırılmak, riskli işlerde görevlendirilmek gibi olumsuz şartları kabul etmek durumunda kalmaktadırlar. Diğer taraftan göçmenler tarafından kurulan işletmelerin ise büyük çoğunluğunun kayıt dışı şekilde faaliyetlerini yürütmeleri; vergi, SGK primi gibi yükümlülükleri yerine getirmemeleri işgücü piyasasını, rekabet koşullarını ve ücret politikalarını olumsuz anlamda etkilemektedir (Koçancı ve Namal, 2017: 175).

Jean ve Jimenez (2011) 1984-2003 yılları arasını kapsayan dönemde OECD ülkelerinde göçmen nüfusun, yerli halkın işsizliği üzerindeki etkilerini araştırmışlardır. Çalışma neticesinde uzun vadede ülkeye gelen göçün yerli halkın işsizliği üzerinde çok fazla etkisinin olmayacağı, kısa vadede ise göçmen nüfusun etkisinin gecikmeli olarak görüleceği belirtilmiştir. Fakat ülkeye gelen göçmenlerin vasıflarının yerli halka yakın olması durumunda etkinin boyutunun çok daha düşük olacağı ifade edilmiştir (Jean, S. ve Jimenez, M. 2011:241-256).

Docquier vd. (2011) yaptıkları çalışmalarında 1990-2000 yılları arasında iç ve dış göçlerin OECD ülkelerindeki işgücü piyasasına olan etkilerini incelemişlerdir. Çalışma neticesinde göç kitlesinin eğitim seviyesi düşük yerli halkın ücretlerinde olumlu etkiye sahip olduğu, fakat yerli istihdam üzerinde anlamlı bir etkisininin olmadığı tespit edilmiştir (Decquier, Frederic vd 2011:6258).

Çelik ve Arslan (2018) gerçekleştirdiği çalışmada 2014-2016 yılları arasını kapsayan dönemde Türkiye’de göç ile işsizlik arasındaki ilişkiyi ortaya koymaya çalışmıştır. Bu kapsamda genel işsizlik ve genç işsizliğine, alınan ve verilen göç verilerini kullanarak değerlendirmede bulunmuştur. Çalışma neticesinde genel işsizlik ile genç işsizliği arasında güçlü bir ilişki olduğu, göçün artmasının işsizliği yükselteceği tespit edilmiştir. Ancak ülkenin makroekonomik göstergelerine göre göçün işsizlik üzerindeki etkisinin boyutunun değişiklik göstereceği vurgulanmıştır (Çelik R.ve Arslan, I. 2018: 65-75).

İslam (2007) ise gerçekleştirdiği çalışmada göç ile makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışma neticesinde kısa vadede işsizliğin dışarıdan gelen göçü azalttığı, fakat alınan göçün işsizliği düşürücü etkisinin olmadığı tespit edilmiştir. Bunun yanında uzun vadede gayri safi yurtiçi hasıla, göç ve reel ücretler arasında anlamlı bir ilişkinin olduğu ortaya konmuş, uzun vadede göç olgusunun işsizlik üzerinde bir etkiye sahip olmadığı belirtilmiştir (İslam, A. 2007:52-66).

Mayda (2007) ise yaptığı çalışmada 14 OECD ülkesinde uluslararası göçün ekonomik etkilerini incelemiştir. 1980-1995 yılları arası dönemin incelendiği araştırmada göç alan ve göç veren ülkelerin ortalama gelirleri ile gelir dağılımının göç üzerindeki etkileri incelenmiştir. Çalışma sonucunda ülke gelirindeki artışın ülkenin aldığı göç miktarını etkilediği ortaya konmuştur.

Tüm bu bilgiler ışığında göçün ülke ekonomilerine ve işsizliğe etkisinin bulunmadığı söylenemez. Fakat burada ülkelerin makroekonomik göstergelerinin iyi bir durumda olup olmadığı ve ülkenin gelişmişlik düzeyi göçten etkilenme boyutunu etkilemektedir denebilir.

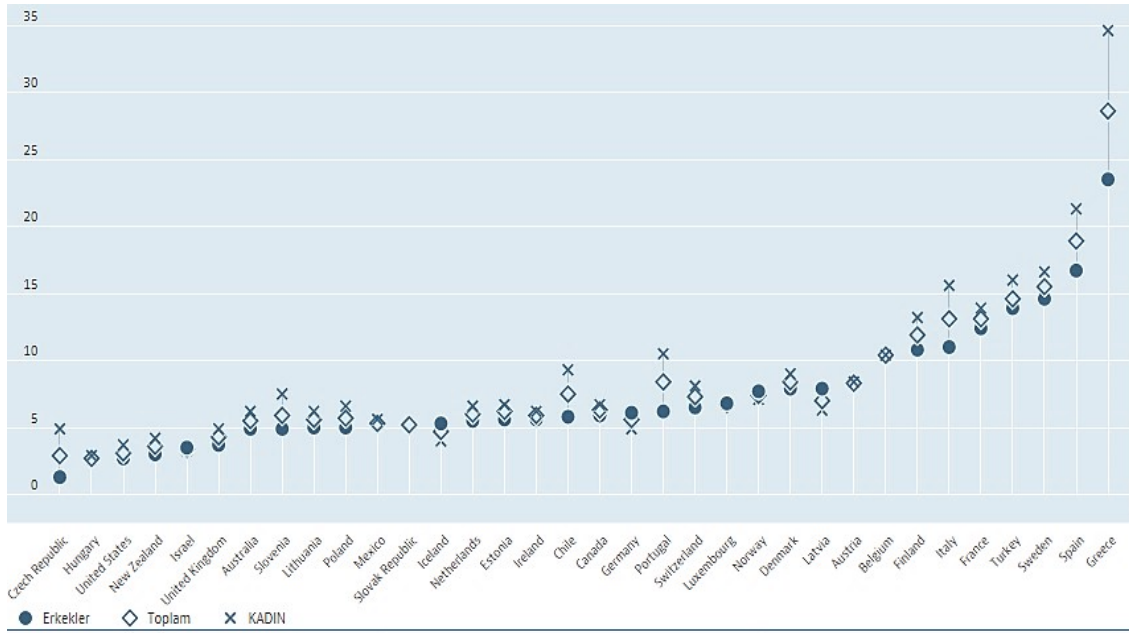
4.OECD ÜLKELERİNDE GÖÇ HAREKETLERİNİN İŞSİZLİK ÜZERİNDE ETKİSİ

Göç olayı hem göç veren hem de göç alan ülkeleri ekonomik, demografik ve sosyal pek çok açıdan etkilemektedir. Bu sebeple de göç olayının ülkelerdeki makroekonomik göstergeler ve dolayısıyla işsizlik üzerinde hiçbir etkisinin bulunmadığını iddia etmek mümkün değildir. Nitekim Göv ve Dürrü (2017) 7 OECD ülkesini kapsayan çalışmalarında 200-2016 yılları arasındaki verilerden yararlanarak göç ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Gerçekleştirdikleri çalışmada seçilen OECD

ülkelerindeki göçmenlerin işsizlik oranları ve kişi başına düşen yurtiçi hasıladaki yıllık büyüme oranlarından yararlanmışlardır. Çalışma neticesinde nitelikli emek göçünün göç alan ülke ekonomisine olumlu etkide bulunacağı ortaya konmuştur. Fakat doğru göçmen politikalarının uygulanmasının da önemli olduğunun altı çizilmiştir.

Aşağıdaki grafikte OECD ülkelerinde yabancı uyruklu kişilerin işsizlik oranları verilmiştir. Buradan hareketle göçmenlerin OECD nüfusu içerisindeki işsizlik durumunun anlaşılacağı düşünülmüştür. Yabancı uyruklu işsizlik oranı, 15-64 yaş arası yabancı doğumlu işsizlerin aynı yaştaki yabancı doğumlu işgücü (istihdam edilen ve işsiz yabancıların toplamı) içindeki payı olarak hesaplanır. İşsizler, referans haftası boyunca işsiz olduklarını, çalışmaya hazır olduklarını ve görüşmeden önceki dört hafta boyunca iş bulmak için aktif adımlar attığını belirten kişilerden oluşur (OECD, 2021).

Grafik 1: 2019 Yılı OECD Ülkelerinde Yabancı Uyruklu İşsizlik Oranları



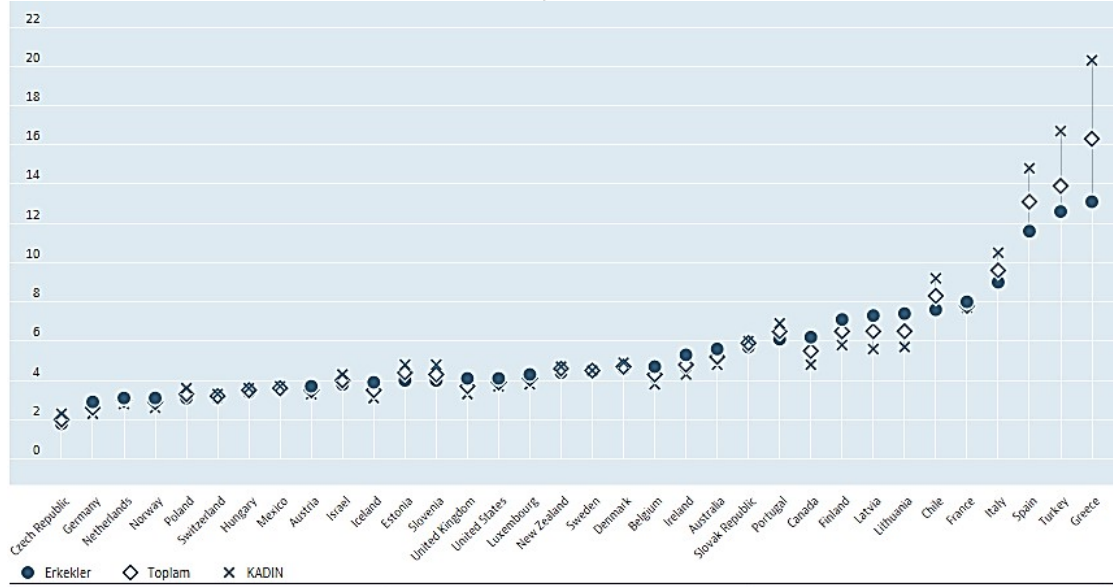
Kaynak: OECD, 2021, Foreign-born unemployment (indicator).doi: 10.1787/ba5d2ce0-en.

Yukarıdaki grafiğe bakıldığında 2019 verilerine göre yabancı uyruklu işsizlik oranının en yüksek olduğu ilk beş ülke sırasıyla % 28,6 ile Yunanistan, %18,9 ile İspanya, %15,5 ile İsveç, %14,6 ile Türkiye ve %13,9 ile Fransa'dır. Genel olarak kadınların işsizlik oranı erkeklerden tüm OECD ülkelerinde fazla olsa da bazı ülkelerde kadınların işsizlik oranının daha yüksek olduğu dikkat çekmektedir. Özellikle Yunanistan'da yabancı uyruklu kadınların işsizlik oranı %34,6 iken İspanya'da % 21,3'tür. Dolayısıyla bu ülkelerde göçmen nüfusun ve göçmen nüfus içerisinde de kadınların istihdamında sıkıntı yaşandığı anlaşılmaktadır. Macaristan ise %2,9 ile yabancı uyruklu işsizlik oranının en düşük olduğu OECD ülkesi olarak dikkat çekmektedir. Ayrıca bu ülkede işsizlik hususunda cinsiyet bazında bir uçurum da görülmektedir.

Göçmenlerin OECD ülkelerinde işsizlik üzerindeki etkilerinin anlaşılabilmesi için yerli işsizlik oranlarına da bakmak gereklidir. Nitekim mevcut ülkelerde sadece göçmenlerin mi istihdam olanaklarından yoksun kaldığı yoksa yerli halkında mı istihdam olanaklarında sıkıntı çektiği bu iki grafik neticesinde anlaşılacaktır. Yerli doğumlu işsizlik oranı, 15-64 yaş arası işsiz yerli doğumlu kişilerin aynı yaştaki yerli doğumlu işgücü (çalışan ve işsiz yerli doğumluların toplamı) içindeki payı olarak hesaplanır. İşsizler,

referans haftası boyunca işsiz olduklarını, çalışmaya hazır olduklarını ve görüşmeden önceki dört hafta boyunca iş bulmak için aktif adımlar attığını belirten kişilerden oluşmaktadır (OECD, 2021).

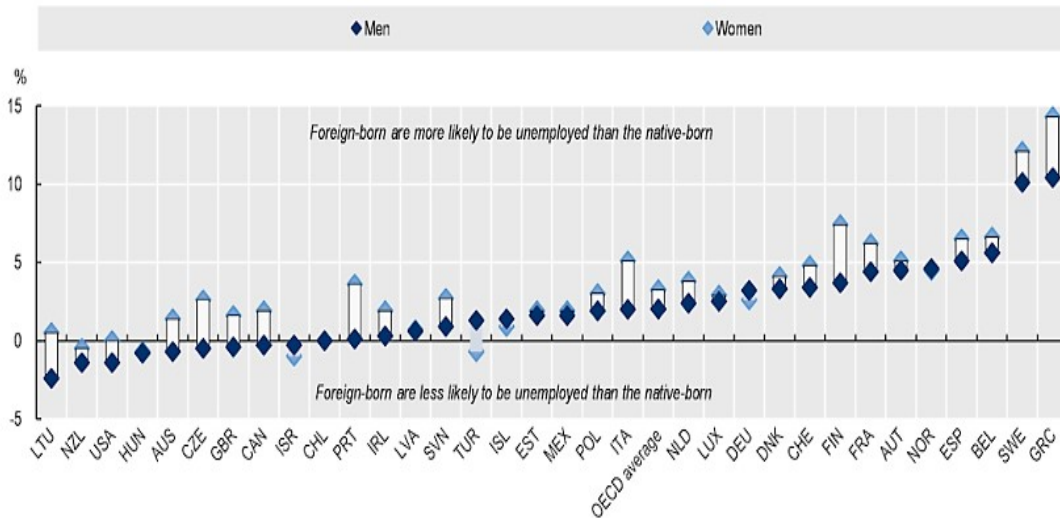
Grafik 2. 2019 Yılı OECD Ülkelerinde Yerli İşsizlik Oranları



Kaynak: OECD, 2021, Native-born unemployment (indicator).doi: 10.1787/0f9d8842-en.

Yukarıdaki grafiğe bakıldığında sırasıyla yerli işsizlik oranı yüksek ilk beş ülkenin %16,3 ile Yunanistan, %13,9 ile Türkiye, %13,1 ile İspanya, %9,6 ile İtalya, %7,8 ile Fransa olduğu görülmektedir. Genel olarak yabancı uyruklu işsizlik oranının yüksek olduğu ülkelerde yerli işsizlik oranlarının da yüksek olduğu görülmektedir. Dolayısıyla hem yerliler hem de göçmenler açısından bu ülkelerde işsizlik probleminin olduğu söylenebilir. Ayrıca yerli işsizlik oranının yüksek olduğu ülkelerde kadınların işsizlik oranının da daha yüksek olduğu dikkat çekmektedir. Aşağıda OECD ülkelerinde cinsiyete göre yabancı ve yerli işsizlik oranı farklarını gösteren grafik durumu daha açıklayıcı niteliktedir.

Grafik 3. 2019 Yılı Cinsiyete Göre Yabancı ve Yerli Doğular Arasındaki İşsizlik Oranı Farkları (%)



Kaynak: OECD, 2021, Employment and unemployment rates by gender and place of birth.doi: 10.1787/054 28726-en.

Yukarıdaki grafikte yatay eksenin yukarısına doğru yabancı doğumlarının işsiz olma olasılığı yerli doğumlulara göre fazlalaşırken, aşağısına doğru yabancı doğumlarının işsiz olma olasılığı yerli doğumlulara göre daha düşüktür. Grafiğe bakıldığında OECD ülkelerinin genelinde aktif göçmen nüfus içerisinde cinsiyet farklılıklarının bulunduğu, göçmen kadınların işsiz olma olasılığının erkeklerden daha yüksek olduğu görülmektedir. Diğer taraftan OECD ülkeleri arasında Almanya, Letonya ve İzlanda'da tam tersine göçmen kadınların işsiz kalma olasılıklarının erkeklerden daha az olduğu görülmektedir. Bu gibi ülkelerde kadın istihdamını hedefleyen politikaların etkisiyle böyle bir sonucun çıktığı düşünülmektedir. Cinsiyet farkının en az olduğu OECD ülkelerinin başında ise Lüksemburg, Norveç ve Avusturya'nın geldiği görülmektedir.

Öte yandan OECD ülkelerinin genelinde göçmenler ile yerli doğumlular arasındaki işsizlik farkının kadınlar açısından daha belirgin olduğu söylenebilir. OECD ülkeleri genelinde yabancı ile yerli işsizlik farkı oransal olarak erkek göçmenler için %2,1 iken kadın göçmenler için %3,3'tür. Bununla birlikte, cinsiyete göre yerli ve yabancı işsizlik oranı farkının en az olan OECD ülkelerinin başında Kanada, Şili, İsrail, Yeni Zelanda, Estonya, İzlanda, Meksika, Norveç ve Belçika gelmektedir. Bu ülkelerde göçmen kadınların istihdam açısından dezavantajlı konumda olmadığı, ayrıca göçmenlerin bu ülkelerde işsizlik üzerinde olumsuz rol oynamadığı söylenebilir (OECD, 2021).

OECD raporuna göre Avrupa Birliği'nde göçmenlerin işsizlik oranı 2007 ekonomik krizinden bu yana ilk defa %10'un altına düşmüştür. 2018 yılına göre ise 2019 yılında % 0,9'luk bir düşüş gerçekleşerek %9,7'ye ulaşmıştır. Bu düşüş özellikle Finlandiya, Macaristan ve Estonya'da oldukça belirgindir. OECD ülkelerinden Meksika ve Türkiye'de ise göçmenlerin işsizlik oranında artış yaşanmıştır. Ayrıca Yunanistan ve İspanya'da da göçmen işsizliğinin oranında kritik artış olmuştur. Kuzey Amerika ülkelerinde göçmenlerin işsizlik oranının 2019 yılı itibarıyla düşük olduğu, Amerika Birleşik Devletleri'nde %3,1 olduğu, Kanada'da ise %6,3 olduğu belirtilmektedir (OECD, 2021).

OECD ülkelerinin genelinde ise göçmenlerin istihdam oranının 2019 senesinde %68,3 civarında olduğu belirtilmektedir. İşsiz göçmenlerin oranı 2017 senesinde % 9,4 iken, 2018 senesinde % 8,7'ye gerilemiştir. İngiltere ve İrlanda göçmenlerin iş bulma konusunda daha şanslı olduğu ülkeler olarak nitelendirilirken, Fransa ve İtalya'da göçmen istihdam oranının % 40'lara gerilediği belirtilmektedir (Euronews, 2019).

Yüksek vasıflı göçmenlerin tercih ettiği ülkelerin başında ise Avustralya, İsveç, İsviçre, Yeni Zelanda ve Kanada gelmektedir. OECD ülkeleri içerisinde yüksek vasıflı göçmenlerin tercihinde sonlarda yer alan ülkeler ise Yunanistan, Meksika, İtalya, Polonya ve Türkiye'dir (Euronews, 2019). Bu ülkelerde aynı zamanda işsizlik seviyesinin de yüksek olduğu dikkate alınırca vasıfsız göçmen stoğundan kaynaklı bir istihdam sorunun olduğu söylenebilir. Bilindiği üzere vasıflı göçmenler gittikleri ülke ekonomisi üzerinde olumlu etkiye sahiptir.

Tablo 1: 2014 ve 2019'da Seçilen OECD Ülkelerinde Menşe Bölgelerine Göre İstihdam, İşsizlik ve Katılım Oranları

	Doğum Bölgesi	İstihdam Oranı		İşsizlik Oranı		Katılım Oranı	
		2014	2019	2014	2019	2014	2019
Avustralya	Diğer Okyanusya	74,7	76,9	6,4	5,9	79,8	81,7
	Avrupa	73,9	78,0	4,7	4,0	77,6	81,2
	Kuzey Afrika ve Orta Doğu	49,2	52,6	10,1	10,9	54,8	59,0
	Sahraaltı Afrika	74,2	76,2	7,7	6,1	80,3	81,1
	Asya	66,6	69,8	6,5	5,7	71,2	74,0
	Amerika	73,5	80,0	5,5	4,5	77,8	83,8
	Yabancı Doğumlu (toplam)	69,6	72,3	6,1	5,5	74,1	76,5
	Yerli Doğumlu	72,7	75,7	6,3	5,2	77,6	79,9
Kanada	Sahraaltı Afrika	68,0	72,2	11,4	8,7	76,8	79,1
	Kuzey Afrika	61,9	70,1	12,9	9,6	71,1	77,6

	Orta Doğu	57,5	63,4	12,8	9,0	66,0	69,6
	Asya	68,5	73,3	7,7	5,9	74,1	77,9
	Avrupa	74,4	77,8	5,9	4,5	79,1	81,5
	Okyanusya	78,5	82,3	4,5	3,2	82,2	85,0
	Diğer Kuzey Amerika	70,9	69,9	6,0	6,7	75,4	74,9
	Orta ve Güney Amerika ve Karayipler	71,4	74,7	8,9	6,6	78,4	80,0
	Yabancı Doğumlu (toplam)	69,4	74,4	8,0	5,7	75,4	79,0
	Yerli Doğumlu	73,3	74,9	6,7	5,5	78,5	79,3
EU28 Ülkeleri	EU28 + EFTA	67,2	72,6	12,7	7,6	77,0	78,6
	Diğer Avrupa Ülkeleri	56,8	63,6	18,2	11,7	69,4	72,0
	Kuzey Afrika	45,0	51,1	28,9	18,9	63,3	63,0
	Sahraaltı Afrika	60,0	65,5	18,4	13,0	73,6	75,3
	Orta Doğu	50,4	51,7	22,2	20,0	64,7	64,6
	Kuzey Amerika	69,4	71,0	6,8	6,1	74,5	75,6
	Orta ve Güney Amerika ve Karayipler	58,7	66,3	24,4	15,0	77,7	78,0
	Asya	63,5	65,8	9,8	7,2	70,4	70,9
	Diğer Bölgeler	63,4	69,2	10,8	9,6	71,1	76,5
	Yabancı Doğumlu (toplam)	62,0	65,7	15,9	11,1	73,8	74,0
	Yerli Doğumlu	63,4	68,0	10,8	6,6	71,1	72,8
Amerika Birleşik Devletleri	Meksika	68,6	71,0	5,7	3,5	72,8	73,6
	Diğer Orta Amerika Ülkeleri	73,8	74,0	6,0	3,3	78,5	76,5
	Güney Amerika ve Karayipler	69,9	74,8	7,2	3,5	75,4	77,5
	Kanada	73,1	76,2	3,6	2,2	75,8	78,0
	Avrupa	71,7	74,2	4,8	2,8	75,3	76,3
	Afrika	67,3	72,9	7,6	3,7	72,9	75,7
	Asya ve Orta Doğu	67,2	70,6	5,1	2,6	70,8	72,5
	Diğer Bölgeler	62,1	67,5	5,4	2,7	65,7	69,4
	Yabancı Doğumlu (toplam)	69,1	72,2	5,8	3,1	73,4	74,6
	Yerli Doğumlu	66,5	69,8	6,5	3,9	71,1	72,7

Not: Nüfus, istihdam ve katılım oranları için çalışma çağındaki nüfusu (15-64) ve işsizlik oranı için 15-64 yaş arası aktif nüfusu ifade etmektedir. EU28, Almanya'yı içermemektedir, çünkü bu ülke için 2014 yılında doğum bölgesine göre veriler mevcut değildir.

Avrupa ülkelerine ait veriler, yalnızca her iki yıl için ilk üç çeyreğe atıfta bulunmaktadır.

Kaynak: OECD, 2020, International Migration Outlook 2020. OECD Publishing, Paris.

Tabloda Avustralya'da göçmenlerin ve yerli doğumluların 2014 yılına göre 2019 yılında istihdam oranlarının arttığı ve dolayısıyla işsizlik oranının düştüğü görülmektedir. Dolayısıyla göçmenlerin yerli doğumluların aleyhinde işsizlik üzerinde bir etkisinin olmadığı söylenebilir. Kanada'da da benzer şekilde hem göçmen nüfus hem de yerli nüfusta istihdam oranının arttığı ve işsizlik oranında düşüş olduğu görülmektedir. EU28 ülkelerinde yerli ve göçmen istihdamında artış olsa da seçili diğer OECD ülkeleri ile kıyaslandığında göçmenlerin işsizlik oranının daha yüksek olduğu görülmektedir. Yerli nüfusun işsizlik oranında ise 2014 yılına göre oldukça düşüş kaydedilmiştir. Bu da iş fırsatları ve istihdam politikalarının EU28 ülkelerinde yerli nüfusun lehinde geliştirildiğini ortaya koymaktadır. 2019 verilerine göre bu ülkelerde göçmen nüfus iş olanakları açısından yerli nüfusa göre dezavantajlı durumdadır. Amerika Birleşik Devletleri'ne bakıldığında hem göçmen hem de yerli istihdamında 2014 yılına göre aşama kaydedildiği ve işsizlik oranında ciddi düşüş olduğu görülmektedir.

5.İŞSİZLİK VE GÖÇ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN EKONOMETRİK ANALİZİ

Çalışmanın bu kısmında, işsizlik oranının göç sayısı üzerindeki uzun ve kısa dönem ilişkileri analiz edilerek, değişkenlere yönelik nedensellik analizi uygulanmıştır.

5.1. Analizin Amacı ve Önemi

Bu çalışmanın amacı, OECD ülkeleri için işsizlik oranının göç sayısı üzerindeki kısa ve uzun dönemli ilişkilerini analiz etmektir. Ayrıca, değişkenlerin nedensellik ilişkileri ve yönü Uluslararası göçün OECD ülkeleri ekonomisinde işsizlik ve ekonomik büyüme üzerine nasıl bir etki yarattığı ortaya konulacaktır. Çalışmada Panel Veri Analizi ile homojenlikheterojenlik, durağanlık ve bağımlılık test sonuçlarına göre kısa ve uzun dönemli değişkenler arası ilişki tespit edilmesi amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda uzun dönemli değişkenler arası ilişki saptanmıştır.

Göç, göç veren ve alan ülke bireylerini siyasi sosyal ve ekonomik olarak birçok yönden etkilemektedir. İşsizlik oranının göç sayısı üzerindeki uzun vadede bazı sorunlar oluşturabileceği için ülkelerin göç politikalarının sağlam olmasını gerektirmektedir. Bu nedenle yapılan analizlerin göç alan ülkelerin ekonomisinde ve piyasalarında gereken önlem ve tedbirleri alabilmeleri açısından büyük önem arz etmektedir.

5.2. Verilerin Tanıtımı ve Örneklem

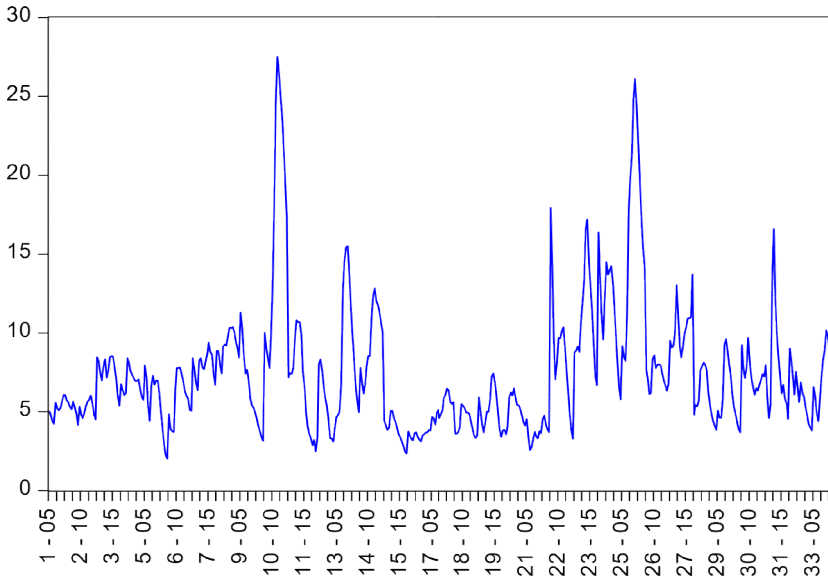
Çalışmada, işsizlik oranı ve göç değişkeni arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkileri ele alınacaktır. Veriler www.oecd.orgveri sitesinden oluşturulmuştur. Analiz periyodu verilerin ortak noktada başladığı dönem olarak 2005-2019 yıllık bazda ve verileri bu dönem için eksiksiz olan 33 OECD ülkesi için ele alınmıştır. Analizler Gauss kodları ve Eviews 10.0 sürümü yardımıyla elde edilmiştir. Modelde yer alan değişkenler tabloda verilmiştir.

Tablo 2: Analizde Kullanılan Değişkenlerin Tanıtımı

Değişken	Gösterimi	Tanımı
İşsizlik Oranı (%)	ISZ	Bağımsız değişken
Göç (kişi)	GC	Bağımlı değişken

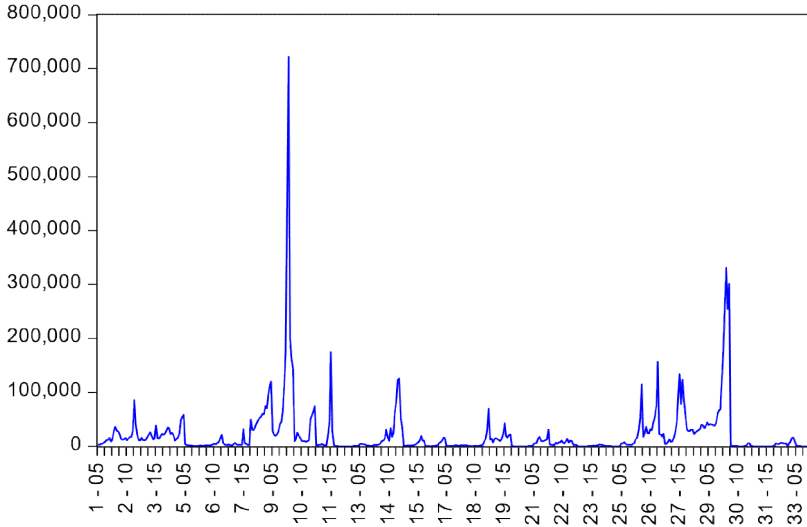
Değişkenlerin zaman içindeki seyrine yönelik grafikler aşağıdadır:

Grafik 4: Ülkelere Göre İşsizlik Oranları



Ülkeler bazında bakıldığında işsizlik oranlarının değişkenlik gösterdiği görülmektedir. Bazı ülkeler için çok yüksek işsizlik oranları olduğu ve OECD ülkeleri içinde ciddi farklılıklar kendini göstermektedir.

Grafik 5: Ülkelere Göre Göç Oranları



Ülkeler bazında bakıldığında göç oranları çok az ülkede yüksek değerlerde görülmektedir. Genel olarak OECD ülkelerinde belli bir ortalamaya yakın değerlerde göç gerçekleşmiştir.

Çalışmada ilk aşamada her bir değişkene ilişkin grafikler incelenmiş, trend ve mevsimsellik etkilerinin giderilmesi amaçlı ön bilgiler elde edilmiştir. Her bir değişkende hem mevsimsellik hem de trend kaynaklı etkiler gözlenmiş buna göre durağanlık testleri uygulanmıştır.

Tablo 3: Değişkenlere Yönelik Tanımsal İstatistik Bilgiler

İstatistikler	ISZ	GC
Ortalama	7.458507	21944.49
Medyan	6.633333	5700.000
Maksimum	27.49167	722364.0
Minimum	2.016667	7.000000
St. sapma	4.058104	52882.79

İşsizliğe bakıldığında, OECD ülkeleri için %7,45 ortalama değere sahiptir. Ortalama göç kişi sayısı ise 21,944 olarak elde edilmiştir. Maksimum işsizlik oranı %27,9 minimum işsizlik oranı %2 olarak belirlenmiştir. Maksimum göç kişi sayısı 722,364 kişi ve minimum sayı 7 kişidir.

5.3. Araştırma Yöntemi ve Bulgular

Bu çalışmada, ülkeler bazında belirlenen yıllar için değişkenler üzerinden ilişki ölçüleceği için hem zaman hem de kesit boyutu bulunmaktadır ve veri yapısı panel veri yapısındadır. Analizler öncesinde, ele alınan değişkenlere yönelik tanımsal istatistik bilgiler verilerek, grafikler yardımıyla zaman seyri yapıları sunulmuştur. Panel veri analizinde ilk aşamada yapılması gereken, analizde kullanılan değişkenlerin homojenliğinin test edilmesidir. Pesaran ve Yamagata (2008) homojenlik testi uygulanarak, eğitim katsayılarının homojen olmadığına karar verilmiştir. Bu durumda heterojenlik varsayımına dayanan birinci nesil birim kök testleri olan Im, Pesaran ve Shin (2003) Maddala ve Wu (1999) e Choi (2001) testi

uygulanmıştır. Birim kök testlerinde amaç, değişkenlerin zaman içinde sahip olduğu trend etkilerinin belirlenmesi sonucunda, kaçınıcı mertebeden fark için durağan olduklarının ortaya konulmasıdır. Birinci nesil birim kök testleri sonucunda birinci mertebeye fark için durağanlık belirlenmiştir.

Diğer aşamada, yatay kesit bağımlılığının test edilerek ikinci nesil birim kök testlerine ihtiyaç olup olmadığına ortaya konulması gerekmektedir. Panel veri setinde yatay kesit bağımlılığı mevcut ise 2. nesil birim kök testlerini kullanmak daha tutarlı, etkin ve güçlü tahminleme yapılmasını sağlamaktadır. Bu çalışmada Pesaran (2004) CDLM testi kullanılmış ve yatay kesit bağımlılığı olduğu anlaşılmıştır.

Buradan hareketle her bir ülke için bulunan CADF istatistiklerinin aritmetik ortalaması alınarak, CIPS istatistiği hesaplanarak ikinci nesil durağanlık sonuçlarına bakılmıştır. Bu sonuçlar da birinci mertebeye fark için serilerin durağan oldukları sonucunu vermiştir. Her bir serinin birinci mertebeye farkı alınarak ilişkilerin uzun dönem yapılarının belirlenmesi amaçlı küçük örneklerde iyi sonuçlar veren Westerlund ve Edgerton (2007) LM Bootstrap Panel Eşbütünleşme Testi uygulanmıştır. Serilerin eşbütünleşik olup uzun dönemli ilişkili olduğu belirlenerek, uzun dönem eşbütünleşme katsayıları FMOLS (Full Modified OLS) yöntemiyle incelenmiştir.

Diğer aşamada, eşbütünleşik seriler arasında kısa dönemde meydana gelen nedensellik ilişkisinin belirlenmesinde hata düzeltme teriminden yararlanılarak bilgi elde edilmiştir. Bağımsız değişkenlere meydana gelen dengesizliğin bir sonraki dönemde ne kadarının düzeltileceğini gösteren hata düzeltme modeli çalıştırılarak, değişkenler arasında kısa dönem ilişkilerin varlığı ortaya konulmuştur. Son aşamada değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin belirlenmesinde Dumitrescu ve Hurlin (2012) Nedensellik analizi uygulanmıştır.

5.3.1. Panel Veride Homojenliğin Test Edilmesi

Panel veri analizlerinde öncelikle değişkenlerin homojen olup olmadıkları incelenmelidir. Değişkenlerin homojen ya da heterojen olması, uygulanacak olan birim kök ve eşbütünleşme testlerinin biçimini değiştirmektedir.

Birinci nesil birim kök testleri homojen ve heterojen modeller olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Levin, Lin ve Chu (2002), Breitung (2005) ve Hadri (2000) homojen model varsayımına dayanırken; Im, Pesaran ve Shin (2003), Maddala ve Wu (1999), Choi (2001) heterojen model varsayımına dayanmaktadır.

Bu çalışmada ilişkiler regresyon analizi yardımıyla belirlenmeye çalışılacaktır. Fakat kullanılacak birim kök testinin etkinliği ve güvenilirliği heterojenliğin ve yatay kesit bağımlılığının varlığına göre değişeceği için eşbütünleşme yapılmayacağı halde doğru testin belirlenmesi amacıyla hem homojenlik hem de yatay kesit bağımlılığı test edilmiştir.

Paneli oluşturan yatay kesitlere ait eşbütünleşme denklemlerindeki eğim katsayılarının homojen olup olmadığını belirlemek amacıyla yapılan ilk çalışmalar Swamy (1970) ile başlamıştır. Pesaran ve Yamagata (2008), Swamy testini geliştirmiştir.

$$x_{it} = \alpha + \beta_i MM_{it} + \varepsilon_{it}$$

şeklindeki genel bir panel eşbütünleşme denkleminde β_i eğim katsayılarının yatay kesitler arasında farklı olup olmadığı test edilmektedir. Burada da N ve T büyüklükleri hangi testin seçileceği açısından önemlidir. Çalışmada $N > T$ olduğu için uygun homojenlik testi Swamy testi olmuştur. Testin hipotezleri;

H_0 : Eğim katsayıları homojendir

H_1 : Eğim katsayıları homojen değildir

Denklem, önce panel EKK ile sonra ağırlıklandırılmış sabit etkiler modeli ile tahmin edilerek gerekli test istatistikleri oluşturulmaktadır. Hipotezleri test edebilmek için iki farklı test istatistiği geliştirilmiştir (Pesaran ve Yamagata, 2008:8):

Büyük örneklem için:

$$LM_{adj} = \left(\frac{2}{N(N-1)} \right)^{1/2}$$

Küçük örneklem için:

$$\hat{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{v(T,k)} \right) \square N(0,1)$$

Burada N ; yatay kesit sayısını, S ; Swamy test istatistiğini, k ; açıklayıcı değişken sayısını ve $v(T,k)$ standart hatayı ifade etmektedir. Test sonucunda elde edilen olasılık değerleri 0.05'ten büyük olduğunda H_0 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde kabul edilmekte ve eşbütünlük katsayılarının homojen olduğuna karar verilmektedir. Homojenlik testi yapılmış ve sonuçları tabloda sunulmuştur.

Tablo 4: Paseran ve Yamagata (2008) Homojenlik Testi Sonuçları

	Test istatistiği	Olasılık (p)
$\tilde{\Delta}$	8.931	0.000*
$\tilde{\Delta}_{adj}$	9.445	0.001*

Not: *0.05 düzeyinde anlamlı

Tabloda hesaplanan testlerin olasılık değerleri 0,05'ten küçük olduğu için H_0 reddedilmiştir. Eğitim katsayılarının homojen olmadığına karar verilmiştir. Bu durumda, heterojenlik varsayımına dayanan birinci nesil durağanlık testleri kullanılacaktır.

5.3.2. Birinci Nesil Durağanlık Testleri

Çalışmada heterojenlik varsayımına dayanan birinci nesil Im, Pesaran ve Shin (2003), Maddala ve Wu (1999) ve Choi (2001) testi kullanılacaktır. Tabloda 1. nesil birim kök testlerinin birimsel sabitli ve trendli olarak panel verisine uygulanması sonucu oluşan düzey ve 1. farklardaki t-istatistiği ve olasılık değerleri verilmiştir.

Tablo 5: Birinci Nesil Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler		Im vd. (2003)	Maddala ve Wu (1999)	Choi (2001)
ISZ	düzye	-0.963(0.114)	8.517 (0.128)	-1.134(0.138)
	∇	-5.882(0.000)*	35.413(0.000)*	-6.325(0.000)*
GC	düzye	-1.045(0.126)	9.035 (0.144)	-1.216(0.152)
	∇	-7.359(0.000)*	38.218(0.000)*	-8.369(0.000)*

Not: ∇ gösterimi birinci mertebe farkı, * gösterimi ise, 0.05 için durağanlık durumunu göstermektedir. Testlerin deterministik spesifikasyonu sabit ve trendi içermektedir. Olasılık değerleri parantez içerisinde belirtilmektedir. Testlerin sıfır hipotezi birim kök vardır şeklindedir. Optimal gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriteri kullanılarak belirlenmiştir.

Tabloda görüldüğü üzere iki ülke grubu için tüm değişkenler seviye değerlerinde birim köke sahiptir. Fakat ilk fark serileri ise birim kök içermemektedir. Bu nedenle tüm değişkenlerin $I(1)$ oldukları başka bir ifadeyle 1. mertebe fark için durağan oldukları görülmektedir.

Tabloda sonuçları verilen testler birinci nesil olarak adlandırılır. Birinci nesil birim kök testleri, her bir ülke grubu için paneli oluşturan yatay kesit birimlerinin bağımsız olduğu ve paneli oluşturan birimlerden birine gelen şoktan, tüm yatay kesit birimlerinin aynı düzeyde etkilendikleri varsayımına dayanmaktadır. Paneli oluşturan yatay kesit birimlerinden birine gelen bir şokun, diğer birimleri farklı düzeyde etkilenmesi daha

gerçekçi bir yaklaşımdır. Bu eksikliği gidermek için yatay kesit birimleri arasındaki bağımlılığı göz önünde bulundurarak durağanlığı analiz eden ikinci nesil birim kök testleri geliştirilmiştir.

5.3.3.Yatay Kesit Bağımlılığının Testi

Birinci nesil birim kök testleri, paneli oluşturan yatay kesit birimlerinin bağımsız olduğu ve paneli oluşturan birimlerden birine gelen şoktan tüm yatay kesit birimlerinin aynı düzeyde etkilendikleri varsayımına dayanmaktadır. Günümüzde uluslararası ekonomilerinin birbiriyle ilişkili olduğu düşünülürse, paneli oluşturan yatay kesit birimlerinden birine gelen bir şoktan birimlerin farklı düzeyde etkilenmesi daha gerçekçi bir yaklaşımdır. Bu eksikliği gidermek için, yatay kesit birimleri arasındaki yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulundurarak birim kök analizi yapan ikinci nesil birim kök testleri geliştirilmiştir. Başlıca ikinci nesil birim kök testleri ise MADF (Taylor ve Sarno, 1998), SURADF (Breuer, Mcknown ve Wallace, 2002), Bai ve Ng (2004), CADF (Pesaran, 2006) ve PANKPSS (Carrion-I Silvestre et al. 2005) 'tir.

Birim kökün varlığını test etmek için panel verileri kullanıldığında, yatay kesit bağımlılığının sınanması gerekmektedir. Panel veri setinde yatay kesit bağımlılığı (crosssectiondependence) varlığı reddedilirse, 1. nesil birim kök testleri kullanılabilir. Bununla birlikte panel verilerinde yatay kesit bağımlılığı varsa, 2. nesil birim kök testlerini kullanmak daha tutarlı, etkin ve güçlü tahminleme yapılmasını sağlamaktadır.

Yatay kesit bağımlılığının varlığı, panelin zaman boyutu yatay kesit boyutundan büyük olduğunda Breusch-Pagan (1980) Lagrange Multiplier (LM) testiyle; her ikisi de büyük olduğunda Pesaran (2004) Cross-Section Dependence (CD) testiyle araştırılabilmektedir. Ancak bu test, grup ortalaması sıfır ve bireysel ortalama sıfırdan farklı olduğunda sapmalı olmaktadır. Pesaran vd. (2008) bu sapmayı, test istatistiğine varyansı ve ortalamaı da ekleyerek düzeltmiştir. Bu nedenle testin ismi sapması düzeltilmiş LM testi

(LM_{adj}) olarak ifade edilmektedir. LM test istatistiği ilk haliyle aşağıdaki gibidir (Breusch ve Pagan, 1980):

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

Bu istatistik daha sonra Pesaran (2008) yapılan bir düzenleme ile şöyle olmuştur:

$$LM_{adj} = \left(\frac{2}{N(N-1)} \right)^{1/2} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \left[\hat{\rho}_{ij}^2 \left(\frac{T-K-1}{v_{Tij}} \hat{\mu}_{Tij} - \hat{\mu}_{Tij} \right) \right] \square N(0,1)$$

Burada $\hat{\mu}_{Tij}$ ortalamaı, v_{Tij} varyansı temsil etmektedir. Buradan elde edilecek olan test istatistiği asimtotik olarak standart normal dağılım göstermektedir. Testin hipotezleri:

H0: Yatay kesit bağımlılığı yoktur

H1: Yatay kesit bağımlılığı vardır

Test sonucunda elde edilecek olasılık değeri 0.05'ten küçük olduğunda H0hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmekte ve paneli oluşturan birimler arasında yatay kesit bağımlılığının olduğuna karar verilmektedir (Pesaran vd., 2008).

Yatay kesit bağımlılığının varlığı: zaman boyutu yatay kesit boyutundan büyük olduğunda (T>N) Berusch Pagan (1980) CD_{LM1} testiyle, zaman boyutu yatay kesit boyutuna eşit olduğunda (T=N) Pesaran (2004)

CD_{LM2} testiyle, zaman boyutu yatay kesit boyutundan küçük olduğunda (T<N) Pesaran (2004) CD_{LM} testiye kontrol edilmektedir.

Bu çalışmada, 34 ülke (N=34) ve 15 yıl (T=15) olduğundan T<N durumu vardır ve Pesaran (2004) CDLM testi kullanılmıştır. Tabloda yatay kesit bağımlılığı test sonuçları sunulmuştur.

Tablo 6:Pesaran (2004) CD_{LM} Test Sonuçları

Değişkenler		Pesaran (2004) CD _{LM}
ISZ	tist	6.473
	p	0.001*
GC	tist	8.995
	p	0.000*

Not: * 0.05 düzeyinde anlamlı

Tablodaki sonuçlara göre; olasılık değerleri 0,05'ten küçük olduğu için, serilerde ve denklemden yatay kesit bağımlılığının olduğu görülmektedir. Bu durumda, paneli oluşturan ülkeler arasında, yatay kesit bağımlılığı vardır. Ülkelerden birine gelen şok, diğerlerini de etkilemektedir.

5.3.4.İkinci Nesil Birim Kök Test Sonuçları

Bu çalışmada, gelişmiş ve gelişmekte olan ülke gruplarında, paneli oluşturan ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığı tespit edildiği için, serilerin durağanlığı, ikinci kuşak birim kök testlerinden CADF ile test edilmiştir. CADF testinde, hata teriminin tüm seriler için ortak ve her seriye özgü olmak üzere, iki kısımdan meydana geldiği varsayılmıştır. Bu modelde yatay kesit bağımlılığının, gözlenemeyen ortak ögenin varlığından kaynaklandığı varsayılmaktadır. Testin hipotezleri şöyledir;

H₀: Birim kök var

H₁: Birim kök yok

Bu teste önce her bir ülke için CADF istatistikleri hesaplanmaktadır. Hesaplanan bu değerler, Pesaran (2006) tarafından Monte Carlo simülasyonu ile hesaplanan tablo değerleriyle karşılaştırılır. Hesaplanan CADF istatistiği, tablo kritik değerinden küçük olduğunda, H₀ reddedilmektedir. Yani, bu ülke verisinde birim kök olmadığına ve şokların geçici olduğuna karar verilmektedir. Yani; CADF kritik tablo değeri, CADF istatistiği değerinden büyükse boş hipotez reddedilir ve sadece o ülkenin serisinin durağan olduğu sonucuna ulaşılır.

Panelin genelinde birim kökün varlığına karar verebilmek amacıyla; her bir ülke için bulunan CADF istatistiklerinin aritmetik ortalaması alınarak, CIPS istatistiği hesaplanmaktadır. Hesaplanan CIPS istatistiği, Pesaran (2007)'daki tablo değerleriyle karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan CIPS değeri, tablo kritik değerinden küçük olduğunda, H₀ reddedilmektedir. Bu durumda, paneli oluşturan tüm ülkeler için, ilgili veride birim kök olmadığına ve şokların geçici olduğuna karar verilmektedir. CADF test istatistiği aşağıdaki şekilde tahmin edilir:

$$Y_{it} = (1 - \phi_i) \mu_i + \phi_i \gamma_{it-1} + \mu_{it} \quad i=1,2,\dots,N \quad \text{ve} \quad t=1,2,\dots,T$$

$$\mu_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it}$$

Burada, f_t her ülkenin gözlenemeyen ortak etkilerini (commoneffect), ε_{it} bireyselspesifik hatayı gösterir. Denklem yukarıdaki denklemlerden yola çıkılarak birim kök hipotezleri şu şekilde yazılabilir:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i \gamma_{it-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad i=1,2,\dots,N \quad \text{ve } t=1,2,\dots,T$$

Ayrıca her bir yatay kesite (ülkelere) ait birim kök test istatistiklerinin ortalaması alınarak panelin geneli için birim kök test istatistiği olan CIPS (Cross-Sectionally Augmented IPS) elde edilebilir (Pesaran, 2006). CIPS istatistiği şu şekilde ifade edilebilir:

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^n CADF_i$$

Tablo 7: CIPS Test Sonuçları

Değişkenler	Düzy		1.mertebe fark	
	Sabit	Sabit + Trend	Sabit	Sabit + Trend
ISZ	-1.136	-1.281	-7.637*	-8.561*
GC	-1.569	-1.749	-9.733*	-9.912*

Not: *%5 için birinci mertebe fark için durağan seri

Not: CIPS için Pesaran (2007) sf 281 Tablo IIc'de %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değer = -2.923'dır. Gecikme sayısı, Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir. Trend+sabit modeli çalışılmıştır.

Hesaplanan CIPS istatistiği, tablo kritik değerinden büyük olduğu için, H0 kabul edilmiş ve paneli oluşturan serilerde birinci mertebe fark alındığında birim kök olmadığına karar verilmiştir. Bu durumda, seriler düzey değerlerinde durağan değildir, birinci mertebe fark alındığında durağandır. Seriler düzey değerlerinde durağan olmadığı için eşbütünleşme analizi birinci mertebe farkları ile gerçekleştirilecektir.

5.3.5. Westerlund & Edgerton (2007) LM Bootstrap Panel Eşbütünleşme Testi

Panel veri analizlerinde eşbütünleşme teknikleri, zaman serisi (T) ve yatay kesit (N) boyutunda değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek için kullanılır. Bu çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin belirlenmesi amacıyla Westerlund & Edgerton (2007) tarafından geliştirilen LM bootstrap panel eşbütünleşme testinden faydalanılmıştır. Bu çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin belirlenmesi amacıyla Westerlund ve Edgerton (2007) tarafından geliştirilen LM bootstrap panel eşbütünleşme testinden faydalanılmıştır. Bu eşbütünleşme testi McCoskey ve Kao (1998) tarafından ileri sürülen Langrage testi çarpanına dayanmaktadır. Bu eşbütünleşme testinde yatay kesit birimleri arasındaki bağımlılık dikkate alınmaktadır. Ayrıca Westerlund ve Edgerton (2007) eşbütünleşme testinin küçük örneklerde iyi sonuçlar verdiği gözlemlenmiştir. Bu testte H0 hipotezinin kabul edilmesi tüm kesitler için eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Bu hipotezlerin sınanması için Westerlund ve Edgerton (2007) LM istatistiği, (10) no.lu eşitlikte olduğu gibi hesaplanmaktadır.

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}' \beta_i + z_{it} \quad \text{şeklindeki denklemden } z_{it} = u_{it} + \sum_{j=1}^t \eta_{ij} \quad \text{eşitliğinde } \eta_{ij} \text{ ortalaması sıfır, varyansı}$$

σ_i^2 olan bir hata terimidir. Testin hipotezleri :

H₀: $\sigma_i^2 = 0$ eşbütünleşme ilişkisi vardır

H₁: $\sigma_i^2 > 0$ eşbütünleşme ilişkisi yoktur biçimindedir. Westerlund ve Edgerton (2007) bu hipotezleri sınamak için LM istatistiğini oluşturmuştur.

Tablo 8:Westerlund ve Edgerton (2007) LMBootstrapEşbütünleşme Sonuçları

LMN+	Sabit			Sabit+trend		
	İstatistik	Asimtotik p değeri	Bootstrap p değeri	İstatistik	Asimtotik p değeri	Bootstrap p değeri
	8.577	0.131	0.345	9.704	0.274	0.485

Bootstrap olasılık değerleri 10.000 tekrarlı dağılımdan elde edilmiştir. Asimtotik olasılık değerleri, standart normal dağılımdan elde edilmiştir. Gecikme ve öncül seviyeleri 1 alınmıştır. Tablodaki sonuçlar incelendiğinde ele alınan seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu ($p>0.05$) görülmektedir. Bu durumda seriler uzun dönemde birlikte hareket etmektedir. Serilerin eşbütünleşik olduklarına karar verildikten sonra eşbütünleşme tahmincileri ile modeldeki katsayılar tahmin edilebilirler. Modelin uzun dönem katsayı tahminlerine geçilecektir.

5.3.6.Uzun Dönem Eşbütünleşme Katsayılarının FMOLS (Full Modified OLS) Tahmini

Bu çalışmada uzun dönem eşbütünleşme katsayıları FMOLS (Full Modified OLS) yöntemiyle incelenmiştir. Phillips ve Hansen (1990) göre, FMOLS yöntemi; değişkenlere ait denklemlerin hata terimleri arasındaki eş-anlı ilişkileri dikkate aldığından, ikinci derece sapmaları da gidermektedir. FMOLS tahmincisi, standart tahmincilerde meydana gelen diagnostik sorunları gidermektedir. Bu yöntem içsellik ve otokorelasyon sorununu dikkate alarak OLS'nin geliştirilmesiyle elde edilmiştir. Ayrıca, OLS tahmincisinin eşbütünleşik denklemlerin optimal değerlerini hesaplamada ortaya çıkan yetersizliğini gidermek için FMOLS'de asimptotik sapmalı ve dışsallık varsayımı kullanılmıştır. Yatay kesit bağımsızlığını varsayan bu tahminci aynı zamanda heterojenitenin söz konusu olması durumunda paneli oluşturan her bir yatay kesit için ise farklı bir eşbütünleşme vektörünün tahminine izin vermektedir.

Panel FMOLS tahmincisi $\hat{\beta}_{GFM}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \beta_{FMi}^*$ şeklinde ifade edilmektedir ki, burada β_{FMi}^* her bir ülke için elde edilen katsayıyı göstermektedir. Mevsimsel etkilerin giderilmesi amaçlı değişkenlerin logaritması alınmıştır.

Tablo 9:Uzun Dönem Eşbütünleşme Katsayıları Tahmin Sonuçları

Ülkeler	Katsayılar	Ülkeler	Katsayılar
	<i>FLogISZ</i>		<i>FLogISZ</i>
Australia (AUS)	0.147*	Mexico (MEX)	0.247*
Austria (AUT)	0.134*	Netherlands (NLD)	0.125*
Belgium (BEL)	0.149*	New Zealand (NZL)	0.149*
Canada (CAN)	0.137*	Norway (NOR)	0.123*
CzechRepublic (CZE)	0.166*	Poland (POL)	0.236*
Denmark (DNK)	0.128*	Portugal(PRT)	0.208*
Finland (FIN)	0.145*	Slovakia (SVK)	0.245*
France (FRA)	0.207*	Spain (ESP)	0.227*
Germany (DEU)	0.173*	Sweden (SWE)	0.123*
Greece (GRC)	0.234*	Turkey (TUR)	0.254*
Hungary (HUN)	0.257*	United Kingdom (GBR)	0.157*
Iceland (ISL)	0.244	United States of America	0.204*
Ireland (IRL)	0.191*	Chile (CHL)	0.291*
Italy (ITA)	0.223*	Estonia (EST)	0.103
Japan (JPN)	0.201*	Israel (ISR)	0.220*
South Korean(KOR)	0.215*	Slovenia (SVN)	0.195*
Luxembourg (LUX)	0.187*	PANEL GENELİ	0.232*

Not: *%5 için istatistik anlamlı değişken (Analizdeki otokorelasyon ve değişen varyans problemleri Newey-West yöntemiyle giderilmiştir). "F" gösterimi birinci mertbe farkı belirtmektedir.

Tablodaki sonuçlarına göre, Estonya ve İzlanda için işsizlik oranı göç üzerinde istatistik anlamlı değildir ($p>0.05$). Bu iki ülke dışında panel geneli için ISZ değişkeni GC değişkenini pozitif yönde (artırıcı) istatistik anlamlı etkilemektedir ($p<0.05$). İşsizlik oranı arttıkça göç eden kişi sayısı %23,2 artış göstermektedir. Ülkelere bakıldığında, işsizlik oranının göç üzerinde düşük etkisi olan ülkeler Danimarka, İsveç, Hollanda, Norveç gibi işsizlik oranının az olduğu ülkelerdir. Buna karşılık, Meksika, Şili, Polonya, Slovakya, İtalya, Yunanistan gibi işsizliğin de yüksek olduğu ülkelerin işsizlik oranı arttıkça göç sayısını etkileme katsayıları daha büyük çıkmıştır.

Ülkelerin gelişmişlik düzeylerinin göç üzerindeki etkisi oldukça önem arz etmektedir. Bu çalışmada birçok değişken dikkate alınarak ülkelerin gelişmişlik seviyelerinin, işsizlik oranının göç sayılarını etkilediği görülmektedir.

5.3.7.Kısa Dönem Analizi: Hata Düzeltme Modeli

Eşbütünleşik seriler arasında kısa dönemde meydana gelen nedensellik ilişkisinin belirlenmesinde hata düzeltme teriminden yararlanılarak bilgi elde edilmektedir. Kısaca, bağımsız değişkende meydana gelen dengesizliğin bir sonraki dönemde ne kadarının düzeltileceğini gösteren hata düzeltme modelidir. Kısa dönem analizinde, farkı alınmış serilerin gecikmeleri ve uzun dönem analizinden elde edilen hata terimi serisinin bir dönem gecikmeli değeri (Error Correction Term: ECT_{t-1}) kullanılmaktadır.

$$\Delta \text{LogGC}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \text{LogISZ}_t + \alpha_2 \Delta ECT_{t-1} + \mu_t$$

Tablo 10: Kısa Dönem Hata Düzeltme Modeli Katsayı Tahminleri

Bağımlı Değişken: ΔLogGC_t	Katsayı	St. hata	t-İstatistiği	p
ΔLogISZ_t	0.213	0.037	5.756	0.000*
ΔECT_{t-1}	-0.392	0.064	-6.322	0.000*
Sabit	1.563	0.238	6.567	0.000*

$R^2=0.693$, $DW=2.12$, $J-B=0.251$, $\text{Harvey test}(p)=0.147$

Not: *0.05 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı, JB; Jarque-Bera normallik testi olasılık değerini ifade etmektedir. Tahminlerdeki otokorelasyon ve değişen varyans sorunları, Newey-West yöntemi ile giderilmeye çalışılmıştır.

Tabloda hata düzeltme teriminin katsayısı OECD ülke grubunda negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Yani; modelin hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır. Bu durumda uzun dönemde beraber seyreden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmaların %39,2'si ortadan kalkmakta ve seriler tekrar uzun dönem denge değerine yakınsamaktadır. Değişkenler tekrar uzun dönemde denge değerine yaklaşmaktadır. Böylece seriler arasında hem uzun hem de kısa dönem ilişkiler elde edilmiştir.

Kısa dönem katsayı değerlerine bakıldığında, bağımsız değişken olan ISZ'nın GC üzerine olan etkisinin uzun dönem katsayı değerine göre daha düşük olduğu görülmüştür. Bu durumda, işsizlik oranı artışı göç sayısını hemen kısa dönemde etkilememekte, uzun dönemde etkileri daha yüksek olmaktadır.

5.3.8.Dumitrescu ve Hurlin (2012) Nedensellik Analizi

Paneli oluşturan serilerdeki eşbütünleşik ilişkinin olup olmaması kullanılacak olan nedensellik testini değiştirmektedir. Panel nedensellik testlerinin tümü yatay kesit bağımsızlığı varsayımı altında tahmin yapmaktadır. Yalnızca Dumitrescu ve Hurlin (2012) testi ile hem yatay kesit bağımlılığı hem de yatay kesit bağımsızlığı durumunda tahmin yapılabilir ve etkin sonuçlara ulaşılmaktadır. Dumitrescu ve Hurlin (2012) testi, heterojen paneller için Granger nedensellik testi ile benzerlik göstermektedir. Bu test, Granger nedensellik testi kapsamında yatay kesit birimleri için hesaplanan bireysel Wald testlerinin ortalamasını ifade etmektedir. Bu test, hem heterojenliği hem de yatay kesit bağımlılığını dikkate almaktadır. Dumitrescu ve Hurlin testinin diğer bir özelliği ise hem eşbütünleşik ilişkinin varlığında hem de olmadığı durumda çalışmasıdır. Panel nedensellik testinde 3 farklı istatistik değeri hesaplanmaktadır.

Dumitrescu ve Hurlin (2012) çalışmasında panel nedensellik ilişkisini açıklayan N>T ve T>N durumları için farklı istatistikler ortaya çıkararak bir test ortaya atılmıştır. Bu test hem dengeli olmayan panellerde hem de yatay kesit bağımlılığı olan durumlarda kullanılabilir. Wald istatistiği her bir yatay kesit biriminin ortalamalarının kendisine bölünmesi ile bulunmaktadır. Dumitrescu ve Hurlin (2012), Y ile X arasındaki nedensellik ilişkisini aşağıda belirtilen doğrusal model yardımıyla araştırmışlardır.

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}$$

Burada K, bütün yatay kesitler için özdeş olan gecikme uzunluğunu gösterirken, $\beta_i = (\beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(K)})$ y1 ifade etmektedir. Yukarıda belirtilen denklem için kurulan temel ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir (Dumitrescu, Hurlin, 2012):

$$H_0 = \beta_i = 0$$

$$H_1 = \beta_i \neq 0 \forall i=1, \dots, N$$

$$\beta_i \neq 0 \forall i=N_1+1, N_1+2, \dots, N$$

Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik Wald istatistiğinin hesaplanması aşağıdaki denklemde verilmiştir:

$$W_{N,T}^{HNC} = N^{-1} \sum_{i=1}^N W_{i,T}$$

Dumitrescu ve Hurlin (2012), zaman boyutunun kesit boyutundan büyük olduğu durumda asimtotik dağılıma sahip Z_N^{HNC}, T istatistiğinin kullanılmasını önerirken, kesit boyutunun zaman boyutundan büyük olması durumunda ise Z_N^{HNC} istatistiğinin kullanılmasını önermektedir.

$$Z_N^{HNC} = \frac{\sqrt{N[W_{N,T}^{HNC} - N^{-1} \sum_{i=1}^N E(W_{i,T})]}}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N \text{Var}(W_{i,T})}}$$

$$Z_{N,T}^{HNC} = \sqrt{\frac{N}{2K}} (W_{N,T}^{HNC} - K)$$

Bu çalışmada durağan hale getirilmiş serilere Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik testi uygulanmış ve elde edilen sonuçlar tabloda sunulmuştur.

Tablo 11: Dumitrescu ve Hurlin (2012) Nedensellik Testi Sonuçları

Boş hipotez	Test	İstatistik değerleri	p
FISZ değişkeni FGC değişkeninin Granger nedeni değildir	<i>Whnc</i>	8.516	0.000
	<i>Zhnc</i>	9.274	0.000
	<i>Züld</i>	9.311	0.005
FGC değişkeni FISZ değişkeninin Granger nedeni değildir	<i>Whnc</i>	6.942	0.000
	<i>Zhnc</i>	7.263	0.000
	<i>Züld</i>	7.822	0.000

ISZ değişkeni GC değişkeninin Granger nedenidir ve GC değişkeni de ISZ değişkeninin Granger nedenidir. Çift yönlü nedensellik elde edilmiştir. Bu durum ISZ ↔ GC olarak ifade edilebilir. Buradan hareketle, ISZ değişkeninin geçmiş değerlerinin GC'nin cari değeri üzerinde anlamlı etkili olduğunu, ayrıca GC değişkeninin geçmiş değerlerinin ISZ'nin cari değeri üzerinde anlamlı etkili olduğunu söyleyebiliriz.

SONUÇ

Göç olgusunun işsizlik üzerindeki etkisi göç alan ve göç veren ülke açısından farklılık gösterdiği tespit edilmiştir. Göç unsuru göç veren ve alan ülkenin demografik yapısında değişiklikler yaratarak özellikle nüfusun yaşa ve cinsiyete göre dağılım dengesi ile göç eden kişilerin vasıflı veya vasıfsız olmaları ile işgücü piyasasına girip girmemeleri durumu etkilenme derecesini ortaya koymaktadır. Göç veren ülke cinsiyet ayrımı gözetmeksizin işsiz ve vasıfsız bireylerini kaybı avantajken göç alan ülkenin yapısal sorunları bulunması halinde dezavantajlı bir durum oluşturabilmektedir. Göç hareketliliğinin nitelikli olması göç alan ülke açısından avantajlı hale gelmesi aynı zamanda uygulanacak göç politikalarının doğru olarak belirlenmesini gerektirmektedir.

Aynı zamanda işsizlik problemi yaşanan bir ülkenin göç alması ciddi boyutta toplumsal tepkiyi de yükseltmektedir. Göçmenlerin daha ucuz emek gücü ile kayıt dışı çalıştırılmaları işletmeler arasında haksız rekabete yol açarken uzun vadede işgücü piyasasının bozulmasına ve yerel halkın işsizlik oranının yükselmesine yol açacaktır.

Çalışmamızda kullanılan analiz periyodu, verilerin ortak noktada başladığı dönem 2005-2019 yıllık bazda verileri bu dönem için eksiksiz olan 33 OECD ülkesi için ele alınmıştır. 2018 OECD ülkelerin Ekonomik Görünümü, işsizlik oranının en yüksek olduğu ülkenin yüzde 15,5 ile İspanya, 10,9 oranı ile Türkiye, % 10,2 oranı ile İtalya ve % 9,2 oran ile Fransa gelmektedir. Kısaca OECD ülkelerinde ortalama işsizlik oranının % 4 civarında olduğu görülmüştür.

Enflasyon oranlarına bakıldığında ise en yüksek enflasyon oranının dair kayıt yüzde 16,3 ile Türkiye’de görülmektedir. Türkiye’den sonra Meksika izlenmektedir. Başka OECD ülkelerin enflasyon oranı 1,5 civarında seyrettiği görülmektedir.

Büyüme oranlarına bakıldığında İrlanda 6,7 Polonya 5,1 % 4,9’luk büyüme oranı ile Macaristan ve % 4,6’lık büyüme oranı ile İzlanda gelmektedir. Bu ülkeler haricinde OECD ülkelerindeki ortalama büyüme oranının yüzde 2 civarında olduğunu görülmektedir. Türkiye 2018 senesinde % 2,6’lık büyüme oranı ile OECD ortalamasının üzerine çıkmayı başarmıştır.

2016 senesinde en çok göç alan ülkelerin başında Amerika Birleşik Devletleri, Almanya, Birleşik Krallık, Kanada ve Fransa’nın olduğu görülmektedir. Fakat Amerika ile Almanya’ya yönelen göçmen sayısının bariz bir şekilde diğer OECD ülkelerinden fazla olduğu, hatta tüm OECD ülkelerinin aldığı göçmen sayısının toplamı kadar olduğu dikkat çekmektedir. Dolayısıyla göç akışının OECD ülkeleri içerisinde en fazla bu iki ülkeye olduğu söylenebilir. Bu sebeple OECD ülkelerinin aldığı göç oranını da bu iki ülkenin yükselttiğini belirtmek gerekir. Bir önceki yıla göre göçün değişim oranına bakıldığında ise Almanya, İsveç ve Finlandiya göze çarpmaktadır. Bir önceki yıla göre göç miktarının Almanya’da % 53, İsveç’te %34, Finlandiya’da %27 arttığı görülmektedir. Bu denli yüksek oranlarda artış görülmesinin Suriye’den gelen yabancıların göçmen statüsüne geçirilmesinden kaynaklandığı düşünülmektedir.

OECD ülkelerinden biri olan Türkiye’de, göçün artmasının işsizliği yükselteceği yapılan çalışmalardan anlaşılmakta ve son dönemde yaşanan göç dalgasının da işsizlik üzerine olumsuz etkilerinin kısa vadede olmasa da uzun vadede görüleceği tahmin edilmektedir. Tüm bu bilgiler ışığında, göçün ülke ekonomilerine ve işsizliğe etkisinin tespitinde ülkelerin makroekonomik göstergelerinin iyi bir durumda olup olmadığı ve ülkenin gelişmişlik düzeyi göçten etkilenme boyutunu belirlemektedir. Yaşanan savaşlar, yoksulluk, gelir eşitsizliği ve gibi unsurlar göç hareketliliğini günümüzde ve gelecekte hızlanarak devam edeceğini göstermektedir. Bunun yanında salgın hastalık dönemlerinde ülkelerin kapanma kararları doğrultusunda diğer tüm gelişmeler gibi göç hareketliliğinin yavaşlamaktadır. Göç ve işsizlik olgusu, neden-sonuç ilişkisinin yönü açısından değerlendirildiğinde göçün sonuçlarından birinin işsizlik olduğu belirlenmiştir.

KAYNAKÇA

Akıncı, B., Nergiz, A. ve Gedik, E. (2015). “Uyum Süreci Üzerine Bir Değerlendirme: Göç ve Toplumsal Kabul”. Göç Araştırmaları Dergisi, (2) , 58-83.

- Andaç, F. (2010). İşsizlik Sigortası. Türk Ağır Sanayii ve Hizmet Sektörü Kamu İşverenleri Sendikası, 2. Baskı.
- Bai, Jushan and Serena Ng (2004), “A Panic Attack on Unit Roots and Cointegration”, *Econometrica*, 72(4), 1127-1177.
- Breuer, B., Mcnown, R., Wallace, M.S., Misleading Inference from Panel Unit Root Tests with an Illustration from Purchasing Power Parity, *Review of International Economics*, 9(3), 2001, s.482-493.
- Breusch, T., Pagan, A., The Lagrange Multiplier Test and Its Application to Model Specifications in *Econometrics*, *Reviews of Economics Studies*, 47, 1980, s.239–253.
- Borjas, G. J. (2013). “Immigration and the American Worker: A Review of the Academic Literature”. *Centre For Immigration Studies*, 1-26.
- Carrion-i Silvestre, J.L., Barrio-Castro, T.D., & Lopez-Bazo, E. (2005). Breaking the panels: an application to the gdp per capita, *Econometrics Journal*, 8(2), 159- 175.
- Choi, I., 2001. Unit Root Tests for Panel Data, *Journal of International Money and Finance* 20: 249-272
- Çelik, R. ve Arslan, I. (2018). “Göç ve İşsizlik Arasındaki İlişki: Ampirik Bir Uygulama”. *Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi*, 74, 65-75.
- Docquier, F., Özden, Ç. ve Peri, G. (2013). “The Labour Market Effects of Immigration and Emigration in OECD Countries”. *The Economic Journal*. 124 (529), 1106-1145. <https://doi.org/10.1111/eoj.12077>
- Dumitrescu, E. I. ve Hurlin, C., (2012), “Testing for Granger noncausality in heterogeneous panels”, *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460.
- Euronews (2019). Yıllık Rapor. <https://tr.euronews.com/2019/09/19/rapor-oecdulkelerinde-gocmen-istihdam-yuzde-68-3-e-cikti-en-fazla-oturum-izni-almanya-dan>.
- Göv, A. ve Dürrü, Z. (2017). “Göç ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Seçilmiş OECD Ülkeleri Üzerine Ekonometrik Bir Analiz”. *Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 3(4), 491-502.
- Hadri, K., Testing for Stationarity in Heterogenous Panels, *Econometrics Journal*, 3, 2000, s. 148–161.
- Im, K., Pesaran, M.H., Shin, Y., Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels, *Journal of Econometrics*, 115(1), 2003, s. 53–74
- Jean, S. ve Jimenez, M. (2011). “The Unemployment Impact of Immigration in OECD Countries”. *European Journal of Political Economy*. (27), 241-256.
- Jörg Breitung, (2005), A Parametric approach to the Estimation of Cointegration Vectors in Panel Data, *Econometric Reviews*, vol. 24, issue 2, 151-173
- Islam, A. (2007). “Immigration Unemployment Relationship: The Evidence from Canada”. *Australian Economic Papers*. 52-66.
- Koçancı, M. ve Namal, M. K. (2017). “Kitleleşen Göç Hareketleri ve Türkiye”. *Uluslararası Farkındalık Konferansı: Eğitim, Bilim. Sanat ve Felsefede Farkındalık*, 16-18 Kasım 2017, Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Çanakkale. 163-180.
- Köseoğlu, M. ve Artan, G. (2020). “Göç, İşsizlik ve Gelir Arasındaki İlişkilerin Analizi: OECD Ülkeleri Örneği”. *Uluslararası Ekonomi ve Yenilik Dergisi*, 6(1), 61-81.
- Levin A., Lin, C., Chu, J., Unit Roots Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties, *Journal of Econometrics*, 108, 2002, s. 1-24.
- McCoskey, Suzanne; Kao, Chihwa (1998). “A Residual-Based Test of The Null of Cointegration in Panel Data”. *Econometric Reviews*, 17(1), 57-84.

- Mayda, A. M. (2007). "International Migration: A Panel Data Analysis of the Determinants of Bilateral Flows". *Journal of Population Economics*. 23(4), 1249-1274. DOI:10.1007/s00 148-009-0251-x
- Maddala, G.S., WU, S., A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 1999, s. 631-652.
- Nurdođan, A.K., Dur, A.İ.B. ve Öztürk, M. (2017). "Türkiye'nin Mülteci Sorunu ve Suriye Krizinin Mülteci Sorununa Etkileri". *İş ve Hayat*, 2(4), 217-238.
- OECD, 2021, Foreign-bornunemployment (indicator).doi: 10.1787/ba5d2ce0-en.
- OECD, 2021, Native-bornunemployment (indicator).doi: 10.1787/0f9d8842-en.
- OECD, 2021, Employmentandunemploymentratesbygenderandplace of birth.doi: 10.1787/054 28726-en.
- Oytun, O. ve Gündođar, S. Ş. (2015). Orsam-Tesev Rapor No:195. Suriyeli Sığınmacıların Türkiye'deki Etkileri Raporu. https://www.tesev.org.tr/wp-content/uploads/rapor_Suriyeli_Siginmacilarin_Turkiyeye_Etkileri.pdf
- Özgüler, V. C. (2018). "Kitlesel Göçlerin Emek Piyasalarına Etkisi: Türkiye'deki Suriyeliler". *Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi*, 74, 77-102.
- Pavb Swamy, (1970), Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model, *Econometrica*, vol. 38, issue 2, 311-23
- Pesaran, H., (2004), General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels, University of Cambridge Working Paper, No.0435.
- Pesaran M and Takashi Yamagata, (2008), Testing slope homogeneity in large panels, *Journal of Econometrics*, vol. 142, issue 1, 50-93
- Pesaran M. Hashem, (2006), Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure, *Econometrica*, Volume74, Issue4, July, p.967-1012.
- Pesaran, M.H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in The Presence of Cross Section Dependence. *J. Appl. Econ.*, 22:265-312.
- Peter Phillips and Bruce Hansen, (1990), Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes, *Review of Economic Studies*, vol. 57, issue 1, 99-125
- Sarı, S., Ay, A. ve Köksal, M. (2019). "İşsizlik ve Göç Arasındaki İlişki: OECD Ülkeleri Uygulaması (2008-2018)". *International Conference On Eurasian Economies 2019*. <https://www.avekon.org/papers/2340.pdf>.
- Şahin, C. (2001). "Yurt Dışı Göçün Bireyin Psikolojik Sağlığı Üzerindeki Etkisi İlişkin Kuramsal Bir İnceleme". *G.Ü. Gazi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 21 (2), 57-67
- Taylor, M.P. and Sarno, L. (1998). The Behavior of Real Exchanges During The PostBretton Woods Period. *J. Int. Econ.*, 46:281-312.
- TÜİK. (2011). Hane Halkı İşgücü Araştırması Mikro Veri Seti.
- Westerlund, J. ve Edgerton, D. L. (2007) "A Panel Bootstrap Cointegration Test" *Economics Letters*, 97(3): 185-190.
- Yılmaz, A. (2014). "Uluslararası Göç: Çeşitleri, Nedenleri ve Etkileri". *TurkishStudies*,9(2), 1685-1704. DOI:<http://dx.doi.org/10.7827/TurkishStudies.6274>
- http://www.tuik.gov.tr/microveri/hia_2011/turkce/metaveri/tanim/index.html

KATKI ORANI	AÇIKLAMA	KATKIDA BULUNANLAR
Fikir veya Kavram / Idea or Notion	Araştırma hipotezini veya fikrini oluşturmak / Form the research hypothesis or idea	Meliha ENER Azize KUREYŞİBAHADURI
Tasarım / Design	Yöntemi, ölçeği ve deseni tasarlamak / Designing method, scale and pattern	Meliha ENER Azize KUREYŞİBAHADURI
Veri Toplama ve İşleme / Data Collecting and Processing	Verileri toplamak, düzenlenmek ve raporlamak / Collecting, organizing and reporting data	Azize KUREYŞİBAHADURI
Tartışma ve Yorum / Discussion and Interpretation	Bulguların değerlendirilmesinde ve sonuçlandırılmasında sorumluluk almak / Taking responsibility in evaluating and finalizing the findings	Meliha ENER Azize KUREYŞİBAHADURI
Literatür Taraması / Literature Review	Çalışma için gerekli literatürü taramak / Review the literature required for the study	Azize KUREYŞİBAHADURI
CONTRIBUTION RATE	EXPLANATION	CONTRIBUTORS

Journal of International

Applied Economics and Administration Research

Open Access Refereed E-Journal

Research Article

Article Arrival : 16/07/2021

Published : 20/08/2021

Reference : Destegül Hazar, (2021), "Cinsiyetler Arası İşgücüne Katılım Oranı ve İnsani Gelişme Endeksi İlişkisi: G7 Ülkeleri ve Türkiye Karşılaştırmalı Panel Veri Analizi", Journal of International Applied Economics and Administration Research, Vol:2, Issue: 2, pp:68-83.

CİNSİYETLER ARASI İŞGÜCÜNE KATILIM ORANI VE İNSANİ GELİŞME ENDEKSİ İLİŞKİSİ: G7 ÜLKELERİ VE TÜRKİYE KARŞILAŞTIRMALI PANEL VERİ ANALİZİ

THE RELATIONSHIP BETWEEN GENDER LABOR PARTICIPATION AND HUMAN DEVELOPMENT INDEX: G7 COUNTRIES AND TURKEY COMPARATIVE PANEL DATA ANALYSIS

Destegül HAZAR*

ÖZ

Kadınların ve erkeklerin üretim süreçlerine olan etkisi ülkeden ülkeye farklılık göstermektedir. Özellikle kadın işgücünün artması ülkelerde eşitliğin göstergesi olarak gösterilmektedir. Aynı zamanda, ülkelerde gelişmişliğin göstergesi olarak gösterilen insani gelişme endeksi de son dönemlerde literatürde geniş yer kaplamaktadır. Analiz sonuçlarına bakılarak bir çok ülke hakkında geniş çaplı yorum yapmak mümkündür. Her ülke, bu endekslerde iyi bir konumda olmak için dönem içinde eşitliği sağlayıcı ve gelişmeyi sürdürülebilir kılan çok sayıda yapısal reforma gerek duymaktadır. Bu çalışmanın amacı, G7 ülkeleri ve Türkiye’de cinsiyetler arası işgücüne katılım ve insani gelişme endeksi arasındaki ilişkinin analizi yapmaktır. 1991-2019 yıllarını kapsayan çalışma panel veri analiz yöntemine göre incelenmiştir. Bağımsız değişkenler, Kadın ve erkek işgücüne katılım oranı ve bağımlı değişken olarak ise insani gelişme endeksi analize dahil edilmiştir. Çalışma sonuçlarına göre ise, İnsani gelişme endeksinden kadın işgücüne katılım oranına göre tek yönlü bir nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. Diğer değişkenler arasında ise bir nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.

Anahtar Kelimeler: İşgücüne Katılım, İnsani Gelişme Endeksi, G7 Ülkeleri, Türkiye, Panel Analizi

Jel Kodu: C23, O40, E24, O50.

ABSTRACT

The impact of women and men on production processes differs from country to country. Inparticular, the increase in the female work force is shown as an indicator of equality in countries. At the same time, the human development index, which is shown as an indicator of development in countries, has taken a large place in the literature recently. It is possible to make a wide-ranging

*Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, İktisat ABD, Biga, Çanakkale, Türkiye, destegulhazar@outlook.com, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1586-558X>.

<http://uueyad.dergi.comu.edu.tr>

Journal of International Applied Economics
and Administration Research (JOINAPEAR)
Uluslararası Uygulamalı Ekonomi ve Yönetim
Araştırmaları Dergisi

uueyadcomu@gmail.com

comment on many countries by looking at the results of the analysis. In order to be in a good position in these indices, every country needs many structural reforms that ensure equality and make development sustainable during the period. The aim of this study is to analyze the relationship between gendered labor force participation and human development index in G7 countries and Turkey. The study covering the years 1991-2019 was examined according to the panel data analysis method. Independent variables, female and male labor force participation rate, and the human development index as dependent variables were included in the analysis. According to the results of the study, a one-way causality relationship was found between the human development index and the female labor force participation rate. No causal relationship was found between other variables.

Keywords: Labor Force Participation, Human Development Index, G7 Countries, Turkey, Panel Analysis.

Jel Cods: C23, O40, E24, O50.

“Bu çalışma Araştırma ve Yayın Etiğine uygun olarak hazırlanmıştır.”

1.GİRİŞ

Dünyada özellikle kalkınma sürecini tamamlamış ve gelişmiş ülke kategorisinde olan her ülkede en önemli konulardan birisi cinsiyetler arası farklılıklardır. Genellikle az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin temel sorunlarından biri olan cinsiyet eşitsizliği, ça bazı gelişmiş ülkelerinde temel sorundur. Ülkelerde kadın ve erkeğin en belirgin farklılığı ise alınan ücret eşitsizliği olarak karşımıza çıkmıştır. Kadın ve erkek arasındaki farklılıkların özellikle geleneksel aile yapısı ile ilişkisi vardır. Ataerkil bir toplum yapısını esas alan ülkelerde kadın, gerek ev işlerinde gerekse tarla-bahçe işlerinde en önde yer almalıdır. Bu durumu, kırsal hayatın bir gereğinin yerine getirdiğinin ifade eden toplumlar, özellikle kadının “ ev yaşamı” dışında da hayatı ve konumu olduğunu düşünen insanlar tarafından çokça eleştirilmektedir. Bir kadının hem kırsal hem de kentsel yaşamda bilgi birikimi doğrultusunda yaşamasının önünün açılması gerektiği savunulmaktadır. Bu anlayış özellikle “ feminizm” düşünce yapısının gelişmesiyle daha fazla odak noktası haline gelmiştir. Eşitliği sağlayabilmek için çoğu ülkede yasalar ortaya çıkmaktadır.

Temel eşitsizliğin ücretlerde yaşandığı AB ülkelerinde ise çarpıcı bir istatistik ortaya çıkmaktadır. Ücret farkı İtalya’da % 5,5 iken bu oran Estonya’da 26,92 olarak ifade edilmektedir. (ABkomisyonu,2018).

İnsani gelişmişlik göstergelerini her kurum farklı araç ve endeksler vasıtasıyla açıklamaktadır. Makale de ise, endeksin nasıl oluşturulduğu ve boyutları incelenmiştir. Ülkeler açısından gelişmişliğin sayısal değerlerleifadesinden çok insani göstergelerle ifadesini ele alan endeks, bir ülke için önemli çıkarım yapılmasına olanak sağlamaktadır. İGE boyutlarında yer alan yaşam, eğitim ve gelir endeks değişkenleri önemli verile sunmaktadır. Örneğin, Japonya’da 25 yaş ve üzeri kişiler için okullaşma oranı G7 ülkeleri ve Türkiye içinde en düşük orana (%15,2) sahiptir.

Çalışma, ilk olarak eşitsizlik ve cinsiyet eşitsizliği kavramını ele almaktadır. Kadın ve erkeklerde işgücüne katılım G7 ülkeleri ve Türkiye için sayısal değerlerle ifade edilmektedir. İkinci kısımda ise İnsani gelişme endeksi, boyutları ve endeksin oluşturulması detaylandırılmıştır. Grafiklerle ülkeler bazında değerleri gösterilmiştir.

Çalışmanın literatür kısmında ise, cinsiyet eşitsizliği, kadın erkek işgücüne katılım, istihdam ve İGE, büyüme, kalkınma temelli geniş araştırılması gerçekleştirilmiştir. Model araştırması bölümünde ise 1991-2019 yılları arasında cinsiyetler arası işgücüne katılım ve insani gelişme endeksi arasındaki ilişki panel veri analiz yöntemiyle araştırılmıştır.

2.G7 VE TÜRKİYE’DE CİNSİYETLER ARASI İŞGÜCÜNE KATILIM

Eşitsizlik, en genel tabirle, genel hak özgürlüklerden aynı oranda yararlanma durumudur. Eşitsizlik ile ilgili 1948 yılında Birleşmiş Milletler tarafından hazırlanan ve üye devletler arasında imzalanan İnsan Hakları Evrensel Bildirgesi, en somut adım olarak ifade edilmektedir. Bildirgenin 2. Maddesi, bu konuda açık beyanda bulunmaktadır. Maddeye göre “Herkes ırk, renk, cinsiyet, dil, din, siyasi, ya da başka türden

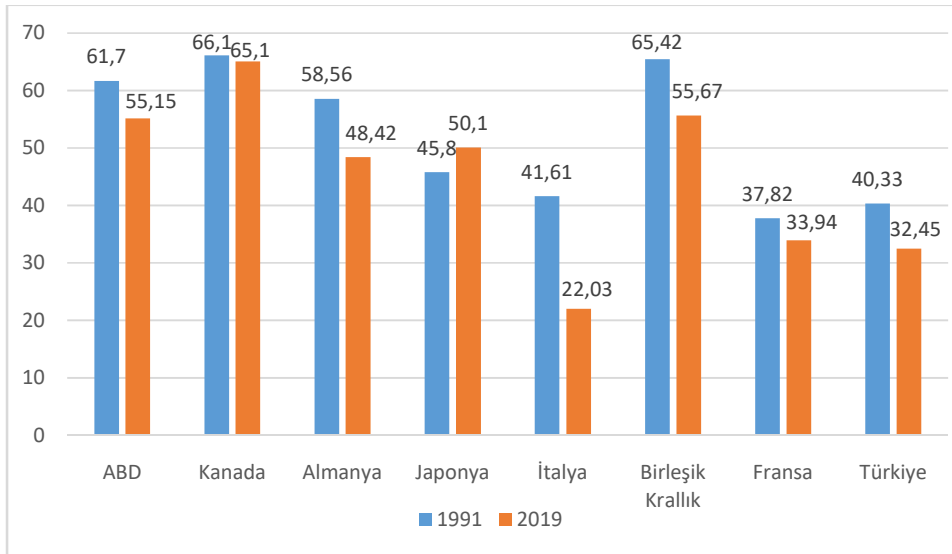
kanaat, ulusal ya da toplumsal köken, mülkiyet, doğuş veya başka türden statü gibi herhangi bir ayırım gözetilmeksizin, bu Bildirgede belirtilen bütün hak ve özgürlüklere sahiptir. Ayrıca, bağımsız, vesayet altında ya da kendi kendini yönetemeyen ya da egemenliği başka yollardan sınırlanmış bir ülke olsun ya da olmasın, bir kişinin uyruğu olduğu ülke ya da memleketin siyasal, hukuksal ya da uluslararası statüsüne dayanarak hiçbir ayırım yapılamaz.” (İHD, 1999).

Cinsiyet Eşitliği kavramı, kadın ve erkeğin toplum kuramındaki mevcut kaynakları, fırsatları ve gücü eşit paylaşma anlamı taşır. Tam tersi cinsiyet eşitsizliği ise, iki kişiden birinin diğerine göre üstünlüğünü ifade etmektedir. (Ecevit, 2003: 83).

1995 pekin konferansında eşitlik terimi kullanılmaya başlanmıştır. En genel tabirle cinsiyet eşitliği ise, birey hak ve sorumluluklarının ya da elde edeceği fırsatların kişinin erkek ya da kadın olarak doğmasına bağlı olmadığını ifade etmektedir. Bu kavram esasında kadın ve erkeğin aynı olmasını gerektirmemektedir. Kadın ve erkek arasındaki eşitlik hem nicelik hem de nitelik olarak farklılık göstermektedir. Nicelik yönünden kastedilen, kadının denge ve paritede eşitlik ortamını kurma arzusunun ifade etmektedir. Nitelik yönünden kastedilen ise, her iki grup içinde kalkınmada öncelik ve sonuçlarının adil bir dağılım içinde gerçekleşmesi gerektiğinin ifade etmektedir. (UN, 2001:1)

G7 ülkeleri (ABD, Japonya, Fransa, Birleşik Krallık, İtalya, Almanya, Kanada) olarak ifade edilmektedir.

Grafik 1: G7 Ülkeleri ve Türkiye’de 1991-2019 Yıllarında 15-24 Yaş Arası Kadın İşgücüne Katılım Oranı



Kaynak: <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>

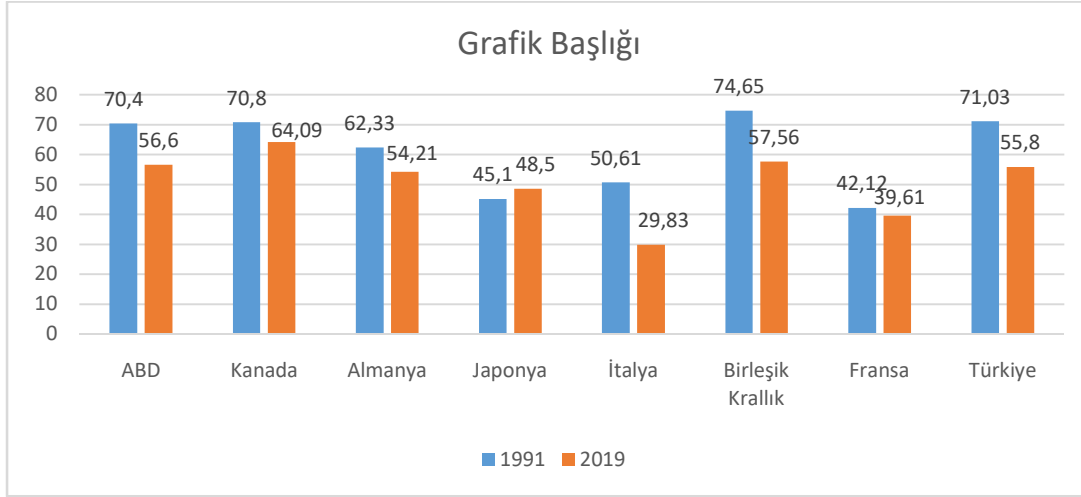
Tabloya göre, kadın işgücüne katılım oranının 1991-2019 yıllarında artış gösterdiği tek ülke Japonya olmuştur. İtalya’da 1991 yılında kadın işgücüne katılım oranı 41,61 iken bu oran 2017 yılında 22,03 seviyesine gerilemiştir. Türkiye ise, 1991 yılında kadın işgücüne katılım oranı 40,33 iken 2019 yılında bu oran 32,45 seviyesinde gerçekleşmiştir.

Kadınları işgücüne katılımı kısıtlı sektörlerle sınırlanmamıştır. Tarih boyunca seçme ve seçilme hakkını elde eden kadın, bürokratik görevlerde de hizmet etmeye başlamıştır.

Bir çok ülkede nüfusun en az yarısını kadınlar oluşturmaktadır. Bürokrasi ve bakanlık görevlerinde ise genellikle erkekler görev almıştır. Almanya’da Kasım 2005’te göreve gelen Angele MERGEL Federal Almanya Cumhuriyeti’nin ilk kadın şansölyesi olmuştur. Bu Şansölyelik görevi, dünya çapında onsekizinci kadın başbakanlık görevini de beraberinde getirmiştir.(Davidson, 2011:325). Amerika Birleşik Devletleri

ve Kanada’da ise kadınların parlamentodaki ve bakanlıklardaki kadın temsilcilerinin sayısı artmaktadır. ABD’de kadınların kongredeki payı %23,6 dan %27,3’e yükselmektedir. Bakanlık pozisyonlarındaki pay ise %21,7’den %46,2’ye yükselmektedir. Ancak bu istatistiklere rağmen ABD’de bir kadın başkan olmaması dikkat çekicidir. Türkiye’de ise son 50 yılda sadece bir tane kadın, başkan olarak seçilmiştir. Kanada’da ise kadınların parlamantodaki payı %26,9’dan %29,6’ya, bakanlıklardaki payı ise %50’den %51,4’e yükselmiştir. (WEF, 2021: 27-30).

Grafik 2: G7 Ülkeleri ve Türkiye’de 1991-2019 Yıllarında 15-24 Yaş Arası Erkek İşgücüne Katılım Oranı

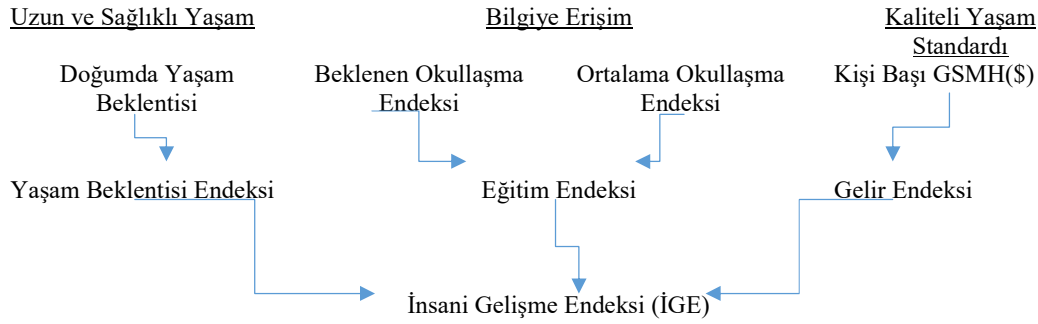


Kaynak: <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>

G7 ülkeleri ve Türkiye’de erkek ve kadın işgücüne katılımıda öne çıkan temel bilgi, hem 1991 hem de 2019 yıllarında erkeklerin kadınlara oranla işgücünde daha aktif rol oynadığıdır.

3.G7 VE TÜRKİYE’DE İNSANİ GELİŞİM ENDEKSİ

İnsani gelişim endeksi 1990 yılında Pakistan’lı ekonomist MahbubulHaq tarafından geliştirilmiştir. 1990’dan beri yayımlanan İnsani Gelişim Raporları, gelişim gösteren toplumlara küresel bir gündem oluşturmaktadır. Her yıl yenilenen İGE raporları, temeli insan olan yaklaşım ile ülkelerin gelişim seviyelerini ölçmeyi amaçlamıştır. Refahı, ülke bazında büyüme, kalkınma ya da üretimine dayalı göstergelerle ölçmek yerine ülkede yaşayan insanlar arasında ölçmek temel kriter kabul edilmiştir. Bu raporlar ile birlikte 175’ten fazla ülkeyi insani gelişim göstergeleri eşliğinde karşılaştırma imkanı sunulmaktadır. Ortaya çıkan endeks her yıl güncellenmektedir ve refah seviyesini ülke bazlı ölçmek yerine orda yaşayan halkı göz ederek ölçmek temel bilgi olarak kabul görmektedir. Araştırma sonucu ile birlikte, ülkelerin gelişim performanslarına ait bilinmeyen bir çok sorunda ortaya çıkmaktadır. (UNDP, 1998: 11)

Şekil 1: İnsani Gelişme Endeksi'nin Oluşturulması

Kaynak: http://hdr.undp.org/sites/default/files/hdr2020_technical_notes.pdf

İGE, 3 boyutta incelenmektedir. Şekil 1'e göre, uzun ve sağlıklı yaşam boyutunda doğumda yaşam beklentisi, bilgiye erişimde beklenen ve ortalama okullaşma oranı ve kaliteli yaşam standardı olarak ise kişi başı reel GSMH alınmıştır.↓

Tablo 1: Boyut İndeksleri Oluşturma

Boyut	Gösterge	Minimum	Maksimum
Sağlık	Yaşam Beklentisi (yıl)	20	85
Eğitim	-Beklenen Eğitim Süresi (yıl)	0	18
	-Ortalama Eğitim Süresi (yıl)	0	15
Yaşam Standartı	Kişi başına GSMH	100	75.000

Kaynak: http://hdr.undp.org/sites/default/files/hdr2020_technical_notes.pdf

Uzun ve sağlıklı yaşamın ölçümü ortalama yaşam süresi ile ölçülmektedir. Bilgiye erişim, okuryazar oranının (2/3'ü) ve ilköğretim, lise ve üniversite kayıtlarının (1/3'ü) ile hesaplanmaktadır. Kaliteli yaşam süresi ise, kişi başı gelir gösterimiyle ve satın alma gücünün dolar cinsinden hesaplanmaktadır. Maksimum yaşam beklentisi son 30 yılda bir çok ülke için 85 olarak belirlenmiştir. Örneğin G7 ülkelerinden Japonya'da bu oran 84,6 olarak belirlenmiştir. (UNDP, 2020).

Tablo 2: G7 Ülkeleri ve Türkiye'nin İnsani Gelişme Göstergeleri (2019)

Ülkeler	Doğumda Yaşam Beklentisi	Beklenen Okullaşma yılları ¹	Ortalama Okullaşma Yılları	Kişi Başı GSMH (PPP \$) ²	İnsani Gelişim Endeksi
ABD	78.9	16.3	13.4	63.826	0.926
Japonya	84.6	15.2	12.9	42.932	0.919
Fransa	82.7	15.6	11.5	47.173	0.901
Birleşik Krallık	81.3	17.5	13.2	46.071	0.932
İtalya	83.5	16.1	10.4	42.776	0.892
Almanya	81.3	17.0	14.2	55.314	0.946
Kanada	82.4	16.2	13.4	48.292	0.928
Türkiye	77.7	16.6	8.1	27.701	0.820

Kaynak:(UNDP, 2020)

¹ Beklenen ve ortalama okullaşma yılları, 25 yaş ve üzeri kişilerin okul yıllarını ve okula yeni başlayacak kişilerin ortalama okul dönemlerini ifade etmektedir

² ppp, satın alma gücü paritesine göre kişi başı GSMH

Tabloya göre, insani gelişme boyutları G7 ülkeleri ve Türkiye için sayısal değerlerle ifade edilmiştir. Tabloda, G7 ve Türkiye içinde en yüksek insani gelişim endeksine sahip ülke Almanya'dır. Diğer gelişim boyutlarına göre sıralandığında ise, doğumda yaşam beklentisi en yüksek ülke Japonya, en düşük ülke ise Türkiye'dir. Kişi başı gelir, yüksekten düşüğe göre ABD, Almanya, Kanada, Fransa, Birleşik Krallık, Japonya ve Türkiye olarak sıralanmaktadır. 25 yaş ve üzeri kişiler için beklenen okul dönemi en yüksek Birleşik Krallıkta, en düşük ise Japonya'da gerçekleşmiştir.

İnsani gelişim endeksine 189 ülke dahil edilmektedir. 2019 yılı G7 ülkeleri ve Türkiye'nin İnsani gelişim Endeksine göre dünya sıralamasındaki yeri şöyledir; Almanya 6, Kanada 16, Birleşik Krallık 13, ABD 17, Japonya 19, Fransa 26, İtalya 29 ve Türkiye 54. sırada yer almaktadır. İlk 3 sırada ise Norveç, İrlanda ve İsveç yer almaktadır.(UNDP, 2020).

4.LİTERATÜR TARAMASI

Eren (2020), çalışmada AB ülkelerinde genç kadın işsizliği ve kalkınma arasındaki ilişki panel veri analiz yöntemiyle incelenmiştir. Yapılan testler neticesinde, AB'de genç kadın işsizliğinden kalkınmaya doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. Diğer değişkenleri arasında ise bir ilişki tespit edilememiştir. Bu sonuç itibarıyla çalışmanın hipotezi kabul edilmiştir.

Klasen (1996), Sahraaltı Afrika ülkelerinde eğitim ve istihdamdaki cinsiyet eşitsizliğinin büyüme/kalkınma üzerindeki etkisini incelemiştir. 1960-2012 verilerinin kullanıldığı çalışmaya göre, eğitim ve istihdamdaki cinsiyet eşitsizliği ile büyüme/kalkınma arasında negatif yönlü bir ilişki mevcuttur.

Tatlı ve Taşçı (2021), Gerçek insani gelişme, bilgi ve iletişim teknolojileri ve enflasyonun kadın işsizliği üzerindeki etkisinin ARDL sınır testi ve Granger nedensellik testi aracılığıyla araştırmıştır. 1990-2016 arasındaki dönemde yapılan analiz sonuçlarına göre, kadın işsizliği ve insani gelişme arasında negatif bir ilişki saptanmıştır.

Onogwu (2021), çalışma sahraaltı Afrika ülkelerinde 1996-2019 yılları arasında cinsiyet eşitsizliğine ekonomik kalkınma arasındaki ilişkiyi panel veri analiz yöntemiyle incelemiştir. Cinsiyet eşitsizliği, bölgedeki ekonomik kalkınmayı olumsuz etkilemektedir. Ekonomik bir kalkınmaya sağlamak için eşitsizlikte itici güç olarak gösterilen ticaret açıklık ve sağlıklı nüfus gelişimini içeren politikaların hayat geçirilmesi önerilmektedir.

Khayrika ve Feki(2015), cinsiyet eşitsizliği ve ekonomik kalkınma arasındaki ilişki GMM dinamik panel veri analiz yöntemiyle incelenmiştir. 1985-2011 yıllarını kapsayan çalışmada, kişi başı milli gelir, yatırım, nüfus, GSYİH, nüfus değişkenleri analize dahil edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, cinsiyet eşitsizliği ile büyüme ve kalkınma arasında negatif yönlü bir ilişki vardır. Nüfus ve cinsiyet eşitsizliği arasında ise pozitif bir ilişki mevcuttur.

Yiğen (2021), çalışma 37 OECD üyesini kapsamaktadır. 1989-2019 yıllarını kapsayan çalışmada, insani gelişme endeksinde yaşanan bir artış cinsiyet eşitsizliği üzerinde olumsuz bir etkiye neden olmaktadır. Bu sebeple eşitliğin giderek düştüğü vurgulanmıştır.

Çolak(2021), Türkiye için 2005-2019 yılları arasında toplumsal cinsiyet eşitsizliğinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini LS- LeastSquares metoduyla incelemiştir. Araştırmaya göre, ekonomik büyümenin, %95 güven düzeyinde ücretli çalışanlardaki cinsiyetler arası gelir eşitsizliği oranı ve lise ve dengi okullardan mezun olan cinsiyetler arası gelir eşitsizliği oranı üzerinde etkili olmaktadır. Sonuç olarak, ekonomik büyüme, orta düzeyde eğitim görmüş ve nitelik sahibi kadın çalışanların gelir eşitsizliğinin azaltan bir faktör olmuştur.

Theveron vd.(2012), 30 OECD ülkesinde 1960-2008 yılları arasında panel veri analiz yöntemiyle yapılan çalışma cinsiyet eşitsizliği ekonomik büyüme arasında ilişkiyi incelemektedir. Çalışma sonuçlarına göre, kadınların erkeklere oranla eğitime katılım paylarının artması ekonomik büyüme üzerinde olumlu etki yapmaktadır.

Hakura vd.(2016), çalışmada sahraaltı Afrika ülkelerinde cinsiyet eşitsizliği ve ekonomik büyüme arasında ilişki 1995-2014 yıllarını kapsayarak GMM ve dinamik panel veri analiz yöntemiyle incelenmiştir. Çalışma sonuçlarına göre, cinsiyet eşitsizliği ve ekonomik büyüme arasında negatif yönlü bir ilişkiye rastlanmıştır.

Kasa ve Alptekin (2015), Çalışma Türkiye’de 2000-2013 yılları arasında kadın işgücünün ekonomik büyüme üzerindeki etkisini araştırmıştır. Var analiz yöntemi kullanılarak yapılan çalışmaya göre, istihdam edilen kadın işçi sayısı sektör ve bölgeye göre değişkenlik göstermektedir. Özellikle Türkiye’de son dönemlerde çeşitli meslek kurslarının açılmasının kadın işgücünü arttırdığı bunda büyüme üzerinde olumlu etki bıraktığı ifade edilmiştir. Kabir ve

Hussain (2019), Çalışma, Pakistan, Hindistan ve Bangladeşteki cinsiyet eşitsizliğinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini 1990-2018 yılları arasında ikincil panel veri analizi aracılığıyla incelemiştir. Çalışma sonuçlarına göre, brüt sabit sermaye yatırımları GSYİH üzerinde anlamlı ve olumlu bir etkiye sahipken, kadın işgücüne katılım oranı, erkek işgücüne katılım oranı, cinsiyet eşitsizliği endeksi ve ticari açıklığın GSYİH üzerinde olumsuz ve önemsiz bir etkiye sahip olduğu sonucuna varılmıştır.

Shammari ve Rakhis (2017), Arap bölgelerindeki (17ülke) toplumsal cinsiyet eşitsizliğinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin incelendiği çalışma, 1990-2014 yılları arasında Havuzlanmış OLS ve sabit etki analizi aracılığıyla incelenmiştir. Analiz sonuçlarına göre, Arap bölgelerinde ekonomik büyümeyi yönlendiren temel faktörün eğitim ve işgücündeki cinsiyet eşitsizliği olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Büyümeyi tetikleyen temel faktörün nüfus artışı ve sermaye birikimi olduğu ifade edilmiştir.

Amaira vd. (2021), cinsiyet eşitsizliğinin 3 boyutunun (eğitim, işgücü ve kurumsal faaliyetlere temsil) ekonomik büyüme üzerindeki etkisini 1990-2017 yılları arasında önce 105 gelişmekte olan ülkede daha sonra ise Sahraaltı Afrika ülkelerinde panel veri analiz yöntemiyle incelemiştir. Sonuçlara bakıldığında, eğitimde toplumsal cinsiyet eşitliğinin ekonomik büyüme üzerinde özellikle gelişmekte olan ülkelere katkıda bulunduğunu göstermektedir. İşgücü piyasasına kadın- erkek oranı istatistiksel olarak anlamlı etki göstermemektedir.

Tunç (2018), çalışma kadın ayrımcılığı sonucu ortaya çıkan toplumsal cinsiyet eşitsizliğinin insani kalkınma düzeyi üzerindeki etkisini araştırmaktadır. En küçük kareler yöntemi (EKK) ve doğrusal kalıp yöntemi kullanılarak farklı gelir grupları için yatay kesit analizi kullanılmıştır. 99 seçilmiş ülke ve 2015 yılına kadar olan verilen kullanıldığı çalışma sonuçlarına göre toplumsal cinsiyet eşitsizliğinin insani kalkınma üzerinde çok güçlü etkisi vardır. Tüm gelir düzeylerinde %1 istatistiki anlamlılık düzeyine rastlanmıştır. Bu sonuca göre, cinsiyet eşitsizliği en fazla, en az gelişmiş ülkeleri etkilemektedir.

5.EKONOMETRİK ANALİZ

Çalışmanın bu bölümünde İnsani gelişme Endeksi ile kadın-erkek işgücüne katılım arasındaki ilişki G-7 ülkeleri ve Türkiye üzerinden sınanmaktadır. Öncelikle veri seti ve model tanıtılacak, sonrasında bulgular yorumlanacaktır.

5.1.Veri Seti, Model ve Yöntem

Bu çalışmada G-7 ülkeleri ve Türkiye için 1991-2019 yılları arasında insani gelişme endeksi ve cinsiyetler arası işgücüne katılım arasındaki ilişkiyi açıklamak amacıyla panel veri analizi yöntemi kullanılmıştır. Yapılan ekonometrik analizde bağımlı değişken kalkınma göstergesi olarak insani gelişme endeksi (IGE), bağımsız değişkenler ise kadın işgücüne katılım oranı (KIK) ve erkek işgücüne katılım oranı (EIK) kullanılmıştır. Çalışma Eviews 12 ve Gauss16 programları kullanılarak yapılmıştır. Söz konusu çalışma için kurulan model şöyledir:

$$IGE = \beta_0 + \beta_1 KIK + \beta_2 EIK + U_{it}$$

Tablo 3: Değişkenlerin Tanımlanması

Değişkenin Kısaltması	Değişkenin Tanımı	Değişkenin Veri Kaynağı
IGE	İnsani Gelişme Endeksi	UNDP.org
KIK	Kadın işgücü katılım oranı	World Bank Data
EIK	Erkek işgücü katılım oranı	World Bank Data

IGE (İnsani gelişmişlik endeksi) bir endeks olduğu için öncelikle doğal logaritması alınmış, analize o şekilde dahil edilmiştir. KIK ve EIK değişkenleri oran olduğu için aynı şekliyle bırakılmıştır.

5.2. Ekonometrik Bulgular

Panel veri analizinde sonuçların tutarlı olması açısından yatay kesit bağımlılığı sınaması önem taşımaktadır. Yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmadan yapılan analizlerde sonuçlar önemli derecede etkilenmektedir.

Analize başlamadan önce yatay kesit bağımlılığı sınaması yapılmakta, yapılacak birim kök testi ve eş bütünleşme testlerine bu sonuç doğrultusunda karar verilmektedir. Yatay kesit bağımlılığı incelemesi yapılırken zaman boyutunun yatay kesitten büyük olduğunda ($T > N$) Breusch-Pagan (1980) LM testiyle incelenebilmektedir. Zaman boyutu yatay kesitten büyük ($T > N$) olduğunda ve yatay kesit boyutu zaman boyutundan büyük olduğu ($N > T$) durumda ise Pesaran (2004) CD testi kullanılabilir. LM istatistiği şu şekilde ifade edilir (Breusch ve Pagan, 1980).

$$LM_{BP} = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \sim X_{N(N-1)/2}^2$$

Testin hipotezleri:

H_0 : Yatay kesit bağımlılığı yoktur

H_1 : Yatay kesit bağımlılığı vardır

Test sonuçlarında olasılık değerleri 0.05 'ten küçük ise H_0 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilir. Bu durumda paneli oluşturan birimler arasında yatay kesit bağımlılığı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Yatay kesit bağımlılık sonuçları tabloda verilmiştir.

Tablo 4: Yatay Kesit Bağımlılığı Sonuçları

	Breusch-Pagan LM		Pesaranscaled LM		Bias-correctedscaled LM		Pesaran CD	
	İstatistik değeri	Olasılık değeri	İstatistik değeri	Olasılık değeri	İstatistik değeri	Olasılık değeri	İstatistik değeri	Olasılık değeri
<i>lnIGE</i>	760.9374	0.0000	97.94288	0.0000	97.80002	0.0000	27.57994	0.0000
<i>KIK</i>	319.0230	0.0000	38.88958	0.0000	38.74673	0.0000	5.895730	0.0000
<i>EIK</i>	516.9058	0.0000	65.33279	0.0000	65.18993	0.0000	22.35399	0.0000

Çalışmada zaman boyutu yatay kesit boyutundan büyük ($T > N$) olduğundan dolayı Breusch-Pagan LM ve Pesaran CD sonuçları değerlendirilmelidir. Olasılık değerlerinin 0.05' ten küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda " H_0 : Yataykesit bağımlılığı yoktur" hipotezi reddedilmektedir. Seriler arasında yatay kesit bağımlılığı vardır. Seriler arasında yatay kesit bağımlılığı olduğu için ikinci nesil birim kök testi ile devam edilecektir.

Serilerin durağanlık sınaması Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CADF birim kök testi ile yapılmıştır. CADF birim kök testi her bir yatay kesit için durağanlık testi yapabilme imkanı sağlamaktadır.

Mekansalotokorelasyonu dikkate alan CADF birim kök testi ile her bir yatay kesit için ve panelin geneli için ayrı ayrı hesaplama yapılabilmektedir. CADF denklemi şu şekildedir:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + p_i^* y_{i,t-1} + d_0 \bar{y}_{t-1} + d_1 \Delta y_{it} + \varepsilon_{it}$$

Her bir yatay kesite ait birim kök test istatistiklerinin ortalaması alınarak panelin geneli için CIPS istatistiği şu şekilde hesaplanabilir:

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i$$

$H_0: p_i^* = 0$ bütün i'ler için

$H_0: p_i^* < 0$ ise $i = 1, \dots, N_1$ ve $p_i^* = 0$ ise $i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$

CADF birim kök testi sonuçları tabloda verilmiştir. Tablo CADF değerleri kritik değerler ile karşılaştırıldığında lnIGE değişkeni için Kanada, Birleşik Krallık ve Japonya dışındaki ülkelerin birim kök içerdiği görülmektedir. KIK değişkeni için İtalya ve Japonya dışındaki ülkelerin birim kök içerdiği görülmektedir. EIK değişkeni için ise Fransa dışındaki ülkelerin birim kök içerdiği görülmektedir.

Tablo 5: CADF Birim kök test sonuçları

Ülkeler	lnIGE	KIK	EIK
Kanada	-3.64*** (5)	-2.75 (4)	-2.50 (6)
İtalya	-1.52 (6)	-3.00*** (5)	-2.83 (6)
Birleşik Krallık	-4.78** (4)	-2.82 (6)	-2.3 (0)
Fransa	-3.74** (5)	-1.05 (0)	1.55* (6)
Almanya	-1.67 (6)	-0.50 (0)	-1.23 (0)
ABD	-1.47 (0)	-0.90 (6)	-1.45 (1)
Japonya	1.46* (6)	2.32* (6)	-0.78 (6)
Türkiye	-0.42 (6)	-2.24 (4)	-1.43 (3)
CIPS	-1.97	-1.37	-1.38
Fark CIPS	-2.90***	-2.70***	-3.34***

Not: Parantez içindeki sayılar gecikme değerlerini göstermektedir.

*, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 değerlerinde serilerin durağan olduğunu göstermektedir.

CADF için %1, %5, %10 kritik değerleri sırasıyla -4.16, -3.37, -2.98'dir. CIPS için %1, %5 ve %10 kritik değerleri sırasıyla -2.58, -2.33 ve -2.21'dir.

Panelin geneli için CIPS istatistiği kritik değerler ile karşılaştırıldığında üç değişkeninde durağan olmadığı, birim kök içerdiği görülmektedir. Değişkenlerin birinci farkları alınıp tekrar birim kök testi yapıldığında üç değişkenin de birinci farkları alındığında durağan olduğu görülmüştür. Bu durumda, her üç değişken için I(1) yani birinci mertebeden durağandır diyebiliriz.

Birim kök testinden sonra değişkenler ve panelin geneli için homojenlik testi yapılmıştır. Homojenlik araştırması Pesaran ve Yamagata (2008) Delta_Tilde ($\tilde{\Delta}$) istatistikleri ile aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \cdot \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right), \quad \tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \cdot \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - E(z_{iT})}{\sqrt{Var(z_{iT})}} \right)$$

Testin hipotezleri:

H_0 : Eğim katsayıları homojendir

H_1 : Eğim katsayıları homojen değildir

Homojenlik testi sonuçları tabloda verilmiştir. Tablo incelendiğinde temel hipotezin reddedildiği görülmektedir. Dolayısıyla oluşturulan modeldeki değişkenlerin heterojen olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 6: Homojenlik Testi Sonuçları

Test istatistiği	t-istatistiği	Olasılık değeri
Delta tilde	11.137	0.000
Delta tilde adj	11.995	0.000

Tüm değişkenler birinci mertebeden durağan olduğu için panel eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını test etmek amacıyla Westerlund (2008) Durbin-Hausman eşbütünleşme testi yapılmıştır.

Tablo 7: Durbin-Hausman Eşbütünleşme Testi Sonuçları

İstatistik	İstatistik değeri	Olasılık değeri
Durbin-H Grup istatistiği	15.707	0.000*
Durbin-H Panel istatistiği	14.751	0.000

Homojenlik testi sonuçlarına göre değişkenler heterojen olduğu için Durbin-H grup istatistiği sonuçları dikkate alınacaktır. Durbin-H grup istatistiği olasılık değeri 0.01'den küçük olduğu için değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Panel eşbütünleşme katsayılarını tahmin etmek için AMG ve CCE tahmincileri kullanılmıştır. CCE tahmin yöntemi yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulunduran bir testtir ve Pesaran (2006) tarafından geliştirilmiştir. AMG tahmincisi de heterojenlik ve yatay kesit bağımlılığını dikkate alan bir yöntemdir. AMG ve CCE tahmin sonuçları tabloda verilmiştir.

Tablo 8: Panel Eşbütünleşme Katsayıları Tahmin Sonuçları

	CCE Tahmincisi			AMG Tahmincisi		
	Katsayı	Standart hata	Olasılık değeri	Katsayı	Standart hata	Olasılık değeri
<i>KIK</i>	.003081	.0021465	0.151	.0014908	.0026373	0.572
<i>EIK</i>	-.0045842	.0025208	0.069	-.0037382	.0026987	0.166

Hem CCE tahmincisi hem de AMG tahmincisi için değişkenlerin olasılık değerleri incelendiğinde değişkenlerin katsayılarının olasılık değerlerinin istatistiki olarak anlamlı olmadığı görülmektedir.

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin incelenmesi için Dumitrescu-Hurlin (2012) nedensellik testi kullanılmıştır. Dumitrescu-Hurlin nedensellik testi $T > N$ ve $N < T$ durumlarında kullanılabilir. Ayrıca yatay kesit bağımlılığını ve heterojenliği dikkate alan bir test olması diğer testlere tercih edilme sebebidir.

Tablo 9: Dumitrescu-Hurlin Nedensellik testi sonuçları

Nedenselliğin yönü	W-bar istatistiği	Z-bar istatistiği	Olasılık değeri
<i>KIK</i> => <i>IGE</i>	2.12172	-0.10224	0.9186
<i>IGE</i> => <i>KIK</i>	0.63699	-1.81151	0.0701
<i>EIK</i> => <i>IGE</i>	1.90310	-0.35392	0.7234
<i>IGE</i> => <i>EIK</i>	1.19507	-1.16902	0.2424

Dumitrescu-Hurlin (2012) nedensellik sonuçları incelendiğinde IGE değişkeninden KIK değişkenine doğru tek yönlü bir nedensellik olduğu görülmektedir. Bu demektir ki insani gelişme endeksinden kadın işgücüne katılıma doğru tek yönlü bir ilişki bulunmaktadır. Diğer değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunmamıştır.

SONUÇ

Dünya’da kadın ve erkek arasındaki cinsiyet temeli ücretlendirme, gelirin dağılımı, eşitlik vb. farklılıklar mevcuttur. Kadın ve erkeğin eşit hak ve özgürlüklere sahip olduğunu içeren yasalar mevcuttur. Tüm bunlara rağmen kadın, karşı cinsinden daha az ücret daha fazla çalışma, mobbing, işe alınma kriterlerindeki zorluklar gibi sorunlarla karşılaşmaktadır. Hayatın her alanında sürdürülebilirlik, eşitlik, gelir ve bölüşümde adaleti temel alan yaklaşımların cinsiyet temelli düşünülmesi gerekmektedir. Her bireyin eteria eğitim ve donanımına sahip olması kaydıyla eşit bir şekilde üretime dahil edilmesinin ülke gelirine ve kalkınma, eşitlik endekslerine etkisi vardır. Bu endeksler ile ülke profilinin belirlenmesi, özellikle verilerin şeffaf bir şekilde yayımlandığı platformlarda dikkatle takip edilmektedir.

Çalışma, G7 ülkeleri ve Türkiye’de 1991-2019 yılları arasında cinsiyetler arası işgücüne katılım ve insani gelişme endeksi arasındaki ilişkiyi panel veri analiz yöntemiyle incelemiştir. Panel veri analizlerinde sonuçların tutarlı olması için yatay kesit bağımlılığının yapılması gerekmektedir. Yatay kesit sonucu seriler arasında bağımlılık tespit edilmiş ve ikinci nesil birim kök testlerine başvurulmuştur. Serilerin durağanlığının sınanması için Peasorantarafında geliştirilen CADF birim kök testi ile araştırılmıştır.

Panelin geneli için CİPS istatistiği kritik değeri karşılaştırması yapıldığında üç değişkeninde birim kök içerdiği sonucuna ulaşılmıştır. Değişkenler daha sonra birinci farkları alındıktan sonra durağan hale getirilmiştir. Panelin geneli ve değişkenler için homojenlik testi yapılmıştır ve modeldeki değişkenler heterojen çıkmıştır. Panel eşbütünleşme ilişkisini araştırmak içinse Westerlund’unDurbin-HausmanEşbütünleşme testi yapılmıştır.

Yapılan test sonucu Durbin-H grup istatistiği olasılık değeri 0,01’den küçük olduğu için değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Değişkenler arasında nedensellik ilişkisini belirlemek için ise Dumitrescu- Hurlin nedensellik testi uygulanmıştır.

Analiz sonucuna göre, insani gelişme endeksi değişkeninden kadın işgücüne katılım oranına doğru tek yönlü nedenselliğe rastlanmıştır. Diğer değişkenler arasında ise bir nedenselliğe rastlanılmamıştır. Analizin sadece kadın işgücüne katılım oranı ile anlamlı çıkmasının sebebi ise, ücret anlamında erkeklerde daha az ücret istemeleri ve fazla çalışma saatlerine uyum göstermeleri olarak sıralanmaktadır.

Literatürde ele alınan cinsiyet eşitsizliği endeksi, işsizlik oranı, ekonomik büyüme/kalkınma değişkenlerinden farklı olarak işgücüne katılım oranı- insani gelişme endeksi ilişkisinin değişik ülke gruplarında incelenmesinin literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

- Amaia, A., Catalina, G., and Gonzalez- Flores, A., (2021), “Is Gender Inequality a Barrier to Economic Growth? A Panel Data Analysis of Developing Countries”, *Sustainability*, 13, 367.
- Avrupa Komisyonu (2018), “Bilgilendirme Formu Sorular ve Cevaplar: Kadın Hakları ve Cinsiyet Eşitliği Konusunda AB Ne Yapıyor?” Brüksel, Mart.
- Çolak, Z. (2021). “Türkiye’de Toplumsal Cinsiyet Eşitsizliği-Ekonomik Büyüme İlişkisi Üzerine Ekonometrik Analiz”. *Manas Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 10(2), 1094-1105.
- Daniel Joseph Onogwu, (2021), “Gender Inequality And Economic Development: Evidence From Sub-Saharan Africa”, *Research Square*, 1-12.
- Davidson-Schmich, L. (2011). “Gender, Intersectionality, and the Executive Branch: The Case of Angela Merkel”. *German Politics*, 325-341.
- Ecevit, Yıldız (2003), “Toplumsal Cinsiyetle Yoksulluk İlişkisi Nasıl Kurulabilir? Bu İlişki Nasıl Çalışılabilir?”, *Yıldız Ecevit C. Ü. Tıp Fakültesi Dergisi*, 25 (4), Özel Ek.
- Eren, M. V. (2020). “Cinsiyet Eşit(siz)liğinde Genç Kadın İşsizliği İle Kalkınma Arasındaki İlişki: Avrupa Birliği Ülkeleri Üzerine Ekonometrik Bir Analiz”. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 15 (59) , 598-614. DOI: 10.19168/jyasar.702505.

- Hakura, D., Hussain, M., Newiak, M., Thakoor, V. ve Yang, F. (2016). "Inequality, Gender Gaps and Economic Growth: Comparative Evidence for Sub-Saharan Africa". *IMF Working Paper*, WP/16/111.
- Hicran Kasa ve Volkan Alptekin (2015), "Türkiye'de Kadın İşgücünün Büyümeye Etkisi", *Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu Dergisi*, 18(1).
- Kabir, D; S.A. Hussain (2019), "Gender Inequality And Economic Growth: A Cross-Country Analysis", *Islamic Countries Conference on Statistical Sciences Lahore*, 34, 145-156.
- Karoui Khayria and Rochdi Feki, (2015). "Gender Inequality and Economic Development", *Business and Economics Journal*, 6(4), 1-3.
- Klasen, S. (1999). "Does Gender Inequality Reduce Growth and Development? Evidence from Cross Country Regressions". *Policy Research Report On Gender And Development*, Working Paper Series, No. 7.
- İnsan Hakları Derneği İHD, (1999). İnsan Hakları Evrensel Bildirgesi, İnsan Hakları Belgeleri, www.ihd.org.tr, 30 Kasım 1999.
- Nayef Al-Shammari & Monira Al Rakhis (2017). "Impact of Gender Inequality on Economic Growth in the Arab Region", *Research in Applied Economics*, 9(2), 18-31.
- Nurdan Yiğen (2021), "The Effect Of Human Development On Gender Inequality: An Application With Unbalanced Panel Analysis in OECD Countries", *International Conference on Economics Turkish Economic Association*, 30.
- Tatlı ve Taşçı (2021). "The Short and Long-Term Relation Between Human Development And Female Unemployment: The Case Of Turkey". *Argumenta Oeconomica*, 1. 225-252.
- Thévenon, O., et al. (2012), "Effects of Reducing Gender Gaps in Education and Labour Force Participation on Economic Growth in the OECD", *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 138, OECD Publishing, Paris.
- Tunç, M. (2018). "Kalkınmada Kadın Ayrımcılığı ve Toplumsal Cinsiyet Eşitsizliğinin Rolü: Ülkelerarası Farklı Gelir Gruplarına Göre Yatay Kesit Analiz". *Sosyoekonomi*, 26(38), 221-251.
- UNDP (1988). "Human Development Report", Turkey.
- UNDP (2020), "Human Development Report".
- UNDP (2020). "Human Development Indices And Indicators: 2020 Statistical Update Technical Notes" http://hdr.undp.org/sites/default/files/hdr2020_technical_notes.pdf
- United Nations (2001). "Important Concepts Underlying Gender Mainstreaming", (ChRev.) August.
- WEF (2021), "Global Gender Gap Report 2021". Insight Report.
- <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>.

KATKI ORANI	AÇIKLAMA	KATKIDA BULUNANLAR
Fikir veya Kavram / Idea or Notion	Araştırma hipotezini veya fikrini oluşturmak / Form the research hypothesis or idea	Destegül HAZAR
Tasarım / Design	Yöntemi, ölçeği ve deseni tasarlamak / Designing method, scale and pattern	Destegül HAZAR
Veri Toplama ve İşleme / Data Collecting and Processing	Verileri toplamak, düzenlenmek ve raporlamak / Collecting, organizing and reporting data	Destegül HAZAR
Tartışma ve Yorum / Discussion and Interpretation	Bulguların değerlendirilmesinde ve sonuçlandırılmasında sorumluluk almak / Taking responsibility in evaluating and finalizing the findings	Destegül HAZAR
Literatür Taraması / Literature Review	Çalışma için gerekli literatürü taramak / Review the literature required for the study	Destegül HAZAR
CONTRIBUTION RATE	EXPLANATION	CONTRIBUTORS

Journal of International

Applied Economics and Administration Research

Open Access Refereed E-Journal

Research Article

Article Arrival : 29/09/2021

Published : 30/10/2021

Reference : Burcu BEKTAŞ (2021), "Satın Alma Gücü Paritesi Teorisinin Geçerliliği: OECD Ülkeleri İçin Bir Uygulama", Journal of International Applied Economics and Administration Research, Vol:2, Issue: 2, pp:81-91.

SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ TEORİSİNİN GEÇERLİLİĞİ: OECD ÜLKELERİ İÇİN BİR UYGULAMA

THE VALIDITY OF THE PURCHASING POWER PARITY THEORY: AN
APPLICATION FOR OECD COUNTRIES

Burcu BEKTAŞ*

ÖZ

Satın alma gücü paritesi (SAGP) ülkelerarasında fiyatlardaki ayrılıkları ortadan kaldıran ve tek fiyat kanuna dayanan önemli bir hipotezdir. Bir ürünün fiyatı tüm dünyada ortak bir paraya çevrilmektedir. Bir başka ifade ile satın alma gücü paritesinin temel dayanağı bütün dünyada arbitrajı ortadan kaldırmaktır. Böylece ülkeler arasında fiyat farklılıkları ortadan kalkarak satın alma gücü eşitlenecektir. Çalışmada OECD olarak tanımlanan ülkelerin SAGP teorisinin geçerliliğinin reel efektif döviz kuru serisinin durağanlığının incelenmesiyle analiz edilmiştir. Çalışma periyodu yıllık veri biçiminde, verilerin ortak noktada tam olarak elde edildiği 1990-2020 dönemini kapsamaktadır. Çalışma periyodu yıllık veri biçiminde, verilerin ortak noktada tam olarak elde edildiği 1990-2020 dönemini kapsamaktadır. Panel veri yapısı hem heterojen hem de yatay kesit bağımlılığı içermektedir. Gerek birinci nesil gerek de ikinci nesil panel birim kök testlerinde reel efektif döviz kuru serisi düzeyde sabit olarak belirlenmiştir. Ayrıca, 2005 tarihinde Carrion-i Sivestre ve arkadaşlarının yapmış oldukları çalışmada, yapısal kırılmalı birim kök tesinde panel geneli için reel efektif döviz kuru serisi düzeyde durağandır, uzun vadede serilerin ortalama değerlerine yeniden ulaştıkları ve SAGP hipotezinin geçerliliği bulunduğu belirlenmiştir. Ülke bazında, Costa Rica, Çek Cumhuriyeti, Meksika, Slovak Cumhuriyeti ve Türkiye için reel efektif döviz kuru serisi düzeyde sabit çıkmamıştır, söz konusu ülkeler açısından satın alma gücü paritesi geçersizdir.

Anahtar Kelimeler: OECD Ülkeleri, Satın Alma Gücü Paritesi, Reel Döviz Kuru, Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Analizi

Jel Kodu: C33, F02, F41.

ABSTRACT

Purchasing power parity (PPP) is an important hypothesis that eliminates price differences between countries and is based on the law of one price. The price of a product is converted into a common currency all over the world. In other words, the basic premise

* Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, İktisat ABD, Biga, Çanakkale, Türkiye, burcuubektas27@gmail.com.

of purchasing power parity is to eliminate arbitrage all over the world. Thus, price differences between countries will disappear and purchasing power will be equalized. In the study, the validity of the PPP theory of the countries defined as OECD was analyzed by examining the stationarity of the real effective exchange rate series. The study period covers the period of 1990-2020, in which the data were fully obtained at the common point, in the form of annual data. The panel data structure contains both heterogeneous and cross-sectional dependence. In both the first generation and second generation panel unit root tests, the real effective exchange rate series was determined to be stationary at the level. In addition, Carrion-i Svestre et al. (2005) determined that in the structural break unitroot test, the real effective exchange rate series for the whole panel is stationary at the level, they return to the averages of the series in the long run and the PPP hypothesis is valid. On a country basis, the real effective exchange rate series for Costa Rica, Czech Republic, Mexico, Slovak Republic and Turkey is not stationary at the level, purchasing power parity is not valid for these countries.

Keywords: OECD Countries, Purchasing Power Parity, Real Exchange Rate, Panel Unit Root Analysis with Structural Breaks

Jel Cods: C33, F02, F41.

“Bu çalışma Araştırma ve Yayın Etiğine uygun olarak hazırlanmıştır.”

1.GİRİŞ

Bretton-Woods sisteminin çökmesi ile sabit kur sistemini uygulayan ülkelerin birçoğu bu sistemi terk ederek esnek kur sistemine geçmiştir. 1970 yılından itibaren sabit kur sistemini bırakıp esnek kur sistemine geçen birçok ülke döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmaları açıklama da yetersiz kalmıştır. Dolayısıyla bu süreç yeni teorilerin ortaya çıkmasına zemin hazırlamıştır. Döviz kurlarında meydana gelen değişimleri açıklama da geliştirilen teorilerden biri Gustav Cassel'in 1918 tarihinde ortaya çıkarmış olduğu satın alma gücü paritesidir. Bu teori, tek fiyat kanunu benimsemektedir. Bundan dolayı satın alma gücü paritesini kavrayabilmek amacıyla tek fiyat kanunu iyi bilinmelidir (Yıldırım Tıraşoğlu, 2014: 69).

Satın alma gücü paritesinin temelini tek fiyat kanunu oluşturmaktadır. Dış ticaretin gerçekleşebilmesi için ticaretin önünde hiçbir engelin olmadığı, fiyat katılığından arındırılmış, ekonominin tam istihdam düzeyinde olması halinde benzer ürünlerin fiyatının başka devletlerin parasal değerlerine dönüştürülmesi ile söz konusu devletlerde de fiyatların aynı olmasını belirtmektedir (Bozoklu ve Yılcı, 2010: 590).

İktisat politikacıları tarafından satın alma gücü paritesi belirli nedenler doğrultusunda incelenmektedir. İlk olarak reel döviz kurları belirlenirken az gelişmiş ülkelerde yurt içi enflasyonun yüksek, yurt dışı enflasyonun ise düşük olması reel döviz kurunun aşırı belirlenmesinin bir nedeni olmaktadır. İkinci olarak ise, makro iktisadi modellerin belirlenmesinde döviz kurları önemli bir faktördür. Bu yüzden satın alma gücü paritesi modellerin belirlenmesinde dikkate alınmaktadır. Bir diğer önem arz eden etken ise, SAGP ülkelerin rekabet düzeylerinin önemli bir işaretidir (Songur, 2019: 568-569).

Reel döviz kuru ülkelerin ekonomik politikaları ve faaliyetleri hakkında önemli bir yönlendirme görevi üstlenmektedir. Ülkelerin ekonomik yapıları hakkında bilgi vermesine ilaveten yabancı ürünlerin yerli ürünler cinsinden nispi fiyatlarını da yansıtmaktadır (Sağlam vd Sönmez, 2017: 20).

Tüm bu durumlara dikkat edildiğinde SAGP hipotezinin geçerliliğinin incelenmesi iktisat politikacıları açısından oldukça önem arz etmektedir.

Çalışmanın giriş bölümünü izleyen birinci bölümünde satın alma gücü paritesiyle beraber mutlak satın alma gücü paritesi ve nispi satın alma gücü paritesi incelenmiştir. 2. ve 3. kısımlarda sırasıyla daha öncesinde bu konuya ilişkin gerçekleştirilmiş olan araştırmaların değerlendirildiği literatür ve ekonometrik yöntemden söz edilmiştir. Sonrasında çalışma esnasında yararlanılan veri ve kısımlardan sağlanan bulgular tanımlanmıştır. Son kısımda danetice belirtilmiştir.

2.SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ TEORİSİ

Satın alma gücü paritesinin temelini döviz kurları ve fiyatlar oluşturmaktadır. SAGP ülkeler arasında fiyat farklılığının olmadığını varsayarak milli paranın yurt içinde olduğu gibi yurt dışında da aynı fiyattan işlem

görmesini ifade etmektedir. SAGP teorisinin temeli tek fiyat kanununa dayanmaktadır. Tek fiyat kanunu bir ürünün fiyatının kendi para cinsinden değerinin her ülkede eşit olacağını açıklamaktadır (Akçay vdErataş: 2015: 83).

Satın alma gücü paritesini tüm detayları ile tanımlamak faydalı olacaktır. Ticarete konu olan benzer ürünlerin, bir kısıtlama olmaksızın yalnızca bir döviz kuru baz alınarak ölçüm yapıldığında eşit olduğunu belirten bu yüzden ülkelerarasında nispi fiyatların döviz kurlarında önemli bir etkiye sahip olduğunu ileri süren teoridir. Matematiksel ifade edersek;

$$ER_{d/f} = P_d/P_f$$

$ER_{d/f}$: Nominal Döviz Kuru

P_d : Yurtiçi fiyat düzeyi

P_f :Yabancı Ülke Fiyat Düzeyi

İki devlet arasındaki durum ifade edilirse; bir mal sepetinin fiyatının devletlerin her ikisinde de aynı olmasını ifade etmektedir. Yukarıdaki denklem ayrıca nominal döviz kuru denklemini ifade etmektedir (Yıldırım, Mercan ve Kostakoğlu, 2013: 77).

Literatürde satın alma gücü paritesi ikiye ayrılmaktadır. Bunlar mutlak satın alma gücü paritesi ve nispi (göreceli) satın alma gücü paritesidir. Ulusal paranın döviz kuru baz alınarak dönüştürülmesi ile fiyat seviyelerinin ülkelerarasında aynı olması mutlak satın alma gücü paritesidir. Bir birim değerinde olan milli paranın dünya genelinde aynı satın alma gücünün bulunması demektir. Örneğin İngiltere’de 1 Sterlinin satın alabileceği mallara ilişkin Türkiye de 5 TL gerekli ise, söz konusu durum sterlinin TL kurunu belirtmektedir. Ülkelerarasında oluşturulacak olan mal sepetleri benzer olmalıdır. Tek fiyat kanunu ile satın alma gücü paritesi aynıymış gibi gözükse de belli noktalarda ayrılmaktadır. Satın alma gücü paritesi kuramı aslında tek fiyat kanunda yer alan kişisel fiyatlar yerine tüm malları kapsamaktadır (Bilgin, 2018: 19). Mutlak satın alma gücü paritesi teorisi aşağıda ifade edilecektir;

$$P_i = P_i^* / e_i$$

Yukarıdaki denklemde P_i yurtiçi fiyatları, P_i^* yurtdışı fiyatları, e_i ise nominal döviz kurunu göstermektedir. Reel döviz kuru, mutlak satın alma gücü paritesinde sabittir. Ayrıca logaritması da sıfırdır. Ülkelerarasında fiyatlar ile benzer mallar arasındaki ilişkinin uyumsuzluğuna bağlı, mutlak satın alma gücü değerini yitirmektedir. İç ve dış fiyatlara bağlı döviz kurları, gerçek hayatta uyuşmamaktadır (Ünsal, 2005: 546).

Mutlak satın alma gücü paritesinin nispi satın alma gücü paritesine kıyasla daha az incelenmesinin nedenlerinden biri piyasaların karmaşık olmasıdır. Mutlak satın alma gücü paritesinde mal sepetlerinin heterojen malları içermesi, ülkelerin her birinin sepetindeki malların fiyatlarının sürekli takibinin zorluğu ve işlem maliyetlerinin yüksek olmasından dolayı (gümrük tarifeleri, kotalar) önemini yitirmektedir. Ayrıca yapılan analiz çalışmalarında mutlak satın alma gücü paritesinin geçerliliği sonucuna ulaşılsa bile yukarıda değindiğimiz nedenlerden dolayı eleştirilmektedir. Gerçekleştirilen araştırmalarda mutlak satın alma gücü paritesi gerçek hayatta uyuşmamaktadır. Dolayısıyla mutlak satın alma gücü paritesi yerine nispi satın alma gücü paritesi kuramı kullanılmaktadır (Akçay ve Erataş, 2015: 84).

Satın alma gücü paritesi döviz kurlarının yurtiçi ile yurtdışı enflasyon oranlarının arasındaki farka göre tespit edilmesini öngörmektedir. Görelî satın alma gücü paritesinde ise önemli olan anlık döviz kuru değil belli bir yıl baz alınarak kurlarda meydana gelen değişimler ele alınmaktadır (Aslan ve Kanbur, 2007: 16).

Görelî SAGP teorisi, ülkeler arasında meydana gelen nominal döviz kurundaki oynaklıklar ülkelerin enflasyon oranlarına bağlıdır. Nominal döviz kurlarında meydana gelen bu değişimler enflasyon oranlarını belirlemektedir. Kısaca görelî SAGP aynı mal sepeti grubundaki malların belirli yıllar itibarıyla fiyatlarında meydana gelen değişimlerinin belirlenen kurda birbirlerine eşit olmasıdır (Seyidoğlu,2013: 380-382).

Görelî SAGP hipotezinin belirlenmesinde esas alınan ülkelerin mal gruplarını oluşturan fiyat seviyeleri değil, fiyat seviyeleri arasındaki değişimleridir. Kısa dönemde SAGP’ nin geçerliliği düşüktür. Bunun nedeni anlık kur ve fiyat değişimlerinin arasındaki zaman farklılığının etkili olmasıdır. Uzun dönemde yüksek enflasyona sahip ülkelerde nominal döviz kurlarındaki değişimler ile satın alma gücü paritesindeki

değişimlerin paralel olması çalışmada uzun dönemde SAGP hipotezinin geçerliliğini güçlendirmektedir (Yıldırım, 2003: 3-4). Nispi satın alma gücü paritesi aşağıdaki şu şekilde ifade edilebilir;

$$\Delta S_t = \Delta P_t - \Delta P_t^*$$

ΔS_t bir yılda nominal döviz kurunda meydana gelen değişimi, ΔP_t ve ΔP_t^* ise yıllık yurtiçinde ve yurtdışında fiyatlarda meydana gelen değişim oranını göstermektedir (Mike, 2018: 11). Nispi SAGP ile mutlak SAGP arasındaki farklardan biri nispi SAGP de belirli bir yılın baz alınmasıdır. Ayrıca mutlak SAGP 'nin geçerli olması nispi SAGP 'nin de geçerli olması anlamına gelmektedir. Fakat mutlak SAGP geçerli değil ise yine de nispi SAGP geçerli olacaktır (Melvin ve Norrbin, 2013: 133).

3.LİTERATÜR TARAMASI

Satın alma gücü paritesinin kısa vadedeki geçerliliğinin düşük olması uzun döneme dair incelemelerin artması yönünde olmaktadır. Örneğin Frankel (1985) çalışmasında satın alma gücü paritesinin uzun vadeli geçerliliğinin bulunduğunu analiz etmiştir.

Literatür taramasında SAGP'nin geçerliliği ile ilgili birçok analiz bulunmaktadır. Bunları gruplara ayırdığımızda ilk sırada zaman serileri kullanılarak birim kök testini uygulamaya koyan çalışmalara verilecektir. Bu çalışmalara örnek olarak Türkiye için yapılan analizler Aslan ve Kanbur (2007), Gürbüz ve Hasgür (1997), Yıldırım ve Yıldırım (2012) şeklindedir.

Acaravcıvd(2007), Türkiye de reel döviz kurlarında durağanlık ve seviye kaymasını, satın alma gücü paritesinin geçerliliğini incelemenin bir parçası olarak görmüş ve birim kök (ADF, KPSS, Peroon97, ZA) yöntemini kullanarak analiz etmiştir. Türkiye için 1990-2007 TCMB verileri ile analiz ettiği çalışmasında Türkiye için satın alma gücü paritesinin geçersizliği neticesine varılmıştır.

Destek ve Okumuş(2016),Satın alma gücü paritesinin OECD üyesi ülkeler açısından geçerliliğini birim kök testi kullanarak analiz etmiştir. Çalışmasında 27 OECD ülkesini (İzlanda, Kanada, Avustralya, Belçika, Avusturya, Şili, Danimarka, Çek Cumhuriyeti, İngiltere, Fransa, Macaristan, Almanya, İtalya, Yunanistan, ABD, Lüksemburg, İrlanda, İsveç, Meksika, İsrail, Japonya, Hollanda, Portekiz, Norveç, Slovakya, Polonya, İspanya) 1990-2015 yıllarını kapsayan aylık veriler kapsamında IMF'den elde edilen veriler ile uygulamada ADF ve KSS birim kök testleriyle çözümlenmiştir. Analiz sonucunda 12 OECD ülkesinde durağan olması sonucuyla satın alma gücü paritesinin geçerliliği kabul edilmiştir.

Aydın (2018), Satın alma gücü hipotezinin geçerliliği Fourier birim kök testleriyle incelemektedir.1992:01-2018:12 aylık verilerini kullanarak analiz etmektedir. Çalışma sonucunda Türkiye için satın alma gücü hipotezinin geçerliliği sonucuna varılmıştır. Belirlenen tarih aralığında Türkiye de reel döviz kurları durağandır. Dolayısıyla SAGP geçerlidir.

Satın alma gücü paritesini analiz etmede kullanılan bir diğer yöntem ise eşbütünleşme testleridir. Bu çalışmaya örnek aşağıda verilecektir;

Carlsson vd. (2007), Eşbütünleşik testlerde satın alma gücü paritesinin analiziadlı çalışmasında satın alma gücü paritesinin geçerli olup olmadığını analiz etmişlerdir. Çalışma neticesinde satın alma gücü paritesinin G7 ülkelerinde geçersiz olduğu neticesine ulaşılmıştır.

Bir diğer analiz ise panel verinin kullanıldığı çalışmalardır. Burada panel birim kök testlerini analiz eden çalışmalara yer verilecektir. Çalışmalara örnek olarak;

Jiang vd. (2015), OECD'de satın alma gücü Paritesinin yeniden incelenmesi adlı çalışmasında 1994 Ağustos-2013 dönemleri kapsamında incelenmiştir. Analiz keskin kırılmalar ve yumuşak kaymalar içeren bir panel birim kök testidir. Tüm araştırmalar neticesinde 34 OECD ülkesinin yarısında satın alma gücü paritesinin geçerliliği analiz edilmiştir.

Tatoğlu (2009), Reel efektif döviz kurunun durağanlığını Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testleri ile analiz etmiştir. Gerçekleştirilen çalışmada OECD'ye üye 25 ülkenin satın alma gücü geçerliliğini test etmek amacıyla 1977-2004 tarih aralığında reel döviz kurundan elde edilen veriler yardımıyla satın alma

gücü paritesinin geçerliliği analiz edilmiştir. Yapısal kırılmaların dikkate alınmadığı durumda 10 ülkede SAGP geçerli olarak analiz edilmiş, yapısal kırılmaların dikkate alındığı test sonucunda ise 25 OECD ülkesinde SAGP geçerli olarak test edilmiştir.

Yılcı ve Bozoklu (2010), E7 Ülkeleri için Reel Döviz Kurlarının Durağanlığını ampirik olarak incelemiştir. Çalışmada Çin, Brezilya, Hindistan, Endonezya, Rusya Meksika ve Türkiye analiz edilmiştir. Ocak 1995- Aralık 2009 tarihleri arasında reel döviz kurlarının durağanlığı test edilmiştir. Çalışma sonucunda, Endonezya, Hindistan ve Rusya da SAGP geçerli değildir sonucu çıkmasına karşın Çin ve Meksika da SAGP geçerlidir sonucuna ulaşılmıştır.

Coşgun vd. (2021), Satın alma gücü hipotezinin geçerliliğini OECD ülkeleri açısından incelemiştir. Çalışma da 17 OECD ülkesi seçilmiş ve OECD veri tabanından elde edilen aylık veriler analiz edilmiştir. 2000- 2017 tarihleri baz alınarak PANKPSS ve Westerlund çok kırılmalı eşbütünlük testi uygulanmıştır. Çalışma sonucunda 17 OECD ülkesine yönelik satın alma gücü paritesi geçerlidir sonucuna ulaşılmıştır.

4.EKONOMETRİK ANALİZ

Satın alma gücü paritesinin geçerli olup olmadığının tespit edilmesinde çokça yararlanılan yöntem reel döviz kurlarının durağanlığının test edilmesinde metodu olmakta, durağanlığın incelenmesinde faydalanılan birim kök testlerine ilişkin göz önünde bulundurulması gereken bazı unsurlar mevcuttur. Söz konusu durumlardan birincisi, birim kökün sınırlı regresyona sabit ve trendin eklenmesinin seri niteliklerine uygun biçimde gerçekleştirilmesidir. İkinci durum da, seriler üzerinde olası yapısal kırılmaların göz önünde bulundurulmasıdır.

SGP'nin geçerliliğinin kabul edilmesi halinde, reel döviz kuru durağan olmak durumundadır, başka bir deyişle nispi fiyatlar üzerindeki değişimler nominal döviz kuruna ilişkinde değişikliklerle dengede tutulmalı, reel döviz kuru belli bir ortalamaya yakın dalgalanma göstermeli ve uzun vadedeki dengenin değerine yaklaşımda bulunmalıdır. Reel döviz kurunda birim kökün varlığı, reel döviz kurundaki şokların kalıcılığını ve bahsi geçende devlet açısından SGP kuramının geçersizliğini belirtmektedir.

4.1.Veri ve Örneklem

Satın alma gücü paritesi teorisinin geçerli olup olmadığı, OECD ülkeleri bakımından reel efektif döviz kuru (REDK) serisinin durağanlığına yönelik yapılan inceleme ile sınırlanmıştır. Çalışma periyodu yıllık veri biçiminde, verilerin ortak noktada tam olarak elde edildiği 1990-2020 dönemini kapsamaktadır. Veriler www.worldbank.org sitesinden elde edilmiştir. Toplam 38 ülke içinde Estonya, Litvanya, Letonya ve Slovenya verilerinin çoğunluğunun eksik olması nedeniyle örneklem dışı bırakılmıştır. Toplam 34 OECD ülkesi için sonuçlar alınmıştır.

4.2. Yöntem

Panel veride hangi birim kök testlerinin uygun olduğu yatay kesit bağımlılığı ve homojenlik testlerine bağlı olarak seçilmektedir.

Birinci nesil birim kök testleri homojen ve heterojen modeller olacak şekilde iki grupta incelenmektedir. Hadri (2000), Breitung (2005), Levin, Lin ve Chu (2002) homojen modelden yararlanırken; Maddala ve Wu (1999), Im, Pesaran ve Shin (2003), Choi (2001) heterojen modelden yararlanmaktadır.

Birinci nesil birim kök testleri, ülke gruplarının her biri açısından paneli meydana getiren bağımsız yatay kesit birimlerinin bulunduğu ve paneli meydana getiren birimlerin herhangi birine uğrayan şoktan, yatay kesit birimlerinin tamamının eşit ölçüde etkilendiği varsayımına dayanmaktadır. Eğer veri grubunda yatay kesit bağımlılığı varsa, yatay kesit birimlerinin arasında bulunan bağımlılığı ön planda tutan ve durağanlığı test eden ikinci nesil birim kök testlerinden yararlanılmalıdır. İkinci nesil testlerden CADF kullanılmıştır.

Bu durumda, çalışmada yatay kesit bağımlılığı ve heterojenlik belirlendiği için gerek birinci gerek de ikinci nesil birim kök testlerinin yanında, yapısal kırılmalı panel birim kök testi gerçekleştirilmiştir.

4.3. Yatay Kesit Bağımlılığı ve Homojenlik Testleri

Pesaran (2004) LM CD test ve Pesaran vd. (2008) yatay kesit bağımlılığı için çalışmasında yer alan sapması düzeltilmiş LM adj.test uygulanmıştır. Her iki test için $p < 0.05$ olduğundan H_0 red edilerek yatay kesit bağımlılığı durumunu belirten H_1 hipotezi kabul edilmiştir. Diğer yandan, Pesaran ve Yamagata (2008) düzeltilmiş delta tildeve delta tilde testleri yardımıyla homojenlik testi uygulanmıştır. Test sonucunda $p < 0.05$ olduğundan H_0 red edilmiş ve heterojenliği belirten H_1 hipotezi kabul edilmiştir.

Tablo 1: Yatay Kesit Bağımlılığı ve Homojenlik Test Sonuçları

Yatay kesit bağımlılığı testi (H_0 : Yatay kesit bağımlılığı yoktur)		
Test	Test istatistiği	p-değeri
LM (Breuschand Pagan (1980))	45.382	0.001
LM _{adj} (Pesaran vd. (2008))	41.594	0.000
LM CD (Pesaran (2004))	39.325	0.000
Homojenlik testi (H_0 : Eğim katsayıları homojendir)		
Test	Test istatistiği	p-değeri
Delta_tilde	24.521	0.000
Delta_tilde_adj	25.897	0.000

OECD ülkeleri için hem yatay kesit bağımlılığı hem de heterojenlik belirlendiği için ilk aşamada birinci nesil birim kök testleri, sonraki aşamada ikinci nesil birim kök testlerinden yararlanılacaktır.

4.4. Birinci ve İkinci Nesil Birim Kök Test Sonuçları

Birinci nesil birim kök testleri kendi içinde homojen ve heterojen modeller olacak şekilde iki grupta ele alınmaktadır. Katsayıların heterojen çıkması nedeniyle heterojen model varsayımına dayanan Maddala ve Wu (1999), Im, Pesaran ve Shin (2003), Choi (2001) birinci nesil birim kök testlerinden yararlanılacaktır.

Tablo 2: Birinci Nesil Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler		Im vd. (2003)	Maddala ve Wu (1999)	Choi (2001)
REDK	Düzyey	-7.586(0.000)	-39.344 (0.000)	-9.825(0.021)

Not: Testlerin deterministikspesifikasyonu sabit olmakla beraber trendi kapsamaktadır. "Olasılık değerleri parantez içinde gösterilmektedir." 0.05 düzeyinde anlamlılık için testler gerçekleştirilmiştir. "Testlerin sıfır hipotezi birim kök vardır biçimindedir." Optimal gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriteri aracılığıyla tespit edilmiştir.

REDK değişkeni $p < 0.05$ olduğundan düzey değerinde durağan çıkmıştır. Düzey değerinde durağan olduğu için I(0) olarak tanımlanmıştır.

Yatay kesit bağımlılığı nedeniyle ikinci nesil birim kök testleri uygulanacaktır. Pesaran (2007)'in geliştirmiş olduğu CADF testi uygulanmıştır.

Tablo 3: İkinci Nesil Panel CADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzey	
	Sabit	Sabit + Trend
REDK	-7.126*	-8.244*

Not: *0.05 için durağan değişken

İkinci nesil birim kök testi CADF için gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine göre 1 alınmıştır. Test sonucunda, serilerin düzeyde durağan olduğu, düzeyde birim kök içermediği belirlenmiştir.

4.5. Carrion-i Silvestre vd. (2005) PANKPSS Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Panel birim kök analizinde ortaya çıkan birinci problem, paneli meydana getiren bağımsız yatay kesitler bulunduğu ya da olmadıklarına ilişkindir. Yatay kesit birimlerinin arasında bulunan bağımlılığı ön planda tutan birim kök testleri yapısal kırılmaları arka plana atmaktadır. Yapısal kırılma olmasına rağmen bundan söz etmeyen testler, doğruluktan uzak, birim kökün varlığı doğrultusunda sapma gösteren neticeler ortaya çıkarabilmektedir. Söz konusu yetersizliği karşılayabilmek adına yatay kesitler arasında bulunan bağımlılığı ve seriler üzerindeki çoklu yapısal kırılmaları önemli gören Carrion-i-Silvestre ve arkadaşları (2005) tarafından PANKPSS birim kök testi geliştirilmiştir.

PANKPSS birim kök testiyle paneli meydana getiren serilerin ortalama ve trendlerinde yapısal kırılmaların mevcudiyet halinde, serilerin durağanlığının analizi yapılabilmektedir. Bunun yanı sıra, paneli meydana getiren yatay kesit birimlerinin her birinde, değişik zamanlarda ve değişik sayılarda yapısal kırılmanın oluşmasına da izin verilmektedir. PANKPSS testi, beş adet yapısal kırılmaya izin verecek biçimde oluşturulmuştur. Test, yapısal kırılma zamanlarını, Bai ve Perron (1998)'un araştırmaları doğrultusunda, hata kareler toplamının (SSR) en düşük seviyede bulunduğu noktalar şeklinde belirlenmektedir. Bai ve Perron bu hususta iki çeşit süreç ortaya atmıştır: Bu süreçlerden ilki; Liu ve arkadaşları (1997) tarafından geliştirilmiş olan değişiklik yapılmış Schwarz bilgi ölçütünü temel almakta, ikinci süreç de yapısal kırılma sayısını F istatistiği aracılığıyla tespit etmektedir.

Carrion-i-Silvestre ve arkadaşlarının (2005) gerçekleştirmiş oldukları araştırmada, yapısal kırılma adetini tespit ederken, trendli modele yönelik birinci süreçten, trendsiz modele yönelik ikinci süreçten yardım almaktadır. Testin boş hipotezi; “seri durağandır” biçimindedir. Hesap edilen test verileri, bootstrap yardımıyla hesap edilen kritik değerler ile kıyaslanmaktadır. *Serilerin durağanlığı, panelin tümü ve yatay kesitlerin her biri açısından ayrı ayrı da hesaplanmaktadır.*

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it}t + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

$$\alpha_{it} = \sum_{k=1}^m (\theta_{ik} K1_{it}) + \sum_{k=1}^m (\gamma_{ik} K2_{it}) + \alpha_{it-1} + u_{it} \quad ; \quad \beta_{it} = \sum_{k=1}^n (\phi_{ik} K1_{it}) + \sum_{k=1}^n (\delta_{ik} K2_{it}) + \beta_{it-1} + v_{it}$$

$K1$ ve $K2$ kukla değişkenler olup, aşağıdaki şekilde tanımlanabilirler:

$$K1 = \begin{cases} 1, & t = T_B + 1 \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \quad K2 = \begin{cases} 1, & t > T_B + 1 \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

Gösterilen denklemde T_B ; kırılma noktasını belirtmekte ve sabit terimde m adet, trendde n adet yapısal kırılmalara izin vermektedir. Carrion-i-Silvestre ve arkadaşları testi, azami beş adet yapısal kırılmaya izin verecek biçimde oluşturmuştur. Söz konusu test, yapısal kırılma zamanlarını Bai-Perron (1998)'i baz alıp, hata kareler toplamının (SumSquaredResid: SSR) en düşük seviyede bulunduğu noktalar şeklinde belirlemektedir.

Hesap edilen test istatistikleri bootstrap yardımıyla hesap edilen kritik değerler ile kıyaslanmaktadır. Hesap edilen test verileri, kritik değerin üstünde olması halinde H_0 kabul edilmemekte ve serinin sabit olmadığı yönünde karara varılmaktadır. Ülkeler ve panel geneli bakımından sağlanan neticeler Tablo 4'de belirtilmiştir.

Tablo 4:PANKPSS Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	REDK	
	p	Kırılma Tarihi
Australia	0.001	1997, 1999, 2008, 2010, 2020
Austria	0.002	1998, 2008,2010,2020
Belgium	0.000	1,998,200,820,102,020
Canada	0.014	1,997,200,920,102,020
Switzerland	0.000	1,998,200,820,102,020
Chile	0.037	1994, 1997,2008,2009,2020
Colombia	0.029	1994, 1997,2009,2010,2020
Costa Rica	0.185	1994, 1998,2008,2010,2020
CzechRepublic	0.142	1,998,200,820,092,020
Germany	0.000	1,998,200,820,102,020
Denmark	0.000	1,998,200,820,102,020
Spain	0.022	1994, 1997,2008,2009,2020
Finland	0.000	1,998,200,820,102,020
France	0.000	1,997,200,820,102,020
United Kingdom	0.000	1,997,200,820,092,020
Greece	0.026	1994, 1997,2008,2010, 2011, 2020
Hungary	0.018	1994, 1997,2008,2010,2020
Ireland	0.005	1,997,200,820,092,020
Iceland	0.000	1994, 1997,2008,2009,2020
Israel	0.014	1994, 1997,2008,2009,2020
Italy	0.000	1,997,200,820,092,020
Japan	0.000	1994, 1997,2008,2010,2020
Korea, Rep.	0.032	1994, 1997,2008,2009,2020
Luxembourg	0.008	1,997,200,820,092,020
Mexico	0.085	1994, 1997,2008,2009,2020
Netherlands	0.004	1,997,200,820,102,020
Norway	0.000	1,997,200,820,092,020
New Zealand	0.009	1,997,200,820,102,020
Poland	0.011	1994, 1997,2008,2009,2020
Portugal	0.024	1,998,200,820,092,020
Slovak Republic	0.273	1998,2008,2010, 2012, 2020
Turkey	0.156	1994, 1997, 2001, 2008,2010,2020
Sweden	0.013	1,998,200,820,102,020
United States	0.005	1998,2008, 2009, 2010,2020
PANEL	0.027	-

Not: Kritik değerler bootstraparacılığıyla 1000 yineleme ile üretilmiş, %5 anlamlılığı bulunan değerlerdir. Test modeli olarak sabitte ve trendde yapısal kırılmaya izin veren model tercih edilmiştir.

Tablo 4'te belirtildiği gibi,panel geneli $p < 0.05$ olduğundan, düzeyde durağan olduğu kabul edilmektedir. Böylece, OECD ülkeleri açısından satın alma gücü paritesi geçerlidir. Değerlendirme yapılan dönemde reel efektif döviz kurları durağan olmakla birlikte reel döviz kurlarına gelen şoklar ise geçicidir.

OECD üyesi ülkelerin reel efektif döviz kuru serilerine yönelik kalıcı şoklara neden olmadığı, uzun vadede seri ortalama değerlerin tekrar ulaştıkları ve SAGP hipotezinin geçerliliği kabul edildiği için, OECD üyesi ülkelerin ekonomiye dair politikaların yürütücüleri, SAGP'yebaz alarak dış ticaretteki stratejileri tespit edebilecek, döviz kurunun en uygun seviyesine karar vererek milli paranın değerini de koruyacak biçimde para politikalarına ilişkin uygulamaları gerçekleştirebilecektir.

Ülke bazında bakıldığında, Costa Rica, Çek Cumhuriyeti, Meksika, Slovak Cumhuriyeti ve Türkiye için $p > 0.05$ olduğunda REDK serisi düzeyde durağan değildir, bu durumda bu ülkelere yönelik satın alma gücü paritesi geçersizdir.

Kırılma tarihlerine bakıldığında genel olarak;1997 Asya krizi, 2008 küresel finansal kriz ve 2020 pandemi dönemi etkileri görülmektedir. Bunlar dışında, ülkeler özelinde farklı kırılma tarihleri de belirlenmiştir.

SONUÇ

Çalışmada satın alma gücü paritesinin geçerlilik konusu 34 OECD ülkesi açısından satın alma gücü paritesi ve reel efektif döviz kuruyla analiz edilmiştir. Verilerin ortak noktada elde edildiği 1990-2020 dönemi yıllık verileri ile birinci nesil birim kök testi sonrasında ikinci nesil birim kök testi ve yapısal kırılmalı panel birim kök testi uygulanmıştır. Çalışmada Lluís Carrion-i-Silvestre ve arkadaşları (2005) tarafından geliştirilen PANKPSS birim kök testi uygulanmıştır. Analiz sonucunda ortaya çıkan veriler reel efektif döviz kurunun durağanlığı yönündedir. Dolayısıyla reel döviz kurlarına gelen şoklar kalıcı değildir. Bu durumda OECD ülkeleri açısından satın alma gücü paritesi geçerlidir neticesine varılmıştır. Fakat Costa Rica, Çek Cumhuriyeti, Meksika, Slovak Cumhuriyeti ve Türkiye için REDK serisi durağan değildir. Dolayısıyla bu ülkelerde satın alma gücü paritesi geçersizdir.

Gelişmekte olan ülkelerde meydana gelen yapısal sorunlar, ülkelerin makro ekonomik durumlarını önemli ölçüde etkilemektedir. Bu ülkelerin dış ticaret yapılarının gelişmemiş olması, ihracatın ithalattan düşük olması, teknolojik gelişmelerin gerisinde kalmaları, ülkelerin büyüme süreçlerini etkilemektedir. Ülkeler arasında var olan rekabet, gelişmekte olan ülkelerin ihracat gelirlerini önemli ölçüde etkilemektedir. Costa Rica, Çek Cumhuriyeti, Meksika, Slovak Cumhuriyeti ve Türkiye’de uygulanacak döviz kuru politikaları, ülkelerin döviz kurunda meydana gelen dalgalanmaların istikrarlı bir çizgide seyretmemesini dolayısıyla ekonomik istikrarın sağlanamayacağını göstermektedir. Satın alma gücü politikasının geçerli olmadığı bu ülkelerde döviz kuru politikaları revize edilmelidir. Serilerin ortalama ve trendlerinde yapısal kırılmaların varlığı halinde 29 OECD ülkesinde satın alma gücü paritesinin geçerli olduğu neticesine varılmıştır. OECD ülkelerinde belirli dönemlerde yaşanan krizler döviz kurunda istikrarsızlık ve beraberinde yapısal kırılmalar meydana getirmiş olsa da analiz sonucunda reel döviz kurundaki dalgalanmalar uzun dönemde tekrar ortalamasına dönmektedir. OECD üyesi ülkelerin reel efektif döviz kuruna yönelik kalıcı şoklara neden olmaması satın alma gücü hipotezinin geçerliliğini sağlamakta dolayısıyla politika uygulayıcılar, dış ticaretteki stratejileri tespit edebilecek, döviz kurunun en uygun seviyesine karar vererek milli para değerini de koruyacak biçimde para politikalarının uygulanmasını sağlayabilecektir.

KAYNAKÇA

- Acaravcı, Songül; Acaravcı, Ali (2007). “Non stationarity and the level shift for Turkish real exchange rates”. *Empirical Economic Letters*, 6, 517-523.
- Akçay, Aslı; Erataş, Filiz (2015). “Satın Alma Gücü Paritesi Teorisinin Geçerliliği: Analizi ve Türkiye Ekonomisi Uygulaması”. *Türkiye Bankalar Birliği (TBB)*.
- Aslan, Nurdan; Kanbur, Nesligül (2007). “Türkiye’de 1980 Sonrası Satın Alma Gücü Paritesi Yaklaşımı”. *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi XXIII (2) 9-43*.
- Bilgin, Cevat (2018). “Uluslararası Ticarete Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliği Sorunu: Türkiye İçin Zaman Serisi Analizi”. *Academic Review Of Humanities And Social Sciences*, 1 (1) 17-30.
- Bozoklu, Şeref; Yılcı, Veli (2010). “Reel Döviz Kurlarının Durağanlığı: E7 Ülkeleri İçin Ampirik Bir İnceleme”. *Maliye Dergisi*, 158 587-606.
- Coşkun, Nuran; Ballı, Esra (2021). “Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Sınanması: OECD Ülkeleri Örneği”. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 19 (4) 1-13.
- Destek, Mehmet A ; Okumuş, İlyas (2016). “Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezi Geçerliliğinin Fourier Birim Kök Testleri ile İncelenmesi: OECD Ülkeleri Örneği”. *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(1) 73-87.
- Frankel, Jeffrey (1985). “International Capital Mobility And Crowding Out In The U.S. Economy: Imperfect Integration Of Financial Markets Of Goods Markets?”, NBER Working Paper, Sayı: 1773, 1-53. G7 Örneği. *İGÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 2 (1) 82-100.

- Gürbüz, Hüseyin; Haşgür, İbrahim (1997). “Satın Alma Gücü Paritesi Örneğinin Mevsimsel Verilerle (1979:01-1994:04) Analizi Üzerine Bir Uygulama :Eşbütünleşme”. Süleyman Demirel İİBF Dergisi, 2(2) 172-196.
- Melvin, Michael; Norrbin, Stefan (2013). International Money And Finance. Eighth Edition, Elsevier, UK.
- Mike, Faruk (2018). “Gelişen Piyasa Ekonomilerinde Satınalma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Test Edilmesi”. Finans Politik & Ekonomik Yorumlar Dergisi, 55 (637) 7-30.
- Sağlam, Yağmur; Sönmez, Filiz (2017). “Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezinin Panel Çoklu Yapısal Kırılma Testleri İle Analizi: BRİCT Örneği”. LAÜ Sosyal Bilimler Dergisi, 8 (1) 19-34.
- Songur, Mehmet (2019). “Yapısal Kırılmalar Altında Satın Alma Gücü Hipotezinin Geçerliliği: Avrasya Ülkeleri Örneği”. Bingöl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 9 (17) 568-585.
- Ünsal, Erdal M (2005). İktisat: Teori, Politika ve Açık Ekonomi Makro İktisadı. İmaj Yayınevi, Ankara.
- Yıldırım Tıraşçıoğlu, Burcu (2014). “Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri İle OECD Ülkelerinde Satın Alma Gücü Paritesi Geçerliliğinin Testi”. İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi, 20 (0) 68-87.
- Yıldırım, Kemal; Mercan, Mehmet; Kostakoğlu, Fatih (2013). “Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Test Edilmesi: Zaman Serisi ve Panel Veri Analizi”. Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi, 8 (3) 75-95.
- Yıldırım, Oğuz (2003). Döviz Kurları Çerçevesinde Satınalma Gücü Paritesinin Zaman Serisi.
- Yıldırım, Selim; Yıldırım, Zekeriya (2012). “Reel Efektif Döviz Kuru Üzerinde Kırılmalı Birim Kök Testleri İle Türkiye İçin Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezinin Geçerliliğinin Sınanması”. Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi, 18 (2) 221-238.
- Carlsson, Mikael; Lyhagen, Johan; Par, Österholm (2007). “Testing for Purchasing Power Parity in Cointegrated Panels”. IMF Working Papers, 2008 (1) 1-18.
- Jiang, Chun; Oskooee, Mohsen; Chang, Tsangyao (2015). “Revisiting Purchasing Power Parity in OECD”. Applied Economics. Vol. 47 No: 40, 4323-4334.
- Tatoğlu, Ferda Y (2009). “Reel Efektif Döviz Kurunun Duraganlığının Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testleri Kullanılarak Sınanması”. Doğu Üniversitesi Dergisi, 10 (2), 310-323.

KATKI ORANI	AÇIKLAMA	KATKIDA BULUNANLAR
Fikir veya Kavram / Idea or Notion	Araştırma hipotezini veya fikrini oluşturmak / Form the research hypothesis or idea	Burcu BEKTAŞ
Tasarım / Design	Yöntemi, ölçeği ve deseni tasarlamak / Designing method, scale and pattern	Burcu BEKTAŞ
Veri Toplama ve İşleme / Data Collecting and Processing	Verileri toplamak, düzenlenmek ve raporlamak / Collecting, organizing and reporting data	Burcu BEKTAŞ
Tartışma ve Yorum / Discussion and Interpretation	Bulguların değerlendirilmesinde ve sonuçlandırılmasında sorumluluk almak / Taking responsibility in evaluating and finalizing the findings	Burcu BEKTAŞ
Literatür Taraması / Literature Review	Çalışma için gerekli literatürü taramak / Review the literature required for the study	Burcu BEKTAŞ
CONTRIBUTION RATE	EXPLANATION	CONTRIBUTORS