İktisat Seçme Yazılar 2020-II

Sağlık Ekonomisi

Ekonomik Büyüme ve Kalkınma

Gelir Dağılımı ve İşgücüne Katılım

Mali ve Finansal Ekonomi

Oyun Teorisi

Editörler: Levent Yahya ESER
Serkan SAMUT

İKTİSAT SEÇME YAZILAR 2020-II

SAĞLIK EKONOMİSİ
EKONOMİK BÜYÜME VE KALKINMA
GELİR DAĞILIMI VE İŞGÜCÜNE KATILIM
MALİ VE FİNANSAL EKONOMİ
OYUN TEORİSİ

Editörler: LEVENT YAHYA ESER
SERKAN SAMUT

Tüm hakkı mahfuzdur. Bu kitabın tamamı veya bir kısmı 5846 Sayılı Yasa'nın hükümlerine göre, kitabı yayınlayan yayınevinin izni olmaksızın elektronik, mekanik fotokopi ya da herhangi bir kayıt sistemi ile çoğaltılamaz, özetlenemez, yayınlanamaz, depolanamaz.

Yayınevi ve Dağıtım : Celepler Matbaacılık Yayın ve Dağıtım

ISBN : 978-605-2099-54-4

Baskı ve Cilt : Celepler Matbaacılık

Yayın Tarihi : 1. Baskı 2020

Yayınevi Adresi : Sanayi Mah. Rize Cad. Gül Sok. No:5
Trabzon

Sipariş E-Posta : celeplermatbaa@gmail.com

Sipariş Telefon : 0 (462) 325 93 94

ÖNSÖZ

Dünya ekonomisinin salgın bir hastalıkla derinden etkilendiği ve gerek teorik gerekse pratik anlamda iktisat alandaki tartışmaların arttığı bir dönemde elinizdeki bu kitap güncel tartışmaları ele alarak alana katkı sunmaya çalışmaktadır. Kitapta; Sağlık Ekonomisi, Ekonomik Büyüme ve Kalkınma, Gelir Dağılımı ve İşgücüne Katılım, Mali ve Finansal Ekonomi, Oyun Teorisi olmak üzere beş temel konu üzerinde toplam 15 çalışma yer almaktadır.

Sağlık Ekonomisi alanında Osman Cenk KANCA tarafından hazırlanan "*Covid-19 Pandemisinin Türk Mali Sistemine Yansımaları*" adlı çalışma, Covid-19 pandemisinin bazı mali/iktisadi göstergeler üzerindeki etkilerini Türkiye ekonomisi için ele almaktadır. Pandeminin ekonomik etkilerine yönelik diğer bir çalışma Nur DİLBAZ ALACAHAN, Yağmur AKARSU ve Serdar KURT tarafından hazırlanmıştır. "*Covid-19 Pandemisinin BİST100 Borsa Endeksi Üzerindeki Etkisi*" adlı çalışmada yazarlar, Covid-19 pandemisinin BIST 100 üzerindeki etkilerini ortaya koymaya çalışmaktadır. Sağlık ekonomisi alanındaki "*Ekonomik Büyümenin Sağlık Harcamaları Üzerine Etkisi*" adlı son çalışma ise Can USTA, Ferhat İSPİROĞLU ve Emrullah METE tarafından yapılmıştır. Bu çalışmada da Bismarck finansman sistemini kullanan 20 ülke ile Beveridge finansman sistemini kullanan 12 ülkede ekonomik büyümenin sağlık harcamaları üzerindeki etkisi ele alınmaktadır.

Ekonomik Büyüme ve Kalkınma başlığında ise toplam 4 çalışma yer almaktadır. Tunahan HACIİMAMOĞLU "*G-20 Ülkelerinde Yenilenebilir Enerji Tüketimi ve Sürdürülebilir Kalkınma İlişkisi: Panel Nedensellik Analizi*" adlı çalışması ile sürdürülebilir kalkınma ve yenilenebilir enerji tüketimi ilişkisinin daha kapsayıcı olduğu düşünülen uyarlanmış net tasarruflar verisi kullanılarak G-20 ülkeleri özelinde ele almaktadır. Bu temel başlıktaki diğer çalışma "*Türkiye'de Toplam Faktör Verimliliği ve İktisadi Büyüme*" adlı eseriyle Ümit KOÇ tarafından yapılmıştır. Bu çalışmada KOÇ, Türkiye ve OECD ülkelerini karşılaştırarak toplam faktör verimliliği ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi ele almaktadır. Diğer bir çalışma ise "*Turizm Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: TR90 Bölgesi İlleri Örneği*" adıyla Dilek TANDOĞAN ve Emre BULUT tarafından kaleme alınmıştır. Bu çalışmada yazarlar Türkiye'nin batı bölgelerine kıyasla gelişmişlik düzeyinde geri sırada yer alan Doğu Karadeniz Bölgesi için turizm sektörünün önemini araştırmaktır. Ekonomik Büyüme ve Kalkınma başlığındaki son eser ise, "*Kalkınma Yararları Açısından Doğrudan Yabancı Yatırımın Gelişmekte Olan Ülkelere "Giriş Şekli" ve "Sektörü" Bağlamında Karşılaştırmalı Ampirik Analizi*" adlı çalışmayla Ayça SARIALİOĞLU HAYALİ ve Cabir ÇELİK tarafından kaleme alınmıştır. Bu çalışmada yazarlar gelişmekte olan ülkelerin iktisadi kalkınmasında imalat sanayindeki Yeşilalan yatırımlarının doğrudan etkisinin imalat sanayindeki Kahverengialan yatırımlarına kıyasla çok daha fazla olduğu hipotezini ampirik olarak test etmektedirler.

Kitaptaki diğer bir konu başlığı iki çalışma içeren Gelir Dağılımı ve İşgücüne Katılımdır. Bu alandaki ilk çalışma Dilara AYLA tarafından kaleme alınan "*NEXT 11 Ekonomilerinde Hoşnutsuzluk Endeksi ve Gelir Dağılımı İncelemesi*"dir. Bu çalışmada yazar, ekonomik anlamda gelecek vaat eden NEXT 11 ekonomilerinde hoşnutsuzluk endeksi oluşumlarının gelir dağılımı adaleti üzerindeki etkisini ele almaktadır. Bu konu başlığındaki "*Türkiye'de Kadının İşgücüne Katılımı: Ev İşlerinin Etkisi*" adlı çalışma ise Necmettin Alpay KOÇAK tarafından kaleme alınmıştır. Bu çalışmada ise, Türkiye'deki kadınların temel ev işlerine ve çocuk bakımına ayırdıkları zamanın kadınların işgücüne katılımına etkileri ele alınmaktadır.

Mali ve Finansal Ekonomi ana başlığında ise toplam 5 çalışma kaleme alınmıştır. Bu alandaki birinci çalışma "*Türkiye'de CDS Primleri İle Cari Açık Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Karma Frekanslı VAR Yaklaşımı*" adı ile Fatma KOLCU ve Nebiye YAMAK'a aittir. Çalışmada Türkiye'de yüksek frekanslı CDS primi ile düşük frekanslı cari açık oranı arasındaki olası nedensellik ilişkisi ele alınmaktadır. Diğer bir eser Murat Can GENÇ ve Levent Yahya ESER tarafından kaleme alınmıştır. "*Vergi-Harcama İlişkisi: OECD(25) Ülkeleri İçin Panel Veri Analizi*" adlı çalışmada 25 OECD üyesi ülke için vergi gelirleri ile kamu harcamaları arasındaki nedensellik ilişkisi ele alınmaktadır. Ayça SARIALİOĞLU HAYALİ ve Cabir ÇELİK "*Vadeli Kurların Sapmasızlığı Hipotezi Bağlamında Döviz Piyasası Etkinliği: Türkiye Örneği*" adlı çalışma ile Türkiye için döviz piyasasının etkinliğini Vadeli Kurların Sapmasızlığı Hipotezi (FRUH) çerçevesinde ele almaktadır. Bu konu başlığındaki diğer bir çalışma "*BİST 100 Endeksi Getiri Oynaklığı İle İşlem Hacmi Arasındaki Nedensellik İlişkisi*"dir. Hamza CORUT ve Rahmi YAMAK tarafından hazırlanan çalışmada geleneksel standart sapma tahmincisi ve standart sapma temelli alternatif oynaklık hesaplama teknikleri kullanılarak oluşturulan dört farklı BİST 100 endeksi getiri oynaklığı serileri ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisi ele alınmaktadır. Bu konu başlığındaki son çalışma ise Serkan SAMUT tarafından hazırlanan "*Enflasyon ile Faiz Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi: MF-VAR Modeli*"dir. Çalışmada Türkiye ekonomisi için faiz oranı ile enflasyon arasındaki olası nedensellik ilişkisi ele alınmaktadır.

Kitaptaki son konu başlığı olan Oyun Teorisi alanındaki tek çalışma ise "*Oyun Teorisinde Klasik Oyunlar*" adıyla Yusuf AKAN ve Mehmet POLAT tarafından hazırlanmıştır. Çalışmada klasik oyunlar teorik açıdan ele alındığı gibi örnekler yardımıyla da açıklanmaktadır.

Bu kitabın ortaya çıkarılmasında emeği geçen bütün öğretim üyelerine ayrı ayrı teşekkür eder, iktisat alanına katkı sunmasını ve okuyuculara faydalı olmasını temenni ederiz.

Levent Yahya ESER – Serkan SAMUT

İÇİNDEKİLER

Covid-19 Pandemisinin Türk Mali Sistemine Yansımaları ……...……1-16

Osman Cenk KANCA

Covid-19 Pandemisinin BİST100 Borsa Endeksi Üzerindeki Etkisi ..…17-36

Nur DİLBAZ ALACAHAN, Yağmur AKARSU ve Serdar KURT

Ekonomik Büyümenin Sağlık Harcamaları Üzerine Etkisi……...…...…37-53

Can USTA, Ferhat İSPİROĞLU ve Emrullah METE

G-20 Ülkelerinde Yenilenebilir Enerji Tüketimi ve Sürdürülebilir Kalkınma İlişkisi: Panel Nedensellik Analizi …….……...……..…….55-76

Tunahan HACIİMAMOĞLU

Türkiye'de Toplam Faktör Verimliliği ve İktisadi Büyüme ……... 77-99

Ümit KOÇ

Turizm ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: TR90 Bölgesi İlleri Örneği 101-120

Dilek TANDOĞAN ve Emre BULUT

Kalkınma Yararları Açısından Doğrudan Yabancı Yatırımın Gelişmekte Olan Ülkelere "Giriş Şekli" ve "Sektörü" Bağlamında Karşılaştırmalı Ampirik Analizi……...121-137

Ayça SARIALİOĞLU HAYALİ ve Cabir ÇELİK

NEXT 11 Ekonomilerinde Hoşnutsuzluk Endeksi ve Gelir Dağılımı İncelemesi ……..…..……..…139-156

Dilara AYLA

Türkiye'de Kadının İşgücüne Katılımı: Ev İşlerinin Etkisi …..……...157-173

Necmettin Alpay KOÇAK

Türkiye'de CDS Primleri İle Cari Açık Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Karma Frekanslı VAR Yaklaşımı.....….175-192

Fatma KOLCU ve Nebiye YAMAK

Vergi-Harcama İlişkisi: OECD(25) Ülkeleri İçin Panel Veri Analizi..193-211

Murat Can GENÇ ve Levent Yahya ESER

Vadeli Kurların Sapmasızlığı Hipotezi Bağlamında Döviz Piyasası Etkinliği: Türkiye Örneği ……..…213-230

Ayça SARIALİOĞLU HAYALİ ve Cabir ÇELİK

BİST 100 Endeksi Getiri Oynaklığı İle İşlem Hacmi Arasındaki Nedensellik İlişkisi ……..…231-251

Hamza CORUT ve Rahmi YAMAK

Enflasyon ile Faiz Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi: MF-VAR Modeli ……...253-272

Serkan SAMUT

Oyun Teorisinde Klasik Oyunlar…….……..……...…273-295

Yusuf AKAN ve Mehmet POLAT

Covid-19 Pandemisinin Türk Mali Sistemine Yansımaları

Osman Cenk KANCA*

1. Giriş

Pandemi(ler), farklı bilim dallarıyla ilintili, çok geniş bir alt bölgeyi ve/veya bütün dünyayı etkileyebilen kavramlardan birisidir. Pandemi kelimesi Yunanca kökenli olup salgın hastalıklara verile addır. İşte bu pandemi türlerinden biri olan Covid-19, 2019 yılının Aralık ayında Çin'in Wuhan şehrinde ortaya çıkmış olup tüm dünyaya hızla yayılmış ve hemen hemen tüm ülke ekonomilerini etkilemiş görünmektedir.

Tarihi perspektife bakıldığında; Kara Veba (14. yüzyıl), Kolera (1817), İspanyol Nezlesi (1918-1920), Kuş Gribi (2005-2007), sürekliliği devam eden HIV Virüsü, Ebola Virüsü (2013-2016) ve Covid-19 pandemisi gibi birçok salgın hastalıkla karşılaşıldığı görülmektedir (Fernandes, 2020). Bu salgınlardan Covid-19 ile ilgili olarak; 31 Aralık 2019 tarihinde Çin, Dünya Sağlık Örgütü'ne (WHO) Wuhan'da görülen vakalarla alakalı uyarıda bulunmuş, 1 Ocak 2020 tarihinde salgına sebebiyet verdiğine işaret edilen deniz ürünleri ve hayvan pazarları kapatılmıştır. 9 Ocak 2020 tarihinde Dünya Sağlık Örgütü, enfeksiyona yeni bir tür koronavirüsün neden olduğunu öne sürmüş ve 11 Ocak tarihinde ilk ölüm gerçekleşmiştir. Tarihler 13 Ocak'ı gösterdiğinde virüs Tayland'da bir vaka ile ilk kez yurtdışına yayılmış ve tüm dünyayı etkilemeye başlamıştır (Erol Işık, 2020: 213). Şöyle ki, 4 Eylül 2020 tarihi itibariyle Dünya Sağlık Örgütü verilerine göre Covid-19 kaynaklı dünya genelinde 26.121.999 onaylanmış vaka, 864.618 onaylanmış ölüm ve 216 vakaları olan ülke ya da bölgeler bulunmaktadır (WHO, 2020). Bununla birlikte, Covid-19 pandemisi; küresel bir salgın olmanın yanı sıra, yüksek gelirli ülkelerde yoğunlaşmaktadır. Ayrıca söz konusu pandemi, Dünya'da faiz oranlarının oldukça düşük olduğu ve ülke ekonomilerinin yüksek düzeyde bütünleşik olduğu bir dönemde ortaya çıkmış ve bu durum da firmaları borçlanmaya bağımlı kılmıştır (Atkeson, 2020; Tunalı

* Dr. Öğr. Üyesi, Atatürk Üniversitesi, Sosyal Bilimler MYO, Dış Ticaret Bölümü, osmancenkkanca@hotmail.com

Börke, 2020: 26). Ülkemizde pandeminin etkilerini minimum seviyeye indirebilmek için; bazı vergi gelirlerinin ertelenmesi ve/veya oranının düşürülmesi, firmaların borçlarına ilişkin anapara ve faiz ödemelerinin, SGK primlerinin ertelenmesi, esnek ve uzaktan çalışma modellerinin etkinleştirilmesi, kısa çalışma ödeneğine geçilmesi, işsizlik yardımı (Taymaz, 2020), en düşük emekli maaşının 1500 liraya yükseltilmesi, emeklilerin bayram ikramiyesinin erken ödenmesi, ihtiyaç sahibi ailelere nakdi yardımlar ayrılmasını içeren bir dizi maliye politikası önlemleri devreye konulmuştur. Covid-19'la mücadele sürecinde açıklanan mali tedbirlerin kapsamı (büyüklüğü) 100 milyar TL'yi bulmuştur. (Tosunoğlu ve Kasal, 2020: 42-43). Bu çerçevede, yavaşlayan ekonomi nedeniyle diğer ülke uygulamalarına yakın olarak, Türkiye'nin kriz ile mücadelesinde bütçenin ağırlığı giderek yükselmektedir (TÜRMOB, 2020: 57). Yani, ekonomik tedbir paketlerinin, yoğun kamu harcamalarını, transfer desteklerini (ödemelerini) ve vergisel kolaylıkları kapsadığı için 2020 yılında bütçe dengesinde kötüleşmeye neden olması öngörülmektedir. İfa edilen genişletici maliye politikalarının bütçe açıklarını ve kamu borç yüklerini artırması beklenmektedir (Göze Kaya, 2020: 227; Yorulmaz ve Kaptan, 2020). Salgının seyri, alınan önlemler ve süresi; mevcut sıkıntılara başka bir bakış açısını da gerektirmektedir. Çünkü toplumsal yaşam, toplumsal ihtiyaçları gündeme getirmekte toplumsal ihtiyaçların giderilmesi ise, kamusal hizmet verilmesini mecbur kılmaktadır. Pandemi nedeniyle Türkiye'de sağlık harcamaları, vergi gelirleri ve borçlanmaya ilişkin Ocak 2020-Ağustos 2020 arasındaki rakamsal gelişmeler aşağıdaki Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1: Pandemi Dönemi Bazı Göstergeler Ocak-Ağustos 2020

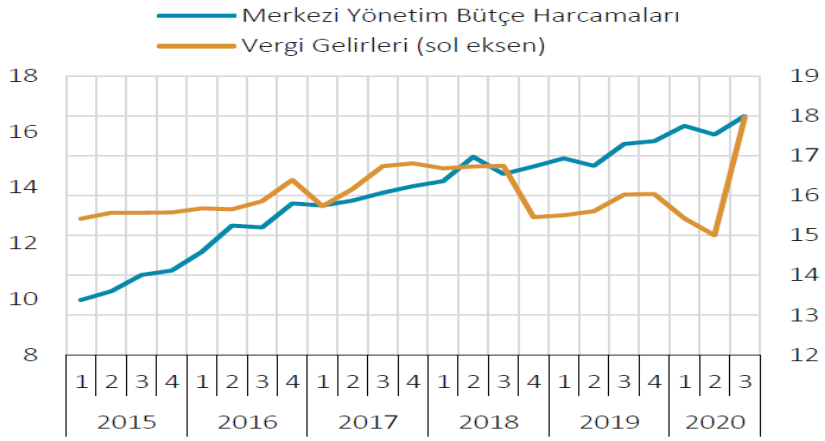
Göstergeler (milyon TL)	*Ocak 2020*	*Şubat 2020*	*Mart 2020*	*Nisan 2020*
Sağlık harcamaları	16	71	50	51
Vergi gelirleri	122,170	86,136	47,443	65,245
Net borç stoku	978,560	1,028,542	1,071,726	1,137,062
Göstergeler (milyon TL)	*Mayıs 2020*	*Haziran 2020*	*Temmuz 2020*	*Ağustos 2020*
Sağlık harcamaları	22	30	51	40
Vergi gelirleri	68,145	66,272	86,529	108,566
Net borç stoku	1,150,314	1,144,073	1,193,413	1,266,883

Kaynak: T.C. Hazine ve Maliye Bakanlığı

Tablo 1'de görüldüğü gibi, salgın nedeniyle vergi tahsilatlarının ertelenmesi vergi gelirlerinin Mart 2020'de Ocak 2020 ve Şubat 2020 dönemine göre azalmasına sebep olmuştur. Ocak 2020'de 122,170 milyon TL olan vergi gelirleri Mart 2020'de 47,443 TL'ye kadar düşmüştür. Ancak Haziran ayı başıyla beraber "yeni normala" geçilmesiyle vergi gelirlerinde ılımlı bir artış görülmüş ve Ağustos 2020 itibariyle 108,566 milyon TL'ye kadar çıkmıştır. Ayrıca, Temmuz-Ağustos döneminde yurt içi talepteki güçlü toparlanmanın etkisiyle vergi gelirlerinde belirgin bir iyileşme sağlanmıştır (TCMB, 2020). Bunun yanı sıra mali (vergi düzenlemeleri) ve sosyal (kısıtlamalar vb.) etkenler de vergi gelirlerini pandemi sürecinde olumsuz etkilemiştir. Hazine ve Maliye Bakanlığı verilerine bakıldığında, Ocak-Mart 2020 döneminde 3,078,828 milyon TL olan Hazine'nin net borç stoku, pandemi harcamaları ve görece olumsuz bütçe performansı nedeniyle Nisan ayında artış göstermiş ve 1,137,062 milyon TL olmuştur. Ocak-Ağustos 2020'deki sekiz aylık süreçte, kamu kesiminin net borç stoku artmış bu rakam dönem sonunda 1,266,883 milyon TL olmuştur. Fakat net borç stokundaki artışı sadece pandemi dönemine bağlamak doğru görünmemektedir. Türkiye ekonomisindeki yapısal sıkıntılar düşünüldüğünde bu artışın doğal karşılanabileceği söylenebilir. Sağlık, özellikle bulaşıcı hastalıkların ortadan kaldırılması ve kontrolü açısından küresel kamu malı olarak bilinmekte ve vaka başına testten tedaviye kadar hastalık maliyeti gerektirmektedir. Covid-19 pandemisi, gelişmiş ve/veya gelişmekte olan ülkelerin sağlık sistemlerini ve ekonomilerini zorlamaktadır (Ulun Bilgiç, 2020; Trend Analizi, 2020). Bu bağlamda, sağlık harcamaları Şubat 2020 döneminde ciddi biçimde artmış Mart 2020 döneminde ise nispi olarak azalarak 50 milyon TL olarak teşekkül etmiştir. Nisan ayında hemen hemen aynı seviyede seyreden sağlık harcamaları alınan önlemlerin etkisiyle Mayıs-Haziran döneminde azalma eğilimine girmiş ancak Temmuz ayı ile beraber turizm/seyahat faaliyetlerinin etkisiyle tekrar artış yönünde bir ivme kazanmıştır.

Türkiye ekonomisi Merkezi Yönetim Bütçe Harcamaları ve Vergi Gelirleri verileri Grafik 1'de 2015-2020 yılları arası çeyrek dönemler için verilmiştir.

Grafik 1: Merkezi Yönetim Bütçe Harcamaları ve Vergi Gelirleri (Reelleştirilmiş, Mevsimsellikten Arındırılmış, Milyar TL)



Kaynak: TCMB

Grafik 1 incelendiğinde, pandemi etkisiyle 2020'nin ilk iki çeyreğinde vergi gelirlerindeki azalma dikkat çekmektedir. Mart ayında salgına bağlı olarak iktisadi faaliyette başlayan yavaşlama sonucunda, vergi gelirleri zayıflamıştır (TCMB, 2020: 65). Yine aynı dönemde bütçe harcamalarında dalgalı bir seyir görülmekle birlikte ilk iki çeyreğin sonunda bütçe açığı artmış ancak 3. çeyrekte vergi gelirleriyle bütçe harcamaları arasındaki makas kapanmaya başlamıştır. İkinci çeyreğin ortalarından itibaren transfer ödemelerine yüklenilmesiyle birlikte bütçe harcamaları artış göstermeye başlamıştır. Sağlık harcamalarının artması, nakdi yardımlar, kısa çalışma ödeneği, nakdi ücret desteği gibi uygulamalar kamu giderlerini artırmıştır. Aynı şekilde yeni normale geçilmesiyle birlikte ve ekonomide çarkların dönmesine paralel olarak vergi gelirlerinde de bir toparlanma Grafik 1'de izlenebilmektedir. Bu duruma genel olarak bakıldığında; salgının üstesinden gelebilmek için ifa edilen politikalar ile yükselecek olan sağlık, kamu ve sosyal harcamalar, vazgeçilen vergiler (vergi kolaylıkları, vergi ertelemeleri) vb. neticesinde bütçede önemli derecede zorlanmanın olabileceği değerlendirilmektedir (Bayar, vd., 2020). Salgının sona erme zamanındaki belirsizlik de bütçe üzerindeki ve dolayısıyla mali dengelerdeki baskıyı artırabilmektedir.

Covid-19 ile başlayan süreçte dünya ülke ekonomileri; sağlık harcamalarının yükselmesi ve sağlık sektörüne (çalışanlar, teçhizatlar vb.) aşırı yüklenilmesi, potansiyel talebin piyasa dahil olamaması sonucu ortaya çıkan talep şoku, tedarik zincirinin bozulması sonucu arz şoku, işsizlik oranındaki hızlı artışlar, finansal sektör sıkıntıları, bütçe dengesindeki yaşanan bozulmalar gibi iktisadi ve mali sıkıntılarla karşılaşmışlardır (Eryüzlü, 2020: 13-14). Dolayısıyla, Covid-19 krizi arz, talep ve finans şoklarının eş anlı oluşumuna dayalı, çok yönlü sistemik bir kriz olarak süregelmekte ve bu salgınının "dayanışma", "sanayi politikası" ve "devletin kamu politikaları" olmadan çözülemeyecek bir kriz olduğuna işaret edilmektedir. Çünkü, maliye politikası günümüz ekonomilerinin, vergiler ve kamu harcamaları vasıtasıyla ekonomiyi düzenleyen, ekonomiye yön veren yegâne iktisat politikası enstrümanı durumundadır ve bilindiği üzere ekonomik birimlerin davranışları, ekonomik sistemin işleyişinde hayati öneme sahiptir (Şen ve Kaya, 2015: 61; Saad-Filho, 2020; Korkmaz ve Yamak, 2015: 52). İşleyen periyotta, evde kal, sosyal mesafe, seyahat kısıtlamaları gibi salgını kontrol altına alma tedbirleri (Brodeur, vd., 2020: 2), maliyetlerde artışa ilaveten direkt üretim kaybına da yol açarak ekonomik faaliyetlerin daralmasına neden olabilmektedir. Bu bakımdan salgın sadece halk sağlığı sorunu değil, mali-ekonomik bir sorun olmakla birlikte bu durumun maliyetinin boyut ve dinamiklerinin çok iyi tespit edilmesi gerekmektedir (Demir, 2020: 7).

Bu nedenle çalışmada, Covid-19 ile borçlanma, vergi gelirleri ve sağlık harcamaları arasındaki ilişkinin varlığı Türkiye ekonomisi için sınanmıştır. Türkiye ekonomisine ilişkin 2017:1-2020:8 dönemi aylık veri setinin kullanıldığı bu çalışmada; net borç stoku (DEBT) serisi, vergi gelirleri (TAX) ve sağlık harcamaları (HE) olmak üzere üç değişken analize dahil edilmiştir. Covid-19 pandemisinin etkilerini ölçmek amacıyla söz konusu serilerin ortalamaları alınarak kıyaslamalar yapılmıştır. Veri seti, Türkiye Cumhuriyeti Hazine ve Maliye Bakanlığı'nın internet sitesindeki Kamu Mali Yönetim ve Dönüşüm Genel Müdürlüğünün istatistiklerinden derlenmiştir.

Bu çalışmanın geri kalan kısmı, şu şekilde planlanmıştır. 2. bölümde, sırası ile Covid-19 pandemisinin mali ve iktisadi etkileri ile ilgili olarak yapılmış olan ulusal ve uluslararası çalışmaların özet bir sunumu sağlanmıştır. 3. bölümde çalışmada kullanılan veri seti ve metodoloji tanımlanmış ve bulgular ortaya konulmuştur. Sonuç

bölümünde ise elde edilen ampirik bulguların değerlendirilmesi yapılmıştır.

2. Literatür

Dünya ülke ekonomilerinin en önemli gündemini oluşturan Covid-19 pandemisi ve bu pandeminin mali-iktisadi etkileri hakkında bazı çalışmalar yapılmıştır. Ancak pandemi sürecinin devam etmesi sebebiyle bu çalışmalar sınırlı sayıda kalmıştır. Literatüre bakıldığında bu çalışmalardan; Adıgüzel (2020), Covid-19 krizinin Türkiye ekonomisinde; üretim, istihdam, kişi ve işletme gelirleri, ihracat, cari açık, bütçe açığı ve merkezi yönetim toplam borç yükünü pandeminin süresine bağlı olarak negatif etkileyerek durgunluğa neden olduğunu ortaya koymuştur. Syahri ve Robiyanto (2020), Endonezya özelinde Covid-19 salgınının altın ve döviz kuru üzerindeki etkilerini GARCH metoduyla incelemişler ve altın fiyatları üzerinde pozitif ancak döviz kuru üzerinde negatif etki yaptığını bulmuşlardır. Şit ve Telek (2020), çalışmalarında Covid-19 küresel salgınının altın ons fiyatları ve dolar endeksi üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Çalışmada 1 Mart 2020-7 Mayıs 2020 dönemi günlük vaka ve ölüm sayıları, altın ons fiyatları ve dolar endeks verileri kullanılmıştır. Analiz sonucunda, vefat ve vaka sayısı ile dolar endeksi arasında eşbütünleşik ilişki bulunduğu ve vaka/vefat sayısındaki pozitif şokların dolar endeksi ve altın ons fiyatı üzerinde şoklara neden olduğu şeklinde bulgular edinmişlerdir. Coibion vd., (2020), ABD üzerine yaptığı çalışmasında hane halklarına anket yöntemini uygulamış ve Covid- 19 salgınının tüketim ve istihdamda düşüşe yol açtığını ileri sürmüşlerdir. Bonadio vd., (2020), 64 ülke ekonomisi özelinde yaptığı çalışmasında söz konusu pandeminin reel GSYİH üzerinde önemli bir azalmaya sebebiyet verdiğini öne sürmüşlerdir. Barut ve Yerdelen Kaygın (2020), çalışmalarında Covid-19 toplam vaka sayısı ile 11 ülkenin en önemli endekslerinin kapanış fiyatları arasındaki ilişkiyi belirlemek için Bayer ve Hanck (2012)'in eşbütünleşme analizini kullanmışlardır. Ampirik bulgulara göre, Covid-19 toplam vaka sayısı ile BİST100 (Türkiye), FTSE MIB (İtalya), IBEX35 (İspanya), AEX (Hollanda) ve Shangai (Çin) endeksleri arasında eşbütünleşme olduğu, DAX (Almanya), CAC 40 (Fransa), BEL 20 (Belçika), SMI (İsviçre), FTSE 100 (İngiltere) ve DOW 30 (ABD) endeksleri arasında ise eşbütünleşme olmadığı görülmüştür. Altig vd., (2020), Covid-19 salgını öncesinde ve sırasında ABD ve İngiltere için çeşitli ekonomik belirsizlik göstergelerini göz önüne almışlar ve aylık ABD verileriyle yapılan VAR modellerinde, Covid kaynaklı bir belirsizlik şokunun

endüstriyel üretimi %19'dan %12'ye düşürdüğünü tespit etmişlerdir. Briceno ve Perote (2020), GMM metodunu kullandıkları çalışmalarında Covid-19 salgınının, negatif reel ekonomik büyüme ve yüksek işsizlik oranlarına sahip Avro Bölgesi ülkelerinin mevcut kamu borçlarını önemli ölçüde artırdığını ileri sürmüşlerdir. Özcan (2020), çalışmasında Covid-19 salgınının Türkiye ekonomisi üzerindeki etkilerini vergi gelirleri açısından ele almıştır. Çalışma sonucunda Covid-19 nedeniyle vergi gelirlerindeki azalmalar tespit edilmiştir. Balajee vd., (2020), Hindistan ekonomisi üzerine yaptıkları çalışmalarında yatay kesit verilerini kullanmışlar ve makroekonomik durgunluğu gidermek için GSYİH'nın %2,2 ile %4,8 arasında harcama yapılabileceğini ve daha fazla sağlık/transfer harcamasına yönelinmesi gerektiğine işaret etmişlerdir. Erişen ve Yılmaz (2020), araştırmalarında COVID-19 pandemisi döneminde bireylerin kendi bütçelerinden yaptıkları sağlık ve diğer amaçlı harcamaları incelemişler ve tanımlayıcı istatistiksel analizlere ek olarak, Mann Whitney U ve Pearson Korelasyon analizini kullanılmışlardır. Analizler sonucunda, COVID-19 pandemisi sebepli hane bazlı harcamalar incelendiğinde sağlık amaçlı 436,1 TL, diğer amaçlı 1011,9 TL ve toplamda 1163,3 TL ortalama harcama yapıldığı tespit edilmiştir. Çetin (2020), Türkiye ekonomisi özelinde yaptığı ampirik çalışmasında, yurt içi seyahat hareketliliğine getirilen kısıtlamanın, para politikası kararlarının ve kamu harcamalarına ayrılan bütçe tutarının ekonomik faaliyetlerin düzeyi üzerinde olumlu bir etkisi olduğunu, öte yandan para politikası kararlarının kısa dönemde COVID-19 pandemisinin etkilerini hafifletmede kamu harcamaları uygulamasından daha etkili olduğunu belirlemiştir. Estrada ve Park (2020), çalışmalarında Çin'in ekonomik performansı üzerinde koronavirüsün etkilerini incelemişlerdir. Yazarlar, Çin ekonomisinde büyümede %1,9 ile %2 arasındaki kaybın bu süreçte normal karşılanabileceğini iddia etmişlerdir. Bloom ve Mahal (1997), 51 gelişmekte olan ülke ekonomisini incelemişler ve AIDS salgını ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemde eş bütünleşmeye rastlamışlar ancak iki değişken arasında herhangi bir nedenselliğe ulaşamamışlardır. Voyvoda ve Yeldan (2020), makroekonomik genel denge model tasarımı çerçevesinde COVID19 salgınının; sektörel üretim, istihdam, ücret ve sermaye gelirleri, milli gelir büyüklükleri ve dış ticaret dengeleri üzerine etkilerini irdelemişlerdir. Model sonuçlarına göre, gayri safi yurtiçi hasılada %26.7 ve toplam işgücü istihdamında da %22.8'lik bir kayıp ortaya çıkmıştır. Aum vd.,

(2020), Güney Kore ve Birleşik Krallık'ta virüsün ilerlemesinin etkili testler ve temas takibi ile etkili bir şekilde yönetilebileceğini ve bunun da hem ekonomik hem de sağlık maliyetlerini azaltabileceğini göstermişlerdir.

3. Türkiye Ekonomisine Pandeminin Etkilerine İlişkin Bulgular

Türkiye ekonomisine ilişkin 2017:1-2020:8 dönemi aylık veri setinin kullanıldığı bu çalışmada; net borç stoku (DEBT) serisi, vergi gelirleri (TAX) ve sağlık harcamaları (HE) olmak üzere üç değişken analize dahil edilmiştir. Veri seti, Türkiye Cumhuriyeti Hazine ve Maliye Bakanlığı'nın internet sitesindeki Kamu Mali Yönetim ve Dönüşüm Genel Müdürlüğünün istatistiklerinden derlenmiştir. Uygulamalı çalışmalarda toplanan verileri özetlemek ve tek bir sayısal değere indirgemek bakımından ortalamalar (merkezi eğilim ölçüleri) özel bir önem taşımaktadır. Ortalamalar serilerin en önemli özelliklerini, yani ortalama değerlerini belirlemeye yaramaktadırlar. Ortalama birçok halde incelenen olayın normal değerini göstermekte ve istatistik analizin temel dayanak noktalarından birini oluşturmaktadırlar. Ortalamalar ayrıca serilerin karşılaştırılmasında da kullanılmaktadır (Yamak ve Köseoğlu, 2006: 18). Bu kapsamda, çalışmada söz konusu değişkenlere ilişkin 2020 Mart öncesi ve 2020 Mart sonrası istatistiki hesaplamalar yapılmış ve elde dilen bulgular Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2: Pandemi Dönemi İstatistiki Hesaplamalar (2020 Mart öncesi, 2020 Mart dahil sonrası)

	Öncesi (2020 Mart öncesi)	**Sonrası (2020 Mart dahil sonrası)**	**Değişkenler**
ort.	65068	73700	TAX
std.	16797,32	21105,27	
t-ist	3,87372	3,492017	
ort.	39	41	HE
std.	26,0257	12,35584	
t-ist	1,486057	3,291292	
ort.	769433	1160579	DEBT
std.	151438,7	65121,82	
t-ist	5,08082	17,82165	

Tablo 2'ye bakıldığında, TAX (vergi gelirleri)'de 2020 mart sonrasında 2020 mart öncesine göre bir artış göze çarpmaktadır.

Ortalamaya bakıldığında 65068 olan ortalamanın 73700'e çıktığı görülmektedir. Mart ayı sonrası söz konusu pandemi Türkiye ekonomisini her ne kadar etkilemişse de alınan mali/iktisadi önlemler doğrultusunda ve "yeni normale" geçişle birlikte bu sonucun beklentiyi karşıladığı söylenebilir. HE (sağlık harcamaları)'de yine aynı şekilde 2020 yılında mart ayında pandeminin ilk kez Türkiye'de görülmesiyle birlikte bir artış görülmüş, ortalama olarak bakıldığında pandemi öncesi 39 olan rakamın pandemi sonrasında yükselerek 41'e çıktığı Tablo 2'den izlenmektedir. Bu harcama bileşimindeki değişmelere bakıldığında, pandemiden önceki döneme kıyasla pandemiden sonraki dönemde sağlık harcama miktarının artması beklentiyle uyuşmaktadır. Yani dönemler arasındaki bu sıçrama Covid-19 salgınının bu harcama türüne etki ettiğinin açık bir göstergesidir. Tablo 2'de, DEBT (borçlanma) incelendiğinde; 2020 mart ayı sonrasında önceki döneme göre yine bir artış görülmektedir. Tüm Dünya'nın büyük bir salgın hastalıkla karşılaştığı bilinirken, ekonomilerde genel anlamda bir kriz havasının oluştuğu izlenirken ve küresel koşullar ve ekonomideki kırılganlıklar nedeniyle Türkiye'de borçlanmadaki bu artış normal karşılanabilmektedir.

Analizlerde; Tablo Oran Analizi yöntemiyle de bahse konu olan değişkenlerin aylık bazdaki yüzde değişimleri esas alınarak değerlendirme yapılmıştır. Bu bağlamda Tablo 3'de 2017, 2018, 2019 ve 2020 yılına ilişkin mart-ağustos dönemi aylık veriler sunulmuştur.

Tablo 3: 2017, 2018, 2019 ve 2020 Yılına İlişkin Mart-Ağustos Dönemi Aylık Veriler/Değişimler (Milyon TL)

Dönem /Değişkenler	TAX	HE	DEBT
2020 mart	47,443	50	1,071,726
2019 mart	54,370	39	885,512
2018 mart	48,217	15	678,574
2017 mart	39,059	29	562,570
2020 nisan	65,245	51	1,137,062
2019 nisan	57,670	58	930,915
2018 nisan	64,610	16	686,222
2017 nisan	53,042	40	564,834
2020 mayıs	68,145	22	1,150,314

2019 mayıs	71,551	43	935,511
2018 mayıs	70,016	46	721,272
2017 mayıs	57,486	27	576,351
2020 haziran	66,272	30	1,144,073
2019 haziran	55,481	18	928,259
2018 haziran	51,538	48	725,292
2017 haziran	43.937	12	579,018
2020 temmuz	86,529	51	1,193,413
2019 temmuz	93,433	65	922,090
2018 temmuz	61,842	48	754,934
2017 temmuz	52,466	43	587,748
2020 ağustos	108,566	40	1,266,883
2019 ağustos	94,288	42	947,367
2018 ağustos	70,293	32	878,823
2017 ağustos	56,987	26	590,352

Kaynak: T.C. Hazine ve Maliye Bakanlığı

Tablo 3'deki değişkenler sırayla incelendiğinde; TAX (vergi gelirleri)'de 2020 Martta bir önceki yıla göre aynı ayda %14 civarında bir azalma görülmüştür. 2020 Nisanda bir önceki yıla göre aynı ayda %11 civarında bir artış, 2020 Mayısta bir önceki yıla göre aynı ayda %4'lük bir azalma, 2020 Haziranda bir önceki yıla göre aynı ayda %16'lık bir artış, 2020 Temmuzda bir önceki yıla göre aynı ayda %7'lik bir azalma ve 2020 Ağustosta bir önceki yıla göre aynı ayda %13'lük bir artış ortaya çıkmıştır. Rakamlara bakıldığında, 2020 Mart ayındaki vergi gelirlerinde bir önceki yılın aynı ayına göre ortaya çıkan azalma beklenen bir gelişmedir. Ancak, bu dönem içerisindeki TAX (vergi gelirleri) dalgalı bir seyir izlemiştir. HE (sağlık harcamaları)deki hareketlere bakıldığında, 2020 Martta bir önceki yıla göre aynı ayda %22 civarında bir artış görülmüştür. 2020 Nisanda bir önceki yıla göre aynı ayda %13 civarında bir azalma, 2020 Mayısta bir önceki yıla göre aynı ayda %95'lik bir azalma, 2020 Haziranda bir önceki yıla göre aynı ayda %40'lık bir artış, 2020 Temmuzda bir önceki yıla göre aynı ayda %27'lik bir azalma ve 2020 Ağustosta bir önceki yıla göre aynı ayda %5'lik bir azalma meydana gelmiştir. Tablo 3'e bakıldığında, 2020 Mart ayındaki sağlık harcamalarında bir önceki yılın aynı ayına göre ortaya çıkan artış öngörülen bir

gelişmedir. Dönem içerisindeki tüm bu rakamsal salınımlardan sonra, DEBT (borçlanma) ile ilgili gelişmelere bakıldığında, 2020 Martta bir önceki yıla göre aynı ayda %17 civarında bir artış görülmüştür. 2020 Nisanda bir önceki yıla göre aynı ayda %18 civarında bir artış, 2020 Mayısta bir önceki yıla göre aynı ayda yine %18'lik bir artış, 2020 Haziranda bir önceki yıla göre aynı ayda yaklaşık %19'luk bir artış, 2020 Temmuzda bir önceki yıla göre aynı ayda %22'lik bir artış ve 2020 Ağustosta bir önceki yıla göre aynı ayda %25'lik bir artış görülmüştür. Tablo 3'den görüldüğü gibi, 2020 Mart ayındaki borçlanmada bir önceki yılın aynı ayına göre ortaya çıkan artış beklenen bir gelişme olmakla birlikte, pandeminin borçlanma üzerinde etkisi olduğuna işaret etmektedir. Bu minvalde, salgınla mücadele için uygulanan politikalar ile aşırı artan ve/veya artacak olan sağlık, kamu ve sosyal içerikli harcamaların yanısıra vergi düzenlemeleri (vazgeçilen vergiler vs.) neticesinde bütçenin ciddi anlamda baskı ve zorlanma ile karşılaşabileceği değerlendirilmektedir (Bayar vd., 2020; Duran ve Acar: 2020: 54-67). Ortaya çıkan etkilerin, kullanılan mali politika araçlarına bağlı olarak farklılık göstermesi muhtemeldir. Örneğin bazı tedbirler (sağlık harcamalarının, sosyal transferlerin arttırılması; vergi oranlarının düşürülmesi gibi) bütçe açığına direkt etki yaparken, bazı bütçe dışı uygulamalar (firmalara kredi veya hisse alımı şeklinde verilen destekler) bütçeyi doğrudan etkilemeyip borçluluğu yükseltebilecektir (IMF, 2020).

4. Sonuç

Pandemilerin doğası itibariyle ortaya çıktıkları toplumu etkilemesinin dışında bazen bir bölgeyi bazen de tüm dünyayı etkilemesi muhtemeldir. Duruma göre etki alanları ise, kısa süreli olmanın ötesine geçerek orta ve uzun döneme de yayılabilmektedir. Covid-19 salgını, 2019 yılının son ayından itibaren dünya genelinde mali/ekonomik büyüklükleri önemli ölçüde ve değişik şekillerde etkilemiştir. Bu etkiler ülke ekonomilerinin farklı sosyo-ekonomik yapıya sahip olmalarından ötürü öngörülemeyen gelişmelerle sonuçlanmıştır. Öte yandan, salgının ne kadar süreceği ve yayılacağı, dolayısıyla alınan önlemler nedeniyle oluşan iktisadi kaybın boyutu ve karşılıklı yükümlülüklerin ne ölçüde yerine getirilip getirilmeyeceği hakkında önemli bir muğlaklık olduğu da açıktır (Özatay ve Sak, 2020).

Türkiye Ekonomisi, 2020'nin mart ayından itibaren pandeminin kısmi etkilerini hissetmeye başlamıştır. Bu etkiler özellikle vergiler, sağlık harcamaları ve borçlanma üzerinde söz konusu dönem ve sonrasında ağır bir şekilde hissedilmiştir. Pandemi başlangıcında sağlık harcamaları ve borçlanmada hızlı yükselişin ardından, ekonomik durgunluğun derinleşmemesi için merkezi yönetim tarafından bazı vergi düzenlemelerine gidilirken, sosyal hayatı koruyucu önlemler de alınmıştır. Uygulanan genişletici maliye politikası sonucunda ele alınan dönemde kamu maliyesinde bozulma yaşanmış ve bu durum bütçe dengelerine yansımış ancak pandemi sürecinde toparlanma sağlanmıştır.

Bu çalışmada Covid-19 pandemisinin bazı mali/iktisadi göstergeler (vergiler, sağlık harcamaları, borçlanma) üzerindeki etkileri analiz edilmiştir. Çalışmada Türkiye ekonomisine ilişkin 2017:1-2020:8 dönemi aylık veri seti kullanılarak, pandemi öncesi ve sonrasının ortalaması alınarak istatistiksel olarak pandemi dönemindeki etkinin bulunmasına çalışılmıştır. Analiz neticelerine göre, kriz döneminde sağlık harcamaları ve borçlanma yükselmiş, vergi gelirleri ise dalgalı bir yapı göstermiştir. Pandemi döneminde sağlık harcamalarının artışı yönündeki bulgu Balajee vd., (2020)'nin çalışmasında vardığı sonuçla örtüşmektedir. Yine pandemi dönemi ile borçlanma arasında doğru yönlü bir ilişki olduğu yönünde bulgulara rastlanmıştır. Çalışmanın bulguları Briceno ve Perote'nin (2020) çalışmalarında elde ettikleri bulgularla paralellik göstermektedir. Vergi gelirleri açısından bakıldığında ise çalışmanın bulgularının Özcan (2020'nin çalışmasında elde ettiği bulgularla uyuştuğu görülmektedir.

Çalışmadan elde edilen sonuçlar çerçevesinde Türkiye'de Covid-19 pandemisi etkisinin ele alınan dönem için geçerli olduğu söylenebilmektedir. Ancak pandemi hala süregelmekte ve farklı gelişmelerle ülke ekonomilerini tehdit etmektedir. Bu çerçevede söz konusu pandemi ile mücadelede politika araçları, sosyo/ekonomik boyut(lar) düşünülerek ihtiyatla kullanılmalıdır. İnsan sağlığını önceleyen ve toplumsal olarak kabul edilebilecek politikalara başvurulmalıdır. Tüm bunlar yapılırken mali-iktisadi dengelerden kopmamakta gerek toplumun gerekse ülkemizin refahı açısından önem arz etmektedir.

Kaynakça

Adıgüzel, M., (2020). Covid-19 Pandemisinin Türkiye Ekonomisine Etkilerinin Makroekonomik Analizi, *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi Covid-19 Sosyal Bilimler Özel Sayısı*, 19 (37), 191-221.

Altig, D., vd., (2020). Economic Uncertainty before and During the COVID-19 Pandemic, *Journal of Public Economics*, 191, 1-12.

Atkeson, A., (2020). What Will Be the Economic Impact of COVID-19 in the US? Rough Estimates of Disease Scenarios, *NBER Working Paper*, 26867, March.

Aum, S., Lee, S. Y. (Tim), ve Shin, Y., (2020). Inequality of Fear and Self-Quarantine: Is There a Trade-off between GDP and Public Health?, *Working Paper Series*, 27100, National Bureau of Economic Research. https:// doi. org/ 10. 3386/ w 27100.

Balajee, A., vd., (2020). Fiscal Situation of India in the Time of COVID-19, *Indian School of Business*, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3571103orhttp://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3571103.

Barut, A., ve Kaygın Yerdelen, C., (2020). Covid-19 Pandemisinin Seçilmiş Borsa Endeksleri Üzerine Etkisinin İncelenmesi, *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, Special Issue, 59-70.

Bayar, A. A., Günçavdı, Ö., ve Levent, H., (2020). *Covid-19 Salgınının Türkiye'de Gelir Dağılımına Etkisi ve Mevcut Politika Seçenekleri*, İstanbul Politik Araştırmalar Enstitüsü. Politika Raporu. Nisan 2020.

Bloom, D. E. ve Mahal, A. S., (1997). Does the AIDS Epidemic Threaten Economic Growth?, *Journal of Econometrics*, 77, 105-124.

Bonadio, B., Huo, Z., Levchenko, A. A., ve Pandalai-Nayar, N., (2020). Global Supply Chains in the Pandemic, *Working Paper Series*, No. 27224, National Bureau of Economic Research.

Briceno, H., R., ve Perote, J., (2020). Determinants of the Public Debt in the Eurozone and Its Sustainability Amid the Covid-19 Pandemic, *Sustainability*, 12 (16), 1-29.

Brodeur, A., vd., (2020). A Literature Review of the Economics of COVID-19, *Discussion Paper Series*, IZA Institute of Labor Economics, 13411, 1-61.

Coibion, O., Gorodnichenko, Y., ve Weber, M., (2020). The Cost of the Covid-19 Crisis: Lockdowns, Macroeconomic Expectations, and Consumer Spending, *Working Paper Series*, No. 27141, National Bureau of Economic Research.

Çetin, A., C., (2020). Koronavirüs (Covid-19) Salgınının Türkiye'de Genel Ekonomik Faaliyetlere ve Hisse Senedi Borsa Endeksine Etkisi, *MAKÜ Uygulamalı Bilimler Dergisi*, 4 (2), 341-362.

Demir, İ., (2020). Kovid-19 Salgının Seyri ve Türkiye Ekonomisi, *Uluslararası İlişkiler ve Stratejik Araştırmalar (ULİSA) Enstitüsü*, 1, 1-30.

Duran, M. S., ve Acar, M., (2020). Bir Virüsün Dünyaya Ettikleri: Covid-19 Pandemisinin Makroekonomik Etkileri, *International Journal of Social and Economic Sciences*, 10 (1), 54-67.

Erişen, M., A., ve Yılmaz, F., Ö., (2020). COVID-19 Pandemisi Döneminde Bireylerin Harcamalarının İncelenmesi, *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, Special Issue, 340-353.

Erol Işık, S. (2020). COVID-19'un Çalışma Hayatına Yansımaları: Salgından Etkilenen Bazı Ülkeler Tarafından Alınan Önlemler, *Dicle Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10 (19), 212-231.

Eryüzlü, H. (2020). COVID-19 Ekonomik Etkileri ve Tedbirler: Türkiye'de "Helikopter Para" Uygulaması, *Ekonomi Maliye İşletme Dergisi*, 3 (1), 10-19.

Estrada, M. A. R., ve Park, D., (2020). The Economic Impact of Massive Infectious and Congagious Diseases: The Case of Wuhan Coronavirus, *https://papers.ssrn.com/sol3/papers*.

Fernandes, N. (2020). Economic Effects of Coronavirus Outbreak (COVID-19) on the World Economy, *Available at: https://ssrn.com/abstract=3557504*, 2 , 1-32.

Göze Kaya, D., (2020). Koronavirüs Pandemisinin Küresel Ekonomideki İzleri: Kamu Finansman Dengesi, Ticaret Hacmi, Enflasyon, İşsizlik ve Ekonomik Büyüme, *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 7 (5), 221-237.

IMF (2020). Managing Fiscal Risks Under Fiscal Stress. Special Series on Fiscal Policies to Respond to COVID-19, IMF Fiscal Affairs.

Korkmaz, Ö., ve Yamak, R., (2015). Minsky Finansal İstikrarsızlık Hipotezi ve Türkiye Örneği, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15 (3), 51-70.

Özatay, F., ve Sak, G., (2020). COVID-19'un Ekonomik Sonuçlarını Yönetebilmek İçin Ne Yapılabilir?, *TEPAV Politika Notu*, 1-8.

Özcan, Y., (2020). Yeni Tip Koronovirüs Salgını ve Türkiye Ekonomisi Vergi Gelirleri, *Covid 19 Pandemisinin Türkiye'ye Etkileri Sempozyumu*, 21-22.

T. C. Hazine ve Maliye Bakanlığı (2020). *Bütçe Büyüklükleri ve Bütçe Gerçekleşmeleri*,(https://www.hmb.gov.tr/bumko-butce buyuklukleri-ve-butce gerceklesmeleri), Erişim Tarihi: 28 Ekim 2020.

Taymaz, E., (2020). Covid-19 Tedbirlerinin Türkiye Ekonomisine Etkisi ve Çözüm Önerileri, *Bilim Akademisi: Sarkaç, https://sarkac.org/2020/04/covid19-tedbirlerinin-turkiye ekonomisine-etkisi-cozum-onerileri*, Erişim Tarihi: 02 Ekim 2020.

TCMB (2020). *Enflasyon Raporu*, Ankara.

Tosunoğlu, Ş. ve Kasal, S., (2020). Yeni Koronavirüs (Covid-19) Salgını ve Sağlıklı Küresel Ekonomi İçin Politika Uygulamaları: IMF'nin Rolü, *Anadolu Üniversitesi İktisat Fakültesi Dergisi*, 2 (1), 35-49.

Trend Analizi (2020). Covid-19 Salgınının Küresel Ekonomi ve Jeopolitikaya Etkileri, *STM Teknolojik Düşünce Merkezi*, Ankara.

TÜRMOB (2020). *Korona Salgınının Türkiye Ekonomisine Etkisi Değerlendirmeler ve Öneriler Raporu*, TÜRMOB Yayınları.

Tunalı Börke, Ç., (2020). Covid-19 Pandemisinin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi, *İstanbul Üniversitesi Yayınevi*, Yayın No: 5264, 25-34.

Ulun Bilgiç, A., (2020). Covid-19 Salgınının Küresel Düzeyde İncelenmesi: Ekonomik Etkiler ve Vergisel Önlemler, *Ekonomi, İşletme ve Maliye Araştırmaları Dergisi*, 2 (2), 89-102.

Saad-Filho, A., (2020). Coronavirus, Crisis, and the End of Neoliberalism, *The Bullet*, Erişim Tarihi: 25 Eylül 2020.

Syahri, A., ve Robiyanto, R., (2020). The Correlation of Gold, Exchange Rate, and Stock Market on Covid-19 Pandemic Period, *Journal of Finance and Banking*, 24 (3), 350-362.

Şen, H., ve Kaya, A., (2015). Ekonomik Krizlerin Değişmeyen İmdatçısı: Maliye Politikası, *Sosyoekonomi*,1, 55-86.

Şit, A., ve Telek, C., (2020). Covid-19 Pandemisinin Altın Ons Fiyatı ve Dolar Endeksi Üzerine Etkileri, *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, Special Issue, 1-13.

Yamak, R., ve Köseoğlu, M., (2006). *Uygulamalı İstatistik ve Ekonometri* (3. Baskı), Celepler Matbaacılık: Trabzon.

Yorulmaz, R., ve Kaptan, S., (2020). Kovid-19 ile Mücadele Sürecinde Maliye Politikalarının Rolü, *Uluslararası İlişkiler ve Stratejik Araştırmalar (ULİSA) Enstitüsü*, 1, 24-30.

Voyvoda, E., ve Yeldan, E., (2020). COVİD-19 Salgının Türkiye Ekonomisi Üzerine Etkileri ve Politika Alternatiflerinin Makroekonomik Genel Denge Analizi, *Bilim Akademisi Covid-19 Modelleme Çalıştayı*, İstanbul.

WHO. (2020). Coronavirus Disease (COVID-19) Outbreak Situation, https:// www.who.int/emergencies/diseases/novel-coronavirus-2019, Erişim Tarihi: 04 Eylül 2020.

Covid-19 Pandemisinin BİST100 Borsa Endeksi Üzerindeki Etkisi[1]

Nur DİLBAZ ALACAHAN[2]

Yağmur AKARSU[3]

Serdar KURT[4]

1. Giriş

Covid-19 adlı koronavirüsün Aralık 2019'da Çin'in Wuhan kentinde patlak vermesi başta Çin olmak üzere virüsün görüldüğü bütün ülke ekonomilerinde olumsuz etki yaratmaktadır. Virüsün evrimi ve ekonomik etkisi belirsiz olduğundan dolayı politika yapıcıların uygun makroekonomik politikalar uygulamaları zorlaşmıştır. Virüsün görüldüğü ülke ekonomileri birbirinden farklı olduğundan dolayı ülkeler üzerindeki makroekonomik etkileri de farklı olacaktır. Özellikle az gelişmiş ve sağlık sistemi gelişmeyen ülkelerdeki maliyetler çok yüksek olacaktır. Covid-19'un yayılma hızının devam etmesi olası krizleri de beraberinde getirecektir. Bunun için, faiz oranlarının düşürülmesi merkez bankaları için olası bir çözüm olmakla birlikte, kriz sadece talep yönetimi problemi değil aynı zamanda parasal, maliye ve sağlık politikası tepkileri gerektirecek çok yönlü bir krize de dönüşebilir. Böyle bir krize dönüşmemesi amacıyla önlemler sıkılaştırılmalı, sosyal mesafe korunmalıdır (Şenol ve Zeren, 2020:6).

Küresel salgın olarak nitelendirebilecek Covid-19 hızlı bir şekilde yayıldığından dolayı ülkeler tarafından alınan önlemlerin de bu salgının küresel olduğuna işaret etmektedir ve salgın bittikten sonra makroekonomik etkilerinin olumsuz olacağı da düşünülmektedir. Salgının kısa vadede, gelişmekte olan ülkeler açısından iç taleplerinde bir düşüş olmasının olağan bir sonucu olduğu ortadadır. Bu talep düşüşü giyim ve turizm gibi çeşitli hizmet sektörlerinde olabilir. İç talebin bu sektörlerde düşeceği öngörülürken sağlık ve gıda sektöründe de artması beklenmektedir. Pandeminin nasıl gelişeceği konusunda

[1] Bu çalışma, 12-14 Kasım 2020 tarihlerinde gerçekleştirilen Uluslararası Farklı Boyutlarıyla Sağlık Konferansı'nda sunulan bildirinin genişletilmiş halidir.

[2] Doç. Dr. Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Biga Uygulamalı Bilimler Fakültesi, Bankacılık ve Finans Bölümü, n_dilbaz@comu.edu.tr

[3] Öğr.Gör. Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Gökçeada Meslek Yüksekokulu, Yönetim ve Organizasyon Bölümü, yagmurakarsu@comu.edu.tr

4 Doç. Dr. Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Biga İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, skurt@comu.edu.tr

birçok belirsizlik olsa da alınacak sıkı önlemler olası etkileri en aza indirilebilir.

Dünyayı sarmış olması ve tüm ülkeleri olumsuz etkilemesi ayrıca önümüzdeki sürecin de belirsiz olmasından dolayı yapılacak her analiz gerek Türkiye gerek diğer ülkeler açısından yol gösterici olacaktır. Ayrıca, yukarıda da belirtildiği gibi yeni bir salgın olarak hayatımıza giren pandemi ile alakalı daha önce yaşanmamış ve geleceği belirsiz olmasından dolayı çok fazla analiz çalışması yapılmamıştır.

Gerek gelişmiş gerekse gelişmekte olan ülkelerde daha önce yaşanmış ekonomik krizler sektörler bazında incelendiğinde çoğu sektörün krizlerden olumsuz etkilendiği görülürken, bu etki bazı sektörlerde pozitif yönlü olmuştur. Olumsuz etkiler bazı ülkelerin bazı sektörlerinde fazlasıyla negatif çıkarken bazı sektörlerde bu etki daha düşük bazı sektörler de ise pozitif etki olarak karşımıza çıkmıştır. Bütün sektörlerin ülkelerin ekonomik büyümeleri üzerindeki etkileri faklı olmaktadır. Bazı sektörlerin GSYİH'daki payı büyük olurken bazı sektörlerin daha az olmaktadır. Bu bağlamda her sektör Covid-19 pandemisinden farklı düzeylerde etkilenirken makroekonomik göstergeler üzerinde de her sektörün etkisi farklı olacaktır. Tabi ki, makroekonomik dengelerin olumsuz etkileneceği aşikardır. Çünkü pandemi süresince ekonomik faaliyetlerde gözle görülür kayıplar yaşanmıştır.

Covid-19 pandemisinin henüz hayatımıza yeni girmiş olmasından ve hakkında yeterince analiz çalışması yapılmamış olmasından dolayı gerek çalışmada kullandığımız değişkenler gerekse kullanmış olduğumuz yöntemden ve bulgularımızdan dolayı çalışma ilk niteliğindedir ve literatüre katkı sağlayacağı düşünülmüştür. Bu çalışmanın amacı, Covid-19 pandemisinin BIST 100 üzerindeki etkilerini göstermektir.

2. Literatür Taraması

Covid-19 pandemisi 2019 yılı itibari ile hayatımıza girmiş olmasından ve henüz etkilerinin belirsiz olmasından dolayı yapılacak olan her analiz gerek Türkiye gerekse diğer ülkeler açısından önem arz etmektedir. Aşağıda, Covid-19 pandemisinin olası ekonomik etkileri ile ilgili yapılmış çalışmalara yer verilmiştir.

Albulescu (2020), Covid-19'un başlamasının ardından 40 gün geçtikten sonra yeni enfeksiyon ve ölüm oranlarının finansal piyasalar oynaklık

endeksi üzerindeki etkisini incelemiştir. Araştırma sonucuna göre, Çin'de ve diğer ülkelerden gelen yeni vakaların finansal oynaklık üzerinde karma bir etkiye sahip olmasına karşın ölüm oranının finansal oynaklığı olumlu etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Araştırma bulgularına göre ayrıca, Covid-19'dan etkilenen ülke sayısının artması finansal oynaklığı da artırmaktadır.

Andersen vd. (2020), Covid- 19 pandemisinin Danimarka üzerindeki etkilerini incelemiştir. Çalışmada, Danimarka bankalarındaki müşteri verilerini kullanmıştır. Araştırma sonucuna göre, pandemi sürecinde kısıtlanan mal ve hizmet taleplerinden dolayı kart kullanımlarının %25 oranında azaldığına ulaşılmıştır.

Çetin (2020), Covid-19'un hisse senedi borsa üzerindeki etkilerini araştırmıştır. Çalışmasında, 23.03.2020- 24.04.2020 dönem verileri ile Satın Alma Yöneticileri Endeksi ve BIST 100 endeksi arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. Çalışma sonucuna göre, 23.03.2020- 24.04.2020 döneminde sosyal mesafe ve sokağa çıkma kısıtlaması uygulamasının genel ekonomik faaliyetlerin seviyesini -0,708 birim düşürmekle birlikte hisse senedi fiyatları üzerinde olumsuz bir etkisi olmadığına ulaşılmıştır.

Demirhan (2020), Covid-19 pandemisinin BIST 100 ve CDS primleri üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmada, Çin'de resmi olarak açıklanmış tarih olan 07.01.2020 ile Türkiye'de ilk vakanın açıklandığı tarih olan 11.03.2020 ele alınmıştır. Ayrıca açıklanan tarihlerden hareketle bu tarihlerin 5., 10., 20., 30. ve 459. gün öncesi ve sonrasındaki 5 yıl vadeli CDS primleri ile hisse senedi getirilerindeki volatilite hesaplanmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuç, Covid-19'un volatiliteyi ve yatırım kararlarını etkilediğidir.

Keleş (2020), Covid-19 ve BIST 30 arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. Araştırmada, 02.03.2020-29.04.2020 dönemine ait BIST-30 endeksinde yer alan payların günlük verileri kullanılmıştır. Araştırma sonucuna göre, pay piyasası vaka, ölüm ve tedbir haberlerine istatistiki olarak anlamlı tepkiler vermiş olmasına karşın piyasa 100. vaka ve 1000. vaka ve 1000. ölüm haberlerine negatif tepki göstermiş olduğuna varılmıştır.

Morales ve Andreosso (2020), Covid-19 pandemisinin borsa üzerindeki etkisini incelemiştir. Araştırmada Spektral ve Granger nedensellik testleri kullanılmış olup sonuçlara göre, Şanghay borsasında meydana gelen değişikliklerden diğer borsaların etkilenmediği ortaya çıkmıştır.

Ayrıca, Çin'de ortaya çıkan Covid-19'un İtalya'ya sıçraması ile birlikte hem İtalya borsası hem de Avrupa borsalarının etkilendiği vurgulanmıştır.

Peker ve Demirhan (2020), Covid-19 pandemisinin BIST100 üzerindeki etkisinin sektörel bazda incelemiştir. Çalışmada, 07.03.2020, 11.03.2020 ve 21.03.2020 tarihleri incelenmiştir. Çalışma sonucuna göre, Covid-19 pandemisinin BIST üzerindeki etkilerinin sektörden sektöre değişkenlik gösterdiğine ulaşılmıştır.

Stephany vd. (2020), ABD Menkul Kıymetler Borsası ile Borsa Komisyonu'na verilen raporlar üzerinde bir inceleme yaparak Covid-19'un etkisini incelemiştir. Araştırma sonucuna göre, şirketlerin Covid-19 pandemisi süresince gerçekleşen gelişmelere karşı farkındalık düzeylerinin borsalardaki gelişmelere göre daha yüksek derecede olduğu ve sektörden sektöre değişiklik gösterdiğine ulaşılmıştır.

Zeren ve Hızarcı (2020), Covid-19'un hisse senedi piyasalarına etkisinin incelemiştir. Çalışmada, 23.01.2020-13.03.2020 dönemi günlük ölüm ve vaka sayılarının hisse senedi piyasaları üzerindeki etkisi eş bütünleşme testi ile analiz edilmiştir. Çalışma sonucuna göre, toplam ölüm oranları ile hisse senetlerinin birlikte hareket ettiğine ulaşılmıştır.

3. Covıd-19 Pandemisinin Olası Ekonomik Etkileri

Covid-19'un yayılması, üretim, seyahat, ticaret, sağlık gibi sektörlere zarar vererek ekonomik aktiviteleri önemli ölçüde sekteye uğratmıştır. Bu bağlamda, üretimin sekteye uğraması ve hızla yayılan Covid-19'un tüketiciler üzerindeki etkisi, tüketicilerin gelir kaybı ve istihdam riskindeki artışlardan dolayı ülkelerdeki ekonomik duyarlılık zayıflamış ve kaygı her geçen gün bu riski daha da artırmıştır (Fetzer vd., 2020:2).

Covid-19 pandemisinin ne zaman biteceğine dair kanıtlar olmadığından dolayı ekonomik etkinin boyutu ve sürekliliği de bilinmemektedir (Baldwin vd., 2020:2). Bir bulaşıcı salgınının ekonomiyi etkilediği birçok kanal mevcuttur. Hastalığın etkilerinin doğrudan ya da dolaylı olarak ekonomik maliyetleri etkilemesi salgın ekonomisinin temel konusunu oluşturmaktadır. Covid-19 pandemisinin Türkiye ekonomisi üzerindeki etkisinin ne olacağına dair Mckibbin ve Fernando (2020) yapmış oldukları çalışmada şu şekilde özetlemiştir; (McKibbin ve Fernando, 2020:3).

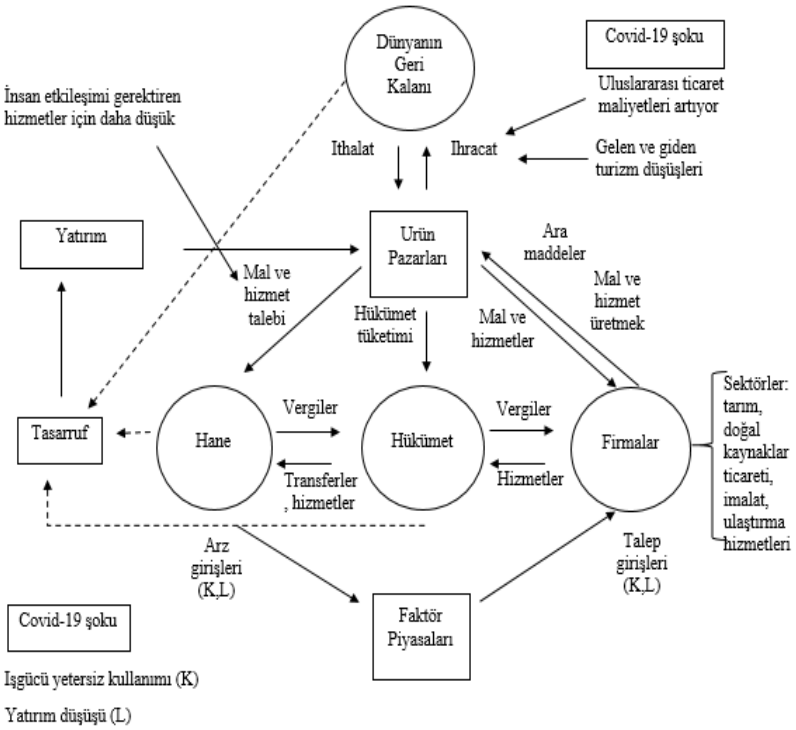
-Pandeminin etkisi düşükse GSYH'de 33 milyar dolarlık bir kayıp,

- Pandeminin etkisi orta derecede ise GSYH'de 75 milyar dolar kayıp,

-Pandeminin etkisi yüksekse GSYH'de 130 milyar dolar kayba yol açacaktır.

Covid-19 gibi pandemi olarak görülen salgınlar genel olarak aniden ortaya çıkıp hızlı bir şekilde geniş kitlelere ulaştığından dolayı gerek sosyal gerek ekonomik gerekse politik alanlarda bir takım olumsuzluklara neden olabilmektedir. Covid-19 salgını sistematik bir risk kaynağı olduğundan dolayı gereken müdahalelerin en etkili şekilde yapılması gerekmektedir (Sharif vd., 2020:2; Demirbaş vd. 2020: 26).

Şekil-1: Çevresel Etki ve Sürdürülebilirlik Uygulamalı Genel Denge (ENVISAGE) Modelinde Uygulandığı Şekliyle Covid-19'un Etkileri



Kaynak: Maliszewska vd., 2020:5.

Şekil- 2: Covid-19 Salgınının Olası Ekonomik Etkilerinin Genel Bir Haritası



Not: Dalgalar ve belirli etkiler birbirleri ile ilişkilidir ve karmaşık bir şekilde etkileşime girer. Sonuç olarak, ekonomik büyümeyi ve hükümetler ile uluslararası kurumlar arasındaki ekonomik işbirliğinin doğasını etkiler.

Kaynak: Barua, 2020:9.

Şekil 2'de Covid-19 pandemisinin olası ekonomik etkileri gösterilmiştir. Şekilde gösterilen bazı etkiler zamanla meydana gelebilir, diğer etkiler ise dalgalar halinde bu süreci takip edebilir. Tabiki bu etkiler ülkelerin gelişmişlik derecesine ve Covid-19'dan etkilenme sürecine göre değişiklik gösterecektir. Yukarıda bahsedilen etkiler ülkeler üzerinde önemli maliyetlere neden oalcaktır. Bu etkiler ekonomi ve sağlık yönünden eksik olan ülkelerde daha fazla hissedilecektir.

4. Veri Seti ve Ekonometrik Metodoloji

Çalışmada kullanılan veri seti Avrupa Hastalık Önleme ve Kontrol Merkezi (ECDC) tarafından dünya çapında Covid-19 coğrafi yayılımı başlığı altında derlenen bir çok ülkeyi kapsayan data setinin bir alt kümesidir. Bu data setinin derlenmesinde izlenen yöntem verinin

yayınlandığı Avrupa Birliği açık data portalında aşağıdaki gibi özetlenmiştir.

"*ECDC'nin Salgın İstihbarat ekibi, dünya çapındaki sağlık otoritelerinden gelen raporlara dayanarak Covid-19 vakalarını ve ölümlerini günlük olarak toplamaktadır. Verilerin doğruluğunu ve güvenilirliğini sağlamak için bu süreç sürekli olarak iyileştirilmektedir. Covid-19 salgınının dinamiklerini yalnızca Avrupa Birliği (AB), Avrupa Ekonomik Alanı (EEA) değil, aynı zamanda dünya çapında izlemeye ve yorumlamaya yardımcı olmaktadır. Her gün 6.00 ve 10.00 CET arasında, bir epidemiyolog ekibi en son rakamları toplamak için 500'e kadar ilgili kaynağı taramaktadır. Veri taramasını, her bir veri girişinin doğrulanması ve bir ECDC veri tabanında belgelenmesi için ECDC'nin standart salgın istihbarat süreci takip etmektedir. Bu veri tabanının güncel rakamlar ve veri görselleştirmeleriyle tamamlanan bir özeti daha sonra ECDC web sitesinde paylaşılarak maksimum düzeyde şeffaflık sağlanması amaçlanmaktadır''(*https://data.europa.eu/euodp/en/data/dataset/covid-19-coronavirus-data)

Covid-19 yayılımına ilişkin veri seti tarih aralığı olarak 12.03.2020 ve 13.10.2020 tarihlerini kapsayacak şekilde, günlük olmak üzere Türkiye'de günlük teşhis edilen vaka sayısı, Türkiye'de Covid-19 nedenli gün başına ölen insan sayısı ve 100.000 kişi başına 14 günlük kümülatif teşhis edilen vaka sayısından oluşmaktadır. Covid-19 verileri Avrupa Hastalık Önleme ve Kontrol Merkezi'nden alınmıştır.

Bunu takiben Borsa İstanbul Tüm-100 Endeksi (XTUMY), BIST 100 Endeks (XU100), ve Borsa İstanbul Toplam İşlem Hacmi (Bin TL) serileri çalışmada kullanılmıştır. Veriler, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Servisi'nden (EVDS) temin edilmiştir. Borsa İstanbul verileri günlük kapanış fiyatlarına göre derlenmiştir.

Serilerde dalgalanmayı azaltmak adına hareketli ortalamalara başvurulmuştur. Çalışmada kullanılan veri seti Borsa İstanbul 100 Endeksi kapanış günlük değerlerinin 7 günlük hareketli ortalaması alınarak oluşturulmuştur. Serilerin başlangıç tarihi 12.03.2020'dir. Pandemi datası için hesaplanan 100.000 kişi başına 14 günlük kümülatif teşhis edilen vaka sayısı 14 günlük ortalama bir hesap olması sebebi ile bazı grafiklerde 14 gün gecikmeli olarak yani 27.03.2020 tarihi itibari ile görülecektir.

Grafik -1: Türkiye Vaka Sayıları ve Borsa İstanbul 100 Endeksi



Kaynak: **https://data.europa.eu/euodp/en/data/dataset/covid-19-coronavirus-data**

Grafik 1'de Türkiye için Covid-19 vaka sayıları ve Borsa İstanbul 100 endeksinin birlikte değişimi verilmiştir. BIST 100 endeksinin genel manada trendini koruduğu Covid-19 günlük vaka sayılarının Mayıs sonuna kadar bir zirve yapıp ortalama vaka sayılarına dönüş yaptığı grafikte görülmektedir.

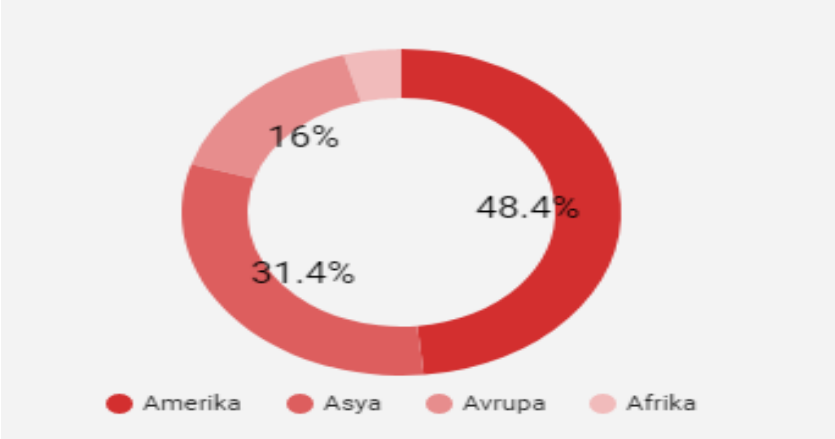
Grafik- 2: Ülkelere Göre Toplam Vaka Sayıları



Kaynak: **https://data.europa.eu/euodp/en/data/dataset/covid-19-coronavirus-data**

Grafik 2'de dünya genelinde ülkelerin toplam vaka sayılarına göre yoğunluk haritası verilmiştir. Buna göre 7.735.003 ile Amerika Birleşik Devletleri toplam vaka sayısında dünya genelinde ilk sırayı almaktadır. İkinci sırada toplam 7.175.231 Covid-19 vakası ile Hindistan yer almaktadır. Üçüncü sırada 5.100.975 vaka ile Brezilya yer almaktadır.

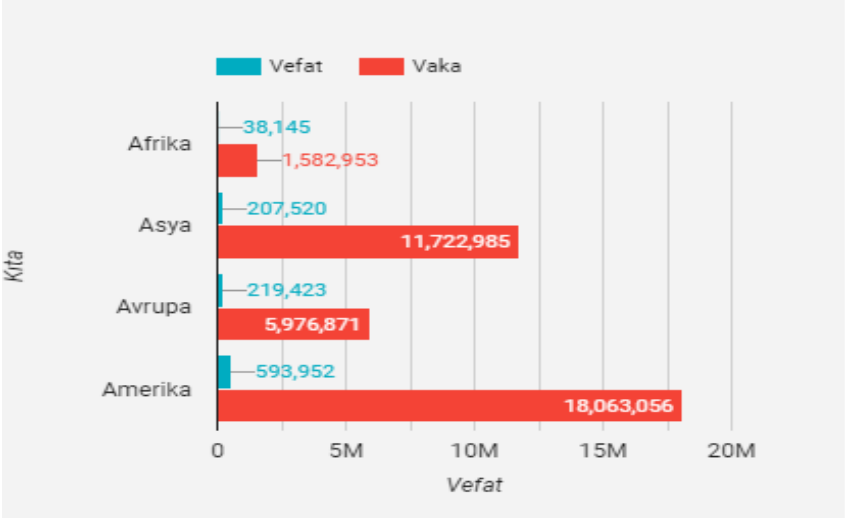
Grafik-3: Kıtalara Göre Vaka Sayıları Yüzde Dağılımı



Kaynak: **https://data.europa.eu/euodp/en/data/dataset/covid-19-coronavirus-data**

Grafik 3'te kıtalara göre vakaların yüzde dağılımı verilmiştir. Buna göre, dünya genelinde toplam Covid-19 vakalarının %48.4'ü Amerika kıtasında gözlenmektedir. İkinci sırada %31.4 ile Asya Kıtası üçüncü sırada ise %16 ile Avrupa kıtası bulunmaktadır.

Grafik-4: Kıtalara Göre Vaka ve Vefat Sayıları



Kaynak: https://data.europa.eu/euodp/en/data/dataset/covid-19-coronavirus-data

Grafik 4'te dünya genelinde toplam vaka ve vefat sayılarının kıtalara göre dağılımı verilmiştir. Buna göre 18.063.056 ile Amerika Kıtası toplam vaka sayısında kıtalar arasında ilk sırayı almaktadır. İkinci sırada toplam 5.976.871 Covid-19 vakası ile Avrupa Kıtası yer almaktadır. Üçüncü sırada 1.582.953 vaka ile Afrika Kıtası yer almaktadır.

Tablo-1: Toplam Vaka Sayısında İlk 20 Ülke

	Ülke Kodu	Ülke	Vaka
1.	US	Amerika Birleşik Devletl...	7,735,003
2.	IN	Hindistan	7,175,231
3.	BR	Brazilya	5,100,975
4.	RU	Rusya	1,311,652
5.	CO	Kolombiya	918,613
6.	AR	Arjantin	903,215
7.	PE	Peru	850,613
8.	ES	İspanya	822,508
9.	MX	Meksika	820,570
10.	FR	Fransa	718,246
11.	ZA	Güney Afrika	691,762
12.	UK	Birleşik Krallık	602,663
13.	CL	Şili	481,746
14.	IR	İran	477,264
15.	IQ	Irak	405,091
16.	BD	Bangladeş	379,699
17.	PH	Filipinler	342,180
18.	SA	Suudi Arabistan	338,715
19.	ID	Endonezya	335,926
20.	TR	Türkiye	334,714

Kaynak: **https://data.europa.eu/euodp/en/data/dataset/covid-19-coronavirus-data**

Tablo 1'te dünya genelinde ülkelerin toplam vaka sayılarına göre ilk 20 ülke sıralı olarak verilmiştir. Buna göre, 7.735.003 ile Amerika Birleşik Devletleri toplam vaka sayısında dünya genelinde ilk sırayı almaktadır. İkinci sırada toplam 7.175.231 Covid-19 vakası ile Hindistan yer almaktadır. Üçüncü sırada 5.100.975 vaka ile Brezilya yer almaktadır. Türkiye'nin dünya genelinde 334.714 vaka ile listenin 20. sırasında yer aldığı görülmektedir.

Tablo-2: Ekonometrik Analizlerde Kullanılan Değişkenler ve Modelin Spesifikasyonu

Değişken Kodu	Açıklama
VAKA	Günlük teşhis edilen vaka sayısı
VEFAT	Covid-19 nedenli gün başına ölen insan sayısı
VAKAGK	100.000 kişi başına 14 günlük kümülatif teşhis edilen vaka sayısı
XU100	BİST 100 Endeks 7 Günlük Hareketli ortalama (XU100)
XUHACIM	Borsa istanbul Toplam İşlem Hacmi 7 Günlük Hareketli ortalama (Bin TL)
XU100TUM	Borsa İstanbul Tüm-100 Endeksi 7 Günlük hareketli ortalama (XTUMY)

Tablo 2'de değişkenlerin tanımları ile beraber modelde kullanılan kısaltmalarına yer verilmiştir. Çalışmada kullanılan veri seti kullanılan tüm seriler için 27.03.2020- 13.10.2020 dönemini kapsamaktadır. Verilen tarih aralığından her bir değişken için her biri günlük periyodlarda olmak üzere 201 gözlem bulunmaktadır. Serilerde tekrarlayan değer bulunmamaktadır.

Tablo -3: Betimleyici İstatistikler

	VAKA	VEFAT	VAKAGK	XU100	XU HACIM	XU100TUM
Gözlem Sayısı	201	201	201	201	201	201
Ortalama	1665	44	27.72	1072	24.493.877	2818
Standart Hata	64	2	1.05	5.86	391.973	41
Medyan	1429	29	22.75	1096	25.598.844	2874
Standart Sapma	916	30	14.87	83	5.557.178	585
Minimum	786	14	4.43	876	12.623.356	1606
Maksimum	5138	127	74.97	1188.56	36.191.514	4115
Basıklık	3.85	0.15	2.55	-0.45	-0.68	-0.59
Çarpıklık	2.08	1.01	1.81	-0.69	-0.18	-0.04

Tablo 3'te değişkenler için hesaplanan betimleyici istatistikler verilmiştir. Vaka değişken kodu ile verilen günlük teşhis edilen vaka

sayısı 1665.24 olarak hesaplanmıştır. Bunun yanında Vefat değişken kodu ile Covid-19 nedenli gün başına ölen insan sayısı 43.96 olarak hesaplanmıştır. 201 gözlemin ortalaması BIST 100 Endeks 7 Günlük Hareketli ortalama (XU100) için 1072.33 puan olarak hesaplanmıştır.

Bu çalışmada, BIST 100 Endeks 7 Günlük Hareketli ortalama (XU100) serisi ile Covid-19 vaka sayısı serisi arasındaki ekonometrik ilişki iki aşamalı en küçük kareler yöntemi ile (İAEKK) tahmin edilmiştir.

5. Ampirik Bulgular

Bağımlı değişken olarak kullanmayı amaçladığımız XU100, XUHACIM, XU100TUM değişkenleri ile bağımsız değişken olarak kullanmayı amaçladığımız VAKA, VEFAT, VAKAGK değişkenleri arasındaki ilişkiler farklı spesifikasyon yapıları ve farklı varyasyonlar yapılarak araştırılmış denklemin anlamlılığı, açıklayıcılık gücü, otokorelasyon vb. gibi faktörler dikkate alındığında en optimal denklemi bağımlı değişkenin XU100 bağımsız değişkenin VAKA olduğu modelin verdiği belirlenmiştir. Bununla birlikte zaman serilerinde sahte regresyona yol açmamak için kullandığımız değişkenlerin durağan olması gerekmektedir. Bu nedenle değişkenlerin durağanlıkları model spesifikasyonu ve seçiminden önce Augmented Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi ile araştırılmıştır. Model seçimi sonucunda bağımlı değişken olarak XU100, bağımsız değişken olarak VAKA değişkeni belirlendiği için durağanlık testlerinde de sadece bu iki değişkenin durağanlığı testleri verilmiştir. ADF durağanlık testinde aşağıdaki üç model üzerinden değişkenliklerin durağanlıkları araştırılmıştır.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Burada Y durağanlığı test edilmek istenen değişkeni, t zaman indisini, μ denklemdeki sabit terimi, β trend değişkeninin katsayısını, δ Y_{t-1} katsayısını, ε rassal hata terimlerini göstermektedir.

Tablo -4: Augmented Dickey-Fuller Test Sonuçları

Değişken	Sabitsiz-Trendsiz	Sabitli-Trendsiz	Sabitli-Trendli
VAKA	-1.92 (10)[b]	-3.16 (10)[b]	-3.06 (10)
XU100	1.00 (11)	-1.90 (11)	-2.09 (11)
DXU100	-2.40 (10)[b]	-2.65 (10)[c]	-2.65 (10)

a, b ve c sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde yokluk hipotezi red edilmektedir. Parantez içi Akaike bilgi kriterine göre hesaplanmış optimal gecikme uzunluklarını göstermektedir. Maksimum gecikme uzunluğu 14 alınmıştır.

Durağanlık testlerinde H_0 hipotezi serinin durağan olmadığını ve birim kök içerdiğini alternatif hipotez olan H_1 ise serinin durağan olduğunu ve birim kök içermediğini ifade etmektedir. Yukarıdaki tablodan da görüldüğü üzere VAKA değişkeni için yapılan ADF testi sonuçları H_0 hipotezini %1 anlamlılık düzeyinden red etmiştir. Bağımsız açıklayıcı değişken olarak kullanılan ve Türkiye'deki vaka sayılarını ifade eden VAKA değişkeninin seviyesinde durağan olduğu görülmüştür. Bununla birlikte XU100 değişkeni için yapılan durağanlık testinin sonuçları değişkenin seviyesinde durağan olmadığını ve 1. farkında durağan olduğunu göstermektedir. Değişkenler denklemlerde durağan oldukları seviyede kullanılmıştır.

BIST 100 endeksi ile vaka sayısı arasındaki ilişkiyi tahmin edeceğimiz denklem aşağıdaki şekilde ifade edilebilir.

$$XU100_t = \beta_0 + \beta_1 VAKA_t + e_t \qquad (4)$$

Denklem iki aşamalı en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmiştir. Araç değişken olarak değişkenlerin bir gecikmeleri kullanılmıştır. Tahmin edilen denklem aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Tablo -5: İki Aşamalı EKK Parametre Tahminleri

Değişken	SD	Parametre Tahmin	Standart Hata	t Value	Pr > |t|
Vaka	**1**	0.4813	0.021	22.849	<.0001

Tablo 5'te parametre tahminleri için t testi sonuçları verilmiştir. Parametre tahminleri t-testi sonuçlarına göre bağımsız değişken katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde sıfırdan farklıdır. Modelin genel anlamlılığı için yapılan F testine göre model bir bütün

olarak anlamlı bulunmuştur. R^2 değeri 0.72 çıkmıştır. Buna göre, model XU100'deki değişimin %72'sini açıklayabilmektedir. Denklemdeki otokorelasyon ve değişen varyans probleminin üstesinden gelmek için White düzeltmesi yapılmıştır ve dirençli standart hatalar kullanılmıştır. Tahmin edilen katsayısı pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu için bağımsız değişkendeki bir artış bağımlı değişkende bir artışa yol açacağı söylenebilir. Yani iki değişken arasındaki ilişki doğru yönlüdür. Bu durum beklentilerle uyumludur. Çünkü Covid-19 pandemisi başladıktan hemen sonra ülkeler bir dizi ekonomik paketler açıklamışlar ve Merkez Bankaları piyasaya para sürmüştür.

Covid-19 ile mücadele kapsamında hükümetler ekonomilerini ayakta tutmak için ayrı ayrı mali destek paketleri açıklamaktadır. Her geçen gün artan vaka sayıları ve durma noktasına gelen ekonominin maliyetlerini en aza indirmek amacı ile devreye sokulan mali destek paketleri ülke ekonomilerini az da olsa rahatlatmıştır. Bu kapsamda, ABD 2,2 trilyon dolarlık bir kurtarma paketi devreye sokarken, Almanya 750 milyar avro, Fransa 345 milyar avro, İtalya 750 milyar avro, Brezilya 30 milyar dolar, İspanya 200 milyar avro tutarında ekonomik paketi devreye sokmuştur. Covid- 19'a karşı önlemlerini diğer ülkelere oranla daha erken alan Türkiye ise 18 mart 2020 tarihinde 100 milyar TL' lik bir paketi devreye soktuktan sonraki aşamada toplamda 240 milyar TL'yi bulan bir paket devreye sokmuştur. Bunların yanı sıra, Avrupa Merkez Bankası, 12 Mart 2020 tarihinde 120 milyar avroluk tahvil alım ve kredi programını, 18 Mart 2020 tarihinde ise 750 milyar avroluk Pandemi Acil Satın Alma Programı'nı açıklamıştır. Ayrıca, AB Maliye Bakanları 8 Nisan 2020 tarihinde salgının etkilerini azaltmak amacı ile 540 milyar avro tutarında bir kurtarma paketi açıklamıştır.

Uygulanan bu genişletici para ve maliye politikaları sonucunda Covid-19'a tepki vererek hızlıca düşen dünya ve Türkiye borsası bu paketlerden sonra çok kısa bir süre içerisinde toparlamış ve eski seviyelerine geri dönmüşler. Hatta bazı borsalar daha üst düzeylere çıkmışlardır. Bu çıkışta piyasaya sürülen bol miktarda paranın borsalara girmesi de önemli bir rol oynamıştır.

6. Sonuç

Covid-19 adlı koronavirüsün Aralık 2019'da Çin'in Wuhan kentinde patlak vermesi sonucunda başta Çin olmak üzere virüsün görüldüğü bütün ülke ekonomilerinde olumsuz etkiler ortaya çıkmıştır. Virüsün evrimi ve ekonomik etkisi belirsiz olduğundan dolayı politika yapıcıların uygun makroekonomik politikalar uygulamaları zorlaşmıştır. Ekonomik etkinin büyüklüğü, salgının nasıl geliştiğine bağlı olarak ortaya çıkacaktır ki bu durumda oldukça belirsizdir. Başlangıçta, pandeminin etkisiyle borsa endekslerinde yaşanan düşüşte, ortaya çıkan küresel bir salgın karşısında dünya ekonomilerinin ne duruma düşeceği konusunda yaşanan belirsizlik ve korku etkili olmuştur. Covid-19 pandemisi, borsa endeksleri üzerinde ilk olarak hızlı bir çöküş yaratsa da dünya ülkelerinin destekleyici ekonomik paket açıklamaları ve Merkez Bankalarının genişletici para politikaları ile birlikte artan para arzının bir kısmının borsalara girmesi sonucunda endeksler tekrar eski seviyelerine gelmiş hatta eski seviyelerinin daha üst düzeylerine yükseliş yaşanmıştır.

Bu çalışmada, 27.03.2020-13.10.2020 dönem verileri kullanılarak BIST 100 Endeks 7 Günlük Hareketli ortalama serisi ile Covid-19 vaka sayısı serisi arasındaki ilişki iki aşamalı en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, bağımlı değişken BIST 100 Endeksi ve bağımsız değişken günlük teşhis edilen vaka sayısı arasındaki ilişkinin pozitif olduğu görülmüştür. Covid-19'un patlak vermesinin hemen ardından ülkelerin açıklamış oldukları destek ve ekonomik yardım paketleri ile Merkez Bankalarının uygulamış oldukları genişletici para politikaları sonucunda artan para arzının borsa endeksleri üzerindeki etkisi bu ilişkinin pozitif çıkmasının nedeni olarak gösterilebilir.

Kaynakça

Albulescu, C., (2020), "Coronavirus and Financial Volatility: 40 Days of Fasting and fear'' Erişim tarihi: 08.03.2020, https://arxiv.org/ftp/arxiv/papers/2003/2003.04005.pdf

Andersen, A. L., Hansen, E. T., Johannesen, N., & Sheridan, A., (2020), Consumer Responses to the COVID-19 Crisis: Evidence from Bank Account Transaction Data, Working Paper.

Barua, S. (2020), "Understanding Coronanomics: The Economic İmplications Of The Coronavirus (COVID-19) Pandemic'', Electronic copy available at: https://ssrn.com/abstract=3566477, 1-44.

Çetin, A. (2020), "Koronavirüs (Covid-19) Salgınının Türkiye'de Genel Ekonomik Faaliyetlere ve Hisse Senedi Borsa Endeksine Etkisi'', Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Uygulamalı Bilimler Dergisi, 4(2), 341-362,

Demirbaş, D., Bozkurt, V., Ve Yorğun, S., Covid-19 Pandemisinin Ekonomik, Toplumsal ve Siyasal Etkileri, İstanbul Üniversitesi Yayınevi, 2020, İstanbul, E-ISBN: 978-605-07-0729-8.

Demirhan, E., (2020), "Covid-19 Küresel salgınının Türkiye CDS Primlerine ve BIST 100 Endeksine Etkisi'', Türkiye Ekonomi Politikaları Araştırma Vakfı (TEPAV), Değerlendirme Notu, Erişim tarihi: 12.06.2020, https://www.tepav.org.tr/upload/files/15857330326.COVID_19_Kuresel_Salgininin_Turkiye_CDS_Primlerine_ve_BIST_100_Endeksine_Etkisi.pdf

Fetzer, T., Hensel,L., Hermle, J., Ve Roth, C., (2020), "Coronavirus Perceptions And Economic Anxiety'', https://arxiv.org/abs/2003.03848, 1-60.

Keleş, E., (2020), "Covid-19 ve BIST-30 Endeksi Üzerine Kısa Dönemli Etkileri'', Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 42(1), 91-105.

Malıszewska, M., Mattoo, A., Ve Mensbrugghe, D., (2020), "The Potential Impact of COVID-19 on GDP and Trade'', Policy Research Working Paper 9211, 1-26.

Mckıbbın, W., Ve Fernando, R., (2020), "The Global Macroeconomic Impacts of COVID-19: Seven Scenarios'', 1-20.

Morales, L., & Andreosso-O'callaghan, B., (2020), "Covid19: Global Stock Markets "Black Swan", Critical Letters in Economics & Finance , 1(1), 1-14

Peker, Y., Demirhan, E., (2020), "Covid-19 Küresel Salgınının Borsa İstanbul'daki Sektörel Etkileri'' Türkiye Ekonomi Politikaları Araştırma Vakfı (TEPAV), DeğerlendirmeNotu.http://www.tepav.org.tr/upload/mce/2020/notlar/covid19_kuresel_salgininin_borsa_istanbuldaki_sektorel_etkiler i.pdf, Erişim tarihi: 08.06.2020,

Sharıf, A., Alouı, C., Ve Yarovaya, L., (2020), "COVID-19 pandemic, oil prices, stock market, geopolitical risk and policy uncertainty nexus in the US economy: Fresh evidence from the waveletbased approach'', International Review of Financial Analysis, 20, 1-9.

Stephany, F., Stoehr, N., Darius, P., Neuhäuser, L., Teutloff, O., & Braesemann, F., (2020)., "The CoRisk-Index: A data-mining approach to identify industry-specific risk assessments related to COVID-19 in real-time'', W orking Paper, 1(3),1-18, arXiv:2003.12432, https://arxiv.org/pdf/2003.12432.pdf.

Şenol, Z., Zeren, F., (2020), "Coronavirüs (Covıd-19) and Stock Markets: The Effects of The Pandemic on The Global Economy'', Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi, 7(4), 1-16.

Zeren, F., Hızarcı, A.E., (2020) , "The Impact of Covid-19 Coronavirus on Stock Markets: Evidence From Selected Countries'', Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi, 3(1), 78-84.

https://data.europa.eu/euodp/en/data/dataset/covid-19-coronavirus-data (Erişim Tarihi: 25.10.2020)

Ekonomik Büyümenin Sağlık Harcamaları Üzerine Etkisi

Can USTA[1]

Ferhat İSPİROĞLU[2]

Emrullah METE[3]

1. Giriş

Sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi yıllardır araştırmacıların ilgisini çeken bir konu olmuştur. Bu konu farklı yönleriyle araştırılmasına rağmen önemini korumaktadır. Nitekim Covid-19 salgınının (pandemi) insan sağlığına etkilerinin yanında, dünya ekonomilerine etkisi, aşı çalışmaları ve aşının dünya piyasalarına satışı son zamanlarda tartışılan konular arasında yer almaktadır.

Sağlık harcamaları insan sağlığını koruma ve geliştirme için yapılan harcamaların yanında bakım, beslenme ve acil programlar için yapılan harcamalar olarak tanımlanmaktadır (TÜİK). Sağlık hizmeti devletlerin asli fonksiyonlarındandır. Hem kamu idarelerince hem de ticari güdüyle hareket eden özel teşebbüslerce yerine getirilmektedir. Özel sektörün varlığı ve ülke ekonomilerinde yaşanan gelişmeler sağlık hizmetlerine bakış açısını geliştirmiştir. Günümüzde tedavi amaçlı sağlık hizmetlerinin yanında pek çok hizmet (koruyucu hekimlik, rehabilitasyon vb) sağlık sektörünce yerine getirilmektedir.

Sağlık için yapılan harcamalar beşeri sermaye olarak nitelendirilen emek gücüne ve dolayısıyla ekonomik büyümeye katkı sağlar. Bu bakış açısı büyüme literatüründe içsel büyüme teorisyenlerince ileri sürülmüştür. Nitekim içsel büyüme teorisyenlerine göre, sağlık harcamaları, eğitim ve teknolojiye yapılan harcamalar ile birlikte beşeri sermayeyi etkiler. Beşeri sermayede meydana gelecek olan iyileşmeler ise araştırma geliştirme faaliyetlerini ve dolayısıyla ekonomik büyümeyi etkiler. Yapılan ampirik çalışmalarda bu teoriyi destekleyen çalışmaların yanında ekonomik büyümenin sağlık harcamalarını etkilediğini ileri süren çalışmalar da mevcuttur [Çetin ve Ecevit (2016), Yazdi ve Khanalizadeh (2017), Gövdeli (2019)]. Ayrıca bu iki değişken arasında iki yönlü ilişkinin olduğunu ileri süren çalışmalar da bulunmaktadır [Taban, (2006), Yardımcıoğlu, (2012), Doğan (2016), Kamacı ve Yazıcı (2017), Tıraş ve Ağır (2018)].

[1] Dr. Öğr. Üyesi, Giresun Ünv., Görele UBYO, Finans ve Bankacılık Bölümü, can.usta@giresun.edu.tr

[2] Dr. Öğr. Üyesi, Giresun Ünv., Görele UBYO, Lojistik Yöetimi Bölümü, ferhat.ispiroglu@giresun.edu.tr

[3] Dr. Öğr. Üyesi, Giresun Ünv., Görele UBYO, Lojistik Yöetimi Bölümü, emrullah.mete@giresun.edu.tr

Teorik olarak sağlık harcamalarının ekonomik büyümeyi etkilemesi mümkündür. Sağlık harcamalarının yanında bu harcamaların finansman yöntemlerinin de ekonomik büyümeyi etkileyebileceği göz ardı edilmemelidir. Nitekim yakın geçmişte pek çok ülkede sosyal güvenlik sistemlerinin erken emeklilik nedeniyle sağlık hizmetlerini yerine getiremediği yadsınamaz bir gerçektir. Bundan dolayı pek çok ülkede farklı finansman modelleri benimsenmiştir. Temelde sağlık harcamaların kamunun asli görevi olması düşüncesiyle vergilerle finansman modelinin yanında, primle finansman modeli veya çeşitli karma modeller bulunmaktadır. Bu modelleri uygulayan ülkeler kapsamında sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerine etkisinin analiz edilmesi önem arz etmektedir.

Toplam sağlık harcamaları içinde kamu kesimi sağlık harcamalarının payı daha fazladır. Bu yönüyle sağlık harcamalarının kamu finansman yöntemlerinden Beveridge ve Bismark modelleri öne çıkmaktadır. Başka bir ifadeyle Beveridge ve Bismark modelini uygulayan ülkelerde sağlık harcamaları diğer modelleri uygulayan ülkelerden daha fazladır. Merak edilen soru, acaba bu ülkelerde sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi nedir.

Çalışma altı bölümden oluşmaktadır. Birinci bölüm giriş bölümüdür. İkinci bölümde sağlık harcamalarının finansman yöntemleri açıklanmıştır. Üçüncü bölümde sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisini açıklayan çalışmalar literatür taraması başlığı altında sunulmuştur. Dördüncü bölümde çalışmada kullanılan değişkenler ve ekonomik yöntem tanıtılmıştır. Beşinci bölümde sağlık harcamaları ekonomik büyüme ilişkisi analiz edilmiştir. Son bölüm olan altıncı bölümde ise çalışmada bulunan sonuçlar değerlendirilmiştir.

2. Sağlık Harcamaları Finansman Modelleri

Sağlık harcamalarının büyüklüğüne ülkelerin benimsemiş olduğu modeller etki edebilmektedir. Nitekim kamu tarafından finanse edilen sağlık sistemlerinde sağlık harcamaları diğer ülkelere kıyasla genel olarak daha fazladır. Ülkeler sağlık harcamalarının finansmanında farklı modeller uygulayabilmektedir. Aşağıda bu modellerden öne çıkanlara değinilmiştir.

A. Beveridge Modeli (Vergilerle Finansman)

William Beveridge'nin II. Dünya savaşı sonrası İngiliz sağlık sistemi için tasarlamış olduğu bu modelde sağlık hizmetleri kamusal bir mal olarak görülmekte ve devlet tarafından toplanan vergilerle finanse edilmektedir (Daştan ve Çetinkaya, 2015:106). Bu modelde amaç,

sağlık hizmetlerinin toplum geneline yayılması ve her bireyin bu hizmetten etkin bir şekilde yararlanmasıdır. Diğer modellerden farklılaşarak sigorta primleri yerine vergiler gibi daha büyük bir kaynak sağlık harcamalarının finansmanına ayrılmaktadır (Çelikay ve Gümüş, 2009:19). Bu modeli kullanan ülkeler, İngiltere, Avustralya, Danimarka, Finlandiya, İrlanda, İspanya, İsveç, İtalya, İzlanda, Norveç, Portekiz ve Yeni Zelendadır.

B. Bismarck Modeli (Zorunlu Sosyal Sigorta ile Finansman)

Otto Von Bismarck 1883 yılında Almanya sağlık sistemi için ortaya koyduğu bu modelde, işçi ve işverenlerden zorunlu olarak kesilen primlerle sağlık hizmetleri yerine getirilmektedir (İstanbulluoğlu vd., 2010: 92). Hem işçi hem de işverenden gelirleri esas alınarak prim kesilmekte ve toplanan primlerle sağlık ihtiyacı olanların ihtiyaçları karşılanmaktadır. Özel sağlık sigortasında da prim toplanmakta ve ihtiyaçlar karşılanmakla birlikte, sosyal sağlık sigortasında farklı olarak riski yüksekse daha fazla prim, düşükse daha az prim ödemesi yapılmaz (Tatar, 2011: 116). Bireyler gelirlerine göre prim ödediklerinden dolayı aslında "yüksek gelirlilerden düşük gelirlilere, sağlıklı olanlardan hasta olanlara" doğru kaynak aktarımı söz konusu olmaktadır (Gür ve Kaya, 2020:39). Bu modeli kullanan ülkeler, Almanya, Avusturya, Belçika, Çek Cumhuriyeti, Estonya, Fransa, Hollanda, İsrail, İsviçre, Japonya, Litvanya, Letonya, Lüksemburg, Macaristan, Meksika, Polanya, Slovak Cumhuriyeti, Slovenya, Şili ve Yunanistan'dır.

C. Özel Sağlık Sigortası Modeli (Karma Model)

Bu modelde, hizmeti satın alan birey ile hizmeti sunan sağlık kuruluşuna özel sağlık sigorta kuruluşu aracılık etmektedir. Sigorta kuruluşları bireylerden prim toplamakta, sağlık problemiyle karşılaşılması durumunda sağlık hizmeti arz edene ödeme işlemi gerçekleştirilmektedir (Çelikay ve Gümüş, 2009:13). Uygulamada özel sağlık sigortaları, zorunlu sağlık sigortalarını ikame edici veya tamamlayıcı nitelikte olabilir. Sosyal sağlık sigortasından farklı olarak özel sağlık sigortasında herhangi bir hastalığı olan ya da hastalanma riski yüksek olanlar diğerlerinden daha fazla prim ödemek durumunda kalabilir (Tatar, 2011: 115).

D. Cepten Ödeme Modeli

Hastalık riski için herhangi bir ödemenin yapılmadığı bu modelde birey sağlık hizmeti kullanımı için doğrudan cepten ödeme yapmaktadır (İstanbulluoğlu, 2010: 90). Gelir seviyesi düşük ve sağlık hizmetleri yetersiz ülkelerde görülmektedir (Tatar, 2015: 108).

3. Literatür Taraması

Sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmalar ülke ve ülke grupları bazında ele alındığı gibi bağımlı değişkenin sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme olması durumuna göre de değişiklik göstermektedir.

Çetin ve Ecevit (2011), 15 OECD ülkesini kapsayan çalışmalarında Panel OLS metoduyla sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Çalışmanın sonucuna göre, sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasında anlamlı bir ilişki bulunmamıştır.

AB üyesi 27 ülkeyle Türkiye'de, beşeri sermayenin bileşenlerinden sağlık ve eğitim harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştıran Selim vd. (2014), panel metodolojisini kullanarak kısa ve uzun dönemli ilişkileri incelemiş ve değişkenler arasında hem kısa hem de uzun dönemde pozitif ilişkiler tespit etmiştir.

Akar (2014), Türkiye'de Ocak 2004-Mart 2013 dönemi aylık verileri kullanarak sağlık harcamaları, sağlık harcamalarının nispi fiyatı ve GSYH değişkeni arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmanın ekonometrik bulgularına göre uzun dönemde değişkenler arasında anlamlı bir ilişki bulunurken, kısa dönemde ise anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.

İçsel büyümenin belirleyicilerinden sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi 2000-2013 dönemi ve 54 üst orta gelirli ülke için panel veri ile analiz eden Hayaloğlu ve Bal (2015), gerek toplam gerekse kamu ve özel sektör sağlık harcamalarındaki artışın üst orta gelirli ülke ekonomik büyümelerini olumlu yönde etkilediği sonucuna varmışlardır.

Saraçoğlu ve Songur (2017); Türkiye'nin de içerisinde bulunduğu 1995-2014 dönemini kapsayan 10 Avrasya ülkesi üzerinde yapmış oldukları çalışmalarında sağlık harcamalarındaki artışların ekonomik büyümeyi; ekonomik büyümenin de sağlık harcamalarındaki artışı olumlu şekilde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır.

Kamacı ve Yazıcı (2017) 35 OECD ülkesinde sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini araştırdıkları çalışmalarında iki değişken arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu bulgusuna ulaşmışlardır.

Aboubacar ve Xu (2017) çalışmalarında 1995-2014 dönemi verilerini kullanarak Sahra Altı Afrika'da sağlık harcamalarının ekonomik

büyüme üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Çalışma sonucunda iki değişken arasında anlamlı bir ilişkinin olduğu ve sağlık harcamalarının bölgenin ekonomik olarak büyümesi üzerinde önemli etkisinin bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Serge ve Tieguhong (2017) 1995-2015 dönemi için Orta Afrika Ülkeleri Ekonomik Topluluğu (CEMAC) ve seçilmiş diğer Afrika Ülkeleri üzerine yaptıkları çalışmalarında sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde olumlu ve anlamlı bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Çalışkan vd. (2018), 1998Q1-2016Q2 dönemi verileri kullanarak eğitim ve sağlık-sosyal hizmet harcamaları ile GSYH arasındaki uzun dönemli ilişkileri çoklu yapısal kırılmaları dikkate alan Maki eş bütünleşme testi ile analiz etmişlerdir. Analiz sonucuna göre eğitim ve sağlık harcamalarında %1'lik bir değişim, GSYH 'da sırasıyla %0,51 ve %0.36'lık bir artışa neden olur.

Yıldız ve Yıldız (2018) tarafından 1996-2014 dönemi verileri kullanılarak sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi Avrupa ve Merkez Asya ülkeleri olmak üzere toplam 47 ülke üzerinde incelenmiştir. Çalışma sonucunda kişi başına yapılan sağlık harcamalarının ekonomik büyümeyi istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

Demirgil vd. (2018) yapmış oldukları çalışmada Türkiye'deki sağlık harcamaların ekonomik büyüme üzerindeki etkisini 2010-2016 dönemi için incelemişlerdir. Çalışmada neticesinde Türkiye'de sağlık harcamalarının ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır.

Tıraş ve Ağır (2018) 1995-2014 yıllarına ait verileri kullandıkları çalışmalarında OECD ülkelerinin çoğunda gelir ile sağlık harcama türlerinden en az biri arasında nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Yine aynı çalışmada OECD ülkelerinde gelir artışının en fazla sağlık harcamalarını artırdığı ve bu harcamaların da gelirin armasına neden olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Dinçer ve Yüksel (2018) 1996-2016 dönemi verilerini kullanarak E7 Ülkeleri'nde sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki nedensellik ilişkisini incelemişlerdir. Çalışma sonucunda ekonomik büyüme ile toplam sağlık harcamaları ve kamu sağlık harcamaları arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu, ancak özel sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasında bu ilişkinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Yazdi ve Khanalizadeh (2018) MENA Ülkeleri üzerinde yapmış olduğu çalışmalarında 1995-2014 dönemi için sağlık harcamalarının belirlenmesinde çevresel kalite ve ekonomik büyümenin etkisini araştırmışlardır. Çalışma sonucunda ekonomik büyümenin sağlık harcamaları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve etkileri olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Saad ve Nor (2018) çalışmalarında düşük ve orta gelir grubundaki toplam 67 ülke üzerinde sağlık harcamalarının ekonomik kalkınma üzerindeki etkilerini araştırmışlardır. 2010-2014 dönemini kapsayan çalışmada yapılan testler sonucunda sağlık harcamaları ve ekonomik kalkınma arasında önemli bir ilişkinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Wahab vd., (2018) çalışmalarında 1990-2015 dönemi için İslam İşbirliği Teşkilatı Ülkeleri için sağlık ve eğitim harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini araştırmışlardır. Araştırma sonucunda sağlık hizmetleri harcamaları, eğitim harcamaları ve AR-Ge harcamalarının ekonomik büyümeyi örneklem ülkelerde uzun vadede olumlu şekilde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır

Ersin ve Baş (2019) Yunanistan, İspanya, Portekiz İtalya ile Türkiye'yi konu alan ve 1980-2016 dönemine ait verileri kullanılan çalışmalarında sosyal harcamalar ve ekonomik büyüme arasında karşılıklı etkileşimin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bununla birlikte ekonomik büyümeden sosyal harcamalara doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilirken sosyal harcamalardan ekonomik büyümeye doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

İspir ve Türkmen (2019)'in G7 ülkelerinde sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceledikleri ve 1988-2017 dönemine ait verilerin kullanıldığı çalışmalarında iki değişken arasında herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.

Gövdeli (2019) çalışmasında 1992-2014 dönemi için 26 OECD ülkesi üzerinde sağlık harcamaları, ekonomik büyüme ve CO2 emisyonları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışma sonucunda uzun dönemde kullanılan değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Ekonomik büyüme ile sağlık harcamaları arasındaki ilişki bakımından özellikle son yıllara ait çalışmalar oldukça fazla olduğundan dolayı Tablo 1'de özetlenmiştir.

Tablo-1: Literatür Özeti

Yazar	Ülkeler ve Dönem	Analiz Yöntemi	Bulgular
Kahn vd. (2016)	SAARC Ülkeleri (1995-2012)	- Panel DOLS - SUR - Dumitrescu ve Hurlin (2012) Panel Nedensellik	- Sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme arasında uzun vadede önemli bir ilişkinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. - Kısa vadede ise sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.
Destebaşı (2017)	D-8 (1995-2015)	- Panel VAR - Granger nedensellik	- Savunma harcamaları ve sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkilerinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır
Kılıç ve Özbek (2018)	OECD-TR (1995-2013)	- Pedroni - Kao panel koentegrasyon - Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik - Panel FMOLS ve DOLS	- Sağlık harcamaları, eğitim harcamaları ve ekonomik büyüme değişkenleri arasında çift yönlü nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir. - Sağlık harcamaları, eğitim harcamaları ve ekonomik büyüme birbirini pozitif yönde etkilemektedir.
Zaidi ve Saidi (2018)	Sahra Altı Afrika Ülkeleri (1990-2015)	- Panel ARDL - VECM Granger Nedensellik	- Ekonomik büyümenin sağlık harcamaları üzerinde olumlu etkiye sahip olduğu ve sağlık harcamalarından kişi başı GSYH'ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır
Ye ve Zhang (2018)	OECD ve Seçilmiş Gelişmiş Ülkeler (1971-2015)	- Granger Nedensellik	- Araştırmaya konu ülkelerin bir kısmında sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisine rastlanmış olup ülkeden ülkeye bu ilişkinin yönü farklılıklar göstermektedir
Özkan ve Zengin (2018)	OECD (2000-2015)	- Pedroni ile Kao eş bütünleşme - Granger nedensellik	- Kişi başına GSYH, kişi başına sağlık harcamaları ile çift yönlü nedensellik ve kişi başına sağlık harcamalarından, toplam ilaç satış tutarına tek taraflı nedensellik ilişkisinin olduğu sonucuna varılmıştır.
Wang vd. (2018)	22 Ülke (2004-2013)	- TVP-Panel VAR model	- Sağlık şokları değişkeninin ekonomik büyüme, sigorta tüketimindeki büyüme ve sağlık harcamalarının büyümesi üzerinde olumlu dinamik etkileri olduğu sonucuna ulaşılmıştır
İşleyen (2019)	OECD (1998-2016)	- Johansen-Juselius panel eşbütünleşme - Dimirtuschi-Hurlin (2012) panel nedensellik	- Ekonomik kalkınmadan sağlık harcamalarına çift yönlü nedensellik ilişkisi, hava kirliliğinden sağlık harcamalarına tek yönlü nedensellik ilişkisi ve ekonomik kalkınmadan hava kirliliğine de tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Şahin ve Durmuş (2019)	OECD (1990-2014)	- CADF birim kök - Westerlund ve Edgerton (2007) eş bütünleşme - Emirmahmutoğlu ve Köse nedensellik	- 5 ülkede CO2 emisyonundan sağlık harcamalarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. 11 Ülkede ise ekonomik büyümeden sağlık harcamalarına doğru nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Dumrul (2019)	ASEAN-5 (2000-2014)	- Pedroni, Kao ve panel FMOLS eş-bütünleşme	- Sağlık harcamaları, çevre kirliliği ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki bulunduğun ve çevre kirliliği ile ekonomik büyümenin sağlık harcamalarını artırdığı bulgusuna ulaşılmıştır.
Hseeb vd. (2019	ASEAN	- ARDL	- Çevre kirliliğinin, enerji tüketiminin ve ekonomik büyümenin uzun vadede ASEAN ülkelerinde Ar-Ge harcamalarının yanı sıra sağlık harcamaları üzerinde de olumlu etkisi olduğunu sonucuna ulaşılmıştır
Çelik (2020)	G20 (2000-2016)	- Durbin Hausmann Panel Eş bütünleşme - Dumitrescu-Hurlin (2012) Panel Nedensellik	- Sağlık harcamalarındaki artış ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilemektedir. - Ekonomik büyümeden sağlık harcamalarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi mevcuttur.
Atuahene vd. (2020)	Çin ve Hindistan (1960-2019)	- Panel veri GMM	- Sağlık harcamaları, CO2 emisyonları ve ekonomik büyüme arasında önemli bir ilişki bulunmuştur. Çalışmada ayrıca CO2 emisyonlarının sağlık harcamaları üzerinde önemli bir etkisi olduğu, ekonomik büyümenin her iki ülke için de sağlık harcamaları üzerinde olumsuz bir etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Ibukun ve Osinubi (2020)	47 Afrika Ülkesi (2000-2018)	- Panel veri GMM - OLS	- Çalışmada, ekonomik büyümenin sağlık harcamaları üzerindeki olumlu ve anlamlı etkisinin bulunduğu, aynı zamanda düşük çevre kalitesi ile sağlık harcamaları arasında pozitif olarak anlamlı bir ilişkinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Literatürde yer alan çalışmalar incelendiğinde, beşeri sermaye ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin sağlık harcamaları özelinde uzun yıllardır gündemde olan bir konu olduğu görülmektedir. Sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi farklı dönemler, değişkenler ve yöntemlerle açıklanmaya çalışılmıştır. Sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi kadar, ekonomik büyümenin de sağlık harcamaları üzerinde etkisi olduğu literatürdeki çalışmalardan anlaşılmaktadır.

4. Veri Seti ve Yöntem

Çalışmada Sağlık harcamalarının finansman sistemleri kapsamında Bismarck ve Beveridge sistemlerini kullanan ülkelerde[4] başta ekonomik büyüme olmak üzere sağlık harcamalarını etkileyen faktörlerin etkilerinin incelendiği bu çalışmada 2000-2018 arası dönem değerlendirilmiştir. Panel veri analizi kullanıldığı çalışmada Bismarck ve Beveridge sistemlerini kullanan ülkeler tek bir model çerçevesinde değerlendirilmiştir. Bu kapsamda kurulan model şu şekildedir;

$$LHEPC_{it} = \alpha_i + \beta_1 LGDPPC_{it} + \beta_2 LLIFEX_{it} + \beta_3 LPOP_{it} + \beta_4 LINFMOR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Modelde kullanılan değişkenlerden LHEPC kişi başına sağlık harcamalarını (cari ABD $), LGDPPC kişi başına gayri safi hasılayı (cari ABD $), LLIFEX ortalama yaşam süresini, LPOP nüfus miktarını (15-64 yaş arası), LINFMOR yeni doğan ölüm oranını (1000 canlı başına) ifade etmektedir. Ayrıca, modellerde yer alan t zamanı, i birimleri, α sabit terimi, β eğim parametresini, ε ise hata terimini ifade etmektedir.

Bismarck ve Beveridge modeli olarak adlandırılan finansman sistemlerinin sırasıyla içeriğini oluşturan sosyal sağlık sigortasına dayalı finansman ve vergiye dayalı finansman sistemini uygulayan ülkelerde sağlık harcamalarının etkilenme düzeylerini ortaya koymak amacıyla iki finansman sistemi tek model kapsamında değerlendirilmiştir. Değişkenlere ilişkin tüm veriler Dünya Bankası veri tabanından elde edilmiştir. Tüm değişkenlere ilişkin verilerin doğal logaritmaları alınarak analiz yapılmıştır.

Panel veri analizinin kullanıldığı modelde, klasik model, sabit etkiler modeli ve tesadüfi etkiler modellerinden hangisinin uygun olacağına F, LM, LR, Score testi ve Wooldridge'in testiyle karar verilmektedir. Bu testlerin bir kısmı sabit, bir kısmı ise tesadüfi etkiler tahmincileri üzerinden yapılmakta olup, bu çalışmada Klasik modelin uygunluğu F testi ve Breusch-Pagan LM testi sonuçlarına göre değerlendirilmiştir.

Sabit etkiler ve tesadüfi etkiler tahmincileri arasında seçim yapmak ve hangi modelin uygun olduğuna karar verebilmek için Hausman, Wald,

[4] *Bismarck sistemini kullanan ülkeler:* Germany Austria Belgium Czech Republic Estonia France Netherlands Israel Switzerland Japan Lithuania Latvia Luxembourg Hungary Mexico Poland Slovak Republic Slovenia Chile Greece
Beveridge sistemini kullanan ülkeler: United Kingdom Australia Denmark Finland Ireland Spain Sweden Italy Iceland Norway Portugal New Zealand

t ve F testleri kullanılmaktadır. Sabit ve tesadüfi etkiler tahmincilerinin seçiminde Hausman testi kullanılmıştır.

Uygun tahmincinin belirlenmesinden sonra, heteroskedasite, otokorelasyon ve birimlerarası korelasyon gibi temel varsayımlardan sapmalar test edilmektedir. Bu kapsamda sabit etkiler modelinde heteroskedasite, değiştirilmiş Wald testi ile; otokorelasyon, Baltagi-Wu'nun yerel en iyi değişmez testi ve Durbin-Watson testi ile; birimler arası korelasyon ise Breusch-Pagan (1980) Lagrange çarpanı testi, Pesaran (2004) CD testi ve Friedman'ın testi ile sınanabilmektedir. Tesadüfi etkiler modelinde ise heteroskedasite Breusch-Pagan Lagrange çarpanı testi, Levene, Brown ve Forsthe testi ile; otokorelasyon Baltagi-Wu'nun yerel en iyi değişmez testi ve Durbin-Watson testi, Lagrange çarpanı testi, düzeltilmiş lagrange çarpanı testi ile; birimler arası korelasyon ise Pesaran'ın testi, Friedman'ın testi ve Frees'in testi ile sınanabilmektedir. Temel varsayımlardan sapmaların olması durumunda varyanslar ve dolayısıyla standart hatalar, t ve F istatistikleri, R^2 ve güven aralıklarının geçerliliği etkileneceğinden dolayı ya parametre tahminlerine dokunmadan dirençli standart hatalar elde edilmeli ya da uygun yöntemlerle tahminler yapılmalıdır (Tatoğlu, 2013).

Çalışmada, Hausman testinin akabinde temel varsayımlardan sapmaların olup olmadığının test edilmesi amacıyla heteroskedasite değiştirilmiş Wald testi ile; otokorelasyon Durbin Watson ve Baltagi Wu'nun yerel en iyi değişmezlik testi ile; birimler arası korelasyon ise Pesaran'ın testi ile değerlendirilmiştir. Temel varsayımlardan sapmaların olması sebebiyle dirençli standart hatalar elde edilmesi gerekliliğinden ötürü çalışmada Driscoll-Kraay (1998) standart hatalar tahmincisi uygulanmıştır.

5. Bulgular

Sağlık harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin finansman sistemleri çerçevesinde ele alındığı bu çalışmada panel regresyon analizi kullanılmıştır. Modelin analizi için kullanılacak tahmincinin belirlenmesi amacıyla yapılan testler sonucunda, tesadüfi etkiler ile klasik model tercihinde F testi ve Breusch-Pagan LM testi sonuçlarına göre klasik modelin uygun olmadığına karar verilmiştir. Sabit ve tesadüfi etkiler tahmincisi seçiminde ise Hausman testi sonuçlarına göre birim etkilerin bağımsız değişkenlerle korelasyonlu olduğu sonuçlarına ulaşılmış sabit etkiler tahmincisinin kullanılmasının uygun olduğuna karar verilmiştir.

Temel varsayımlardan sapmaların test edilmesi için yapılan analizlerde, Wald testi ile heteroskedasitenin, Durbin Watson ve Baltagi Wu'nun yerel en iyi değişmezlik testi ile otokorelasyonun, Pesaran'ın testi ile de birimler arası korelasyonun mevcut olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır. Temel varsayımlardan sapmaların mevcut olması sebebiyle çalışmada Driscoll-Kraay standart hatalar tahmincisi uygulanmıştır.

Tablo 2: Sağlık Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi (Bağımlı Değişken: LHEPC)

Değişkenler	Bismarck Sistemi	Beveridge Sistemi
LGDPPC	1.055	0.977
	(0.000)*	(0.000)*
LLIFEX	1.663	2.611
	(0.000)*	(0.007)*
LPOP	-0.127	0.290
	(0.190)	(0.114)
LINFMOR	-0.001	-0.014
	(0.388)	(0.162)
Sabit Parametre	-3.622	-7.844
	(0.001)*	(0.000)*
Gözlem Sayısı	380	228
Birim Sayısı	20	12
R^2	0.95	0.94
F testi (H_0: $\mu_i \neq 0$)	7310.65	990.92
	(0.000)	(0.000)
F testi (H_0: $\beta_i = 0$)	37.90	13.68
Breusch-Pagan LM (Pr>Chi2)	1244.87	165.51
	(0.000)	(0.000)
Hausman (Pr>Chi2)	10.24	18.04
	(0.036)	(0.001)
DW	0.267	0.347
Baltagi-Wu	0.432	0.496
Pesaran testi	8.039	5.975
	(0.000)	(0.000)
Değiştirilmiş Wald testi	7604.21	594.54
	(0.000)	(0.000)

Tablo 2'de görüldüğü üzere her iki sistemde de ekonomik büyüme kişi başına sağlık harcamalarını %1 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif etkilemektedir. Kişi başına hasıladaki %1'lik bir artış Bismarck sistemini kullanan ülkelerde sağlık harcamaları üzerinde %1.05'lik bir artışa sebep olmaktadır. Yine Bismarck sistemini

kullanan ülkelerde ortalama ömür süresindeki değişim sağlık harcamalarını %1 önem seviyesinde istatistiksel olarak pozitif etkilemektedir. Ortalama ömür süresindeki %1'lik bir artışın sağlık harcamaları üzerinde %1.66'lık bir artışa etki ettiği görülmektedir. Son olarak Bismarck sistemini kullanan ülkelerde 15-64 yaş arası nüfus ve yeni doğan ölüm oranı ile sağlık harcamaları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkiye rastlanmamıştır.

Beveridge sistemini kullanan ülkelere ait sonuçlar değerlendirildiğinde, Kişi başına hasıladaki %1'lik bir artış sağlık harcamaları üzerinde %0.98'lik bir artışa sebep olmaktadır. Ortalama ömür süresindeki değişim sağlık harcamalarını %1 önem seviyesinde istatistiksel olarak pozitif etkilemektedir. Ortalama ömür süresindeki %1'lik bir artışın sağlık harcamaları üzerinde %2.61'lik bir artışa etki ettiği görülmektedir. Son olarak Beveridge sistemini kullanan ülkelerde 15-64 yaş arası nüfus ve yeni doğan ölüm oranı ile sağlık harcamaları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkiye rastlanmamıştır.

6. Sonuç

Ekonomik büyümenin temel belirleyicilerinden olan beşeri sermayenin niteliğinin artırılması son derece önem arz etmektedir. Beşeri sermayenin eğitim ve sağlık yönünden geliştirilmesi sonucunda ar-ge faaliyetlerinin artması ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkide bulunmaktadır. Ekonomide yaşanan gelir artışı da dönüşümlü olarak sağlık harcamalarını hatta sağlık harcamalarının finansman modellerini de etkilemektedir. Örneğin gelir seviyesi düşük olan ülkelerde vergiler veya primlerle finanse edilen sistemler yerine cepten ödeme modeli tercih edilmektedir. Başka bir değişle bu tür ülkelerde bir sağlık sorunu yaşamayan bireyler devlete veya sigorta kuruluşlarına bir ödemede bulunmamaktadır. Hastalık durumunda ise geliri olan bireyler sağlık kuruluşuna sağlık hizmetinin bedelini ödemektedir. Bu kapsamda çalışmanın amacı, 2000-2018 döneminde Bismarck finansman sistemini kullanan 20 ülke ile Beveridge finansman sistemini kullanan 12 ülkede ekonomik büyümenin sağlık harcamaları üzerindeki etkisini araştırmaktır. Bu etkiyi araştırmak için oluşturulan model Driscall-Kraay standart hatalar tahmincisi ile tahmin edilmiştir. Araştırma sonuçlarına göre kişi başına gelir ve yaşam süresi beklentisinin artması sağlık harcamalarını artırmaktadır. Bulunan sonuç Gövdeli (2019) ve Yazdi & Khanalizadeh (2017)'nin çalışmalarıyla örtüşmektedir. Literatürde yer alan çalışma sonuçlarıyla birlikte değerlendirildiğinde gerek vergiye dayalı finansman olan Beveridge sisteminde gerekse sosyal sigorta sistemine dayalı finansman olan Bismarck sisteminde sağlık harcamalarının gelir artışıyla doğru orantılı olduğu ve bu nedenle

bir ihtiyaç ve normal bir mal olarak değerlendirilebileceği sonucuna ulaşılmaktadır. Ekonomik büyümenin lokomotiflerinden biri olan beşeri sermayenin artışında sağlık unsurunun önemi dikkate alındığında, gelir artışıyla birlikte artan sağlık harcamaları hem harcamalar açısından hem de beşeri sermayenin artmasını sağlayarak ekonomik büyümenin gerçekleşmesine katkı sağlayacaktır. Bu çerçevede sağlık sisteminde yapılacak reformlar ile sağlık harcamalarına yapılacak katkılar politika yapıcıları açısından önem arz etmektedir.

Kaynakça

Aboubacar, B. ve Xu, D. Y. (2017). The Impact of Health Expenditure on the Economic Growth in Sub- Saharan Africa, Theoretical Economics Letters, 7, 615-622.

Akar, S. (2014). Türkiye'de Sağlık Harcamaları, Sağlık Harcamalarının Nisbi Fiyatı ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin İncelenmesi, Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 21 (1), 311-322.

Atuahene S. A., Yunseng, K., ve Bentum-Micah, G. (2020). Health Expenditure, CO2 Emissions, and Economic Growth: China vs. India, https://doi.org/10.20944/preprints202009.0384.v1.

Breusch, T. S. ve Pagan, A.R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Modelspecification Tests in Econometrics, Review of Economic Studies, 47(1), 239-53.

Çalışkan, Ş., Karabacak, M., ve Meçik, O. (2018). Türkiye'de Uzun Dönemde Eğitim ve Sağlık Harcamaları ile Ekonomik Büyüme İlişkisi, Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 33(1), 75-96.

Çelik, A. (2020). G20 Ülkelerinde Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisinin Analizi, Yönetim ve Ekonomi Dergisi, 27 (1), 1-20.

Çelikay, F. ve Gümüş, E. (2009). Türkiye'de Sağlık Hizmetleri ve Finansmanı", MPRA Paper No: 42362.

Çetin, M. ve Ecevit, E. (2010). Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: OECD Ülkeleri Üzerine Bir Panel Regresyon Analizi", Doğuş Üniversitesi Dergisi, 11(2), 166-182.

Çetin, M. ve Ecevit, E. (2016). Ekonomik Büyüme ve Çevre Kirliliğinin Sağlık Üzerindeki Etkisi: Türkiye ile İlgili Amprik Kanıt, Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi, 48, 83-98.

Daştan, İ. ve Çetinkaya, V. (2015). OECD Ülkeleri ve Türkiye'nin Sağlık Sistemleri, Sağlık Harcamaları ve Sağlık Göstergeleri Karşılaştırması, Sosyal Güvenlik Dergisi, 5(1), 104-134.

Demirgil, B., Şantaş, F. ve Şantaş G. (2018). Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisi: Uygulamalı Bir Çalışma, Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 20(2), 388-398.

Destebaşı, E. (2017). Savunma, Eğitim ve Sağlık Harcamaları Arasındaki Nedensellik Analizi: D-8 Ülkeleri Örneği, Enderun Dergisi 1(1), 28-43.

Dinçer, H. ve Yüksel, S. (2019). Identifying the Causality Relationship between Health Expenditure and Economic Growth: An Application on E7 Countries, Health Systems and Policies, 1, 1-23.

Doğan, İ. (2016). Verimlilik, Ekonomik Büyüme ve Sağlık İlişkisi; Türkiye İçin Doğrusal Olmayan Nedensellik Testi, Muğla Sıtkı Kocaman Üniversitesi, İİBF Dergisi, 5(2), 21-48.

Driscoll, J. C. ve Kraay, A. C. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependant Panel Data, Review of Economics and Statistic, 80(4), 549-560.

Dumrul, Y. (2019). Sağlık Harcamaları ve Çevre Kirliliği: ASEAN-5 Ülkeleri Üzerine Bir Panel Veri Analizi, IBAD Sosyal Bilimler Dergisi, Özel Sayı, 396-407.

Ersin, İ. ve Baş, H. (2019). Güney Avrupa Refah Ülkelerinde Sosyal Harcamalar ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin İncelenmesi. Sosyal Güvenlik Dergisi (Journal of Social Security), 9(1), 193-213.

Gökçen, Ö. ve Zengin, G. (2018). Sağlık Harcamaları Ekonomik Büyüme İlişkisi: OECD, Ülkeleri Üzerine Panel Veri Analizi, Sosyal Bilimler Dergisi, 8(16), 365-380.

Gür, L. ve Kaya, D. G. (2020). Finansman Türüne Göre Ülkelerinde Sağlık Harcamalarının Gelişimi: 1980 Sonrası, International Journal of Economics and Political Science Academic Research, 4 (10), 36-52.

Hayaloğlu, P. ve Bal, Ç. H (2015). Üst Orta Gelirli Ülkelerde Sağlık Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi, İşletme ve İktisat Çalışmaları Dergisi, 3(2), 35-44.

Hseeb, M., Kot, S., Hussain, H. I. ve Jermsittiparsert, K. (2019). Impact of Economic Growth, Environmental Pollution, and Energy Consumption on Health Expenditure and R&D Expenditure of ASEAN Countries, Energies, MDPI, Open Access Journal, vol. 12 (19), 1-21.

Ibukun, C. O. ve Osinubi, T. T. (2020). Environmental Quality, Economic Growth, and Health Expenditure: Empirical Evidence from a Panel of African Countries. African Journal of Economic Review, 8(2), 119-140.

İspir, T. ve Türkmen, S. (2017). G7 Ülkelerinde Sağlık Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Panel Nedensellik Analizi, Research Journal of Politics, Economics and Management, 7, 107-114.

İstanbulluoğlu, H., Güleç, M. ve Oğur, R. (2010). Sağlık Hizmetlerinin Finansman Yöntemleri". Dirim Tıp Gazetesi, 85(2), 86-99.

İşleyen, Ş. (2019). Sağlık Harcamaları, Çevre Kirliliği ve Ekonomik Kalkınma İlişkisi: 1998-2016 OECD Ülkeleri Örneği, Van YYÜ İİBF Dergisi, 4(7), 63-79.

Kamacı, A. ve Uğurlu Yazıcı, H. (2017). OECD Ülkelerinde Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisinin Ekonometrik Analizi", Sakarya İktisat Dergisi, 6(2), 52-69.

Khan, H. N., Khan, M. A., Razli, R. B., Sahfie, A. B., Shehzada, G., Krebs, K. L., ve Sarvhad, N. (2016). Health care expenditure and economic growth in SAARC countries (1995–2012): A Panel Causality Analysis. Applied Research Quality Life, 11(3) 639- 661.

Kılıç, R., ve Özbek, R. İ. (2018). Sağlık ve Eğitim Hizmetleri ile Ekonomik Büyüme İlişkisi: OECD Ülkeleri Uygulaması, Ordu Üniversitesi Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi, 8(2), 369-391.

Özkan, G. ve Zengin, G. (2018). Sağlık Harcamaları Ekonomik Büyüme İlişkisi: OECD Ülkeler Üzerine Panel Veri Analizi (2000-2015), Kilis 7 Aralık Üniversitesi. Sosyal Bilimler Dergisi, 8(16), 365-380.

Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels, Cambridge Working Papers in Economics, No: 435.

Piabuo, S. M. ve Tieguhong, J. C. (2017). Health Expenditure and Economic Growth - A Review of The Literature and An Analysis Between The Economic Community for Central African States (CEMAC) and Selected African Countries, Health Economics Review, 7, 1-13.

Saad, S. ve Nor, N. M. (2018). Health Expenditure and Economic Development in Low-and Middle-Income CountriesJurnal Ekonomi Malaysia, 52(3), 181-189.

Saraçoğlu, S. ve Songur, M. (2017). Sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisi: Avrasya ülkeleri örneği, KAÜİİBFD 8(16), 353-372.

Selim, S., Uysal, D. ve Eryiğit, P. (2014). Türkiye'de Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisinin Ekonometrik Analizi, Niğde Üniversitesi İİBF Dergisi 7(3), 13-24.

Yazdi, S. K. Ve Khanalizadeh, B. (2017) Air pollution, economic growth and health care expenditure, Economic Research-Ekonomska Istraživanja, 30(1), 1181-1190,

Şahin, D. ve Durmuş, S. (2019). Oecd Ülkelerinde Ekonomik Büyüme ve Çevre Kirliliğinin Sağlık Harcamaları Üzerine Etkisinin Analizi, Finans Politik & Ekonomik Yorumlar (647), 185-201

Taban, S. (2006), Türkiye'de Sağlık ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi", Sosyo Ekonomi, 2, 31-46.

Tatar, M. (2011). Sağlık Hizmetlerinin Finansman Modelleri: Sosyal Sağlık Sigortasının Türkiye'de Gelişimi, Sosyal Güvenlik Dergisi, 1, 103-133.

Tatoğlu, F. Y. (2013). Panel Veri Ekonometrisi Stata Uygulamalı, İstanbul: Beta Yayınevi.

Tıraş, H. H. ve Ağır, H. (2018). OECD Ülkelerinde Sağlık Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Panel Nedensellik Analizleri, Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi, 6(4), 13-29.

TÜİK (2020). https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Saglik-Harcamalari-Istatistikleri-2019-33659

Wahab, A. A. A., Kefeli, Z., ve Hashim, N. (2018). Investigating The Dynamic Effect of Healthcare Expenditure and Education Expenditure On Economic Growth in Organisation of Islamic Countries (OIC), MPRA Paper No. 90338, https://mpra.ub.uni-muenchen.de/90338/

Wang, K., Lee, Y., Lin, C., ve Tsai, Y. (2018). The effects of health shocks on life insurance consumption, economic growth, and health expenditure: A dynamic time and space analysis, Sustainable Cities and Society, 37, 34-56.

Yardımcıoğlu, F. (2012). OECD Ülkelerinde Sağlık ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Ekonometrik Bir İlişkisi, Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 13(2), 27-47.

Ye, L., ve Zhang, X. (2018). Nonlinear Granger Causality between Health Care Expenditure and Economic Growth in the OECD and Major Developing Countries, International Journal of Environmental Research and Public Health, 15(9), 1-16.

Yıldız, B. ve Yıldız, G. (2018). Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: Avrupa ve Merkez Asya Ülkeleri Örneği, Maliye Dergisi, 174, 203-218.

Zaidi, S., ve Saidi, K. (2018). Environmental pollution, health expenditure and economic growth in the Sub-Saharan Africa countries: Panel ARDL Approach, Sustainable Cities and Society, 41, 833-840.

G-20 Ülkelerinde Yenilenebilir Enerji Tüketimi ve Sürdürülebilir Kalkınma İlişkisi: Panel Nedensellik Analizi

Tunahan HACİİMAMOĞLU[1]

1. Giriş

Sürdürülebilir Kalkınma Hedefleri,[2] gelişme düzeylerine bakılmaksınız tüm ülkelerde yoksulluğu sona erdirmek, iklim değişikliği ve çevresel bozulmaları en aza indirmek, dünyanın doğal kaynaklarını korumak ve bunlarla birlikte ekonomik büyümeyi inşa eden eğitim, sağlık, sosyal güvence ve iş fırsatları gibi bir dizi sosyal ekonomik ihtiyaçlara çözüm üretmeye ve karar alıcıları harekete geçirmeye yönelik bir eylem çağrısıdır. Bu evrensel çağrı birbirleriyle etkileşim içinde olan 17 temel hedef ve 169 alt hedeften oluşmaktadır. Sürdürülebilir kalkınmanın 7. temel hedefi ise herkes için uygun fiyatlı, güvenilir, sürdürülebilir ve modern enerjiye erişimin sağlanmasıdır (UN, 2020). Bu bağlamda temiz, kesintisiz ve alternatif yapısıyla yenilenebilir enerji kaynakları (hidroelektrik, jeotermal, rüzgâr, güneş, dalga, gelgit ve biyokütle vb.) sürdürülebilir kalkınma için önemlidir (Shahbaz vd., 2020: 1-2). Diğer taraftan Sürdürülebilir Kalkınma Hedefleri'nin benimsendiği ve uygulandığı toplumlarda yenilenebilir enerji kullanımının yaygınlaştığı ve üretiminin hızlandığı da görülmektedir (Bhattacharyya, 2019: 218).

G-20 ülkeleri üretim hacmi ve stratejik önemi nedeniyle küresel ekonomik büyümenin geleceğine dair kilit bir konuma sahiptir (OECD, 2020). Dünya ekonomisinin yaklaşık yüzde 85'ini, küresel ticaretin yüzde 75'ini ve dünya nüfusunun üçte ikisini temsil eden G-20 ülkeleri[3] Sürdürülebilir Kalkınma Planları doğrultusunda ekonomik kalkınmayı ve daha temiz bir enerjiyi teşvik ederek küresel anlamda enerji dönüşümüne öncülük etmektedir. Bununla birlikte G-20 ülkelerinin ulusal kaynakları ve ekonomik performansları farklılık gösterdiğinden enerji dönüşümüne dayalı enerji kaynakları ve teknolojileri de çeşitlilik arz etmektedir (IEA, 2018: 5). Enerji dönüşümüne sunduğu katkıların yanı sıra bu ülkeler, 2030 Sürdürülebilir Kalkınma Planları doğrultusunda sürdürülebilir büyümeyi sağlamak ve küresel istikrarı artırmak için vergi şeffaflığı konusunda işbirliği, işçi dövizlerinin maliyetini azaltmak, kadınların işgücüne katılım oranını artırmak, ticaret ve yatırım konularında diyaloğu teşvik etmek ve fikir birliğini sağlamak, kriz zamanlarında uluslararası politika koordinasyonunu

[1]Arş. Gör Dr., Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü.
tunahan.haciimamoglu@erdogan.edu.tr.
[2] https://sdgs.un.org/goals.
[3] https://www.g20.org/en/il-g20.html.

teşvik etmek gibi bir dizi girişimlerde bulunmakta ve somut önlemler almaktadır (UNDP, 2019: 6).

Enerji ekonomisi literatüründe yenilenebilir enerji ve ekonomik büyüme ilişkisini araştıran çalışmalar geniş yer bulmasına rağmen sürdürülebilir kalkınma ile ilişkili çalışmalara daha az rastlanılmaktadır (Bhattacharyya vd., 2016: 734). Bununla birlikte sürdürülebilir kalkınma ve yenilenebilir enerji ilişkili çalışmaların çoğunluğunda sürdürülebilir kalkınma göstergesi olarak gayri safi yurt içi hasıla (GSYİH) ve karbondioksit (CO2) emisyon verileri kullanılmaktadır (Güney, 2019: 389-391). Diğer taraftan GSYİH gibi klasik bir makroekonomik araçla ile sürdürülebilir kalkınmayı ölçmenin yeterli olamayacağından bahsedilmekte, CO2 emisyonunun ise sürdürülebilir kalkınmanın sadece çevre ve sağlık boyutunu temsil edebildiği ifade edilmektedir (Stiglitz vd., 2009).

Yenilenebilir enerji ve CO2 emisyonu arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmaların yaygın olduğu görülmektedir. Örneğin Apergis vd. (2010), 1984-2007 döneminde 19 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke için yenilenebilir enerji tüketiminin CO2 emisyonunu azaltmaya katkıda bulunmadığını tespit etmiştir. Menyah ve Wolde-Rufael (2010), ABD'de 1960-2007 dönemi için CO2 emisyonu ve yenilenebilir enerji tüketimi arasında herhangi bir ilişkiye ulaşamamıştır. Jebli ve Youssef (2017), 1980-2011 döneminde Tunus için, Waheed vd. (2018), 1990-2014 döneminde Pakistan için, Sinha ve Shahbaz (2018), 1971-2015 döneminde Hindistan için yenilenebilir enerji tüketiminin CO2 emisyonunu azaltacağı sonucuna ulaşmıştır. Yenilenebilir enerji ve sürdürülebilir kalkınma arasındaki ilişkiye dair literatürde çoğunlukla sürdürülebilir kalkınma değişkeni olarak GSYİH, kişi başına GSYİH, kişi başına GSYİH'deki artış oranı kullanılmaktadır. Örneğin Bozkurt ve Destek (2015), seçilmiş OECD ülkelerinde yenilenebilir enerji ve sürdürülebilir kalkınma ilişkisini incelemiş ve yenilenebilir enerji tüketiminin çoğunlukla gelişmiş ülkelerde GSYİH üzerinde pozitif etkili olduğunu tespit etmiştir. Vasylieva vd. (2018), sürdürülebilir kalkınmanın ekonomik, sosyal ve çevresel boyutları arasındaki ilişkileri incelemiş, Ukrayna'da ekonominin çeşitlendirilmesi ve temiz üretim teknolojilerindeki gelişmelerle kişi başına GSYİH seviyesinin artırılabileceği sonucuna ulaşmıştır. Bekhet ve Othman (2018), Malezya'da sürdürülebilir kalkınma doğrultusunda CO2 emisyonu ve GSYİH arasındaki dinamik etkileşimde yenilenebilir enerjinin rolünü araştırmış, yenilenebilir enerji kullanımının CO2 emisyonunu ve GSYİH'deki artışın ise çevresel sorunları azaltacağı sonucunu elde etmiştir.

Mevcut literatürden görüleceği üzere sürdürülebilir kalkınma GSYİH, kişi başına GSYİH ve CO2 gibi farklı göstergelerle temsil edilmektedir. Ayrıca bu çalışmaların çoğunluğunda yenilenebilir enerji tüketiminin sürdürülebilir kalkınma üzerindeki etkisi değerlendirilmekte, aksi bir etki genellikle göz ardı edilmektedir. Bu çalışmanın amacı sürdürülebilir kalkınma ve yenilenebilir enerji tüketimi ilişkisinin daha kapsayıcı olduğu düşünülen uyarlanmış net tasarruflar (NTAS) verisi kullanılarak G-20 ülkeleri özelinde araştırılmasıdır. Sürdürülebilir kalkınma gibi kapsamlı bir kavramın sadece GSYİH veya CO2 emisyonuyla değil ekonomiyi, beşerî sermayeyi, doğal kaynak tükenimini ve CO2 emisyonunu içeren daha kapsayıcı bir veri ile değerlendirilmesinin daha sağlıklı sonuçlara ve politika önerilerine imkân sunacağı düşünülmektedir. Bu doğrultuda sürdürülebilir kalkınma ve yenilenebilir enerji tüketimi arasındaki ilişkiler yatay kesit bağımlılığını ve heterojen dağılımı göz önüne alan hem ülkelere özgü hem de panelin geneli için sonuçlar veren Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) tarafından geliştirilen panel nedensellik analizi ile incelenmiştir.

2. Teorik Tartışma

Sürdürülebilir kalkınma, gelecek nesillerin kendi ihtiyaçlarını karşılama kabiliyetinden ödün vermeden bugünün ihtiyaçlarının karşılanması anlamına gelen kapsamlı bir kavramdır. Bu kavram çevrenin korunmasının ötesinde çevresel, sosyal ve ekonomik etkileşime ve sürdürülebilirliğe vurgu yapmaktadır (Daly, 1990; Naidu, 1996: 575; WCED, 1987). Diğer taraftan sürdürülebilir kalkınmayı tehdit eden unsurlar arasında ise doğal kaynakların gelecek nesillerin kullanma yeteneğini kısıtlayacak oranda kullanılması, ekosistemin işleyiş mekanizmasının tehlikeli boyutlara ulaşacak biçimde bozulması, ulusal ve uluslararası boyutuyla ekonomik, sosyal ve politik adaletsizliklerin ortaya çıkması gösterilmektedir (Fragaszy vd., 2011: 612). Özetle sürdürülebilir kalkınma ekonomik, sosyal ve çevresel olmak üzere üç farklı boyutu göz önüne alan ve kalkınmanın sürdürülebilirliğini bu boyutlara göre değerlendiren bir kavramdır (Jaramillo-Nieves ve Del Rio, 2010: 786).

Sürdürülebilir kalkınma geniş bir kavram olmakla birlikte enerjiyle olan ilişkisi açısından ayrıca ön plana çıkmaktadır. Enerji kavramı yoksulluk, gelir adaletsizliği, sosyal hizmetlere erişim, cinsiyet eşitsizliği, nüfus artışı, tarımsal üretim, iklim değişikliği, çevre kalitesi ve ekonomik istikrar gibi sürdürülebilir kalkınmayı etkileyen birçok kritik sosyoekonomik konularla doğrudan ilgilidir (Bassam, 2001: 401). 1960'lı yılların başında, ekonomik büyüme ve yaşam koşullarındaki gelişmeler nedeniyle sürekli artan talebi karşılamak için

yeni konvansiyonel elektrik santralleri yaygınlık kazanmış ancak bu tesislerin yapımı ve işletilmesinin neden olduğu çevre ve sağlık sorunları dolayısıyla çevresel değerlere ilişkin farkındalık gelişmiştir (Georgopoulou, 1996: 38-39). Kendisinden yararlanılan enerji kaynaklarının minimum ekolojik tehlikelere neden olması, ekonomik ve ulaşılabilir olma koşullarını sağlaması, refahın artması ve insanların yaşam kalitesinde arzu edilen iyileşme için önemli bir faktör olarak görülmüştür (Hasnain vd., 1998: 387). Bu bağlamda yenilenebilir enerji gibi temiz, verimli ve güvenilir enerji sistemlerinden makul fiyatlardan yararlanmak sürdürülebilir bir gelecek için belirleyici olacaktır (Manso ve Behmiri, 2013: 10).

Genel itibarıyla ifade etmek gerekirse sürdürülebilir kalkınmaya katkıda bulunabilecek birçok faktör bulunmaktadır. Bu faktörler arasında en önemlilerinden biri ise enerji kaynaklarının sürdürülebilirliğidir. Sürdürülebilir enerji kaynağı olarak yenilenebilir enerji ise kapsamlı bir kavram olan kalkınma için gerekli ancak tek başına yeterli olmayan bir faktör olarak görülmektedir (Dinçer, 2000: 159). Öte yandan yenilenebilir enerji kaynakları; enerji arz çeşitliliğini sağlaması, yeni istihdam imkanlarına olanak vermesi, CO2 emisyonunu ve enerjide dışa bağımlılığı azaltması açısından sürdürülebilir kalkınma için önemli bir bileşen konumundadır (Goldemberg ve Coelho, 2004: 711). Bununla birlikte Sürdürülebilir Kalkınma Hedeflerine ulaşarak kalkınma düzeyini artırma çabalarının ise beraberinde yenilenebilir enerji kullanımına olan ilgiyi ve talebi artırdığı ifade edilmektedir (Schwerhoff ve Sy, 2017: 393). Tüm bu unsurlar birlikte değerlendirildiğinde yenilenebilir enerji ile sürdürülebilir kalkınma arasında yakın bir ilişkinin olduğundan söz edilebilmektedir. Dünyanın enerji ihtiyacı her ne kadar büyük ölçüde fosil kaynaklardan karşılansa da[4] sürdürülebilir kalkınma ve kendi kendine yeterlilik açısından yenilenebilir enerji kullanımının yaygınlaşması ve tüketim paylarının artırılması sürdürülebilir bir gelecek için önemlidir.

3. Literatür Taraması

Smil (1994), "Dünya Tarihinde Enerji" adlı çalışmasında enerji kullanımındaki değişiklikler ile insan refahındaki gelişmeler arasında doğrudan bir korelasyonun olduğunu ileri sürmüş, insanların arzu ve ihtiyaçlarını karşılayabilmeleri için kullandıkları çeşitli yakıtlara ve elektriğe atıfta bulunmuştur. Diğer yandan güvenilir, ekonomik ve daha az kirletici olan enerji kaynaklarının verimli kullanımının,

[4] BP, Statistical Review of World Energy, 2020, s. 10.

sürdürülebilir kalkınmanın önemli ve hatta vazgeçilmez bileşenleri arasında olduğuna dikkat çekmiştir.

Kaygusuz ve Kaygusuz (2002), "Türkiye'de Yenilenebilir Enerji ve Sürdürülebilir Kalkınma" isimli çalışmasında Türkiye'de yenilenebilir enerji kaynak kullanımı ve sürdürülebilir kalkınma arasındaki ilişki değerlendirilmiştir. Buna göre Türkiye için tüm devlet kurumları ve sivil toplum kuruluşlarının birlikte hareket etmesi, enerji kurumları ve özel sektöre yenilenebilir enerji teknolojilerini geliştirmesi doğrultusunda fırsat tanınması, rüzgar enerjisinin gelecekte enerji ihtiyacının karşılanmasında önemli rol alacağının bilincinde olunması, fosil yakıt kaynaklı zararlı gaz emisyonlarının azaltılması için enerji tasarrufuna ve verimliğe dikkat edilmesi ve son olarak sürdürülebilir kalkınmanın ancak çevreye duyarlı, yenilenebilir, ekonomik ve ulaşılabilir bir enerji arz kaynağını gerektirdiği biçiminde tespit ve önerilerde bulunulmuştur.

Bugaje (2006), "Afrika'da Sürdürülebilir Kalkınma İçin Yenilenebilir Enerji" adlı çalışmasında Afrika kıtasındaki yenilenebilir enerji kullanımının durumu Güney Afrika, Mısır, Nijerya ve Mali ülkeleri bağlamında incelenmiştir. Genel olarak değerlendirildiğinde Afrika kıtasında sürdürülebilir kalkınmanın başarısının kıtada yakın zamanda ortaya çıkan enerji krizininin nedenlerinin tespit edilmesine bağlı olduğuna vurgu yapılmıştır. Karşılaşılan enerji krizlerinde enerji kaynak yetersizliğinden ziyade yenilenebilir enerji kaynaklarından yararlanmak için gerekli altyapı desteğinin ve uygun teknolojininin yeterisizliği ön plana çıkmıştır. Çalışma sonucunda kıtadaki bol miktarda yenilenebilir kaynaklarının kullanılması için uygun altyapı desteğinin sağlanması, becerilerin bir araya getirilmesi, temel sorunların ele alınmasında deneyimlerin paylaşılması ve eğitime önem verilmesi gerektiği ifade edilmiştir.

Lund (2007), "Sürdürülebilir Kalkınma İçin Yenilenebilir Enerji Stratejileri" isimli çalışmasında sürdürülebilir kalkınma stratejilerinin belirlenmesinde yenilenebilir enerjinin rolü tartışılmıştır. Belirlenen stratejiler üç büyük teknolojik değişimi kapsayan talep boyutunda enerji tasarrufu, enerji üretiminde verimlilik iyileştirmeleri ve fosil yakıtların çeşitli yenilenebilir enerji kaynakları ile ikame edilmesi üzerine kurulmuştur. Bu doğrultuda %100 yenilenebilir bir enerji sisteminin Danimarka için bir olasılık olup olmadığı, temel teknolojik değişiklikler ve uygun uygulama stratejileri tespit edilmeye çalışılmıştır. Danimarka için %100 yenilenebilir bir enerji sisteminin mümkün olduğu ve bunun için enerji sisteminde daha fazla teknolojik gelişmeye ihtiyaç duyulduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Shah vd. (2011), "Yenilenebilir Enerji Yoluyla Sürdürülebilir Kalkınma: Pakistan'ın Temel Politika İkilemi" adlı araştırmasında Pakistan'da yenilenebilir enerji kanalıyla sürdürülebilir kalkınma için temel politika hataları ele alınmaktadır. Pakistan'da yenilenebilir enerji potansiyeline ilişkin farkındalık düzeyinin düşük olmasının, sürdürülebilir kalkınma hedeflerine ulaşılmasında kilit engel teşkil ettiği tespit edilmiştir. Bu nedenle yenilenebilir enerji aracılığıyla sürdürülebilir kalkınma konusunda farkındalık oluşturmak için ulusal bilim ve teknoloji politikaları ile eğitim politikalarının yeniden tasarlanması gerektiği ifade edilmiştir. Ayrıca Pakistan'da sürdürülebilir kalkınma doğrultusunda politika ikilemlerinden kaçınmak için sürdürülebilir kalkınma kavramlarının yeniden tanımlanması ve toplumsal katılıma daha fazla önem verilmesi gerektiğinden bahsedilmiştir.

Sarraf vd. (2013), "Kamboçya'da Sürdürülebilir Kalkınma İçin Yenilenebilir Enerji Politikaları" isimli çalışmasında Kamboçya'da sürdürülebilir enerji üretiminin potansiyeli ve durumu detaylı olarak incelenmiş, yenilenebilir enerji politikaları ve stratejileri gözden geçirilmiştir. Kamboçya'nın, yenilenebilir enerji kaynak bakımından yüksek potansiyele sahip olduğu ancak bu potansiyelini kullanamadığı dile getirilmiştir. Nüfusunun yaklaşık %85'ini kırsal kesimin oluşturduğu Kamboçya için yenilenebilir enerjinin en iyi seçenek olduğu ve bu kesimin elektrifikasyonunda kullanılmasının gerekliliğine vurgu yapılmıştır. Kamboçya'da ekonomik, yasal, mali ve kurumsal engellerin yenilenebilir enerji potansiyeli ile kurulu kapasite arasındaki önemli sapmanın ana nedeni olduğu ortaya koyulmuş ve kırsal alanların elektrifikasyonu için sürdürülebilir kalkınmanın önündeki zorlukların üstesinden gelinmesi gerektiği belirtilmiştir.

Oyedepo (2014), "Nijerya'da Sürdürülebilir Kalkınma İçin Enerjiye Ulaşım" adlı araştımasında Nijerya için kullanılabilir enerji kaynaklarınının belirlenmesi, enerji tüketim modelinin gözden geçirilmesi, modern enerjiye erişim sağlama stratejilerininin belirlenmesi ve yenilenebilir enerji kaynakları ile verimli enerjiden yararlanmanın etkisinin tespit edilmesi amaçlanmıştır. Nijerya'nın enerji görünümünde enerji talebinin çok yüksek olduğu ancak enerji arzının yetersiz, düzensiz ve güvensiz olduğundan bahsedilmiştir. Ayrıca çalışmada ülkenin enerji havuzunda fosil kaynakların ağırlıklı olduğu buna karşın ülkede bol miktarda mevcut olan yenilenebilir kaynakların teşvik edilmesi ve farkındalığın oluşturulması gerektiği dile getirilmiştir. Sonuç itibarıyla Nijerya'da sürdürülebilir kalkınmanın

sağlanması için yenilenebilir enerji ve enerji verimliliğinin eş anlı yürütülmesi gereken iki önemli bileşen olduğu tespit edilmiştir.

Bozkurt ve Destek (2015), "Seçilmiş OECD Ülkelerinde Yenilenebilir Enerji ve Sürdürülebilir Kalkınma İlişkisi" isimli çalışmasında 1980-2012 arasını kapsayan zaman diliminde seçilmiş OECD ülkelerinde ekonomik büyüme, yenilenebilir enerji tüketimi, brüt sabit sermaye ve toplam işgücü sayısı arasındaki ilişki incelenmiştir. Sürdürülebilir kalkınmayı temsilen ekonomik büyüme göstergesi olarak kişi başına GSYİH verisi kullanılmış ve ekonometrik yöntem olarak ARDL yaklaşımı tercih edilmiştir. Analiz sonuçlarında yenilenebilir enerji tüketiminin kişi başına GSYİH üzerindeki etkisinin ABD ve Almanya'da pozitif, İtalya ve Türkiye'de ise negatif olduğu ortaya koyulmuştur. Buna göre çalışmada yenilenebilir enerji tüketiminin daha gelişmiş ülkelerde ekonomik büyüme üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğu sonucuna varılmıştır.

Güney (2019), "Yenilenebilir enerji, Yenilenemez enerji ve Sürdürülebilir Kalkınma" adlı çalışmasında yenilenebilir ve yenilenemez enerjinin sürdürülebilir kalkınma üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Çalışmada sürdürülebilir kalkınma göstergesi olarak "uyarlanmış net tasarruflar" verisi kullanılmıştır. Analizler 40 gelişmiş ve 73 gelişmekte olan ülke üzerinde gerçekleştirilmiştir. Analiz sonuçları itibarıyla yenilenebilir enerjinin hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde sürdürülebilir kalkınma üzerinde pozitif ve anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca yenilenebilir enerjinin sürdürülebilir kalkınma üzerindeki etkisinin yenilenemeyen enerjiye göre daha büyük olduğu belirlenmiştir. Bu sonuçlar bağlamında ülkelerin 2030 Sürdürülebilir Kalkınma Hedefleri doğrultusunda yenilenebilir enerjiyi yenilenemeyen enerji kaynaklarından daha fazla kullanmalarının önemine vurgu yapılmıştır.

Assi vd. (2020), "ASEAN ülkelerinde yenilenebilir enerji tüketimi, finansal gelişme, çevre kirliliği ve inovasyon" isimli çalışmasında 1998-2018 arası dönem için ASEAN ülkelerinde finansal gelişme, çevre kirliliği, inovasyon, ekonomik özgürlükler ve kişi başına GSYİH gibi ana faktörlerin yenilenebilir enerji tüketimine etkisi araştırılmıştır. Çalışmada panel ARDL yaklaşımı ve Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik testi kullanılmıştır. Analiz sonuçlarından elde edilen bulgulara göre ekonomik özgürlüklerin ve finansal kalkınmanın yenilenebilir enerji tüketimini engellediği, çevre kirliliği ile yenilenebilir enerji tüketiminin ters ilişkili olduğu, inovasyonun, teknolojik ilerlemenin ve patent sayısındaki artışın yenilenebilir enerji tüketimini artırdığı, ekonomik büyümenin daha fazla yenilenebilir

enerji tüketimine neden olduğu ortaya koyulmuştur. Çalışmada sürdürülebilirliği sağlamak için yenilenebilir enerji projelerini destekleyen stratejilerin güçlendirilmesi ve bu alanda yatırımların artırılması gerektiği vurgulanmıştır.

4. Panel Veri Analizi

4.1. Veri Seti ve Kapsam

Çalışmada yenilenebilir enerji tüketimi ve sürdürülebilir kalkınma arasındaki nedensellik ilişkisinin G-20 ülkeleri[5] özelinde incelenmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla sürdürülebilir kalkınmayı temsilen uyarlanmış net tasarruflar (NTAS) ve yenilenebilir enerji tüketimini (YEN) temsilen ise doğrudan yenilenebilir enerji tüketim verileri kullanılmıştır. Çalışma dönemi 1996-2018 yılları arasını kapsamakta olup yıllık verilerden oluşmaktadır. Uyarlanmış net tasarruflar verisine Dünya Bankası'nın (WB) Dünya Kalkınma Göstergeleri (WDI) veri tabanından, yenilenebilir enerji tüketimi verisine ise Ekonomik İş Birliği ve Kalkınma Örgütü (OECD) veri tabanından ulaşılmıştır. Çalışmada yer verilen değişkenlere dair tanım, açıklama, dönem ve kaynak bilgileri Tablo 1'de gösterilmektedir.

Tablo-1: Değişkenlere Dair Genel Bilgiler

Değişkenler	Tanım	Açıklama	Kaynak
YEN	Yenilenebilir Enerji Tüketimi (Bin Ton Eş Değer Petrol)	Güneş, rüzgâr, hidroelektrik, jeotermal, dalga, sıvı biyokütle, biyogaz ve belediye atıklarının toplam tüketimidir.	OECD
NTAS	Uyarlanmış Net Tasarruflar (Cari ABD $)	Net ulusal tasarruflar (+), eğitim harcamaları (+), enerji ve mineral tükenimi (-), net orman kaybı (-), karbondioksit ve partikül emisyon hasarının (-) toplam değeridir.	WB-WDI

Tablo 1'den görülebileceği üzere YEN verisi güneş, rüzgâr, hidroelektrik, jeotermal, dalga, sıvı biyokütle, biyogaz ve belediye atıklarının toplam tüketimini ifade etmektedir. İlgili tüketim değerleri bin ton eş değer petrol (btep) cinsinden hesaplanmıştır. NTAS verisi ise temelde net ulusal tasarruflar (+), eğitim harcamaları (+), enerji ve mineral tüketimi (-), net orman kaybı (-), karbondioksit ve partikül emisyon hasarının (-) toplam değerini göstermektedir. Söz konusu

[5] G-20, çalışmada analize dahil edilen Almanya, ABD, Arjantin, Avustralya, Brezilya, Çin, Endonezya, Fransa, Güney Afrika, Güney Kore, Hindistan, İngiltere, İtalya, Japonya, Kanada, Meksika, Rusya, Suudi Arabistan, Türkiye ülkeleri ile Avrupa Birliği Komisyonu'ndan oluşmaktadır.

toplam değer cari fiyatlar üzerinden ABD Doları olarak hesaplanmıştır. Denklem 1'de uyarlanmış net tasarruflara dair eşitlik sunulmaktadır.

$$NTAS = GSMT - SST + ECH - NOK - FKT - MMT - KH - HKH \quad (1)$$

Denklem 1'e göre NTAS; gayri safi milli tasarruflar (GSMT), sabit sermaye tüketimi (SST), eğitime yapılan cari kamu harcamaları (ECH), net orman kaybı (NOK), fosil kaynak tükenimi (FKT), metal ve minarallerin tükenimi (MMT), CO_2 hasarı (KH), hava kirliliği hasarı (HKH) olmak üzere 8 farklı alt bileşenden meydana gelmektedir (Lange vd., 2018: 222-223). Tablo 2'de değişkenlere dair tanımlayıcı istatistiklere yer verilmektedir.

Tablo-2: Değişkenlere Dair Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Gözlem	Ortalama	Standart Hata	Minimum	Maksimum
YEN (Btep)	437	46.614,1	63,5	3,8	295.426,9
NTAS (Milyar $)	437	219	3,5	-58,7	2.925,6

Tablo 2'de değişkenlere dair gözlem, ortalama, standart hata, minimum ve maksimum değerleri görülmektedir. Buna göre G-20 ülkelerinde en düşük YEN değeri 1997 yılında 3,8 Btep ile Suudi Arabistan'a, en yüksek YEN değeri ise 2018 yılında 295.426,9 Btep ile Çin'e aittir. Bu ülkeler 1996-2018 dönemi itibarıyla ortalama 46.614,1 Btep değerinde yenilenebilir enerji tüketimi gerçekleştirmiştir. En yüksek NTAS değerine sahip ülke 2018 yılında 2.925,6 milyar $ ile Çin iken, en düşük NTAS değerine sahip ülke ise 1997 yılında -58,7 milyar $ ile Rusya'dır. G-20 ülkelerinde ortalama NTAS değerinin ise incelenen dönem itibarıyla 219 milyar $ olduğu görülmüştür. Çalışmada kullanılan tahmin modeli 2 numaralı denklemde gösterilmektedir.

$$NTAS_{it} = \alpha_0 + \beta_1 YEN_{it} + u_{it} \quad (2)$$

$$i=1,\ldots,N;\ t=1,\ldots,T$$

2 numaralı denklemde yer alan tahmin modelinde $NTAS_{it}$; bağımlı değişken olup i ülkesinin t zamanındaki uyarlanmış net tasarruf değerini, YEN_{it}; bağımsız değişken olarak i ülkesinin t zamanındaki yenilenebilir enerji tüketim değerini ve u_{it} ise i ülkesinin t zamanındaki hata terimini göstermektedir. i indisi kesit boyutunu (N=19) ve t indisi zaman boyutunu (T=23) temsil etmektedir. Çalışmada panel veri analizi doğrultusunda Gauss 20 paket programı kullanılmış ve sırasıyla şu ekonometrik yöntemler takip edilmiştir:

- Yatay kesit bağımlılığı için Breusch ve Pagan (1980) LM ve Pesaran (2004) CD_{LM} testleri,
- Eğim katsayılarının homojenliği için Pesaran ve Yamagata (2008) Delta testi,
- Birim kök için Pesaran (2007) CADF panel birim kök testi,
- Son olarak nedensellik ilişkileri için Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) tarafından geliştirilen panel nedensellik testi.

4.2. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi ve Analiz Sonuçları

Breusch ve Pagan (1980), yatay kesit bağımlılığını test etmek için Lagrange çarpanı (LM) testini geliştirmiştir. Bu test, zaman boyutu (T) kesit boyutundan (N) daha büyük olduğunda tercih edilmektedir. Breusch ve Pagan (1980) *LM* test istatistiği şu şekildedir:

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \hat{p}_{ij}^2 \quad (3)$$

$\hat{p}_{ij}$, EKK tahmininden hareketle her bir i için hata teriminin çift yönlü korelasyonunun örnek tahminidir. $T \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ olan büyük panellerde ise Pesaran (2004), *LM* testinin ölçekli versiyonunu ileri sürmüştür. Bu test yeterince büyük N ve T olduğunda uygulanabildiğinden büyük bir N ve küçük bir *T*'de önemli derecede bozulmalar meydana gelmektedir. CD_{LM} test istatistiği şu şekilde gösterilmektedir:

$$CD_{LM} = \left(\frac{1}{N(N-1)}\right)^{1/2} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \left(T\hat{p}_{ij}^2 - 1\right) \quad (4)$$

CD_{LM} testi, N(N-1)/2 serbestlik derecesi ve asimptotik ki-kare özelliğiyle normal dağılmaktadır. *LM* ve CD_{LM} testleri kesit boyutunun zaman boyutundan görece büyük olduğu panellerde uygulanabilen yatay kesit bağımlılığı testine duyulan ihtiyacı açıkça gösterdiğinden Pesaran (2004) *CD* testi ve Pesaran vd. (2008) LM_{adj} yatay kesit bağımlılığı testleri geliştirilmiştir.

Çalışmada T (23)>N (19) olduğundan yatay kesit bağımlılığının (YKB) varlığı Breusch ve Pagan (1980) *LM* ve Pesaran (2004) CD_{LM} test istatistikleri kullanılarak sınanmaktadır. Tablo 3'te değişkenlere dair sabitli ve sabitli ve trendi model biçimlerinde yatay kesit bağımlılığı testi analiz sonuçları gösterilmektedir.

Tablo-3: Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Analiz Sonuçları

Model	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
Değişkenler	YEN	NTAS	YEN	NTAS
BP (1980) LM	218.938 [0.008]***	309.988 [0.000]***	237.876 [0.001]***	320.139 [0.000]***
Pesaran (2004) CD_{LM}	2.592 [0.005]***	7.516 [0.000]***	3.616 [0.000]***	8.065 [0.000]***

Not: ***, %1 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. Gecikme uzunluğu 3 olarak alınmıştır. *H0*: YKB yoktur, H_A: YKB vardır.

Tablo 3' e göre her iki modelde YEN ve NTAS değişkenleri için YKB yoktur sıfır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilerek her iki değişkende YKB'nin var olduğu belirlenmiştir. Sonuç itibarıyla söz konusu iki değişken için G20 ülkelerinin herhangi birinde meydana gelen şokun diğer ülkeler üzerinde etkili olduğu ifade edilmektedir.

4.3. Homojenlik Testi ve Analiz Sonuçları

Eğim katsayılarının homojenliğinin test edilmesi Swamy'e (1970) dayanmaktadır. Swamy testi *N*'nin *T*'ye göre küçük olduğu panellere uyumlu iken N'nin T'ye göre büyük olduğu panellere ise uyumlu değildir. Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından ileri sürülen Delta $(\tilde{\Delta})$ testi, Swamy (1970) testinin geliştirilmiş bir biçimi olup şu şekilde oluşturulmuştur:

$$\hat{S} = \sum_{i=1}^{N}(\widehat{\beta_i} - \hat{\beta}_{WFE})' \frac{X_i' M_\tau X_i}{\hat{\sigma}_i^2}(\widehat{\beta_i} - \hat{\beta}_{WFE}) \quad (5)$$

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{(y_i - X_i\widehat{\beta_i})' M_\tau (y_i - X_i\widehat{\beta_i})}{(T-k-1)} \quad (6)$$

β_i, havuzlanmış EKK'yı, $\hat{\beta}_{WFE}$ tanımlanmış eğim katsayılarının ağırlıklı toplam etkisini, M_τ, *T*'nin birim matrisini ve $\hat{\sigma}_i^2$ ise σ_i^2'nin tahmincisini temsil etmektedir.

$$\hat{\beta}_{WFE} = \left(\sum_{i=1}^{N} \frac{X_i' M_\tau X_i}{\hat{\sigma}_i^2}\right) \quad (7)$$

Swamy istatistiği $(\hat{S})$, *N*'nin sabit ve *T*'nin sonsuza olması koşulunda *k(N-1)* serbestlik derecesiyle asimptotik olarak ki-kare dağılım özelliği sergiler. $\tilde{\Delta}$ ve $\tilde{\Delta}_{adj}$ testlerine ait standartlaşmış dağılım istatistikleri şu şekilde gösterilmektedir:

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\tilde{S}-k}{\sqrt{2k}}\right) \quad (8)$$

$(N,T) \rightarrow \infty$ koşulu ile $\sqrt{N/T} \rightarrow \infty$ ve hata terimleri normal dağılıma sahip olduğu sürece, $\tilde{\Delta}$ testi asimptotik standart normal dağılmaktadır. $\tilde{\Delta}$ testi, küçük örneklem özelliklerine sahip bir test istatisti iken, $\tilde{\Delta}_{adj}$ testi büyük örneklem özelliklerine uyarlanmış bir test istatistiğidir. Uyarlanmış $\tilde{\Delta}_{adj}$ test istatistiği ise şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\tilde{S}-E(\tilde{z}_{iT})}{\sqrt{Var(\tilde{z}_{iT})}}\right); \quad E(\tilde{z}_{iT}) = k, var(\tilde{z}_{iT}) = \frac{2k(T-k-1)}{T+1} \quad (9)$$

Elde edilen test istatistiklerine göre sıfır (H_0) ve alternatif hipotezleri (H_A);

$H_0 = \beta_i = \beta$ tüm *i*'ler için eğim katsayı homojenliği hipotezini,

$H_A: \beta_i \neq \beta$ ise $i \neq j$ için eğim katsayı heterojenliği hipotezini öne sürmektedir.

Tablo 4'te homojenlik testi analiz sonuçlarına yer verilmektedir. Delta ve Delta Adjusted test istatistikleri her iki seri için elde edilmiştir.

Tablo-4: Homojenlik Testi Analiz Sonuçları

	YEN	NTAS
Delta	4.425 [0.000]***	2.114 [0.017]**
Delta Adjusted	4.746 [0.000]***	2.266 [0.012]**

Not: *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. H_0: Eğim katsayıları homojendir; H_A: Eğim katsayıları heterojendir.

Tablo 4'ten ulaşılan homojenlik testi analiz sonuçlarına göre sıfır hipotezi YEN ve NTAS değişkenleri için sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Diğer bir ifadeyle eğim katsayılarının kesitler arası farklılaştığı anlamına gelen alternatif hipotez kabul edilerek YEN ve NTAS değişkenlerinin heterojen bir dağılıma sahip olduğu kabul edilmiştir.

4.4. Birim Kök Testi ve Analiz Sonuçları

Pesaran (2007), gecikmeli yatay kesit ortalamalarını ADF regresyonuna ekleyerek genişletmiş ve CADF (Cross-Sectionallly Augmented Dickey-Fuller) testini geliştirmiştir. Bu test aynı zamanda "Yatay Kesit Genelleştirilmiş Dickey Fuller" olarak da ifade edilmektedir. Bu testte panel genel sonuçlarının yanı sıra kesitlere yani ülkelere özgü sonuçlara da ulaşmak mümkündür. Ayrıca zaman (T) ve kesit boyutunun (N)

küçük olduğu panellerde dahi güçlü ve tutarlı sonuçlar vermekte, *T*>*N* ve *N*>*T* durumu fark etmeksizin uygulanabilmektedir.

Dinamik heterojen panel veri modeli şu şekildedir:

$$y_{it} = (1 - \emptyset_i)\mu_i + \emptyset_i y_{i,t-1} + u_{it}, \text{ i=1,2,…,N; t=1,2,…,T (10)}$$

Tek faktörlü hata terimi ise şu şekilde gösterilmektedir:

$$u_{it} = \gamma_i f_t + u_{it} \text{ (11)}$$

Tek faktörlü hata terimindeki f_t, gözlenemeyen ortak etki, u_{it} ise bireye özgü hata anlamına gelmektedir.

10 ve 11 numaralı denklemler birlikte ele alındığında 12 numaralı denkleme ulaşılmaktadır:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + u_{it} \text{ (12)}$$

12 numaralı denklemde $\alpha_i = (1 - \emptyset_i)\mu_i$, $\beta_i = -(1 - \emptyset_i)$ ve $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$ eşitliğine sahiptir. Bu durumda $\emptyset_i = 1$ olması şartıyla birim kök testi hipotezi;

$H_0: \beta_i = 0$ her *i* için,

$H_A = \beta_i < 0$, i=1,2,…,N_i, $\beta_i = 0$, i=$N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$ biçimindedir.

CADF regresyonu şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it} \text{ (13)}$$

CADF regresyonundan hareketle her bir yatay kesitin birim kök istatistiklerinin ortalaması hesaplanarak CIPS (Cross-Sectionally IPS) panel birim kök istatistiğine ulaşılmaktadır:

$$CIPS(N,T) = t\text{–}bar = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} t_i\,(N,T) \text{ (14)}$$

CIPS formülündeki t_i(N,T), 13 numaralı CADF regresyonundaki $y_{i,t-1}$ katsayısının t istatistiğiyle verilmiş her bir kesit için CADF istatistiğini temsil etmektedir (Pesaran, 2007: 276).

Tablo 5'te CADF birim kök testinden hareketle panel genel sonuçlarını ortaya koyan CIPS analiz sonuçları görülmektedir. Her iki değişken için sabitli ve sabitli ve trendli modellerde düzey ve 1. fark değerlerine yer verilmektedir.

Tablo-5: Birim Kök Testi Analiz Sonuçları

CIPS İstatistiği	Düzey Değerler		1. Fark Değerler	
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
YEN	-1.364	-1.773	-2.804***	-3.006***
NTAS	-1.673	-1.721	-2.557***	-2.732**

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir. Gecikme uzunluklarının hesaplanmasında Schwarz bilgi kriteri tercih edilmiş ve maksimum gecikme uzunluğu 3 olarak alınmıştır. Panel CIPS istatistiği, CADF istatistiklerinin ortalamasıdır. T:23 ve N:19 için panel CIPS istatistiği kritik değerleri, sabitli modelde -2.40 (%1), -2.21 (%5) ve -2.10 (%10)'dur. Sabitli ve trendli modelde ise -2.92 (%1), -2.73 (%5) ve -2.63 (%10)'tür. H0: Panel birim köklüdür; HA: Panel birim köklü değildir.

Tablo 5'te yer alan CIPS istatistiğine göre YEN ve NTAS değişkenlerine dair sıfır hipotezi düzeyde her iki model biçiminde de reddedilememiş ve her iki değişkenin düzeyde birim kök içerdiği görülmüştür. Birinci farkları alındığında YEN değişkeni, her iki modelde sıfır hipotezini %1 anlamlılık düzeyinde; NTAS değişkeni ise sabitli modelde %1, sabitli ve trendli modelde %5 anlamlılık düzeyinde reddetmiştir. Sonuç itibarıyla YEN ve NTAS değişkenlerinin birinci farkında durağan (I(1)) oldukları belirlenmiştir.

Panel nedensellik analizinde değişkenlerin kaçıncı dereceden entegre (d_{max}) yani durağan olduklarının bilinmesi gerekmektedir. Birim kök analizinden elde edilen sonuçlara göre dmax=1 olarak alınmaktadır.

4.5. Nedensellik Testi ve Analiz Sonuçları

Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) panel nedensellik testi, Toda-Yamamoto (1995) testinin panel veri için genişletilmiş biçimidir. Bu test katsayıların heterojenliği ile yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulunduran bir nedensellik testidir. Bununla birlikte değişkenler farklı düzeyde durağan olduklarında ve değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisine rastlanılmadığında dahi bu test kullanılabilmektedir.

Bu testin işleyiş mekanizmasında ilk olarak p değişkenli heterojen panel VAR (k_i) modeli (Emirmahmutoğlu ve Köse, 2011: 871-873);

$$z_{i,t} = \mu_i + A_{i1} z_{i,t-1} + \ldots + A_{ik_i} z_{i,t-k_i} + u_{i,t},$$

$$i=1,2,\ldots,N;\ t=1,2,\ldots,T \quad (15)$$

biçiminde ifade edilmektedir. i indisi kesit boyutunu, t indisi zaman boyutunu ve μ_i terimi ise sabit etkilerin p boyutlu bir vektörünü

simgelemektedir. $A_{i1},\ldots,A_{ik_i}$, kesitler arası değişen parametrelerin sabit ($p \times p$) matrisidir. $u_{i,t}$ ise p hata terimlerinin bir sütun vektörüdür.

Eğer VAR sürecinde değişkenler birim kök içeriyorsa, VAR modelinin OLS tahmininde Wald istatistiklerine dayalı parametre sorunları ortaya çıkabilmektedir. Bu sorun normal olmayan asimptotik dağılımların meydana gelmesidir. Dolayısıyla Granger nedensellik testi durağan olmayan değişkenler için geçerliliğini kaybettiğinden bu sorundan kaçınmak için Toda ve Yamamoto (1995), VAR modelinin katsayı kısıtlamasını test etmek için LA-VAR modelinin alternatif bir yaklaşımını geliştirmiştir. Heterojen karma panellerde VAR ($k_i + d\ max_i$) modeli şu şekilde tahmin edilmektedir:

$$z_{i,t} = \mu_i + A_{i1}z_{i,t-1} + \ldots + A_{ik}z_{i,t-k_i} + \sum_{l=k_i+1}^{k_i+d\ max_i} A_{il}z_{i,t-1} + u_{i,t},$$

$$i=1,2,\ldots,N;\ t=1,2,\ldots,T \quad (16)$$

Heterojen panellerde Granger nedenselliğin olmadığı hipotezinde Fisher (1932) test istatistiğinden faydalanılmaktadır. Fisher test istatistiği ise;

$$\lambda = -2\sum_{i=1}^{N} ln(p_i),\ i=1,2,\ldots,N \quad (17)$$

şeklinde gösterilmektedir. p_i terimi, *i.* kesitin Wald istatistiğine karşılık gelen *p* değerini temsil etmektedir. Bu test istatistiği *2N* serbestlik derecesine sahip bir ki-kare dağılımı özelliği sergimektedir. Testin sadece *N*'nin $T \rightarrow \infty$ yakınsadığı durumda geçerli olduğu ifade edilmektedir.

Heterojen karma panellerde $k_i + d\ max_i$ gecikmeli VAR modeli şu şekildedir:

$$x_{i,t} = \mu_i^x + \sum_{j=1}^{k_i+d\ max_i} A_{11,ij}x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+d\ max_i} A_{12,ij}y_{i,t-j} + u_{i,t}^x \quad (18)$$

$$y_{i,t} = \mu_i^y + \sum_{j=1}^{k_i+d\ max_i} A_{21,ij}x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+d\ max_i} A_{22,ij}y_{i,t-j} + u_{i,t}^y \quad (19)$$

18 ve 19 numaralı modellerdeki $d\ max_i$, her *i* için sistemde meydana geldiğinden şüphelenilen en yüksek entegrasyon düzeyini

göstermektedir. Model 19'da *x*'ten *y*'ye nedensellik test edilirken, model 18'de ise *y*'den *x*'e nedensellik test edilmektedir.

Tablo 6'da Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) tarafından geliştirilen panel nedensellik testi analiz sonuçları görülmektedir. Tablo 6'da panelin genelini temsil eden Fisher test istatistiği yanı sıra ülkelere özgü sonuçlara ulaşmak mümkündür.

Tablo-6: Nedensellik Testi Analiz Sonuçları

G-20 Ülkeleri	YEN ≠> NTAS		NTAS ≠>YEN	
	Wald İst.	p-değeri	Wald İst.	p-değeri
Almanya	13.622	0.003***	2.175	0.537
ABD	1.050	0.306	1.891	0.169
Arjantin	0.057	0.972	6.518	0.038**
Avustralya	0.458	0.498	0.012	0.914
Brezilya	1.283	0.257	0.506	0.477
Çin	2.632	0.105	0.450	0.503
Endonezya	0.759	0.384	0.082	0.775
Fransa	3.019	0.389	25.311	0.000***
Güney Afrika	0.169	0.681	0.003	0.955
Güney Kore	0.810	0.368	0.279	0.597
Hindistan	1.034	0.309	4.367	0.037**
İngiltere	1.046	0.307	0.000	0.997
İtalya	0.003	0.955	0.395	0.529
Japonya	1.160	0.281	3.716	0.054*
Kanada	0.036	0.849	2.634	0.105
Meksika	1.091	0.296	3.596	0.058*
Rusya	1.295	0.255	0.186	0.666
Suudi Arabistan	0.667	0.414	1.067	0.302
Türkiye	0.187	0.666	1.268	0.260
Panel Fisher	44.359		68.289**	

Not: ≠> simgesi nedenselliğin yönünü göstermektedir. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir. Maksimum gecikme uzunluğu 3 ve dmax 1 olarak alınmıştır. Schwarz bilgi kriteri kullanılmıştır. Sonuçlar 10.000 tekrarlı bootstrap dağılımından elde edilmiştir. Panel bootstrap kritik değerleri YEN≠>NTAS; %1, %5, %10 sırasıyla 75.597, 62.378, 57.229'dur. Panel bootstrap kritik değerleri NTAS≠>YEN; %1, %5, %10 sırasıyla 73.492, 62.202, 56.732'dir. H_0: YEN Granger nedeni değildir NTAS; H_0: NTAS Granger nedeni değildir YEN.

Tablo 6'da sunulan panel Fisher test istatistiğine göre "Sürdürülebilir kalkınma, yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedeni değildir" sıfır

hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Diğer bir söylemle sürdürülebilir kalkınmanın yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedeni olduğu belirlenmiştir. Diğer taraftan "Yenilenebilir enerji tüketimi, sürdürülebilir kalkınmanın Granger nedeni değildir" sıfır hipotezi hiç bir anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Analiz sonuçlarından panelin geneli için sürdürülebilir kalkınmadan yenilenebilir enerji tüketimine tek taraflı bir Granger nedensellik ilişkisi olduğu görülmüştür.

Ülkelere özgü sonuçlar incelendiğinde "Sürdürülebilir kalkınma, yenilenebilir enerji tüketiminin Granger nedeni değildir" sıfır hipotezi Fransa için %1, Arjantin ve Hindistan için %5, Japonya ve Meksika için %10 anlamlılık düzeylerinde reddedilmiştir. Bu sonuçlar ışığında Fransa, Arjantin, Hindistan, Japonya ve Meksika'da sürdürülebilir kalkınmadan yenilenebilir enerji tüketimine tek taraflı bir Granger nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Diğer yandan sadece Almanya için "Yenilenebilir enerji tüketimi, sürdürülebilir kalkınmanın Granger nedeni değildir" sıfır hipotezi %10 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Sonuç itibarıyla Almanya için yenilenebilir enerji tüketiminden sürdürülebilir kalkınmaya tek taraflı bir Granger nedensellik ilişkisinin olduğu görülmüştür.

5. Sonuç

Enerji kavramı ekonomik, çevresel ve sosyal birçok alanla doğrudan veya dolaylı bir etkileşimde olmasına rağmen enerji ekonomisi literatüründe sürdürülebilir kalkınma ilişkili çalışmalara daha az rastlanmaktadır. Bu bağlamda çalışmada yenilenebilir enerji tüketimi ve sürdürülebilir kalkınma arasındaki ilişkiler panel Granger nedensellik yaklaşımı kullanılarak G-20 ülkeleri özelinde incelenmiştir. 1996-2018 dönemine dair yıllık verilerin kullanıldığı çalışmada öncelikle yatay kesit bağımlılığı ve homojenlik testlerine dair ön analiz sonuçları elde edilmiştir. Buna göre herhangi bir ülkede meydana gelen ekonomik şoktan diğer ülkelerinde etkilendiği anlamına gelen kesitler arası bağımlılığın var olduğu ve bu şokun etkisinin tüm ülkelerde farklılaştığını ifade eden eğim katsayılarının heterojenliğinin varlığına dair sonuçlara ulaşılmıştır. Nedensellik analiz sonuçlarına göre panelin geneli için sürdürülebilir kalkınmadan yenilenebilir enerji tüketimine tek taraflı bir ilişkinin olduğu ortaya koyulmuştur. Bununla birlikte panelin geneli için yenilenebilir enerji tüketiminden sürdürülebilir kalkınmaya herhangi bir nedensellik ilişkisi belirlenememiştir. Ülkelere özgü nedensellik analiz sonuçları incelendiğinde Fransa, Arjantin, Hindistan, Japonya ve Meksika'da sürdürülebilir kalkınmadan yenilenebilir enerji tüketimine, Almanya'da ise

yenilenebilir enerji tüketiminden sürdürülebilir kalkınmaya doğru tek taraflı bir Granger nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Çalışmada analiz sonuçlarından elde edilen bulgular doğrultusunda G-20 ülkelerinde yenilenebilir enerji tüketiminin artmasında sürdürülebilir kalkınmanın kilit bir önem sahip olduğu, G-20 ülkelerinde kalkınma düzeyindeki gelişmelerin/iyileşmelerin yenilenebilir enerji tüketimini artıracağı ortaya koyulmuştur. Kısaca bu ülkelerde sürdürülebilir kalkınmaya dayalı bir yenilenebilir enerji tüketimi söz konusudur. Yenilenebilir enerjinin kalkınma için gerekli ancak yeterli olmayan bir kaynak olduğu göz önüne alındığında G-20 ülkelerinin geneli için tespit edilen sürdürülebilir kalkınmadan yenilebilir enerji tüketimine doğru tek taraflı nedensellik ilişkisi beklenilen bir sonuçtur. Bununla birlikte G-20 ülkelerinin Sürdürülebilir Kalkınma Hedefleri doğrultusunda ekonomik kalkınmayı ve daha temiz bir enerjiyi teşvik ederek bu alanlardaki öncü konumu kabul edilen bir gerçektir. Sürdürülebilir Kalkınma Hedefleri'nin benimsenmesiyle yenilenebilir enerji kullanımının yaygınlaştığı gerçeği dikkate alındığında G-20 ülkeleri için ortaya koyulan analiz sonuçları aynı şekilde beklentilerle örtüşmektedir. Bu bağlamda bu ülkeler Sürdürülebilir Kalkınma Hedeflerinin bilincinde olmalı ve bu hedeflerinden taviz vermemelidir. Bu doğrultuda toplumsal cinsiyet eşitliği, adil bir gelir dağılımı, doğal kaynakların dengeli kullanımı, ulusal tasarrufların artırılması, nitelikli eğitimin sunulması, şeffaf ve güçlü kurumların oluşturulması, inovasyon ve girişimciliğe önem verilmesi, yenilenebilir enerji projelerinin desteklenmesi, yenilenebilir enerji için gerekli alt yapı yatırımlarının yapılması, yenilenebilir enerji kullanımının sosyal kabul edilebilirliğinin sağlanması ve son olarak sürdürülebilir kalkınma noktasında farkındalığın oluşturulması gibi sürdürülebilir kalkınmaya katkı sunan bir dizi politika uygulamalarına özellikle önem vermelidir.

Kaynakça

Apergis, N., Payne, J. E., Menyah, K., & Wolde-Rufael, Y. (2010). On the causal dynamics between emissions, nuclear energy, renewable energy, and economic growth. *Ecological Economics*, *69*(11), 2255-2260.

Assi, A. F., Isiksal, A. Z., & Tursoy, T. (2020). Renewable Energy Consumption, Financial Development, Environmental pollution, and Innovations in the ASEAN+ 3 group: Evidence from (P-ARDL) model. *Renewable Energy*.El Bassam, N.

(2001). Renewable energy for rural communities. Renewable Energy, 24(3-4), 401-408.

Bekhet, H. A., & Othman, N. S. (2018). The role of renewable energy to validate dynamic interaction between CO2 emissions and GDP toward sustainable development in Malaysia. Energy economics, 72, 47-61.

Ben Jebli, M., & Ben Youssef, S. (2017). Renewable energy consumption and agriculture: evidence for cointegration and Granger causality for Tunisian economy. *International Journal of Sustainable Development & World Ecology*, *24*(2), 149-158.

Bhattacharyya, S. C. (2019). Energy economics: concepts, issues, markets and governance. Springer Nature.

Bozkurt, C., & Destek, M. A. (2015). Renewable energy and sustainable development nexus in selected OECD countries. International Journal of Energy Economics and Policy, 5(2).

BP (2020). Statistical Review of World Energy, 69. Edition, http://www.bp.com/statisticalreview.

Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. The review of economic studies, 47(1), 239-253.

Bugaje, I. M. (2006). Renewable energy for sustainable development in Africa: a review. Renewable and sustainable energy reviews, 10(6), 603-612.

Daly, H. E. (1990). Toward some operational principles of sustainable development. Ecological economics, 2(1), 1-6.

Dincer, I. (2000). Renewable energy and sustainable development: a crucial review. Renewable and sustainable energy reviews, 4(2), 157-175.

Emirmahmutoglu, F., & Kose, N. (2011). Testing for Granger causality in heterogeneous mixed panels. Economic Modelling, 28(3), 870-876.

Fragaszy, R. J., Santamarina, J. C., Amekudzi, A., Assimaki, D., Bachus, R., Burns, S. E., ... & Espinoza, D. N. (2011). Sustainable development and energy geotechnology—Potential roles for geotechnical engineering. KSCE Journal of Civil Engineering, 15(4), 611-621.

Georgopoulou, E., Lalas, D., & Papagiannakis, L. (1997). A multicriteria decision aid approach for energy planning problems: The case of renewable energy option. European journal of operational research, 103(1), 38-54.

Goldemberg, J., & Coelho, S. T. (2004). Renewable energy—traditional biomass vs. modern biomass. *Energy Policy*, *32*(6), 711-714.

Güney, T. (2019). Renewable energy, non-renewable energy and sustainable development. International Journal of Sustainable Development & World Ecology, 26(5), 389-397.

Hasnain, S. M., Alawaji, S. H., & Elani, U. A. (1998). Solar energy education-a viable pathway for sustainable development. *Renewable Energy*, *14*(1-4), 387-392.

IEA (2018). Energy Transitions in G20 Countries, Energy Transition Towards Cleaner, More Flexible and Transparent Systems, https://webstore.iea.org/download/direct/2293.

Jaramillo-Nieves, L., & Del Río, P. (2010). Contribution of renewable energy sources to the sustainable development of islands: An overview of the literature and a research agenda. Sustainability, 2(3), 783-811.

Kaygusuz, K., & Kaygusuz, A. (2002). Renewable energy and sustainable development in Turkey. Renewable Energy, 25(3), 431-453.

Lange, G. M., Wodon, Q., & Carey, K. (Eds.). (2018). The changing wealth of nations 2018: Building a sustainable future. The World Bank.

Lund, H. (2007). Renewable energy strategies for sustainable development. Energy, 32(6), 912-919.

Manso, J. R. P., & Behmiri, N. B. (2013). Renewable energy and sustainable development. *Estudios de Economía Aplicada*, *31*(1), 7-33.

Menyah, K., & Wolde-Rufael, Y. (2010). CO2 emissions, nuclear energy, renewable energy and economic growth in the US. Energy Policy, 38(6), 2911-2915.

Naidu, B. S. K. (1996). Indian scenario of renewable energy for sustainable development. *Energy policy*, *24*(6), 575-581.

OECD (2020). What is the G20?, https://www.oecd.org/g20/about/.

Oyedepo, S. O. (2014). Towards achieving energy for sustainable development in Nigeria. Renewable and sustainable energy reviews, 34, 255-272.

Pesaran, H. M. (2004). General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. University of Cambridge, Cambridge Working Papers in Economics, 435.

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, *22*(2), 265-312.

Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of econometrics*, *142*(1), 50-93.

Sarraf, M., Rismanchi, B., Saidur, R., Ping, H. W., & Rahim, N. A. (2013). Renewable energy policies for sustainable development 223-229.

Schwerhoff, G., & Sy, M. (2017). Financing renewable energy in Africa–Key challenge of the sustainable development goals. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *75*, 393-401.

Shah, A. A., Qureshi, S. M., Bhutto, A., & Shah, A. (2011). Sustainable development through renewable energy—the fundamental policy dilemmas of Pakistan. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *15*(1), 861-865.

Shahbaz, M., Raghutla, C., Chittedi, K. R., Jiao, Z., & Vo, X. V. (2020). The effect of renewable energy consumption on economic growth: Evidence from the renewable energy country attractive index. Energy, 207, 118162.

Smil, V. (1994). Energy in World History, Boulder, CO, Westview Press.

Sinha, A., & Shahbaz, M. (2018). Estimation of environmental Kuznets curve for CO2 emission: role of renewable energy generation in India. Renewable Energy, 119, 703-711.

Stiglitz, J. E., Sen, A., & Fitoussi, J. P. (2009). Report by the commission on the measurement of economic performance and social progress.

Swamy, P. A. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. Econometrica: *Journal of the Econometric Society*, 311-323.

UNDP (2019). G20 contribution to the 2030 Agenda.

United Nations (2020). The Sustainable Development Goals Report, https://unstats.un.org/sdgs/report/2020/The-Sustainable-Development-Goals-Report-2020.pdf.

Vasylieva, T., Lyulyov, O., Bilan, Y., & Streimikiene, D. (2019). Sustainable economic development and greenhouse gas emissions: The dynamic impact of renewable energy consumption, GDP, and corruption. Energies, 12(17), 3289.

Waheed, R., Chang, D., Sarwar, S., & Chen, W. (2018). Forest, agriculture, renewable energy, and CO2 emission. Journal of Cleaner Production, 172, 4231-4238.

WCED, S. W. S. (1987). World commission on environment and development. Our common future, 17, 1-91.

Türkiye'de Toplam Faktör Verimliliği ve İktisadi Büyüme

Ümit KOÇ[1]

1. Giriş

İktisadi büyümeyi sağlamak, ekonomik açıdan bir başarı anlamı yanında sosyal ve politika alanlarında da başarılı olmanın yollarından birisidir. Dönemsel yüksek büyüme hızlarından ziyade, sürdürülebilir bir büyüme performansını yakalayarak ülkenin gelişmesini sağlamak, yurttaşların refahını artırmak ve ülkede ekonomik ve politik bir istikrarın oluşmasını katkıda bulunmak, bu başarının temel göstergeleridir. Ekonomik büyüme, arz tarafında işgücünün, yatırımların ve teknolojik ilerlemenin düzeyi ve niteliği ile sağlanmakta olup işgücününün niteliğini artıran, tasarruflarını artırarak bunları yatırıma dönüştüren ve teknolojiyi sadece kullanmanın yanı sıra aynı zamanda teknolojiyi üretebilen ekonomiler, üretim kapasitesini ve adil bir bölüşüm mekanizması çerçevesinde refahı artırmayı başarabilmektedirler. Öte yandan insanı merkeze oturtan bir iktisadi politikanın en önemli özelliklerinden birisi de uzun dönemli bir perspektifle iktisadi büyümeyi kalıcı (sürdürülebilir) hale getirerek refah artışını sağlamasıdır. [2]

2. Mevcut durum

Türkiye 1923 ile 1960 yılları arasında bir yandan ülke coğrafyasında yaşayan insanları birer yurttaş haline getirmeye çalışırken, bir yandan da sanayileşme stratejisini belirlemeye çalışmıştır. Özel sektörün, bir başka ifade ile yerli burjuvazinin varolmadığı yıllarda, devlet üretici olarak ekonominin içinde yer alarak sanayileşme stratejisinin omurgası haline gelmiştir. Çok partili siyasetin başlamasıyla birlikte daha liberal iktisadi politikalar uygulanmaya başlanmakla birlikte, dünyada merkez ülkelerin uyguladığı Keynezyen iktisadi politikalar Türkiye'de de iktisadi politikanın çatısını oluşturmuştur. Özellikle 1960'lardan sonra ithal ikameci sanayileşme politikası çerçevesinde 1950–1979

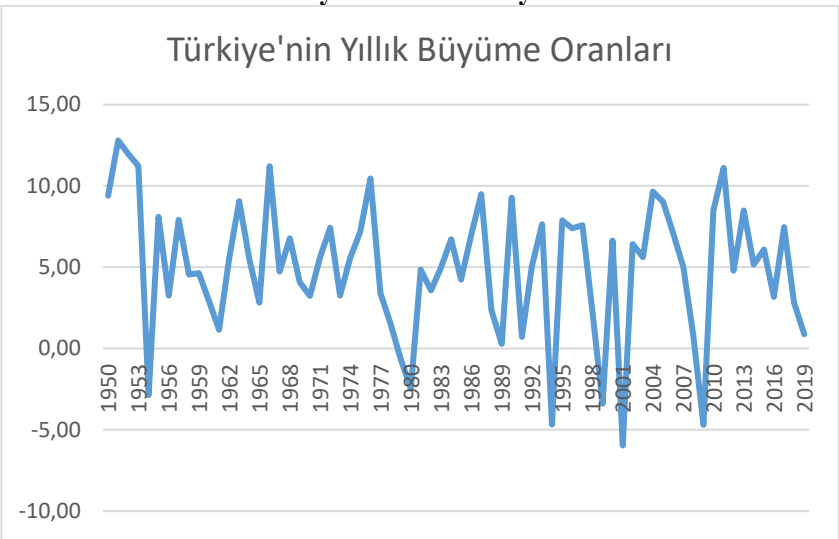
[1] Dr., TCMB, Bilişim Teknolojileri Genel Müdürlüğü, umit.koc@tcmb.gov.tr

[2] (Hausmann, Pritchett, & Rodrik, 2005) sürdürülebilir büyüme kavramının özelliklerini şöyle tanımlamaktadır:

- En az 8 yıl kesintisiz sürmesi
- Ortalama büyüme oranının en az %3.5 olması
- OECD ise kişi başına milli gelir, net dış borcun milli gelire oranı, verimlilik ve net tasarruf oranını içeren bir parametre setini sürdürülebilir büyüme için gösterge kabul etmektedir.

dönemleri arasında Türkiye'nin büyüme hızı % 5.8 olarak gerçekleşmiştir.

Grafik-1: Türkiye'nin Yıllık Büyüme Oranları:



Kaynak: Dünya Bankası

1980 yılından itibaren Türkiye dışa açık bir büyüme modelini benimsemiş ancak istediği büyüme rakamlarına ulaşamamıştır. Grafik-1'den de görülebileceği üzere büyüme rakamları yıllık bazda en çok %13'lük bir artış gösterirken daralmanın en sert gerçekleştiği yıllarda %6'ya yaklaşan küçülmeler yaşanmıştır.

Tablo-1: Türkiye'nin 1950 yılından bu yana büyüme performansı

DÖNEM	BÜYÜME ORANI (%)
1950-1960	6,71
1961-1980	4.77
1981-2000	4.49
2001-2020	4.3

Kaynak: Dünya Bankası verilerinden kendi hesaplamalarımız

Tablo-1 deki büyüme rakamları incelendiğinde 1950 yılından bu yana ülkemizin büyüme performansında bir düşüş yaşandığı gözlemlenmektedir. 1950-1960 yılları arasında yıllık ortalaması % 6,71 olan büyüme oranı, 1961-1980 yılları arasında % 4,77'ye, 1981-2000 yılları arasında % 4,49'a ve 2001-2020 yılları arasında %4,3'e düşmüştür. Bu düşüş 2007 yılına kadar olan büyüme oranlarının baz alındığı (Saygılı & Cihan, 2008) çalışmasında da vurgulanmakta ve

Türkiye'nin uzun dönemli büyüme oranının sürekli bir düşüş eğiliminde olduğu belirtilmektedir. Bu düşüşün, nüfus artışı da dikkate alındığında, kişi başına düşen milli gelirde çok daha büyük bir azalışa işaret ettiği açıktır.

Türkiye 2000 yılı sonunda gelen öncü kriz ve 2001 yılında yaşanan büyük dalga ile IMF öncülüğünde uyguladığı kur çıpasına dayanan iktisadi programdan vazgeçerek, yine IMF öncülüğü ve kontrolünde yeni bir istikrar programını uygulamaya başlamıştır. Türkiye, 2002-2008 yılları arasında 2001 yılında IMF ile üzerinde mutabakat sağlanan programı birebir uygulamaya devam etmiştir. 2002 ile 2007 yılları arasında yaşanan yüksek büyüme oranları, 2008 ve 2009 yıllarında dünyada yaşanan kriz ve Türkiye'nin ciddi yapısal hamleleri yapmakta gecikmesi nedeni ile duraksamaya uğramıştır.

Tablo-2: 2002-2019 yılları arasındaki büyüme ve işsizlik oranları

Yıl	Büyüme Oranı	İşsizlik
2002	6,430279	10,358
2003	5,608255	10,542
2004	9,644323	10,838
2005	9,009853	10,636
2006	7,109703	8,718
2007	5,030458	8,868
2008	0,845251	9,71
2009	-4,70447	12,552
2010	8,487372	10,66
2011	11,1135	8,796
2012	4,78994	8,149
2013	8,491309	8,732
2014	5,166691	9,88
2015	6,085887	10,236
2016	3,183832	10,839
2017	7,470867	10,819
2018	2,826776	10,89
2019	0,877433	13,49

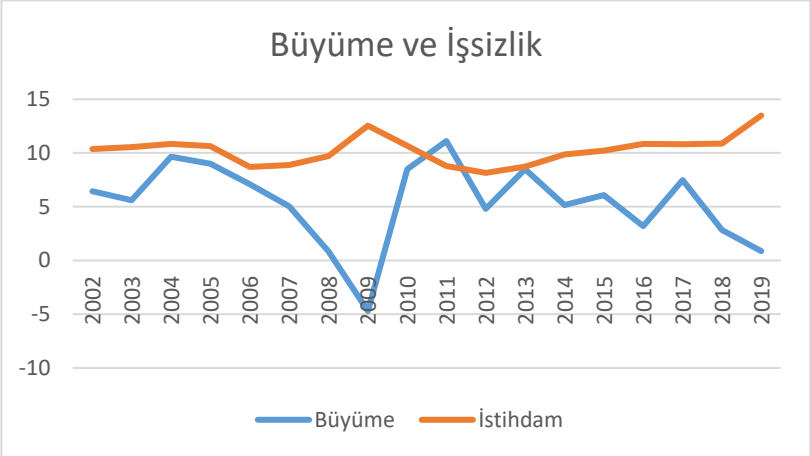
Kaynak: Dünya Bankası

2009 yılında yaşanan küresel finansal kriz sonrasında 2010 yılından itibaren ülkemizin de içinde yer aldığı yükselen piyasalara doğru yönelen büyük çaplı sıcak fonlar sayesinde artan likidite ile birlikte Türk Lirası aşırı derecede değerli hale gelmiştir. Uygulanan para politikasının da değerli TL'yi desteklemesi, harcama odaklı bir

büyümenin yaşanmasına yol açmıştır. Büyüme oranları, inşaat sektörünün de ciddi bir biçimde genişlemesine paralel olarak artmaya devam etmiştir.

Tablo-2'de yer alan büyüme ve işsizlik rakamları incelendiğinde gerek 2002-2008, gerekse 2010-2015 yılları arasındaki büyüme dinamikleri Türkiye'nin daha önce yaşadığı büyüme deneyimlerine pek benzememektedir. Türkiye'nin daha önceki tecrübeleri, iktisadi büyümenin etkisiyle istihdamın artacağı ve işsizliğin azalacağını göstermekteyken, yeni dönem pek çok alanda olduğu gibi büyüme alanında da daha öncekilerle örtüşmeyen bir duruma işaret etmektedir. Yukarıdaki tablodan da anlaşılacağı üzere büyümenin gerçekleştiği dönemlerde işsizlik oranında ya bir azalma olmamakta, ya da işsizlikte gerçekleşen düşüş son derece sınırlı kalmaktadır. Bir başka ifade ile Türkiye büyümekte ancak istihdamını artıramamaktadır. 2002 yılında %10.3 olan işsizlik, 2003 yılında %10.5 çıkmış, takip eden 2004 ve 2005 yıllarında ise yine % 10.3 olarak gerçekleşmiştir. Bu durum 2010 yılından sonra da bir miktar iyileşme gösterse de eğilimde çok büyük bir değişiklik göze çarpmamaktadır.

Grafik-2: 2002-2019 Büyüme ve İşsizlik Oranları



Kaynak: Dünya Bankası

Grafik-2'den de daha net bir şekilde anlaşılacağı üzere Türkiye rakamlarla büyürken bunun istihdam bağlamında bir etkisinin olmadığı görülmektedir. Türkiye küçüldüğünde işsizlik artmakta, ancak büyüdüğünde işsizlik beklendiği ölçüde azalmamaktadır. Dolayısıyla Türkiye büyürken bunun hane halkına pozitif bir katkısı olmamıştır. Bu durum büyümenin gerek niteliği, gerekse sürdürülebilirliği konusunda

mevcut politikalar dışında bir yaklaşımın gerekliliğine işaret etmektedir.

Verimlilik ekonomik büyüme açısından oldukça önemli olmakla birlikte, bunun üretim faktörleri arasında dengeli bir şekilde dağılması önem arzetmektedir. Verimlilik tek başına işgücüne has bir olgu değildir. Bu nedenle verimliliği sadece emek piyasasına sıkıştırarak, gerek toplam çalışma süresinin artması, gerekse birim çalışma zamanı başına düşen reel ücretin azalması üzerinden verimlilik artışı sağlamak büyümenin refah artışını beraberinde getirmeyerek düşük kalitede kalmasına ve sürdürülebilir olmaktan uzaklaşmasına yol açabilmektedir. Türkiye için yapılan çalışmalarda (örneğin Saygılı & Cihan, 2008) büyümenin büyük ölçüde sermayeye dayalı olduğu hesaplanmaktadır. Öte yandan diğer tüm üretim faktörleri gibi sermaye kullanımı açısından da azalan verimler kanunu geçerlidir. Bu noktadan hareketle büyümenin sürdürülebilir olması için verimlilik kavramı salt sermaye ve emek verimliliği olarak algılanmamalı, bunların yanında Türkiye için asıl potansiyelin söz konusu olduğu toplam faktör verimliliğini kapsayacak bir strateji belirlenmelidir.

3. Toplam faktör verimliliği ve belirleyicileri

Toplam faktör verimliliği, temel üretim faktörleri olan emek ve sermaye dışındaki nedenlerin birleşik etkisi olarak tanımlanmaktadır. Solow, (Solow, 1956; Solow, 1957) çalışmalarında sermaye ve emeğin yanına dışsal bir faktör olarak teknolojiyi de eklemiştir. (OECD, 2004)'te yer alan tanıma göre, toplam faktör verimliliği üretimde kullanılan girdilerin hacmi ve kalitesindeki değişikliklerden kaynaklanan verimlilik artışı dışında kalan büyüme olarak tanımlanmaktadır. Aynı girdi miktarı ile sürekli daha çok çıktı elde edebilme kapasitesi ve yeteneği olarak da ifade edilen toplam faktör verimliği kavramı, verimlilik olgusu kapsamında iktisadi büyümenin önemli bir kaynağı olarak değerlendirilmektedir. Toplam faktör verimliliğinin büyüme içindeki payının artması büyümenin kalıcı olmasına, büyümenin enflasyon, kamu açığı, cari işlemler açığı problemleri yaratmadan refah artışını sağlamasına yol açmaktadır.

Adam Smith ve David Ricardo'dan başlayarak verimlilik hem ticaretin hem de ulusların zenginleşmesinin temel kaynağı olarak görülmüştür. Aynı miktarda emek, beşeri sermaye ve fiziksel sermaye ile bazı ülkeler, sektörler ve firmalar daha çok, bazıları ise daha az üretirler. Bu fark, üretim sürecinde kaynakları doğru tahsis etme ve kullanma konusunda ne kadar verimli olduklarına bağlıdır. Üretkenliğin varolması ve varolan üretkenliğin iyileştirilmesinin sürdürülebilir

ekonomik büyümenin anahtarı olduğu konusu iktisadın önemli çıkarımlarından bir tanesidir (Acemoglu & Zilibotti, 2001; Easterly & Levine, 2001; Hall & Jones, 1999; Kim & Loayza, 2019).

Gelişmiş ülkeler sermaye birikimini fizikselden beşeriye, ARGE'ye ve girişimciliğe taşıyarak hala daha yüksek büyüme oranlarına ulaşabilmektedirler. Üretimin asıl unsuru olan insan hem kol gücüyle üretim sürecine katkıda bulunurken, hem de entellektüel (veya beşeri) sermayesiyle bilginin üretilmesinde, teknolojinin geliştirilmesinde ve bunların üretim süreçlerine aktarılmasında (girişimciler) rol oynamaktadır. Sürekli ve istikrarlı bir biçimde büyüyen ülkeler incelendiğinde bu sonucun büyük bir oranda teknolojik ilerleme ve buna bağlı olan verimlilik artışlarından kaynaklandığı görülmektedir.

(Saygılı, Cihan, & Yurtoğlu, 2005) çalışmasında Türkiye ile bazı OECD ülkelerindeki toplam faktör verimliliği rakamları verilmektedir. Buna göre 1970 ile 2000 yıları arasında toplam faktör verimliliğinin büyümeye katkısı Amerika Birleşik Devletleri'nde % 25.1, Kanada'da % 18.7, Japonya'da % 26, Belçika'da % 57, Danimarka'da % 61.7, Finlandiya'da % 69.3, Fransa'da % 63.2, Almanya'da % 64.2, İtalya'da %35.3, İsveç'te %63.5 iken Türkiye'de sadece %6.5'tir. Bu oransal olarak büyük farklılık Türkiye'nin büyüme alanında toplam faktör verimliliği üzerine eğildiği takdirde ciddi bir mesafe katedebileceği anlamını taşımaktadır. (DPT, 2006) Dokuzuncu Kalkınma Planı'nda toplam faktör verimliliğinin büyümeye katkısının 2000 yılında %1,8 civarında olduğu, (Kalkınma Bakanlığı, 2013) Onuncu Kalkınma Planı'nda da 2002 ve 2006 yılları arasında ortalama %3.2 olan toplam faktör verimliliği artışının, takip eden 2007 ile 2012 yılları arasında negatif değerlere düştüğü ve -%0.5 seviyelerine gerilediği ifade edilerek, bu yıllardaki ortalama büyüme oranındaki düşüşün en önemli nedeninin toplam faktör verimliliğindeki düşüş olduğu belirtilmiştir.

Toplam faktör verimliliğini etkileyen pek çok unsur bulunmakla birlikte bunlardan dört tanesi diğerlerine göre daha fazla öne çıkmaktadır. Bunlardan ilki, yeni teknolojileri geliştirmek ve ekonomiye uyarlamak bağlamında inovasyon, ikincisi inovasyonu tetikleyecek en önemli unsur olan nitelikli emeği sağlamak üzere eğitim, üçüncüsü ekonomik kaynakların doğru tahsis edilmesine yönelik olarak makroekonomik istikrar ve son olarak dördüncüsü kurallılığı ve piyasa mekanizmasının etkinliğini sağlamak üzere kurumsal yapıların güçlendirilmesidir (Isaksson, 2007; Kim & Loayza, 2019; Kim, Loayza, & Meza-Cuadra, 2016; Syverson, 2011; Türkiye Ekonomi Kurumu, 2003).

3.1 İnovasyon

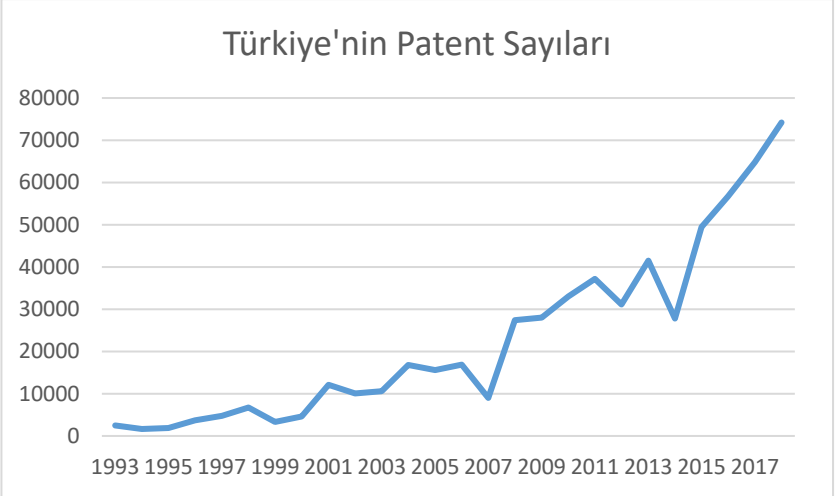
Toplam faktör verimliliğini uzun dönemde en çok artıran unsurların başında inovasyon, diğer adıyla yenilikçilik gelmektedir. İnovasyon yeni teknolojilerin üretilmesi ve benimsenmesi olarak, daha yüksek katma değerli faaliyetlerin, ürünlerin ve süreçlerin geliştirilmesine yol açar ve mevcut olanların performansını iyileştirir. (Griffith, Redding, & Reenen, 2004; Furman & Hayes, 2004; Kim & Loayza, 2019) çalışmalarına göre, tarihsel olarak bakıldığında, kamu ve özel sektör tarafından araştırma ve geliştirmeye yapılan yatırımlara ve ileri düzeyde insan kapasitesi ile fiziksel sermayeye dayanan yeni teknolojiler yaratmış olan ülke sayısı azdır. (Comin, Hobijn, & Rovito, 2008; Kim & Loayza, 2019) çalışmalarında diğer ülkelerin daha sonra değişen zaman gecikmeleri ve yoğunluk dereceleriyle teknolojik değişiklikleri uyarladıkları ve benimsedikleri ifade edilmektedir.

Bilgi ve iletişim alanındaki teknolojik gelişmelere paralel olarak bilgi sistemlerindeki gelişmeler ile birlikte 1990'lı yıllardan itibaren artık bilgi çağına geçildiği ifade edilmektedir. Bilginin ve zamanında doğru bilgiye erişmenin son derece önem kazanması bilginin artık bir rekabet unsuru haline gelmesi ile ortaya çıkmış, hem özel sektör, hem kamu sektörü, hem de bireyler gelişen teknoloji sürecini kendileri için optimumu sağlayacak şekilde günlük yaşama dahil etmişlerdir. 20. yüzyılın sonunda bilişim teknolojilerinde yaşanan baş döndürücü gelişmelerin toplumsal alana yansıması bilgi ekonomisi ve bilgi toplumu kavramları ile olmuştur. Bu kavramlar eğitim, beşeri sermaye ve üretkenlik arasındaki ilişkiyi geliştirmek üzere, bilgiyi üretmeyi, saklamayı (depolamayı), toplumsallaştırmayı sağlamak ve bu süreçlerle yaşamın yeniden toplumsal refahı artıracak şekilde tasarımını ifade etmektedir. Bilgiyi karar alma süreçleri ile yeni organizasyonel yapılar ve iş süreçlerinin oluşumunda kullanmak yanında, yeni pazarlara erişim olanağı için de iktisadi hayatın bir parçası haline getirmek, doğal olarak verimlilik artışı sağlanmasında kritik rol oynamaktadır. Bilgiye dayalı süreçlerin gelişimi toplam faktör verimliliğini olumlu yönde etkilemektedir. (Genç & Atasoy, 2010; Genç & Tandoğan, 2015) çalışmalarında Türkiye için araştırma geliştirme harcamaları ile bilişim teknolojileri sektörünün, büyüme ve toplam faktör verimliliği üzerindeki etkileri irdelenmiş ve pozitif yönlü ilişki teyit edilmiştir.

Araştırma ve geliştirme süreçlerine yatırım, patent sayısı ve bilimsel ve teknolojik dergi yayınlarının sayısı gibi göstergeleri kullanan birçok çalışma, yeni bir teknolojinin yaratılmasının veya benimsenmesinin toplam faktör verimliliğinin artmasına katkı sağladığını göstermektedir (Chen & Dahlman, 2004; Nadiri, 1993). Türkiye için patent sayılarının

1993 yılından itibaren gelişimi Grafik-3'te verilmektedir. 1993 yılında 2450 olan patent sayısı 2018 yılına geldiğimizde yaklaşık 30 kat artarak 74207'ye ulaşmıştır. Ancak gelinen nokta diğer ülkelerle karşılaştırıldığında oldukça düşüktür.

Grafik-3:Türkiye'nin Patent Sayıları



Kaynak: OECD

Tablo-3'te de görüleceği üzere 2018 yılında Türkiye'nin toplam patent sayısı 74208 iken Avrupa Birliği ortalaması 438156 ile ülkemizin yaklaşık 6 katı bir büyüklüktedir. Türkiye'nin sürdürülebilir bir büyüme patikasına sahip olabilmesinin önemli göstergelerinden bir tanesi de patent sayıları olacaktır. Grafik-3 ve Tablo-3 birlikte değerlendirildiğinde Türkiye'nin bu alanda oldukça ciddi bir stratejik atılıma ihtiyacı olduğu açıkça görülmektedir. Patent başvuruları bir neden olmaktan çok, doğru uygulanagelen politikaların bir sonucudur.

Ülkemizdeki patent sistemi gelişmiş ve teknoloji ihraç eden ülkelerin lehine bir durum arzetmektedir. Bu sistemi teknoloji transferini ve araştırma geliştirme çalışmalarını teşvik edecek bir yapıya büründürmek yanında, kısmen de olsa taklit imkânı sağlayacak bir fikri ve sınaî mülkiyet hakları politikasının geliştirilmesi faydalı olabilecektir. Bu durum Japonya ve Uzak Doğu Asya Ülkelerinin gerçekleştirmiş oldukları atılımların temelini teşkil etmektedir. Bu ülkelerde teknolojik gelişim taklide ve yaparak öğrenmeye dayalı üretim süreçleri sayesinde bugünkü noktaya ulaşmıştır. Halen Çin'in uyguladığı yöntem de bundan farklı değildir. Kısmen taklit yolu ile yaparak öğrenme sürecini hayata geçiren Çin, teknolojik ürün

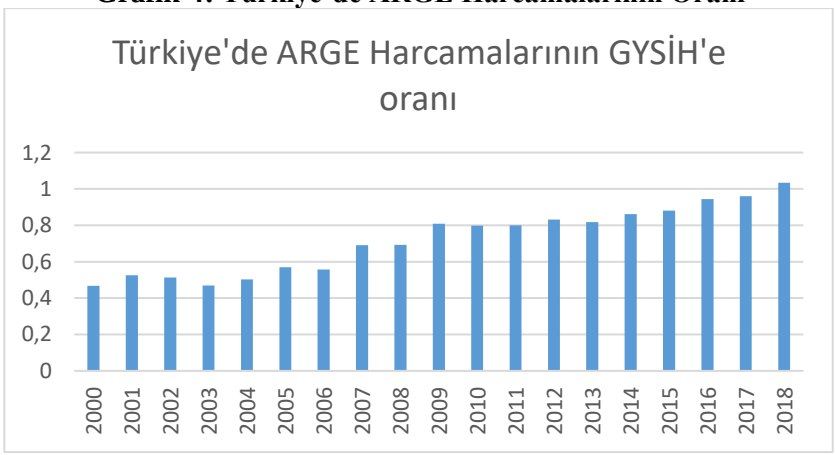
pazarındaki payını maliyet avantajı ile sürekli artırmaktadır. Çok uluslu şirketler ve bu şirketlerin doğrudan yatırımları ülkeye sermaye yanında teknolojiyi ve bilgiyi de getirebilmektedir ve bu transfer toplam faktör verimliliğini artırmaktadır. Bilginin edinimi ve yayılımı yoluyla "nasıl yapılacağını (know-how)" öğrenme yurtiçindeki beşeri sermayeyi artıracak ve edinilen bu bilgiyi kamusallaştıracaktır. Çünkü bilgi içerik olarak fiziki sermaye gibi bildiğimiz anlamda rekabetin bir unsuru değildir. Bilginin üretimi ve dağıtımı (tahsisatı: allocation) tamamen rekabetçi piyasalar tarafından düzenlenemez. Bilgi bir kez üretildikten sonra bunun bir başkası tarafından kullanılmasının marjinal maliyeti sıfırdır.

Tablo-3: Çeşitli Ülkelere Ait 2018 yılındaki Patent Sayıları

Bulgaristan	8913		**Rusya**	88390		**İsrail**	560761
Arjantin	11460		**Polonya**	95065		**Kanada**	625413
Yunanistan	13428		**Norveç**	107503		**İsveç**	772370
Şili	15861		**İrlanda**	108029		**İtalya**	883559
Luxemburg	24881		**Singapur**	119799		**Hollanda**	1091206
Meksika	28817		**Finlandiya**	266337		**İsviçre**	1274548
Macaristan	33798		**İspanya**	314002		**İngiltere**	1713677
Portekiz	41558		**Danimarka**	337061		**Fransa**	2073351
HongKong	44233		**Avustralya**	369787		**Kore**	2159773
Çek Cum	55996		**Avusturya**	426746		**Almanya**	4772074
Yeni Zellanda	66338		**AB Ortalama**	438156		**Çin**	5323173
Brezilya	70956		**Belçika**	458327		**ABD**	12752981
TÜRKİYE	74208		**Hindistan**	526766		**Japonya**	18644757

Kaynak: OECD

Grafik-4: Türkiye'de ARGE Harcamalarının Oranı

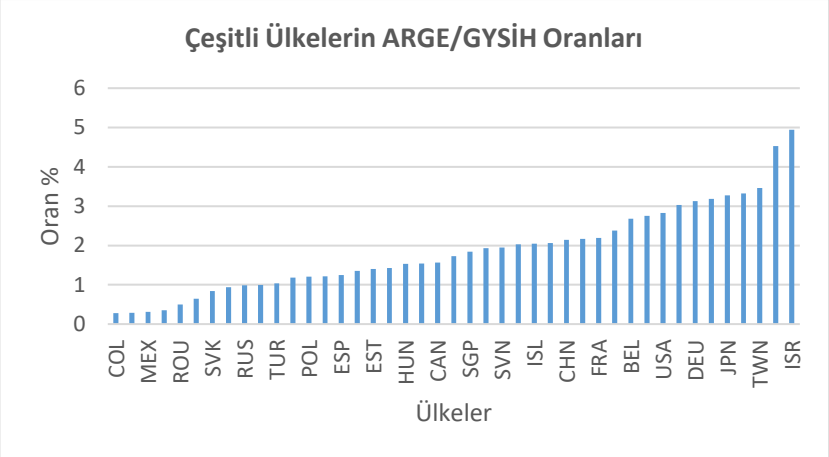


Kaynak: OECD

Toplam faktör verimliği artışını besleyen önemli kalemlerden bir tanesi de araştırma geliştirme harcamalarına ayrılan kaynaktır. Türkiye'nin milli gelirine oranla ARGE harcamalarına ayırdığı kaynak Grafik-4'te verilmektedir. Türkiye'nin 2018 yılı itibarı ile ARGE harcamalarının oranı sadece %1.035'tir. 2000 yılında yaklaşık %0.46 civarında olan ARGE yatırımlarının oranı 18 yılda yaklaşık 2 katına çıkmış olmakla birlikte gelişmiş ülkelerle olan farkı kapatmak için bu artışın çok daha belirgin ve yüksek oranda olması gerekmektedir.

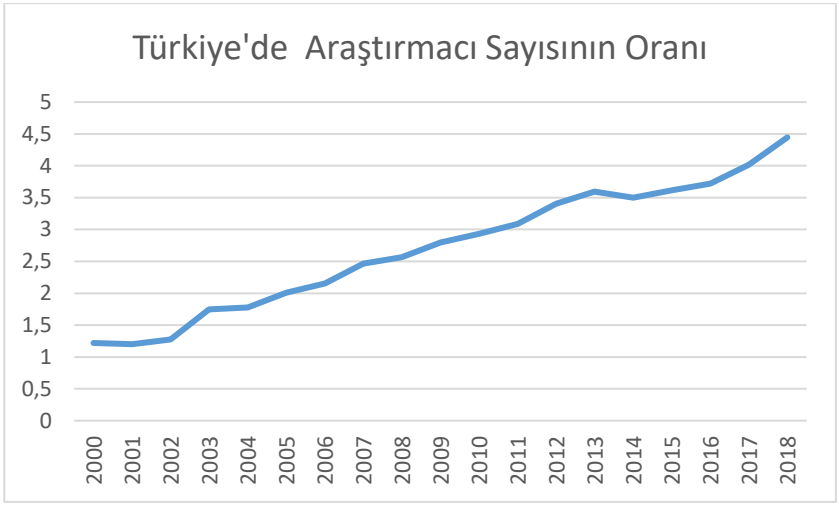
Grafik-5'te farklı ülkelerin ARGE harcamalarının GYSİH'e oranı verilmektedir. Bu oran İsrail için yaklaşık %5, Kore için % 4.5, Taiwan için % 3.46, İsveç için %3.32, Japonya için %3.28, Almanya için ise %3.13'tür. Bu oranın AB ülkeleri için genel olarak %2'nin üzerinde olduğu gözlemlenmektedir. Türkiye için sürdürülebilir bir büyüme ve toplam faktör verimliliği artışı için, ARGE harcamalarının milli gelire oranını en az %2 seviyesine çıkartmak gereklidir. (Hobsbawn, 1999), özel girişime dayalı bir ekonominin otomatik olarak yenilik yaratma eğiliminde olduğunun varsayıldığını ancak gerçeğin böyle olmadığını, çünkü bu ekonominin sadece kar etmeye eğilimli olduğunu ifade etmektedir. Bu nedenle gelişmiş ülkelerle büyüme ve kalkınma farkını kapatmak isteyen Türkiye gibi gelişmekte olan ülkeler açısından kamunun araştırma geliştirme yatırımlarını yüklenmesi, buna göre teşvikler ortaya koyması, vergisel düzenlemeleri yapması oldukça önemli ve değerlidir.

Grafik-5: Çeşitli Ülkelerin 2018 yılı ARGE/GYSİH Oranları



Kaynak: OECD

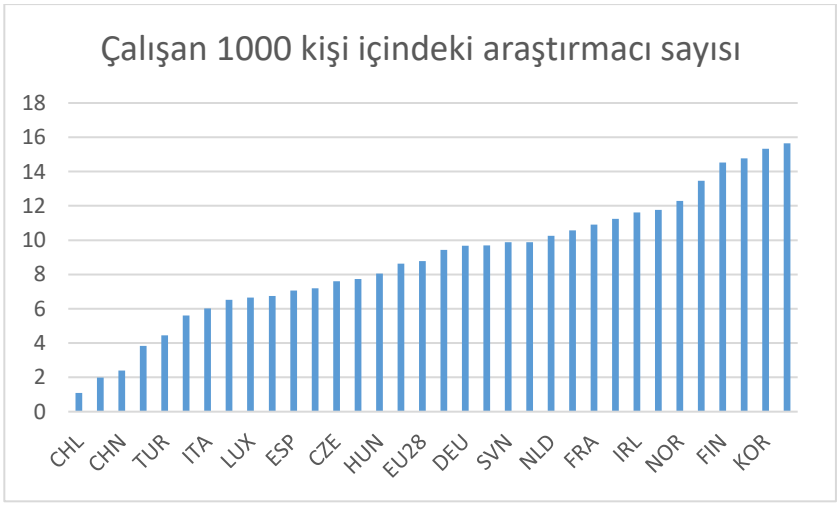
Grafik-6: Türkiye'de 1000 çalışan başına düşen araştırmacı sayısı



Kaynak: OECD

Araştırma geliştirme yatırımları ile paralel olarak hem kamuda hem de özel sektörde istihdam edilen araştırmacı sayısı da oldukça önemli bir göstergedir. Grafik-6'da Türkiye'nin 2000 ile 2018 yılları arasındaki araştırmacı istihdam oranları yer almaktadır. 2000 yılında 1000 kişi başına düşen istihdam edilmiş araştırmacı sayısı 1.2 iken bu r akam

Grafik-7: 2018 yılı 1000 çalışan başına düşen araştırmacı sayısı: Ülke karşılaştırması



Kaynak: OECD

2018 yılında yaklaşık 3.5 kat artmış ve 4.45 düzeyine ulaşmıştır. Grafik-7'de ise çeşitli ülkelerde 2018 yılında 1000 kişi başına düşen araştırmacı sayıları verilmiştir. Türkiye Avrupa Birliği ortalamasının sadece yarısı düzeyinde bir istihdama sahiptir. Danimarka, Güney Kore ve İsveç ile karşılaştırıldığında araştırmacı çalıştırma oranımız bu ülkelerin sadece ¼'ü seviyesindedir. Araştırmacı yetiştirmek ve bu araştırmacıları ilgili ve doğru projelerde istihdam etmek için ciddi bir planlama yanında doğru bir teşvik sistemine de ihtiyaç olduğu çok açıktır.

3.2 Beşeri sermaye artışı

Eğitim ve beşeri sermaye stoğunun artması toplam faktör verimliliğini ve dolayısıyla ekonomik büyümeyi artıran en önemli unsurdur. Adam Smith Ulusların Zenginliğinde (Smith, 1776) "Dünyanın her yerinde zenginlik, altınla ya da gümüşle değil, aslında emekle satın alınmıştır; onu şu ya da bu yeni ürünle mübadele etmek isteyen zenginler için, bu servetin değeri, bu servetle satın alabilecekleri ya da hükmedebilecekleri emek miktarına eşittir." ifadesiyle üretimin ve zenginliğin temel belirleyicisinin de emek olduğuna vurgu yapmaktadır. Emek üretim sürecindeki en temel girdidir ve bağlı olarak tüm üretim bileşenlerini etkiler, şekillendirir ve harekete geçirir. Teknolojiyi üreten de, tasarlayan da, üretim süreçlerine uyarlayan da temel üretim faktörü olarak emek ya da bir başka ifade ile insandır.

Neo-Klasik büyüme teorilerinde emek, sermaye ile birlikte üretimin temel unsuru olarak değerlendirilse bile, emeğin meta yönü öne çıkarılmış, insani olan zihinsel ve entelektüel kısmı üzerinde durulmamıştır. İktisadi büyüme literatürüne bilginin ve beşeri sermayenin dahil olması 1980'li yılların başında gerçekleşmiş ve içsel büyüme modelleri iktisat yazınına dahil olmuştur. Uzun dönemli büyümenin kaynaklarının neler olduğunun ortaya çıkarılması iktisatçıların gündemini sıklıkla meşgul eden iktisadi problemlerden bir tanesidir. Yapılan ampirik çalışmalarda fiziksel sermaye birikiminin uzun dönemli bir büyüme için yeterli olmadığı, öte yandan ülkeler arasındaki büyüme farklılıklarını da yeterince açıklayamadığı bulunmuştur (Romer, 2011). İşgücü etkinliği kavramı "uzun dönemli bir büyümenin sırrı nedir" sorusuna verilen cevaplardan bir tanesidir. Beşeri sermaye ve entelektüel emek merkezli ve bu emeğin yarattığı bilginin birikimini (knowledge accumulation) aynen sermaye birikimi gibi ele alan büyüme modelleri uzun dönemli büyümenin itici gücünün emeğin etkinliğinin ve niteliğinin artması olduğunu ortaya koymaktadır. Emeğin etkinliğinin artması, bilginin artması ve teknolojinin gelişmesi anlamına gelmektedir. İyi yetişmiş insan kaynağı

uzun dönemli büyüme perspektifi için gerekli ve zorunludur. Bu nedenle insan kaynağını iyi yetiştirecek mekanizmalar, sistemden müfredata kadar son derece ayrıntılı bir şekilde ele alınmalıdır. Eğitim sisteminde 21. Yüzyılın ruhuna uygun olarak, teknolojiyi yaratacak, besleyecek ve kullanarak büyütecek nesillerin yetiştirilmesi için gerekli düzenlemeler şarttır. Eğitim sisteminin sorgulayan bireyler yetiştirecek şekilde ele alınması uzun dönemde yaratıcılığı geliştirecek unsurlardan birisidir.

Nüfusun bilgi ve becerisinin bir göstergesi olarak eğitim, yeni teknolojilerin üretilmesinin yanı sıra bunları ekonominin her tarafına yaymak, uyarlamak ve uygulamak için gereklidir. Eğitim, çalışanların yalnızca daha fazla ve daha iyi üretmesine değil, aynı zamanda teknolojik alanı genişletmesine ve yaymasına da olanak sağlar. Eğitimin toplumsal refaha daha fazla katkıda bulunması için, hem nicelik hem de nitelik olarak yeterince zengin olması, güçlü temellere ve yeterli uzmanlaşmaya sahip olması ve tüm nüfusa yayılmış olması son derece kritiktir (Barro, 2001; Kim & Loayza 2019).

Araştırmalar, nüfusun okullaşma yıl sayısı ile orta ve yüksek öğretimi tamamlama oranı gibi göstergelerin, büyümeyi hem dolaylı olarak TFP artışı hem de beşeri sermayenin doğrudan katkısı yoluyla pozitif etkilediğini göstermektedir (Benhabib & Spiegel, 1994; Bronzini & Piselli, 2009). Yüksek bir eğitim düzeyine sahip olmak, gelişmekte olan ülkelerde yeni teknolojilerin daha hızlı benimsenmesini sağlayarak verimlilik artışını artırmaktadır. Örneğin (Benhabib & Spiegel, 2005) çalışması bir ülkenin ortalama eğitim süresinin toplam faktör verimliliği artışı üzerinde olumlu bir etkisi olduğunu göstermektedir. (Miller & Upadhyay, 2000) eğitimin gelişmekte olan ülkelerin ticaret yoluyla yeni teknolojileri benimseme şeklini etkileyebileceğini ve toplam faktör verimliliği üzerinde olumlu bir etki yaratabileceğini göstermektedir. (Barro, 2001), yaklaşık 100 ülkede yapılan bir çalışmada, eğitimin niceliğinin ve kalitesinin, ekonomik büyüme ile önemli ölçüde ilişkili olduğunu göstermektedir.

Tablo-4 2019 yılına ilişkin olarak, Türkiye nüfusunun eğitim profili yer almaktadır. 25 yaş üstü nüfusta herhangi bir okula gitmemiş kişi sayısının oransal olarak toplam nüfusun yaklaşık %8.9'u olduğu görülmektedir. Yüksekokul ve üstü öğrenim görmüş kişi sayısının toplam nüfusa oranı ise yaklaşık %20.5'tir.

Tablo-4: 2019 yılı 25 Yaş Üstü Türkiye Eğitim Profili

Bitirilen eğitim düzeyi	Oran %
Okuma yazma bilmeyen	4
Okuma yazma bilen fakat bir okul bitirmeyen	4.9
İlkokul mezunu	24,8
İlköğretim mezunu	11,3
Ortaokul veya dengi okul mezunu	12,3
Lise veya dengi okul mezunu	21,2
Yüksekokul veya fakülte mezunu	18,0
Yüksek lisans mezunu	2,1
Doktora mezunu	0,4
Bilinmeyen	1,0

Kaynak: TÜİK

Tablo-5'te ise farklı ülkelerde 25-64 yaş arası nüfusun ilköğretim, ortaöğretim ve yüksekokul mezuniyet oranları yer almaktadır. Bu oranlara bakıldığında Türkiye'nin yüksekokul kriteri bağlamında OECD ortalamasının, ki %38 civarında bir yüksekokul eğitimli nüfus oranına karşılık gelmektedir, neredeyse yarısına denk gelen bir orana sahip olduğu görülmektedir. Bu oranlar Kanada'da %59.37, Kore'de %50, ABD'de %48.34, İngiltere'de 47.19, Yunanistan'da ise %31.9'dur. Tablo-5'te yer alan ilköğretim mezunları oranına baktığımızda Türkiye'nin, Meksika'dan sonra oransal olarak en çok ilköğretim mezununa sahip ikinci ülke olduğu görülmektedir. Türkiye'nin 25-64 yaş arasındaki ilköğretim mezunu oranı yaklaşık olarak %58.3'tür. Bu oran OECD ortalamasının yaklaşık 2.72 katıdır. 25-64 yaş arasındaki nüfus aynı zamanda ülkelerin çalışan nüfusudur. Bu bağlamda bakıldığında Türkiye'nin halen kat etmesi gereken ciddi bir mesafesi olduğu açıktır.

Tablo-6'da OECD ülkelerinde eğitim durumlarına göre istihdam edilen işgücü oranları verilmektedir. Tabloya göre Türkiye hem ortaöğretim hem de yüksek öğretim mezunlarını oransal olarak en az istihdam edebilen ülkedir. Ortaöğretim istihdam oranı Türkiye'de %60 civarındayken OECD ortalaması %76.5'tir. Yüksek öğretim istihdam oranı Türkiye'de %73.6 ile, %85.6 olan OECD ortalamasının altındadır.

Tablo-5: 2019 Yılı 25-64 Yaş arası Nüfusun Eğitim Oranları

	İlköğretim	Ortaokul	Yüksekokul
Avustralya	17,132658	35,737366	47,129978
Avusturya	14,435863	51,790359	33,773777
Belçika	21,313864	38,016045	40,67009
Kanada	8,1420355	32,48312	59,374844
Danimarka	18,410515	41,235649	40,353836
Finlandiya	9,7360916	44,329529	45,93438
Fransa	19,56168	42,533596	37,904724
Almanya	13,27747	56,822407	29,900126
Yunanistan	26,043503	42,06601	31,890486
Macaristan	15,026365	58,9921	25,981535
İrlanda	16,342726	36,350685	47,306587
İtalya	37,837608	42,529976	19,632418
Kore	11,27041	38,698547	50,03104
Luxemburg	24,854612	23,502417	51,642971
Meksika	60,211422	21,528631	18,259947
Hollanda	20,440771	39,174091	40,385136
Yeni Zellanda	19,30257	41,631645	39,065784
Norveç	17,480188	38,390388	44,129421
Polonya	7,3676858	60,61755	32,014767
Portekiz	47,824013	25,891859	26,284128
İspanya	38,685894	22,717112	38,596992
İsveç	16,366867	39,662586	43,970543
İsviçre	10,993076	44,594387	44,412537
Türkiye	58,29987	19,74897	21,951159
İngiltere	19,939764	32,871109	47,189125
ABD	9,1898708	42,469944	48,340187
İsrail	12,920499	36,83321	50,246292
OECD Ortalama	21,360053	41,034244	38,013061

Kaynak: OECD

Tablo-5 ve Tablo-6'daki oransal veriler ülkelerin eğitime ayırdıkları kaynakla doğrudan bağlantılıdır. Grafik-8'de 2015 yılı için OECD ülkelerinin öğrenci başına harcadıkları meblağ yer almaktadır. Harcanan meblağ ilköğretim, ortaöğretim ve üniversiteyi kapsamaktadır. Türkiye 2015 yılında öğrenci başına 12615 ABD doları harcamıştır. Bu rakam ABD'de 42427, İngiltere'de 37348 ve İsveç'te

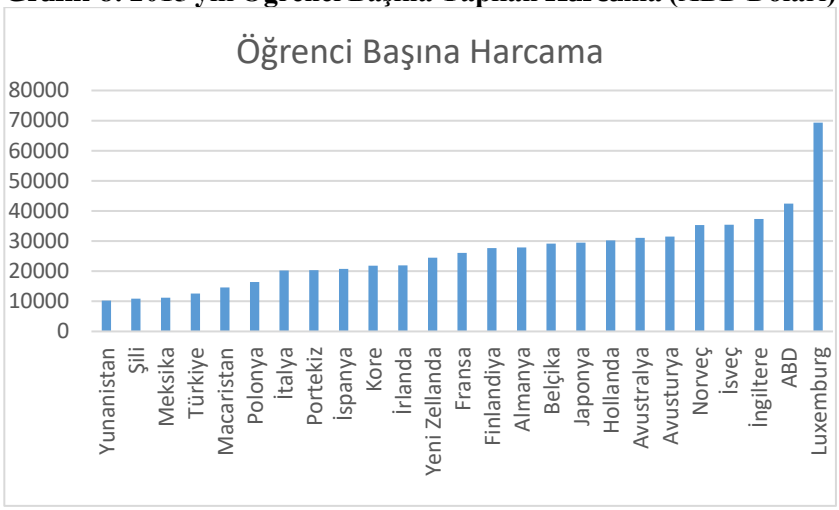
35469 ABD Dolarıdır. Gelişmiş ülkelerde öğrenci başına yapılan harcama ülkemize kıyasla oldukça yüksektir.

Tablo-6:Farklı Ülkelerde 2019 yılı Öğrenim Durumlarına göre İstihdam Oranları

	İlköğretim	Ortaöğretim	Yüksekokul
Avustralya	61,919876	79,007721	84,568695
Avusturya	55,563885	78,067055	86,463249
Belçika	47,356865	74,593086	86,435471
Kanada	56,449631	74,549652	83,111526
İsviçre	68,791687	82,107124	89,3713
Almanya	61,942692	82,785255	89,345268
Danimarka	60,748222	82,051392	87,609886
İspanya	58,541592	71,923203	81,930359
Finlandiya	54,945053	76,588898	86,41304
Fransa	52,534874	73,19117	85,562065
İngiltere	65,395134	81,382515	86,628654
Yunanistan	52,4118	62,335983	75,974495
Macaristan	56,987286	79,937408	85,794998
İrlanda	53,414707	74,725952	85,591293
İsrail	51,084827	73,459198	87,689819
İtalya	52,819412	71,4496	81,398918
Kore	63,626556	72,20945	77,666336
Luxemburg	61,634933	74,739479	85,57299
Meksika	65,604675	71,533577	79,698318
Hollanda	63,329094	82,317284	89,671005
Norveç	61,543457	80,785126	89,496017
Yeni Zellanda	71,739586	82,946716	88,311958
OECD Ortalama	59,011015	76,598131	85,607289
Polonya	44,955994	70,704414	88,984108
Portekiz	70,324722	84,753456	88,552444
İsveç	67,004105	85,586319	90,267899
Türkiye	50,084469	60,025574	73,619423
ABD	56,059174	71,045883	82,679253

Kaynak: OECD

Grafik-8: 2015 yılı Öğrenci Başına Yapılan Harcama (ABD Doları)



Kaynak: OECD

Ülkemizde özellikle son yıllarda yükseköğretim mezunlarının iş bulması zorlaşmış da olsa, iş bulabilmenin asgari koşullarından birisi yükseköğretim mezunu olmaktır. Teknoloji üreten firmaların doğrudan yatırım yapmalarını sağlayan en önemli unsur, doğrudan yatırım yapılacak ülke veya bölgedeki işgücünün nicelik ve nitelik olarak yeterli olmasıdır. Bu çerçevede üniversitelerde verilen eğitimin kalitesinin artması son derece önemlidir. Öte yandan Türkiye'nin özellikle ileri teknolojileri içeren sanayiler için teknik insan gücünü yetiştirmesi ve teknik işgücünün yurtiçinde kalması için gerekli önlemleri alması gerekmektedir. Bu çerçevede, tersine beyin göçü de değerlendirilmesi gereken konular arasındadır. Üniversitelere ARGE desteğinin sağlanması ve üniversite-sanayi işbirliğini de içerecek bir eğitim sisteminin varlığı, ülkemizin uzun vadeli büyüme stratejilerine doğrudan katkı sağlayacaktır. Öte yandan sektörel değerlendirmelerde, yükseköğretim mezunları kadar meslek lisesi mezunlarına ihtiyaç duyulduğu anlaşılmaktadır. Türkiye'nin en önemli problemlerinden bir tanesi olan ara kademelerde çalışacak nitelikli eleman açığı sorununu çözmek için özel sektör ve kamu işbirliği çerçevesinde meslek liselerinin yeniden yapılandırılması son derece önemlidir. Dar meslek alanlarından ziyade geniş tabanlı sektörel eğitimin verilmesi, meslek okulu istihdam ilişkisinin sağlıklı bir biçimde kurulması, uluslararası rekabet gücünü artırıcı ve ekonomik büyümeyi hızlandırıcı bir etki yaratacaktır. Bu nedenle meslek lisesi eğitimin kalitesinin artırılması yanında bu okulların tercih edilmelerini sağlayacak düzenlemelerin de

yapılması ülkemizdeki ara kademe nitelikli işgücü arzındaki yetersizliği çözecek adımlardan birisidir.

Toplam faktör verimliliğini artıran en önemli unsurlardan birisi olan nitelikli işgücüne sahip olmanın yolu ülkemizdeki beşeri sermayenin toplumun tüm kesimleri için artırılmasından geçmektedir.

3.3 Makroekonomik istikrar

Makroekonomik istikrar hem yatırımlar, hem de yurt içi tüketim üzerinden büyümeyi etkilemektedir. Çağın ruhuna uygun, toplumsal ihtiyaçları karşılayan ve birbiri ile uyumlu olan bir para ve maliye politikası seti toplam faktör verimliliğini artıracak unsurlardan bir tanesidir. Düzgün çalışmayan parasal ve finansal aktarım mekanizmaları her şeyden önce mal ve hizmetlerin fiyatlarının doğru oluşamamasına neden olacaktır. Fiyat mekanizmasının doğru çalışmadığı bir ekonomide kaynakların doğru bir şekilde tahsisi de mümkün olmayacaktır. Bu durum yurtiçindeki girişimcilerin yatırım yapmasının önündeki en önemli engellerden birisidir. Ayrıca doğrudan yabancı yatırımların gelmesi de ülkedeki makroekonomik istikrar ile doğrudan ilintilidir. Öte yandan sadece fiziki sermaye değil, beşeri sermaye artışı da, makroekonominin stabil olmasına bağlıdır. OECD tarafından yapılan bir araştırmada (OECD, 2004) enflasyon oranındaki bir puanlık düşüşün yatırım yoluyla kişi başına büyümeye etkisinin % 0,13 olacağı hesaplanmıştır. Yine aynı çalışmada enflasyon oynaklığındaki bir puanlık düşüşün, kişi başı büyüme oranındaki etkisi %2'lik bir artıştır. Göreli olarak daha istikrarlı ekonomilere sahip olan ülkelere doğrudan yabancı yatırımların arttığı dönemlerde, toplam faktör verimliliği etkisi çok belirginleşmektedir. Bunun nedenleri arasında doğrudan yatırımlar ile ülkeye gelen teknolojinin ülke içinde yaygınlaşmasını ve doğrudan yatırımlar ile artan AR-GE harcamalarının etkisini saymak mümkündür.

Ekonomide kıt olan kaynakların doğru ve verimli bir şekilde dağılması da yine makroekonomik istikrar ile sağlanabilecektir. Kaynakların firmalar ve sektörler arasında verimli bir biçimde dağıtılması, güvenli tüketim ve yatırım ortamının oluşması, üretken firmaların büyümesini kolaylaştırır ve yeni firmaların ortaya çıkmasına izin verir ki bu durumun doğal sonucu toplam faktör verimliliği artışıdır (Kim & Loayza, 2019; Kim, Loayza, & Meza-Cuadra, 2016; Restuccia & Rogerson, 2017).

3.4 Kurumsal yapıların güçlendirilmesi

İktisadi yazında "Büyümenin temel nedeni nedir?" sorusuna genelde verilen cevaplar inovasyon, ölçek ekonomileri, beşeri sermayenin artırılması, sermaye birikimi şeklindedir. Ancak bu sayılanlar gerçekten de ekonomik büyümenin nedeni midir? Yoksa bunlar zaten ekonomik büyüme midir? İnovasyon, ölçek ekonomileri, beşeri sermayenin artırılması, sermaye birikiminin ekonomik büyümenin nedeni değil kendisi olduğunu ifade eden iktisatçılar, büyümeye ve ülkeler arasındaki büyüme farklılıklarına yol açan asıl nedenin kurumsal yapılar olduğunu vurgulamaktadırlar (North & Thomas, 1973).

(North, 2002)'a göre kurumlar bir toplumdaki kuralları ve aktivitelerin sınırlarını belirler ve belirli limitleri oluştururlar. Düzenleyici ve denetleyici rolleri ile kurumlar, sosyal ve ekonomik istikrar ortamını tesis ederek, güvenli bir yaşam ve çalışma ortamı sağlayabilir, mülkiyet haklarını ve temel hakları koruyabilir. Bu kurumların ortaya koyduğu politikalar ve yarattıkları ortam ekonomik gelişim ve kalkınma üzerinde son derece büyük ve temel bir etkiye sahiptir (Acemoglu, Johnson, & Robinson, 2004). Siyasi istikrar, hukukun üstünlüğü, mülkiyet haklarının korunması, bürokratik kalite, şeffaflık ve hesap verebilirlik ve sıfır-yolsuzluk kavramları ile yansıtılan kurallar manzumesi üretkenlik ve ekonomik büyüme üzerinde olumlu bir etki yaratır (Kim & Loayza, 2019).

Kurumlar kurallı piyasa mekanizmasının işleyişine katkıda bulunurlar. Bu katkı ulusal ve uluslararası yatırımların yapılmasını sağlayan unsurlardan bir tanesidir. Bir ülkedeki ekonomik teşviklerin (teşvik sadece parasal bir desteği değil, bir motivasyonu ifade etmektedir) yapısını etkileyen iktisadi kurumsal yapılar, örneğin fikri mülkiyet hakkının veya kurallı bir piyasa mekanizmasının oluşmasına temel teşkil etmektedirler. Kurumsal yapılar aynı zamanda gelecekteki kaynak dağılımının yapısını da belirler (Acemoglu, Johnson, & Robinson, 2004). Özetle ifade etmek gerekirse kurumsal yapılar sadece büyümeyi (pastanın büyüklüğü) değil, büyüme ile sağlanacak gelirin nasıl paylaşılacağını (pastanın paylaşımını) da belirlerler. Kurumların güçlendirilmesi kaynakların doğru tahsisine yol açarak piyasanın etkin bir şekilde çalışmasını sağlar. Bu çerçevede doğrudan sermaye yatırımlarının artışı ile teknolojinin ve bilginin ülkeye gelmesine yol açarak toplam faktör verimliliğini artırır.

4. Sonuç

Ekonomik büyüme Adam Smith'in 1776 yılında yazdığı Ulusların Zenginliği'nden bu yana, iktisat biliminin üzerine en çok odaklandığı

konulardan bir tanesidir. Ekonomik büyümenin gerçekleşmesi, bunun hane halkını, firmaları ve ülkeleri zenginleştirmesi ve refaha dönüşmesi yanında ekonomik büyümenin belirleyicilerinin araştırılması da bu büyümenin sürekliliğini sağlamak açısından hep gündemde olmuştur. Ekonomik büyümeyi ve büyümenin sürekliliğini konu eden araştırmalarla birlikte büyümenin önemli bir bileşeni olan toplam (çoklu) faktör verimliliği iktisadın gündemine girerek hem teorik hem de ampirik bazda pek çok çalışmaya konu olmuştur.

Bu çalışmada Türkiye'de toplam faktör verimliliğini artırmak üzere dört ana başlık belirlenmiş ve bu ana başlıklar altında mevcut durum analizi ve yapılması gerekenler belirtilmiştir. Analizlerde OECD ülkeleri ile karşılaştırma tabloları da verilerek, Türkiye'nin göreli durumu ortaya konmuştur. Türkiye'nin ekonomik büyümenin sürekliliğini sağlamak için toplam faktör verimliliği artışı bağlamında önemli bir olanağı bulunmaktadır. Bunun için de beşeri sermaye stoğunun hem nicelik hem de nitelik bakımından çağın gereklerine uygun şekilde artırılması, teknoloik gelişime önem verilmesi, makroekonomik istikrarın sağlanarak, kurallı bir piyasa işleyişine olanak verecek kurumları geliştirmesi gerekmektedir.

Kaynakça:

Acemoglu, D., & Zilibotti, F. (2001). Productivity Differences. *Quarterly Journal of Economics, 116(2)*, 563–606.

Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. (2004). Institutions as the Fundamental Cause of Long-Run Growth. *NBER Working Paper: 10481*.

Barro, R. J. (2001). Human Capital and Growth. *The American Economic Review, 91(2)*, 12–17.

Benhabib, J., & Spiegel, M. M. (1994). The Role of Human Capital in Economic Development Evidence from Aggregate Cross-Country Data. *Journal of Monetary Economics, 34(2)*, 143–173.

Benhabib, J., & Spiegel, M. M. (2005). 2005. "Human Capital and Technology Diffusion." In Handbook of. P. Aghion, & S. Durlauf içinde, *Handbook of Economic Growth Vol:1* (s. 935-966). Elsevier.

Bronzini, R., & Piselli, P. (2009). Determinants of Long-Run Regional Productivity with Geographical Spillovers: The Role of R&D,

Human Capital and Public Infrastructure. *Regional Science and Urban Economics, 39(2)* , 187–199.

Chen, D. C., & Dahlman, C. J. (2004). Knowledge and Development A Cross-Section Approach. *World Bank Policy Research Working Paper no:3366*.

Comin, D., Hobijn, B., & Rovito, E. (2008). Technology Usage Lags. *Journal of Economic Growth, 13(4)*, 237–256.

DPT. (2006). *Dokuzuncu Kalkınma Planı 2007-2013.* Ankara: Devlet Planlama Teşkilatı.

Easterly, W., & Levine, R. E. (2001). It's Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models. *The World Bank Economic Review, 15(2)* , 177–219.

Furman, J. L., & Hayes, R. (2004). Catching up or Standing Still? National Innovative Productivity among 'follower' Countries, 1978-1999. *Research Policy, 33(9)*, 1329–1354.

Genç, M. C., & Atasoy, Y. (2010). Ar&Ge Harcamaları Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Panel Veri Analizi. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi, 5*, 27-34.

Genç, M. C., & Tandoğan, D. (2015). Türkiye'de Bilgi ve İletişim Teknolojileri ve Toplam Faktör Verimliliği İlişkisi:Toda-Yamamoto Nedensellik Yaklaşımı. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi, 13*, 272-282.

Griffith, R., Redding, S., & Reenen, J. V. (2004). Mapping the Two Faces of R&D: Productivity Growth in a Panel of OECD Industries. *The Review of Economics and Statistics, 86(4)* , 883–895.

Hall, R. E., & Jones, C. I. (1999). Why Do Some Countries Produce so Much More Output per Worker than Others? *Quarterly Journal of Economics, 114(1)* , 83–116.

Hausmann, R., Pritchett, L., & Rodrik, D. (2005). Growth Accelerations. *Journal of Economic Growth, 10(4)*, 303-329.

Hobsbawn, E. J. (1999). *Industry and Empire: From 1750 to the Present.* Londra: Penguin Books.

Isaksson, A. (2007). Determinants of total factor productivity: A literature review. *United Nations Industrial Development Organization: Research and Statistics Branch*.

Kalkınma Bakanlığı. (2013). *Onuncu Kalkınma Planı 2014-2018.* Ankara: TC Kalkınma Bakanlığı.

Kim, Y. E., & Loayza, N. V. (2019). Productivity Growth: Patterns and Determinants across the World. *World Bank, Policy Research Working Paper 8852*.

Kim, Y. E., Loayza, N., & Meza-Cuadra, C. (2016). Productivity as the Key to Economic Growth and Development. *World Bank Research Policy Brief, no. 3*.

Miller, S. M., & Upadhyay, M. P. (2000). The Effects of Openness, Trade Orientation, and Human Capital on Total Factor Productivity. *Journal of Development Economics, 63(2),* 399–423.

Nadiri, M. I. (1993). Innovations and Technological Spillovers. *NBER Working Paper, 4423*.

North, D. C. (2002). *Kurumlar, Kurumsal Değişim ve Ekonomik Performans.* İstanbul: Sabancı Üniversitesi,.

North, D. C., & Thomas, R. P. (1973). *The Rise of Western World: A New Economic History.* Cambridge University Press.

OECD. (2004). *Understanding Economic Growth: A Macro-level, Industry-level, and Firm-level Perspective.* Paris: OECD Publishing.

Restuccia, D., & Rogerson, R. (2017). The Causes and Costs of Misallocation. *Journal of Economic Perspectives, 31(3),* 151–174.

Romer, D. (2011). *Advanced Macroeconomics.* McGraw-Hill Education.

Saygılı, Ş., & Cihan, C. (2008). *Türkiye Ekonomisinin Büyüme Dinamikleri / 1987- 2007 Döneminde Büyümenin Kaynakları, Temel Sorunlar ve Potansiyel Büyüme Oranı*. TÜSĐAD Araştırma Raporları Serisi, TÜSĐAD-T/2008-06/462. İstanbul: TUSİAD.

Saygılı, Ş., Cihan, C., & Yurtoğlu, H. (2005). *Türkiye Ekonomisinde Sermaye Birikimi, Verimlilik ve Büyüme (1972-2003): Uluslararası Karşılaştırma ve AB'ye Yakınsama Süreci.* İstanbul: Tusiad.

Smith, A. (1776). *Ulusların Zenginliği.* İstanbul: Alan Yayıncılık.

Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics, 70(1)*, 65-94.

Solow, R. M. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *Review of Economics and Statistics, 39*, 312-320.

Syverson, C. (2011). What Determines Productivity? *Journal of Economic Literature, 49(2)*, 326–365.

Türkiye Ekonomi Kurumu, T. B. (2003). Büyüme Stratejileri. *Türkiye Ekonomi Kurumu, Tartışma Metinleri, 2003/5*.

Turizm ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: TR90 Bölgesi İlleri Örneği

Dilek TANDOĞAN[1] Emre BULUT[2]

1. Giriş

Bölgelerarası ekonomik gelişmişlik farklılıkları sosyo-ekonomik bakımdan çeşitli sorunları ortaya çıkarmaktadır. Örneğin gelişmişlik bakımından ilerde olan bölgeler, iş imkanları, fırsat eşitliği, arzu edilen yaşam koşulları, eğitim avantajları ve kültürel alanlardaki cazibelerinden ötürü göç alan bölge konumunda yer almaktadırlar. Nitekim söz konusu durumun ortaya çıkardığı ekonomik, sosyal ve kültürel anlamdaki sorunlar nedeniyle bölgeler arası gelir farklılıklarını azaltmak hem akademik çevrenin hem de politika yapıcıların önem verdikleri konular arasında yerini almıştır. Bu bağlamda her bölgenin ekonomik alanlardaki kendine has potansiyelinin belirlenerek gerekli teşviklerle güçlendirilmesi amaçlanmaktadır. Böylece istihdam olanaklarının artması ve kişi başına düşen gelirin yükselmesi ile söz konusu bölgeler daha az göç vereceklerdir. Dolayısıyla bölge ekonomisinin büyümesine etki eden faktörlerin tespiti bölgesel eşitsizliklerin giderilmesinde önem arz eden konular arasında yer almaktadır.

Turizme dayalı büyüme hipotezi, turizm sektöründeki gelişmenin ülke ya da bölgeye döviz kazandırıcı etkisinden ötürü ekonomik büyümeye katkı sunacağını ortaya koymaktadır. Bu bağlamda turizmin ekonomik büyüme üzerindeki olumlu etkisi doğrudan ve dolaylı açıdan olmak üzere iki kısımda incelenmektedir. Ekonomik büyüme üzerindeki doğrudan katkısı turizm sektöründeki faaliyetlerle ilişkilendirilirken dolaylı katkısı söz konusu faaliyetlerin diğer sektörler üzerinde oluşturduğu etkilerden oluşmaktadır. Örneğin turizm faaliyetlerinin doğrudan katkısı, ülke ekonomisine gelen dövizin dış ödemeler dengesindeki iyileştirici etkisi ile istihdam, gelir ve yatırımlardaki artış şeklinde ortaya çıkmaktadır. Dolaylı etkisi ise turizme dayalı faaliyetlerin tamamlayıcısı niteliğinde talep edilen mal ve hizmetlerden oluşmaktadır. Örneğin inşaat, finans, tarım, haberleşme vb. sektörlere olan etkileri şeklinde ifade edilebilir.

Turizm son yıllarda diğer sektörlerle kıyaslandığında en hızlı büyüyen sektörlerden biri olarak değerlendirilmektedir. Bu bağlamda ilgili

[1] Dr.Öğr.Üyesi, Trabzon Üniversitesi, Turizm ve Otelcilik MYO, dtandogan@trabzon.edu.tr.
[2] Dr.Öğr.Üyesi, Trabzon Üniversitesi, Turizm ve Otelcilik MYO, emre.bulut@trabzon.edu.tr.

bölgeye gelen turistlerin harcamaları bölgesel gelirin artmasına ve işsizliğin azalmasına katkı sunmaktadır. Mevcut bölgelerin tarihi, doğal ve kültürel varlıkları turistler için bir çekim merkezi haline gelerek bölgenin kalkınmasına etki etmektedir. Diğer bir ifadeyle turizme yönelik faaliyetler ulaşım, konaklama, eğlence, yiyecek ve içecek, alışveriş ve inşaat sektörlerinin canlanmasına katkı sağlamaktadır. Böylece ilgili bölgenin gelir seviyesi yükselecek ve gelişmişlik düzeyi artacaktır.

Türkiye'de kişi başına düşen gelir bakımından gelişmiş ve az gelişmiş bölgeler yer almaktadır. Sanayi ve hizmet sektörlerinin diğer bölgelere göre daha fazla geliştiği batı kesimi bölgeleri örneğin Marmara, Ege ve Akdeniz gelişmişlik bakımından üst sıralarda yer alırken doğu bölgeleri alt sıralarda yer almaktadır. Dolayısıyla ülkenin doğu kesiminden batı kesimine doğru göç akımı gerçekleşmektedir. Bu noktada geri kalmış bölgelerin kişi başına düşen geliri artıracak potansiyel sektörlerinin gelişimine yönelik politikaların uygulanması önem arz etmektedir. Bu noktada gelişmişlik farklarını azaltmak için bölgesel karakteristiği de dikkate alacak şekilde belirlenecek ilgili sektörlere yönelik teşviklerin önemi ortaya çıkmaktadır.

Tablo 1'de TR90 Bölgesinde yer alan illerin Demografik ve Ekonomik Görünümü yer almaktadır.

Tablo 1: TR90 Bölgesinde Yer Alan İllerin Genel Demografik ve Ekonomik Görünümü

TR90 Bölgesi İlleri	**Yüz Ölçümü (Km^2)**	**Nüfus (Kişi)**	**GSYH (1000 TL)**	**Toplam İstihdam (Kişi)***	**İstihdamın En Fazla Olduğu Sektör (Kişi)***	**Turizm Sektöründe İstihdam (Kişi)***	**Turizm İşletme Belgeli Tesis Sayısı (Adet)**	**Turizm İşletme Belgeli Tesislere Gelen Sayısı (Kişi)**
Trabzon	4.628	807.903	28.767.192	119.135	Top. ve Per. Tic. (22.997)	11.094	61	393.941
Ordu	5.861	771.932	19.696.406	84.792	İmalat (16.935)	6.298	34	228.068
Rize	3.835	348.608	13.082.296	46.546	İnşaat (10.029)	3.430	13	63.404
Giresun	7.025	453.912	11.136.706	52.862	İnşaat (9.974)	3.601	31	129.170
Artvin	7.393	174.010	6.724.453	25.162	İnşaat (7.807)	1.792	13	79.815
Gümüşhane	6.668	162.748	4.457.546	15.124	İnşaat (2.964)	972	6	21.792
Kaynak	HGM	TÜİK	TÜİK	SGK	SGK	SGK	YİGM	TÜİK

Not: * 5510 Sayılı Sosyal Sigortalar ve Genel Sağlık Sigortası Kanununun 4-1/a maddesi kapsamındaki zorunlu sigortalı sayılarıdır. Tabloda yer alan veriler 2018 yılına aittir. HGM, Harita Genel Müdürlüğü'nü ve YİGM, Yatırım ve İşletmeler Genel Müdürlüğü'nü ifade etmektedir.

Tablo 1'de TR90 bölgesinde yer alan illere ilişkin 2018 yılına ait veriler incelendiğinde; ekonomik büyüklük açısından ilk sırada yer alan Trabzon ilinde en fazla istihdamın 22.997 kişi ile toptan ve perakende ticaret sektöründe gerçekleştiği görülmektedir. Turizm sektöründeki istihdam ise 11.094 kişi ile dördüncü sırada gelmektedir. Ekonomik büyüklük bakımından Trabzon'dan sonra gelen Ordu ilinde en fazla istihdam 16.935 kişi ile imalat sektöründedir. Turizm sektöründeki istihdam ise 6.298 kişi ile dördüncü sıradadır. Ekonomik büyüklük sıralamasında üçüncü sırada yer alan Rize'de en fazla istihdam 10.029 kişi ile inşaat sektöründe olduğu belirlenmiştir. Turizm sektörü ise 3.430 çalışan sayısıyla istihdamda dördüncü konumdadır. Ekonomik büyüklük sıralamasında dördüncü sırada bulunan Giresun'da inşaat sektörü 9.974 çalışan sayısıyla en fazla istihdam oluşturan sektör olmuştur. Turizm sektöründeki istihdam ise 3.601 kişi ile dördüncü durumdadır. Ekonomik büyüklük açısından beşinci sırada bulunan Artvin'de inşaat sektörü bünyesinde 7.807 kişiyi çalıştırarak en fazla istihdam oluşturan sektör olmuştur. Turizm sektöründeki istihdam ise 1.792 kişi ile üçüncü sırada bulunmaktadır. Ekonomik büyüklük bakımından son sırada yer alan Gümüşhane'de inşaat sektörü 2.964 kişiye iş imkanı sağlayarak en fazla istihdamın yaşandığı sektör olmuştur. Turizm sektöründeki istihdam ise 972 kişi ile altıncı sıradadır.

Tüm bu bilgiler genel olarak değerlendirildiğinde turizm sektöründe istihdam edilenlerin toplam istihdam içindeki payları Trabzon'da % 9,3, Giresun'da % 6,8, Ordu'da % 7,4, Rize'de % 7,3, Artvin'de % 7,1 ve Gümüşhane'de % 6,4 olarak belirlenmiştir. Diğer yandan il bazında turizm sektöründe istihdam edilenlerin sayısı o ilin istihdamın en fazla olduğu sektördeki çalışan sayısı ile kıyaslaması yapıldığında % 23'ü ile % 48 arasında değiştiği belirlenmiştir. Dolayısıyla söz konusu durum turizm sektörünün gelişimine yönelik yapılacak politikaların illerin ekonomisine sunacağı katkı potansiyelini açıkça ortaya koymaktadır. Daha açık bir ifadeyle turizm sektöründeki potansiyelin desteklenmesi ile istihdam ve kişi başına düşen gelirde pozitif katkılar ortaya çıkacağa benzemektedir.

Diğer yandan turizm sektörüne yönelik veriler iller bazında toplu olarak değerlendirildiğinde en yüksek değerlerin Trabzon ilinde olduğu belirlenmiştir. Trabzon ilinin Artvin ve Gümüşhane illerinin nüfuslarından daha fazla sayıda turist ağırladığı görülmektedir. Yine benzer şekilde Giresun, Rize, Artvin ve Gümüşhane illerinde turizm işletme belgeli tesis sayıların toplamının Trabzon ilinde yer alan turizm işletme belgeli tesis sayısının altında kaldığı belirlenmiştir. Bu veriler,

TR90 bölgesi şehirleri arasında yer alan Trabzon ilinin turizm sektörü potansiyelinin diğer illere nazaran ileri seviyede olduğunu da ayrıca ortaya koymaktadır.

Tüm bu bilgilerden hareketle bu çalışmanın amacı Türkiye'nin batı bölgelerine kıyasla gelişmişlik düzeyinde geri sırada yer alan Doğu Karadeniz Bölgesi için turizm sektörünün önemini araştırmaktır. Bu amaç doğrultusunda çalışma beş kısım olarak planlanmıştır. Girişi takip eden ikinci kısımda literatür özeti sunulmuştur. Üçüncü ve dördüncü kısımda sırasıyla veri seti, ekonometrik yöntem ve bulgulara yer verilmiştir. Son kısımda sonuç ve değerlendirmelerde bulunulmuştur.

1. Literatür

Literatürde ekonomik büyüme ve turizm arasındaki ilişkiyi inceleyen çok sayıda çalışma yer almaktadır. Genel anlamda yapılan çalışmaların Türkiye'yi ele alan çalışmalar ve diğer ülkeleri ya da ülke gruplarını inceleyen çalışmalar olmak üzere iki kısma ayrıldığı ifade edilebilir. Söz konusu çalışmalar genellikle yöntem bakımından panel ve zaman serisi çalışmalar olarak ikiye ayrılmaktadır.

Turizm ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi nedensellik yönünden inceleyen çalışmalar irdelendiğinde sonuçların turizm öncülüğünde büyüme hipotezi, ekonomik büyüme öncülüğünde turizm hipotezi, geribildirim hipotezi ve tarafsızlık hipotezi olarak dört başlık halinde sunulduğu belirlenmiştir. Turizm öncülüğünde büyüme hipotezi, turizmden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığını ortaya koymaktadır. Diğer bir ifadeyle, turizmdeki gelişmenin ödemeler bilançosunun iyileşmesi, istihdam ve gelir artışı ile ekonomik büyümeye katkı sunduğu ifade edilmektedir. Büyüme öncülüğünde turizm hipotezi ise ekonomik büyümeden turizme doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığını ortaya koymaktadır. Bu hipoteze göre, ekonomik büyüme arttığında turistik faaliyetlere yönelik talep artmaktadır. Geribildirim hipotezi turizm ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığını ifade etmektedir. Buna göre turizm ve ekonomik büyüme karşılıklı olarak birbirlerini desteklemektedir. Tarafsızlık hipotezinde ise turizm ve ekonomik büyüme arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi varlığının olmadığı belirtilmektedir.

Bu kısımda çalışmanın konusuna uygun olarak özellikle il düzeyinde yapılan çalışmalar ile Türkiye için yapılan nedensellik çalışmaları irdelenmiş ve ulaşılabilenler ülke, dönem, yöntem, kullanılan değişkenler ve sonuç bakımdan özet şeklinde sırasıyla Tablo 2 ve Tablo 3'de sunulmuştur.

Tablo 2: İl(ler) Düzeyinde Ekonomik Büyüme ve Turizm Arasındaki İlişkiyi İnceleyen Çalışmaların Literatür Özeti

Yazar	Yöntem/Dönem	İl(ler)	Değişkenler	Bulgular
Wang ve Xia (2013)	Granger Nedensellik/ 2001-2011	Çin Jiangsu eyaletinde Gaochun ilçesi	GSYH, TG	Sonuçlar ekonomik büyümeden turizme doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığını ortaya koymuştur.
Meyer vd. (2017)	Panel Regresyon/ 2001-2015	Güney Afrika Cumhuriyeti Vaal Üçgeni Bölgesi	KBDG, KBDTH	Elde edilen bulgulara göre turizm ekonomik büyümeyi pozitif etkilediği belirlenmiştir.
Ceyhan vd. (2017)	Panel Regresyon/ 2011-2014	Türkiye'deki 10 il limanı	KBDG, Kruvaziyer gemi ile gelen yolcu sayısı	Sonuçlar gelen yolcuların kişi başına düşen geliri pozitif etkilediğini ortaya koymuştur.
Recepoğlu (2017)	Panel Nedensellik/ 2004-2014	Bayburt hariç DOKAP Bölgesi İlleri	İlin ekonomik büyüme ile toplam TS içindeki payı	Sonuçlar turizmden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlenmiştir.
Trinajstic (2018)	Korelasyon analizi/ 2000-2014	Hırvatistan 7 kıyı ve 14 kara bölgesi ili	GSYH, TS	Sonuçlar değişkenler arasında pozitif bir ilişki ortaya koymuştur.
Suhel (2018)	Granger Nedensellik/ 2000-2015	Endonezya Güney Sumatra ili	GSYH, TY, KTH	Elde edilen bulgulara göre ekonomik büyüme ile turizm arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlenmiştir.
Öktem (2018)	Granger Nedensellik/ 2004 – 2014	Nevşehir	GSYH, Yerli ve yabancı TS	Ekonomik büyüme ile turizm arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

Not: TS; Turist Sayısı, TY; Turizm Yatırımları, KTH; Kamu Turizm Harcamaları, TG; Turizm Gelirleri, KBDG; Kişi Başına Düşen Gelir, KBDTH; Kişi Başına Düşen Turizm Harcamalarını ifade etmektedir.

Tablo 2'de yer alan çalışmalar bir bütün olarak değerlendirildiğinde yöntem, dönem ve analizin yapıldığı yerleşim yerleri değişmekle birlikte elde edilen sonuçların ekonomik büyüme ile turizm arasında ilişki olduğunu ve turizmin ekonomik büyümeyi pozitif etkilediğini ortaya koyduğu belirlenmiştir. Tablo 3'de Türkiye için turizm ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi nedensellik yönünden araştıran çalışmalar yer almaktadır. Söz konusu çalışmaların sonuçları irdelenerek turizm öncülüğünde büyüme hipotezi, ekonomik büyüme öncülüğünde turizm hipotezi, geribildirim hipotezi ve tarafsızlık hipotezini desteklemesi bakımından sınıflandırılarak sunulmuştur.

Tablo 3: Türkiye için Ekonomik Büyüme ile Turizm Arasındaki İlişkiyi Nedensellik Yöntemi ile İnceleyen Literatür Özeti

Geribildirim Hipotezini Destekleyen Çalışmalar (Ekonomik Büyüme ← → Turizm)			**Ekonomik Büyüme Öncülüğünde Turizm Hipotezini Destekleyen Çalışmalar (Ekonomik Büyüme → Turizm)**		
Yazar(lar)	Dönem	Yöntem	Yazar(lar)	Dönem	Yöntem
Uysal vd. (2004)	1992-2003	Granger Nedensellik	Kızılgöl ve Erbaykal (2008)	1992-2006	Granger Nedensellik
Ongan ve Demiröz (2005)	1980-2004	Granger Nedensellik	Dağlıoğlu (2010)	1992-2010	Granger Nedensellik
Çoban ve Özcan (2013)	1963-2010	VECM	Kara vd. (2012)	1992-2011	Granger Nedensellik
Bozkurt ve Topçuoğlu (2013)	1970-2011	Hata Düzeltme Modeli	Çelikkıran (2012)	1992-2011	Granger Nedensellik
Samırkaş ve Samırkaş (2014)	2003-2013	Granger Nedensellik	Türkcan (2015)	2001Q1-2014Q3	Toda-Yamamoto
Özen (2017)	2002-2016	Granger Nedensellik	Balıkçıoğlu ve Oktay (2015)	2003-2014	Granger Nedensellik
Yalçınkaya ve Karabulut (2017)	1980-2016	Hatemi-J (2012) Nedensellik	Kanca (2015)	1980-2013	Granger Nedensellik
Turizm Öncülüğünde Ekonomik Büyüme Hipotezini Destekleyen Çalışmalar (Turizm → Ekonomik Büyüme)					
Yazar(lar)	Dönem	Yöntem	Yazar(lar)	Dönem	Yöntem

Kırbaş Kasman ve Kasman (2004)	1963-2002	Granger Nedensellik	Bozgeyik ve Yoloğlu (2015)	2002-2014	Granger Nedensellik
Gündüz ve Hatemi-J (2005)	1963-2002	VAR	Bal vd. (2015)	1972-2014	Granger Nedensellik
Kızılgöl (2006)	1963-2005	Granger Nedensellik	Topallı (2015)	1963-2011	Granger Nedensellik
Bahar (2006)	1963-2004	Granger Nedensellik	Terzi (2015)	1963-2013	Granger Nedensellik, Toda Yamamoto Nedensellik
Özdemir ve Öksüzler (2006)	1963-2003	VECM	Özcan (2015)	1963-2010	Toda–Yamamoto, Hatemi-J Nedensellik
Çetintaş ve Bektaş (2008)	1964-2006	ARDL	Balıkçıoğlu ve Çınar Öz (2017)	2000-2016	Toda-Yamamoto (1995)
Kaplan ve Çelik (2008)	1963-2006	Granger Nedensellik	Karaçor ve Konya (2017)	1963-2016	Granger Nedensellik
Aslan (2008)	1992-2007	Granger Nedensellik	Esen ve Özata (2017)	2003-2015	ARDL
Akan ve Işık (2009)	1970-2007	Granger Nedensellik	Erdil Şahin (2018)	1980-2016	Granger Nedensellik
Zortuk (2009)	1990-2008	Granger Nedensellik	Çınar ve Ülker (2018)	1977-2013	ARDL
Savaş ve vd. (2010)	1985-2008	ARDL	Altun (2019)	1968-2014	Hacker ve Hatemi-J Nedensellik
Polat ve Günay (2012)	1969-2009	Granger Nedensellik	Girgin (2019)	2003-2018	Granger Nedensellik
Arslantürk ve Atan (2012)	1987-2009	Granger Nedensellik	Dineri (2019)	1980-2015	Toda-Yamamoto
Durgun Kaygısız (2015)	2003-2013	Granger Nedensellik			
Tarafsızlık Hipotezini Destekleyen Çalışmalar (Ekonomik Büyüme ←≠→ Turizm)					
Yazar(lar)	Dönem	Yöntem	Yazar(lar)	Dönem	Yöntem
Çil Yavuz (2006)	1992-2004	Granger Nedensellik	Alptekin (2012)	1968-2006	Granger Nedensellik
Katırcıoğlu (2009)	1960-2006	ARDL	Topallı (2015)	1963-2011	Toda Yamamoto
Öztürk ve Acaravcı (2009)	1987-2007	VECM	Yalçınkaya ve Karabulut (2017)	1965-2016	Hatemi-J (2012) Nedensellik
Hepaktan ve Çınar (2010)	1980-2008	Granger Nedensellik	Alptekin (2017)	1980-2016	Granger Nedensellik

Arslantürk vd. (2011)	1963-2006	Granger Nedensellik	Gövdeli (2018)	1963-2015	Hacker ve Hatemi-J Nedensellik
Yamak vd. (2012)	1968-2006	Granger Nedensellik			

Tablo 3'de yer alan çalışmalar değerlendirildiğinde Türkiye için turizm ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi nedensellik açısından inceleyen çalışmaların çoğunluğun turizm öncülüğünde ekonomik büyüme hipotezini destekleyen sonuçlara ulaştığı belirlenmiştir. Dolayıyla özellikle bölgesel eşitsizliklerin giderilmesine yönelik çalışmalarda turizm ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin bölgesel ya da il bazında belirlenmesinin önemi ortaya çıkmaktadır. Ayrıca Türkiye için konu ile ilgili bölgesel bazda az sayıda çalışma olması literatürde yer alan bu boşluğa katkı sunması bakımından çalışmanın önemini ortaya koymaktadır.

3. Veri Seti

Türkiye'de TR90 bölgesinde yer alan altı il[3] için turizm ile kişi başına düşen gelir arasındaki ilişki 2004-2018 dönemi yıllık veriler kullanılarak panel nedensellik analizi yardımıyla araştırılmıştır. Tablo 4'te analizde kullanılan değişkenlere ait açıklamalar yer almaktadır.

Tablo 4: Veri Seti ve Açıklamaları

Değişkenler	**Açıklama**	**Kaynak**
lkbg	Kişi Başına GSYH (TL) 2009 Bazlı	TÜİK
ltus	Turizm İşletme Belgeli Konaklama Tesislerine Geliş Sayıları (Toplam)	
ltes	Turizm İşletme Belgeli Konaklama Tesislerinin Sayısı	YİGM

Tablo 4'te değişkenlerin başında yer alan l, logaritmik dönüşüm işlemini temsil etmektedir. Analizler EViews 10 ve Stata 14.0 paket programları yardımıyla gerçekleştirilmiştir.

4. Ekonometrik Yöntem ve Bulgular

Çalışmanın bu kısmında turizm ile kişi başına gelir arasındaki ilişkiyi ortaya koyabilmek için uygulanacak yöntem seçimi yer almaktadır. Bunun için ilk aşamada yatay kesit bağımlılığı araştırılmıştır. İkinci

[3] Artvin, Giresun, Gümüşhane, Ordu, Rize, Trabzon

aşamada yatay kesit bağımlılığı test sonuçlarına göre birim kök testleri uygulanmıştır. Son olarak birim kök testlerinin sonuçlarına göre söz konusu ilişkiyi ortaya koyabilmek için seçilen yöntem belirlenmiştir.

4.1.Yatay Kesit Bağımlılık Testi

Panel veri analizlerinde yatay kesit bağımlılığı, birimler arasında korelasyon olup olmadığını araştırmaktadır. Böylece yatay kesit bağımlılığını dikkate alarak yapılacak olan tahminler tutarlı sonuçlar verecektir. Çalışmada yatay kesit bağımlılığı testi (Cross-sectional Dependence (CD)) T>N durumunda kullanılabilen Breusch-Pagan LM testi ile araştırılmıştır. H_0 hipotezi; birimler arasında yatay kesit bağımlılığı yoktur, alternatif hipotezi; birimler arasında yatay kesit bağımlılığı vardır şeklinde kurulmaktadır.

Elde edilen test istatistiği sonucu H_0 hipotezi reddedilirse birimler arasında yatay kesit bağımlılığı olduğuna karar verilmektedir. Söz konusu durum paneli oluşturan birimlerden birinde meydana gelen şokun diğer birimleri de farklı derecede etkilediğini ortaya koymaktadır. Tablo 5'de Breusch-Pagan LM yatay kesit bağımlılık test sonuçları yer almaktadır.

Tablo 5: Breusch-Pagan LM Yatay Kesit Bağımlılık Test Sonuçları

Breusch-Pagan LM	**t-istatistiği**	**Olasılık Değeri**
lkbg	222.3740	0.000
ltus	69.04237	0.000
ltes	147.8039	0.000

Tablo 5'den görüldüğü üzere lkbg, ltus ve ltes değişkenleri için yatay kesitler arasında bağımlılık yoktur şeklinde kurulan H_0 hipotezi reddedilmiş ve yatay kesit bağımlılığı olduğu belirlenmiştir. Diğer bir ifadeyle illerden birinde meydana gelen şokun diğer illeri de etkilediği tespit edilmiştir.

4.2.Birim Kök Testi

Panel birim kök testi seriler arasındaki ilişkinin araştırılmasında kullanılacak olan yöntemin belirlenmesine yardımcı olmaktadır. Sonuçlar serilerin seviye değerlerinde durağan olduklarını ortaya koyarsa panel regresyon model tahminleri olası olmaktadır.

Birimler arasında yatay kesit bağımlılığının tespit edilmesi, değişkenlerin durağanlıklarının araştırılmasında yatay kesit bağımlılığı dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testlerinin kullanılmasını gerekli kılmaktadır. Dolayısıyla değişkenlerin durağanlık seviyeleri ikinci nesil birim kök testlerinden Pesaran (2007) tarafından geliştirilen yatay kesit genişletilmiş Im, Pesaran ve Shin (CIPS) panel birim kök testi yardımıyla araştırılmıştır. H_0 hipotezi serilerin birim kök taşıdığını, alternatif hipotez ise serilerin birim kök taşımadığını ortaya koymaktadır. Tablo 6'da serilere ait Pesaran CIPS birim kök test sonuçları yer almaktadır.

Tablo 6: Pesaran CIPS Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	**Seviye**				**Farkında**			
	CIPS İstatistik Değeri	Kritik Değerler			CIPS İstatistik Değeri	Kritik Değerler		
		%10	%5	%1		%10	%5	%1
lkbg	-2.012	-2.22	-2.4	-2.76	-3.232	-2.22	-2.4	-2.76
ltus	-1.952				-4.376			
ltes	-1.429				-3.374			

Not: Sabitli ve maksimum gecikme uzunluğu 1 olarak alınan model üzerinden tahmin edilmiştir.

Tablo 6'dan görüldüğü üzere değişkenlerin tamamının seviye düzeylerinde hesaplanan CIPS istatistik değerleri tablo kritik değerlerinden küçük olduğu için H_0 hipotezi reddedilemeyerek birim kök taşıdıkları belirlenmiştir. Diğer yandan değişkenlerin birinci farklarında hesaplanan CIPS istatistik değerleri tablo kritik değerlerinden büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilerek birim kök taşımadıkları tespit edilmiştir. Dolayısıyla lkbg, ltus, ltes'in birinci farkında durağan olduğu belirlenmiştir.

Söz konusu sonuçlardan hareketle değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi, Holtz-Eakin, Newey ve Rosen (1988) tarafından geliştirilen panel nedensellik sınaması yardımıyla araştırılmıştır. Değişkenler arasındaki nedenselliğin yönüne Denklem (1) ve Denklem (2) üzerinden karar verilmektedir.

$$Y_{it} = \beta_{0t} + \sum_{l=1}^{m} \beta_{lt} Y_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \propto_{lt} X_{it-l} + f_i + \nu_{it} \quad i = 1 \dots \dots N; t = 1 \dots T \quad (1)$$

$$Y_{it} - Y_{it-1} = \sum_{l=1}^{m} \beta_l (Y_{it-1} - Y_{it-1-1}) + \sum_{l=1}^{m} \alpha_l (X_{it-1} - X_{it-1-1} + (\nu_{it} - \nu_{it}) \qquad (2)$$

Denklem (1) ve (2)'de *i,t,m ve* f_i sırasıyla yatay kesit birimleri, zamanı, gecikme uzunluğunu ve sabit etkileri temsil etmektedir. Denklem (1)'de yer alan sabit etkilerin ortadan kaldırılması için değişkenlerin farkı alınarak Denklem (2) elde edilir. Farkı alınmış denklemde ΔY_{it-1}'in farkı alınmış hata terimleri ($\Delta \nu_{it}$) ile ilişkili olması nedeniyle denklemin tahmininde araç değişkenlerin kullanımına ihtiyaç duyulmaktadır. Arellano ve Bond (1991) tarafından geliştirilen yöntemde Generalized Method of Moment (GMM) tahmini ile Denklem (2)'de bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin araç değişken olarak kullanılmasına izin vermektedir. Bağımsız değişkenlerin katsayılarına Wald testi uygulanarak bağımsız değişkenden bağımlı değişkene doğru bir nedensellik ilişkisinin olup olmadığına karar verilmektedir. Wald testinde nedensellik ilişkisine karar verilirken H_0 hipotezi bağımsız değişkenden bağımlı değişkene doğru bir nedensellik ilişkisi yoktur iken alternatif hipotez bağımsız değişkenden bağımlı değişkene doğru bir nedensellik vardır şeklinde sınanmaktadır. Ayrıca araç değişkenlerin geçerliliği Sargan Testi yardımıyla yapılmaktadır. Buna göre H_0 hipotezi, araç değişkenler ile hata terimleri ilişkili değildir şeklinde kurulurken alternatif hipotez, araç değişkenler ile hata terimleri ile ilişkilidir şeklinde kurularak sınanmaktadır.

TR90 bölgesinde turizm ile kişi başına düşen gelir arasındaki ilişkiyi araştırmaya yönelik kullanılan Holtz-Eakin, Newey ve Rosen (1988) panel nedensellik sınaması sonuçları sırasıyla Tablo 7 ve Tablo 8'de yer almaktadır.

Tablo 7: lkbg ile ltus Arasındaki Panel Nedensellik Test Sonucu

Nedensellik İlişkisinin Yönü	χ^2 İstatistiği	H_0= Nedensellik İlişkisi Yok	Karar	Sargan Test P-Değeri
dltus → dlkbg	11.42315[a]	H_0 reddedilir	Nedensellik İlişkisi Var	0.492155
dlkbg → dltus	7.539928[b]	H_0 reddedilir	Nedensellik İlişkisi Var	0.915819
Sonuç	dlkbg ← → dltus			

Not: a,b sırasıyla %1, %5 seviyesinde anlamlılığı, ← →, değişkenler arasındaki çift yönlü nedensellik ilişkisini ifade etmektedir.

Tablo 7'de lkbg ile ltus arasındaki nedensellik ilişkisinin belirlenmesine yönelik uygulanan nedensellik sonuçları yer almaktadır. Tablo 7 incelendiğinde bağımlı değişkenin dlkbg olduğu modelde Wald test

istatistiği, istatistiksel olarak %1 anlamlılık seviyesinde H_0'ın reddedilerek dltus bağımsız değişkeninden dlkbg'ye doğru bir nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Diğer yandan dltus'un bağımlı değişken olduğu model sonuçları irdelendiğinde Wald test istatistiği, H_0'ın %5 anlamlılık düzeyinde reddedilerek dlkbg'den dltus'a doğru bir nedensellik ilişkisinin varlığı belirlenmiştir. Sonuç olarak dlkbg ile dltus arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlenmiştir. Ayrıca Sargan test sonuçları H_0 hipotezinin red edilemediğini ve dolayısıyla araç değişkenlerin geçerli olduğunu ortaya koymuştur.

Tablo 8'de lkbg ile ltes arasındaki nedensellik ilişkisinin belirlenmesine yönelik uygulanan nedensellik sonuçları yer almaktadır.

Tablo 8: lkbg ile ltes Arasındaki Panel Nedensellik Test Sonucu

Nedensellik İlişkisinin Yönü	χ^2 İstatistiği	H_0= Nedensellik İlişkisi Yok	Karar	Sargan Test P-Değeri
dltes → lnkbg	6.651453[b]	H_0 reddedilir	Nedensellik İlişkisi Var	0.722571
dlkbg → lntes	12.08970[a]	H_0 reddedilir	Nedensellik İlişkisi Var	0.394889
Sonuç	dlkbg ← → dltus			

Not: a,b sırasıyla %1, %5 seviyesinde anlamlılığı, ← →, değişkenler arasındaki çift yönlü nedensellik ilişkisini ifade etmektedir.

Tablo 8 incelendiğinde bağımlı değişkenin dlkbg olduğu modelde Wald test istatistiği, istatistiksel olarak %1 anlamlılık seviyesinde H_0'ın reddedilerek dltus bağımsız değişkeninden dlkbg'ye doğru bir nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Diğer yandan dltus'un bağımlı değişken olduğu model sonuçları irdelendiğinde Wald test istatistiği, H_0'ın %5 anlamlılık düzeyinde reddedilerek dlkbg'den dltus'a doğru bir nedensellik ilişkisinin varlığı belirlenmiştir. Sonuç olarak dlkbg ile dltus arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlenmiştir. Ayrıca Sargan test sonuçları H_0 hipotezinin red edilemediğini ve dolayısıyla araç değişkenlerin geçerli olduğunu ortaya koymuştur.

5. Sonuç ve Değerlendirme

Ülkeler ya da bölgelerarası gelişmişlik farkları sosyal ve ekonomik sorunlara neden olmaktadır. Dolayısıyla bölgeler arası gelişmişlik farklarının azaltılması için gerekli çabalar üzerinde araştırmalar yapılmakta ve doğru politikaların uygulanması ile bölgelerin gelişimine katkı sunacak sektörlerin desteklenmesi sağlanmaya çalışılmaktadır. Son yıllarda turizm, ülke ya da bölge ekonomisine döviz kazandırıcı etkisi ile bölgenin refah düzeyinin artmasına neden olmaktadır. Turizmdeki gelişmeler bölgesel gelirin ve istihdamın artmasına katkı sunarak bölgenin ekonomik büyümesini teşvik etmektedir. Dolayısıyla turizm ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin araştırılması önem arz eden konular arasında yerini almaktadır.

Bu çalışmanın amacı TR90 bölgesi için turizm ile ekonomik büyüme arasında bir ilişki olup olmadığının tespit edilmesidir. Bu amaç doğrultusunda TR90 bölgesi illeri için turizm ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki Holtz-Eakin, Newey ve Rosen (1988) tarafından geliştirilen panel nedensellik testi yardımıyla araştırılmıştır. Turizm; turizm işletme belgeli konaklama tesislerine gelen turist sayıları ve turizm işletme belgeli konaklama tesislerinin sayısı ile ekonomik büyüme; kişi başına düşen reel GSYH ile temsil edilmiştir. Analiz sonucu elde edilen bulgulara göre turizm ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığı belirlenmiştir.

Söz konusu sonuçlar, TR90 bölgesi için literatürde yer alan geribildirim hipotezinin desteklendiğini ortaya koymuştur. Daha açık bir ifadeyle, turizmdeki gelişme bölgenin ekonomik büyümesine katkı sunmaktadır. Ekonomik büyümedeki artış turizme yönelik talebi artırarak geribildirim mekanizmasının çalışması ile sektörün gelişimine katkı sağlamaktadır. Turizmin gelişimi, bölge gelirinin ve istihdamının artmasına imkan tanımaktadır. Dolayısıyla turizmin doğrudan ve dolaylı yoldan üretimi ve geliri teşvik edici etkisi bölge ekonomisinin gelişimini desteklemektedir. Kişi başına düşen gelirin artması ile gelişen bölge ekonomisi turizme yönelik faaliyetlerin iyileştirilmesine etki ederek turizmin gelişimine de katkı sunmaktadır.

Tüm bu sonuçlardan hareketle, TR90 bölgesi için turizm sektöründe çalışan işletmelerin politika yapıcılar tarafından desteklenmesinin önemi ortaya çıkmaktadır. Diğer yandan turizme yönelik faaliyetlerin 12 aya yayılmasını sağlayacak bölgeye has potansiyelin belirlenerek

geliştirilmesi olumlu sonuçlar ortaya çıkaracaktır. Örneğin tesis sayının artırılması ve niteliğinin geliştirilmesi ile daha kaliteli hizmet sunumu, gelen turist sayısının artmasına neden olabilecektir. Ayrıca bu alanda çalışacak elemanların eğitimine yönelik planlamaların oluşturulmasına dair uygulamalar da sektörün gelişimine katkı sunabilecektir. Diğer yandan sürdürülebilir turizm uygulamasına yönelik kanun ve yönetmelikler ile teşviklerin oluşturulması geleceğe ilişkin turizmin hem korunması hem de gelişimine etki edecektir.

Kaynakça

Akan, Y. & Işık, C. (2009). Yabancı Ziyaretçi Harcamalarının Ekonomik Büyümeye Etkisi (1970 – 2007). *Turizm Araştırmaları Dergisi*, 20 (2), 197-203.

Alptekin, D. (2017). *Türkiye'de Turizm ile Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisinin İncelenmesi*, Birinci Uluslararası Turizmin Geleceği Kongresi, 28-30 Eylül 2017, Mersin, Mersin Üniversitesi Yayınları, Bildiriler Kitabı, 55-61.

Alptekin, V. (2012). Ekonomik Büyüme Performansının Sürdürülebilir Kalkınma Algısı Anlamında Turizm Sektörü Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 28, 31-41.

Altun, E. (2019). *Türkiye'de Turizm Gelirleri ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Farklı Zaman Serisi Teknikleri ile Analizi*. Kırklareli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Kırklareli.

Arslantürk, Y. & Atan, S. (2012). Dynamic Relation Between Economic Growth, Foreign Exchange And Tourism Incomes: An Econometric Perspective on Turkey. *Journal of Business, Economics & Finance*, 1 (1), 30-37.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.

Arslantürk, Y., Balcilar, M. & Özdemir, Z. A. (2011). Time-varying Linkages between Tourism Receipts and Economic Growth in a Small Open Economy. *Economic Modelling*, 28 (1-2), 664-671.

Aslan, A. (2008). Türkiye'de Ekonomik Büyüme ve Turizm İlişkisi Üzerine Ekonometrik Analiz. *Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 1(24):1-12.

Bahar, O. (2006). Turizm Sektörünün Türkiye'nin Ekonomik Büyümesi Üzerindeki Etkisi: Var Analizi Yaklaşımı. *Yönetim ve Ekonomi*, 13 (2), 137-150.

Bal, H., Akça, E. E. & Bayraktar, M. (2015). *Turizm Gelirleri ve Ekonomik Büyüme: Türkiye Ekonomisi Üzerine Bir Araştırma*, 3. Uluslararası Bölgesel Kalkınma Konferansı, 15-16 Ekim 2015, Bingöl, Fırat Kalkınma Ajansı ve Bingöl Üniversitesi Yayınları, Bildiriler Kitabı, 1320-1335.

Balıkçıoğlu, E. & Oktay, K. (2015). Türkiye'de Turizm Gelirleri ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Kamu Politikaları Doğrultusunda Değerlendirilmesi. *Sosyoekonomi*, 23 (25), 113-125.

Balıkçıoğlu, N., & Çınar Öz, D. (2017). *2000-2016 Döneminde Turizmin Türkiye Ekonomisindeki Yeri Üzerine Bir Değerlendirme*, Birinci Uluslararası Turizmin Geleceği Kongresi, 28-30 Eylül 2017, Mersin, Mersin Üniversitesi Yayınları, Bildiriler Kitabı, 62-73.

Bozgeyik, Y. & Yoloğlu, Y. (2015). Türkiye'de Turizm Gelirleri ile GSYH Arasındaki İlişki: 2002-2014 Donemi. *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8 (40), 627-640.

Bozkurt, E. & Topçuoğlu Ö. (2013). Türkiye'de Ekonomik Büyüme ve Turizm İlişkisi. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Elektronik Dergisi*, 4 (7), 91-105.

Ceyhan, M. S., Kamacı, A. & Peçe, M. A. (2017). Filyos Liman Projesinin Kruvaziyer Gemi Turizmi Açısından Değerlendirilmesi ve Bölge Ekonomisine Katkısı. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi ICMEB17 Özel Sayısı*, 13 (13), 271-283.

Çelikkıran, S. (2012). *Turizm ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği*. Niğde Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Niğde.

Çetintaş, H. & Bektaş, Ç. (2008). Türkiye'de Turizm ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Kısa ve Uzun Dönemli İlişkiler. *Turizm Araştırmaları Dergisi*, 19 (1), 37-44.

Çınar, M. & Ülker, B. (2018). The Long-Run Relationship between Economic Growth and Tourism Revenue: The Case of Turkey and TRNC. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 17 (2), 592-602.

Çil Yavuz, N. (2006). Türkiye'de Turizm Gelirlerinin Ekonomik Büyümeye Etkisinin Testi: Yapısal Kırılma ve Nedensellik Analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7 (2), 162-171.

Çoban, O. & Özcan, C. C. (2013). Türkiye'de Turizm Gelirleri-Ekonomik Büyüme İlişkisi: Nedensellik Analizi (1963-2010). *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8 (1), 243-261.

Dağlıoğlu, S. (2010). *Turizm Gelişmesinin Türkiye Ekonomisi Üzerindeki Etkilerinin Ekonometrik Analizi*. T.C. Kültür ve Turizm Bakanlığı Strateji Geliştirme Başkanlığı, Uzmanlık Tezi, Ankara.

Dineri, E. (2019). Türkiye'de Turizm Harcamaları ile Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi. *Türk Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 4 (2), 106-114.

Durgun Kaygısız, A. (2015). Net Turizm Gelirleri ve Büyüme İlişkisi: Var Model-Granger Nedensellik Analizi. *Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi*, 7 (2), 155-164.

Erdil Şahin, B. (2018). Türkiye'de Turizm Gelirleri ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki (1980-2016). *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 16 (3), 239-253.

Esen, E. & Özata, E. (2017). Turizmin Ekonomik Büyümeye Etkisi: Turizme Dayalı Büyüme Hipotezinin Türkiye İçin Geçerliğinin ARDL Modeli ile Analizi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 17 (1), 43-58.

Girgin, E. (2019). *Turizm Gelirleri ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği*. Aydın Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Aydın.

Gövdeli, T., (2018). Türkiye'de Turizm, İhracat ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Maki Eşbütünleşme ve Bootstrap Nedensellik Analizi. *Bingöl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 8 (16), 571-586.

Gündüz, L. & Hatemi-J, A. (2005). Is The Tourism-Led Growth Hypothesis Valid For Turkey?. *Applied Economics Letters*, 12 (8), 499-504.

Hepaktan, C. E. & Çınar, S. (2010). Turizm Sektörünün Türkiye Ekonomisi Üzerindeki Etkileri. *Celal Bayar Üniversitesi SBE Sosyal Bilimler Dergisi*, 8 (2), 135-154.

Holt-Eakin, D., Newey, W., & Rosen, H.S. (1988). Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. *Econometrica*, 56(6), 1371-1395.

Kanca, O. C. (2015). Turizm Gelirleri ve Ekonomik Büyüme: Türkiye Örneği (1980-2013). *Marmara Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8, 1-14.

Kaplan, M. & Çelik, T. (2008). The Impact of Tourism on Economic Performance: The Case of Turkey. *The International Journal of Applied Economics and Finance*, 2 (1), 13-18.

Kara, O., Çömlekçi, İ. & Kaya, V. (2012). Turizm Gelirlerinin Çeşitli Makro Ekonomik Göstergeler İle İlişkisi - Türkiye Örneği (1992-2011). *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8 (1), 75-100.

Karaçor, Z. & Konya, S. (2017). Türkiye'de Turizm Gelirleri ile Ekonomik Büyüme İlişkisinin İncelenmesi Üzerine Ampirik Bir Uygulama. *International Journal of Academic Value Studies*, 3 (14), 104-116.

Katırcıoğlu, S. T. (2009). Revisiting The Tourism-Led-Growth Hypothesis for Turkey Using The Bounds Test and Johansen Approach For Cointegration. *Tourism Management*, 30, 17-20.

Kırbaş Kasman, S. & Kasman, A. (2004). Turizm Gelirleri ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik İlişkisi. *İktisat İşletme ve Finans*, 19 (220), 122-131.

Kızılgöl, Ö. (2006). Türkiye'de İhracata ve Turizme Dayalı Büyüme Hipotezinin Analizi: Eşbütünleşme ve Nedensellik İlişkisi. *Akademik Bakış*, 10, 1-19.

Kızılgöl, Ö. & Erbaykal E. (2008). Türkiye'de Turizm Gelirleri ile Ekonomik Büyüme İlişkisi-Bir Nedensellik Analizi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 13 (2), 351-360.

Meyer, D. F., de Bruyne, C. & Meyer, N. (2017). The Importance of Tourism in Regional Economic Development - A Time Series Analysis. *Journal of Environmental Management and Tourism,* 8 (4), 784-797.

Ongan, S. & Demiröz D. M. (2005). The Contrubition of Tourism to the Long-run Turkish Economic Growth. *Ekonomický časopis,* 53 (9), 880-894.

Öktem, Ö. (2018). *Turizmin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: Nevşehir İli Örneği*. Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Nevşehir.

Özcan, C. C. (2015). Turizm Gelirleri-Ekonomik Büyüme İlişkisinin Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Yaklaşımı ile Analizi: Türkiye Örneği. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 46, 177-199.

Özdemir, A. R. & Öksüzler, O. (2006). Türkiye'de Turizm Bir Ekonomik Büyüme Politikası Aracı Olabilir Mi? Bir Granger Nedensellik Analizi. *Balıkesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 9 (16), 107-126.

Özen, F. (2017). Türkiye'de Turizm Sektörünün İktisadi Büyüme Üzerindeki Etkisi. *ECONDER,* 1 (2), 96-110.

Öztürk, İ. & Acaravcı, A. (2009). On The Causality Between Tourism Growth And Economic Growth: Empirical Evidence From Turkey. *Transylvanian Review of Administrative Sciences*, 25E, 73-81.

Pesaran, M. H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.

Polat, E. & Günay, S. (2012). Türkiye'de Turizm ve İhracat Gelirlerinin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisinin Testi: Eşbütünleşme ve Nedensellik Analizi. *Süleyman Demirel Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Dergisi*, 16 (2), 204-211.

Recepoğlu, M. (2017). Turizm ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Dokap İlleri Üzerine Ekonometrik Bir Analiz. *Social Sciences Studies Journal*, 3 (6), 1173-1182.

Samırkaş M. & Samırkaş, M. C. (2014), Turizm Sektörünün Ekonomik Büyümeye Etkisi: Türkiye Örneği, *İşletme Fakültesi Dergisi*, 15 (1), 63-76.

Savaş, B., Beşkaya, A. & Şamiloğlu, F. (2010). Analyzing The Impact Of Internatıonal Tourism On Economic Growth In Turkey. *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 6 (12), 121-136.

Suhel, A. B. (2018). The role of tourism toward economic growth in the local economy. *Economic Journal of Emerging Markets*, 10 (1), 32-39.

Terzi, H. (2015). Is The Tourism-Led Growth Hypothesis (TLGH) Valid for Turkey?. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 16 (2), 165-178.

Topallı, N. (2015). Turizm Sektörünün Türkiye'nin Ekonomik Büyümesi Üzerindeki Etkisi: 1963-2011. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 14, 339-352.

Trinajstic, M. (2018). *The Impact of Tourism on Regional Economic Development – Case Study of Croatian Counties*. 24th Biennial International Congress Tourism & Hospitality Industry 2018 Trends and Challenges, 26-27 April 2018, Opatija, Rijeka University Publications, Proceedings Book, 470-478.

Türkcan, B. (2015). 2000'li Yıllarda Türkiye İçin Turizm Yanlı Büyüme Hipotezinin Analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 30 (2), 1-18.

Uysal, D., Erdoğan, S. & Mucuk, M. (2004). Türkiye'de Turizm Gelirleri ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki (1992-2003). *SÜ İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 4 (8), 163-170.

Wang, B. & Xia, M. (2013). A Study on the Relationship between Tourism Industry and Regional Economic Growth - A Case Study of Jiangsu Gaochun District. *Modern Economy*, 4, 482-488.

Yalçınkaya, Ö. & Karabulut K. (2017). Turizm Gelirlerinin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri: Türkiye Üzerine Dönemsel ve Yapısal Kırılmalı Bir Zaman Serisi Analizi (1965-2016). *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 10 (52), 1231-1248.

Yamak, N., Tanrıöver, B. & Güneysu, F. (2012). Turizm – Ekonomik Büyüme İlişkisi: Sektör Bazında Bir İnceleme. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 26 (2), 205-220.

Zortuk, M. (2009). Economic Impact of Tourism on Turkey's Economy: Evidence from Cointegration Tests. *International Research Journal of Finance and Economics*, 25, 231-239.

Holt-Eakin, D., Newey, W., & Rosen, H.S. (1988). Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. Econometrica, 56(6), 1371-1395.

Kalkınma Yararları Açısından Doğrudan Yabancı Yatırımın Gelişmekte Olan Ülkelere "Giriş Şekli" ve "Sektörü" Bağlamında Karşılaştırmalı Ampirik Analizi

Ayça SARIALİOĞLU HAYALİ[1]

Cabir ÇELİK[2]

1. Giriş

"Sıcak para" olarak tabir edilen kısa vadeli yabancı sermaye yatırımlarının Gelişmekte Olan Ülkelerde 1990'larda yarattığı krizler ve istikrarsızlıklar, söz konusu ülkeleri, uzun vadeli yabancı sermaye yatırımları bağlamında özellikle kalkınma açısından faydalarından dolayı Doğrudan Yabancı Yatırımı (DYY) çekme yarışına yöneltmiştir. Ancak, zamanla DYY'nin kalkınma açısından faydalarının Gelişmekte Olan Ülkeler tarafından tam olarak sağlanabilmesi için DYY'nin misafir olduğu[3] Gelişmekte Olan Ülkenin bir dizi özelliğe sahip olmasının yanında, DYY'nin kendisinin de bir takım özelliklere[4] sahip olması gerektiği ortaya

[1] Doç.Dr.; Karadeniz Teknik Üniversitesi (KTÜ), İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi (İİBF), İktisat Bölümü;
KTÜ İİBF İktisat Bölümü, Kanuni Kampüsü, 61080, Ortahisar/Trabzon; aycasarialiogluhayali@ktu.edu.tr.

[2] Arş.Gör.; Karadeniz Teknik Üniversitesi (KTÜ), İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi (İİBF), İktisat Bölümü;
KTÜ İİBF İktisat Bölümü, Kanuni Kampüsü, 61080, Ortahisar/Trabzon;
cabir.celik@ktu.edu.tr.

[3] Bu çalışmada, DYY terminolojisi kapsamında "Host Country", "misafir olunan" ülke olarak ifade edilmiştir. Başka çalışmalarda "ev sahibi ülke" terimi de kullanılmaktadır. Ancak, yine bu çalışmada, "kaynak ülke" olarak ifade edilen "home country", başka çalışmalarda kelime kökeni itibariyle "ev sahibi ülke" olarak da ifade edilebildiğinden, karışıklık olmaması adına bu şekilde kullanılmıştır.

[4] Sarıalioğlu Hayali (2020)'de aktarıldığı gibi Chudnovsky ve Lopez (1999) "doğru" nitelikteki DYY'nin özelliklerini şu şekilde sıralamaktadır: "1-Amacına göre DYY'nin Türü: Piyasa-Kaynak-Etkinlik Arayan yada Varlık-Arayan 2-İlgili Ürün/Sektör'ün Yaşam Döngü Evresi 3-DYY Ürününün İhracat Edilebilirliği ve Küresel Şirket Ağında Bağlı Şirketin Önemi 4-DYY'nin Ülkeye Giriş Şekli: Yeşilalan Yatırımı yada Kahverengialan Yatırımı 5-DYY'nin Kaynak (Geldiği) Ülkesi 6-DYY'nin Faaliyet Gösterdiği Sektör" (Chudnovsky ve Lopez, 1999: 10'den aktaran Sarıalioğlu

çıkmıştır (Sarıalioğlu Hayali, 2020: 323). Bu özellikler, ilgili literatürde DYY'nin "kalitesinin" yada "niteliğinin" göstergesi olarak kabul edilmiş olup, kalkınma açısından Gelişmekte Olan Ülkelerin esas üzerinde durması gereken hususun DYY'nin "niceliği"nden çok işbu "niteliği" olduğu üzerinde durulmaya başlanmıştır.

DYY'nin "kalitesinin" göstergelerinden biri niteliğindeki DYY'nin Ülkeye Giriş Şekli, iki şekilde gerçekleşmekte olup "Kahverengialan Yatırımı" ve "Yeşilalan Yatırımı" olarak adlandırılmaktadır. Bunlardan "Kahverengialan" yatırımı, misafir olunan ülkede halihazırdaki varlıkların satın alınması[5] ve/veya onlarla "şirket evliliği/birleşmesi (B-S)" yoluyla yapılan DYY olup, misafir olunan ülkenin sermaye stoğuna net katkı sağlayan, sıfırdan yatırım yoluyla yeni bir girişim kurulması (sıfırdan yatırım inşası) anlamına gelen "Yeşilalan" yatırımı ile kıyaslandığında, özellikle verimliliğe yada üretim kapasitesine katkı sağlamaksızın, halihazırdaki varlığın sadece mülkiyetinin el değiştirmesi şeklinde olması durumunda sermaye stoğuna, çıktıya veya istihdama yeteri kadar katkı sağlamadığı savunulmaktadır (Milberg, 1999: 107'den aktaran Sarıalioğlu Hayali, 2020: 324) [6]. DYY'nin "kalitesinin" göstergelerinden bir diğeri niteliğindeki sektörel analiz kapsamında ise DYY'nin Gelişmekte Olan Ülkelerin kalkınmasına katkısı bağlamında esas olarak imalat sanayindeki DYY üzerinde durulmakta ve Gelişmekte Olan Ülkeler için imalat-tabanlı sanayileşme aşamasını geçmeden başarılı bir şekilde sanayileşmenin istisnai koşullarda olabileceği vurgulanmaktadır (UNCTAD[7], 2018: 129).

Hayali, 2020: 324).

[5] İmalat sanayindeki Kahverengialan yatırımı, Kazgan (2012: 269-270)'ın Türkiye özelinde "yeni üretim kapasitelerini artırmadığı ve yeni istihdam yaratmadığı" nedenleriyle eleştirdiği "özelleştirmeler" yoluyla yada "varolan fabrikalardaki mevcut mali sıkıntılar dolayısıyla halihazırdaki üretim firmalarının yabancılar tarafından satın alınması" yani "el değiştirmesi" yoluyla olabileceği gibi yerel firmanın stratejisi gereği yabancılara karlı satışı şeklinde de olabilir.

[6] Yeşilalan DYY ile Kavrengialan DYY'nin, Sermaye Oluşumu, İstihdam ve Vergi Tabanı, Yapısal Çeşitlendirme, Rekabet, Siyasi ve Kültürel Değerlendirmeler, Likidite (Yeni Sermaye Enjeksiyonu) ve Yardımcı Kaynaklar bakımından kapsamlı ve detaylı bir karşılaştırması için bakınız Ozawa, 1998'den aktaran UNCTAD (1998: 212-214).

[7] UNCTAD'ın açılımı "United Nations Conference on Trade and Development" ve türkçe karşılığı "Birleşmiş Milletler Ticaret ve Kalkınma Konferansı" (http://www.mfa.gov.tr/data/Terminoloji/uluslararasi-kuruluslar-

Bu bağlamda, mevcut literatürden haraketle DYY'nin sahip olması gereken ve "kalite" göstergesi özelliklerinden ikisi konumundaki DYY'nin Gelişmekte Olan Ülkeye "giriş şekli" ve "sektörü" hususlarının beraber olarak ele alındığı bu çalışmanın amacı, Gelişmekte Olan Ülkelerin iktisadi kalkınmasında imalat sanayindeki Yeşilalan yatırımlarının doğrudan etkisinin imalat sanayindeki Kahverengialan yatırımlarına kıyasla çok daha fazla olduğu hipotezini ampirik olarak araştırmaktır. Buna göre, bu hipotez imalat sanayindeki yeşil alan DYY ile imalat sanayindeki kahverengi alan DYY'nin kalkınma açısından yararları bağlamında Gelişmekte Olan Ülkeler bazında dört bölge (Asya, Afrika, Latin Amerika ve Karayipler ve Geçiş Ekonomileri) için 2003-2019 yıllarını kapsayan ve tüm Yeşilalan DYY içinde imalat sanayine gelen Yeşilalan DYY oranı ve Kahverengialan DYY'yi temsilen sınır ötesi B-S değerinin kullanılarak tüm Kahverengialan DYY içinde imalat sanayine gelen Kahverengialan DYY'nin oranının kullanıldığı panel veri analizi ile test edilmeye çalışılmıştır.

Bu bağlamda, çalışmanın ilgili kesişimsel verisi (imalat sanayinde Yeşilalan yatırımı ve imalat sanayinde Kahverengialan yatırımı) (2003-2019), UNCTAD'ın Dünya Yatırım Raporları (2005-2020)'ndan tek tek derlenerek hesaplanmıştır. Bu bağlamda, çalışmanın hem ilgili verisi hem de daha önce literatürde DYY'nin sektörel ve giriş şeklini birarada ele alan böyle bir çalışmanın olmayışı dolayısıyla çalışmanın bizatihi kendisi orijinal olup, mevcut literatürdeki boşluk doldurulmaya çalışılmıştır. Çalışma giriş bölümünden sonra, Literatür Özeti kısmından ve devamında, Ekonometrik Analiz ve Sonuç kısımlarından oluşmaktadır.

2. Literatür Özeti

Hernekadar DYY ve ekonomik kalkınma/büyüme ilişkisi hakkında uygulamalı çalışmalar kapsamında geniş bir literatür olsa da (Örn. Balasubramanyam v.d., 1996; Borensztein v.d., 1998; Agosin ve Mayer, 2000; Carcovic ve Levine, 2002; Hermes ve Lensink, 2003; Har v.d., 2008; Mah, 2010; Ray, 2012; Mehic v.d., 2013; Pegkas, 2015; Zekerias, 2016; Alvarado v.d., 2017; Dinh v.d., 2019) DYY'nin misafir olunan ülkeye giriş şekli bağlamında iki farklı bileşeni ve ekonomik kalkınma/büyüme ilişkisiyle doğrudan ilgilenen az çalışma bulunmaktadır. Dahası, DYY'nin hem ülkeye "giriş şekli" hem de

kasim-2014.pdf) olup, çalışmada uluslararası resmi kısaltması niteliğindeki UNCTAD kullanılmaktadır.

"sektörü"nü dikkate alarak, imalat sanayindeki Yeşilalan DYY ve imalat sanayindeki Kahverengialan DYY ile ekonomik kalkınma/büyüme ilişkisi üzerinde duran bir çalışma panel veri analizi şeklinde mevcut değildir. Sadece misafir olunan ülkeye giriş şeklini ele alan mevcut çalışmalar bağlamında, Calderon v.d. (2002) 61 gelişmekte olan ile 21 gelişmiş ülke verisini 1987-1999 dönemi için VAR analizi kullanarak değerlendirmiştir. Buldukları sonuçlara göre, gelişmiş ülkelerde B-S ve Yeşilalan yatırımları arasında iki yönlü ilişki çıkarken, yani daha çok B-S daha çok yeşil alan yatırımına yol açıyorken, bunun tersi de geçerli çıkmıştır. Diğer tarafta, gelişmekte olan ülkeler için söz konusu ilişki tek yönlü saptanmıştır (B-S'dan yeşil alan yatırımına doğru). Dahası gelişmekte olan ülkeler için yerel yatırım her iki tür DYY tarafından takip edilse de tersi saptanamamıştır. Diğer tarafta, gelişmiş ülkeler için yerel yatırım sadece B-S tarafından takip edilmiş, tersi ise sadece yeşilalan yatırımı için geçerli bulunmuştur. Yani gelişmiş ülkelerdeki sadece Yeşilalan yatırımları yerel yatırımları teşvik etmiştir. Son olarak çalışmalarında DYY ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkide gelişmekte olan ülkelerde büyüme oranındaki artışların her iki tip DYY'ye de yol açmakta olduğunu, gelişmekte olan ülkelerde ise sadece Yeşilalan yatırımına yol açtığını tespit etmişlerdir. Ancak gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin herikisinde de hiçbir DYY türünün ekonomik büyüme üzerinde önemli bir katkısını saptayamamışlardır. Bunu da DYY'nin bu konuda çoğunlukla işe yaraması için heriki değişkeni (ekonomik büyüme ve DYY) de harekete geçirecek üçüncü bir faktöre ihtiyaç olunmasıyla açıklamışlardır. Calderon v.d. (2004) ise Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkelere ait 1987-2001 dönemi verilerinden yararlandıkları çalışmalarında, benzer sonuçlara ulaşmış; buna göre, Yeşilalan ve Kahverengialan yatırımlarının ekonomik büyüme üzerinde etkisine ilişkin bulguya rastlanmamış, ancak söz konusu yatırımların misafir olunan ülkede yerel yatırıma öncülük ettiği sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca Kahverengi alan yatırımlarındaki artışların Yeşilalan yatırımlarını artırdığı ancak tersinin geçerli olmadığı bulgusuna ulaşmışlardır. London Economics (2010) ise 2007-2009 dönemi boyunca 27 AB ülkesi için iki farklı türdeki DYY'nin göreli performansını ve DYY'nin ekonomik büyüme üzerindeki katkısını ölçmeyi amaçlayan çalışmalarında öncelikle kendi B-S verilerini elde etmişlerdir. Buna göre, Zephyr veritabanını kullanarak B-S verilerini ayıkladıktan sonra resmi DYY girişleri verisinden bu hesaplanmış B-S verilerini çıkararak yeşil alan yatırım verisine ulaşmışlardır. Sonrasında ise özel sektör gayri safi sabit sermaye bileşeninin yüzdesi olarak bu yeşil alan yatırımını yerel

yerleşiklerce finanse edilen yatırımlarla kıyaslamışlardır. Buldukları sonuçlara göre, bu dönem için 27 AB ülkesi içinde toplam özel sektör gayri safi sabit sermaye bileşeninin çok küçük bir oranı Yeşilalan yatırımı çıkmıştır. GSYİH'nın sözkonusu dönem için mevcut seviyesi ile Yeşilalan yatırımı olmasaydı olacak olan seviyesi karşılaştırılarak Yeşilalan yatırımının reel GSYİH üzerinde etkisini değerlendirmek amacıyla yaptıkları çalışmalarında teoriyi destekler nitelikte sonuçlara ulaşmışlardır. Buna göre, 2008 finansal krizinin arifesinde 27AB ülkesinde reel büyüme Yeşilalan DYY girişlerinde bir çökme yaşanması dolayısıyla daha düşük tespit edilmiştir.

Sarıalioğlu Hayali (2014) ise 1990-2010 dönemi boyunca 57 gelişmekte olan ülke verisini kullanarak yaptığı yatay-kesit veri analizinde iki farklı türdeki DYY'nin yani Yeşilalan ve Kahverengialan yatırımlarının gelişmekte olan ülkelerdeki büyüme/kalkınma üzerindeki potansiyel etkilerini araştırmayı amaçlamıştır. Öncelikle Kahverengialan yatırımını temsilen kullanılan B-S verileri UNCTAD veritabanından hesaplanarak elde edilmiştir. Sonrasında yapılan regresyon analizinde ekonomik büyüme üzerinde heriki DYY türünün de doğrudan etkisi görülmüştür. Kıyaslama yapıldığında ise Yeşilalan yatırımının DYY'ye oranının büyüme üzerindeki etkisinin Kahverengialan yatırımının DYY'ye oranının etkisinden daha fazla olduğu saptanmıştır. Ancak finansal gelişim ve ticari açıklık gibi kontrol değişkenler eklenip temel model geliştirildikçe beklendiği gibi Kahverengialan yatırımının büyüme üzerindeki doğrudan pozitif etkisinin kalmadığı, ancak Yeşilalan yatırımın etkisinin devam etmekle birlikte birinciye kıyasla arttığı tespit edilmiştir. Kahverengialan yatırımının ise ancak insan sermayesi ile beraber olunca ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu çalışmada gelişmekte olan ülkelerin ekonomik büyümesi üzerinde DYY türlerinin farklı etkiye sahip olduğu saptanmakla beraber, DYY'nin ekonomik büyüme üzerinde etkili olabilmesi için üçüncü bir faktöre ihtiyacı olduğu hipotezinin Kahverengialan yatırımı için söz konusu olduğu saptanmıştır. Sarıalioğlu Hayali (2014) kalkınma için DYY'nin ağırlıklı olarak yeşil alan yatırımı olması gerektiğini vurgulamakla beraber, bunun da yeterli olmadığının (gerekli ancak yeterli şart değil) kalkınma amaçlı "doğru nitelikteki" DYY için Yeşilalan yatırımının ilk basamak olduğunun daha başka özelliklerin de olması gerektiğinin altını çizmiştir.

Göçer (2014) DYY (çalışmada YDY olarak alınan) ve istihdam ilişkisini incelediği çalışmasında, Türkiye, Çin ve Hindistan örneklerini kullanarak Carrion-i-Silvestre v.d. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi, Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ve DEKK yöntemleriyle 1980-2011 dönemi için zaman serisi analizi yapmıştır. Gerçekleştirilen yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi sonucunda, seriler arasında eşbütünleşme iliskisinin olduğu, yani serilerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri görülmüş, buradan hareketle, seriler arasındaki uzun dönem ilişkisi DEKK yöntemiyle tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, ülkeye giren net DYY'de %10'luk artış istihdamı Türkiye'de %0.3 oranında azaltmasına karşılık, Çin'de %0.3 ve Hindistan'da %0.2 oranında arttırdığı tespit edilmiştir. Elde edilen bu sonuçların literatürle uyumlu olduğunun kaydedildiği çalışmada, Türkiye bağlamında Çin'de uygulanan politikalar benzeri uygulamaların uygulanabileceği örnegin; ülkeye gelen yabancı firmaların, yerli firmaları satın almasından çok, yeni yatırım yapmaları konusunda yönlendirmeler yapılabileceği üzerinde durulmuştur.

Neto v.d. (2008) Yeşilalan yatırımların hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde ekonomik büyüme üzerinde olumlu bir etki yarattığı ve Kahverengialan yatırımlarının gelişmekte olan ülkelerin ekonomik büyümesi üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olduğu ancak gelişmiş ülkeler açısından önemsiz olduğunu rapor etmiştir. Wang ve Wong (2009) ise 84 ülkeye ait 1987-2001 verileri kullanarak gerçekleştirdiği panel veri analizinden benzer sonuçlar elde etmiştir. Buna göre, Yeşilalan yatırımın büyüme etkisinin önemli ölçüde olumlu, Kahverengialan yatırımın ise olumsuz etkisinin olduğu vurgulanmıştır. Harms ve Meon (2018) tarafından Yeşilalan yatırımlarının Kahverengi yatırım seçeneğine göre büyümeyi daha fazla artırdığı belirtilmiştir. Bayar (2017)'ın elde ettiği bulgulara göre ise hem Yeşilalan hem de Kahverengialan yatırımlarının ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkisi olduğu, ancak Yeşilalan şeklindekilerin etkisinin nispeten daha yüksek olduğu gösterilmiştir. Eren ve Zhuang (2015) ise giriş şeklinin, analize dahil ettikleri ekonomilerde tek başlarına büyüme üzerinde önemli bir etkiye sahip olmadığını göstermiştir. Bu çalışmada, Yeşilalan ve Kahverengialan yatırımlarının misafir olunan ülkelerin ekonomik büyümeleri üzerindeki etkisini tamamlayıcı unsurların sırasıyla eşik düzeyin üzerinde bir beşerî sermayenin ve gelişmiş bir finansal sistemin varlığı olduğu belirtilmiştir.

Literatürde DYY'nin giriş şekline yönelik bir ayrıma gidilmeden misafir olunan ülke büyümesine etkisini sadece sektör bazında analiz eden çalışmalar da bulunmaktadır. 6 OECD ülkesinin 12 sektör verisinden yararlandıkları çalışmalarında Vu ve Noy (2009), DYY'nin doğrudan ve emek piyasası yoluyla dolaylı olarak büyüme üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu bulgusunu elde etmişlerdir. Bununla birlikte, etkinin ülkeler ve sektörler arasında eşit olarak dağılmadığı yalnızca sınırlı bir sektör yelpazesinde DYY ile büyüme arasında pozitif yönlü ilişkiye rastlandığı tespitine yer verilmiştir. Bir diğer çalışmada, Hanafy (2015), Mısır'da sektörel DYY girişine ilişkin çalışmasında, misafir olunan ülke imalat sektörü üzerinde DYY'nin olumlu bir etkisi olduğunu, hizmetler sektöründe DYY'nin önemli bir etkisi olmadığını ve tarım sektörü için bu etkinin olumsuz olduğuna ilişkin sonuçlara ulaşmıştır.

Literatürde yer alan sınırlı sayıdaki çalışmada ise biraz daha detaya inilerek misafir olunan ülkeye giriş seçeneğinin misafir olunan ülke açısından nitelik bakımından avantaj ve dezavantajlarının sektör bazında analizinin yapılmaya çalışıldığı görülmektedir. Buna göre, Güney Kore'yi ele aldığı çalışmasında Kim (2009), Teknoloji transferi gibi stratejik nedenlerle Kahverengialan yatırımlarının ÇUŞ tarafından daha fazla tercih edilen seçenek olmasına karşın nitelik yönünden Yeşilalan seçeneğinin misafir olunan ülke açısından daha faydalı olduğu görüşünün Güney Kore açısından geçerliliğini sektörel bulgular ile desteklemiştir. Buna göre, imalat sektörü (Manufacturing), toptan satış ve konaklama hizmetleri sektörü (Wholesales & Lodging Services) ve eğlence ve kültür hizmetleri sektöründeki (Entertainment & Cultural Services) Yeşilalan ve Kahverengialan yatırımlarının misafir olunan ülkedeki sermaye oluşumu ve istihdam üzerindeki etkisini ayrı ayrı analiz eden Kim (2009), her üç sektördeki Yeşilalan yatırımları ile misafir olunan ülkedeki sermaye oluşumu arasında pozitif yönlü korelasyon bulmuşken; buna karşılık Kahvrengialan olanlar ile sermaye oluşumu arasında ise negatif yönlü korelasyon ilişkisi bulunduğu sonucuna ulaşmıştır. Çalışmada, üç sektördeki Yeşilalan yatırımlarından yalnızca eğlence ve kültür hizmetleri ile istihdam arasında negatif yönlü ilişki bulunduğu, üç sektördeki Kahverengialan yatırımları ile misafir olunan ülkedeki istihdam arasında imalat sektörü arasında bir ilişki bulunmadığı diğer ikisi ile olan ilişkinin ise negatif yönlü olduğu bulgularına yer verilmiştir.

3. Ekonometrik Analiz

Çalışmanın hipotezini test etmek için Gelişmekte Olan Ülkeler bazında 2003-2019 yıllarını kapsayan dört bölge (Asya, Afrika, Latin Amerika ve Karayipler ve Geçiş Ekonomileri) verisini içeren bir panel veri seti (UNCTAD'ın Dünya Yatırım Raporları (2005-2020)'ndan derlenip hesaplanmış) için panel veri analizi[8] yapılmıştır.

3.1. Model ve Değişkenler

$$lgr_{it} = C + B_1 limyeoran_{it} + B_2 limkaoran_{it} + U_{it} \quad (1)$$

$i=1,2,3,4$

$t=1,2,3,\ldots 17$ (2003-2019)

Bağımlı değişken olarak, mevcut literatürden hareketle kalkınmayı temsilen Kişi Başına Düşen GSYH[9] Büyüme Oranı kullanılmışken; bağımsız değişkenler olarak tüm Yeşilalan DYY[10] içinde imalat sanayine gelen Yeşilalan DYY ve tüm Kahverengialan[11] DYY içinde imalat sanayine gelen Kahverengialan DYY oranları[12] kullanılmıştır. Tüm değişkenlerin doğal logaritması alınmıştır. Aşağıda Tablo 1'de

[8] Verinin kısıtlı olması dolayısıyla gözlem sayısının düşük olması nedeniyle, mevcut literatürü (Gujarati, 2003; Adeel-Farooq, v.d., 2018) takiben küçük örneklem sayısında ekonometrik tahminlere daha uygun olan geleneksel panel veri modelleri (Sabit Etkiler ve Tesadüfi Etkiler) Hausman Test aracılığıyla sınanarak kullanılmıştır.

[9] Kişi Başına Düşen Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYH) Kişi Başına Düşen Milli Gelir olarak da yorumlanabilmektedir.

[10] Gerçekleşmiş Yeşilalan DYY verisinin sektörel dağılımı verisini elde etmek mümkün olmadığı için, mevcut "ilan edilen Yeşilalan DYY" sektörel verisinden yararlanılmıştır.

[11] Singh (2005a, 2005b), Globerman and Shapiro (2004), UNCTAD (2000) ve London Economics (2010) gibi literatürdeki pek çok çalışmayı takiben Kahverengialan DYY'yi temsilen sınır ötesi B-S değeri kullanılmıştır.

[12] Oran hesaplamaları yapılırken, mevcut literatürü takiben data hesaplamalarınının zaman tutarsızlıklarının üstesinden gelmek için oranlar kontrol edilmiş ve düzeltilmiştir. Buna göre, Globerman ve Shapiro (2004:12)'da B-S oranları için yapılan düzeltme burada imalat sanayine gelen Yeşilalan DYY ve imalat sanayine gelen Kahverengialan DYY için yapılmıştır ve imalat sanayine gelen Yeşilalan DYY tüm Yeşilalan DYY'yi aştığında ve/veya imalat sanayine gelen Kahverengialan DYY tüm Kahverengialan DYY'yi aştığında ona oran olarak 1 atanmıştır. Benzer şekilde, eğer negatif seriler söz konusu ise ona oran olarak 0 atanmıştır.

Bağımlı ve Bağımsız Değişkenlerin, Sembolleri, Tanımları, Birimleri ve Kaynakları bağlamında açıklamaları yer almaktadır.

Tablo 1: Bağımlı ve Bağımsız Değişkenlerin Açıklamaları

Semboller	**Tanımlar**	**Birimler ve Ölçek**	**Kaynak**
lgr	Kişi Başına Düşen GSYH Büyüme Oranının Doğal Logaritması	Oran	Dünya Bankası Dünya Kalkınma Göstergeleri (2020)
limyeoran	Tüm Yeşilalan DYY içinde imalat sanayine gelen Yeşilalan DYY oranının Doğal Logaritması	Oran	UNCTAD'ın Dünya Yatırım Raporları (2005-2020)
limkaoran	Tüm Kahverengialan DYY içinde imalat sanayine gelen Kahverengialan DYY oranının Doğal Logaritması	Oran	UNCTAD'ın Dünya Yatırım Raporları (2005-2020)

3.2. Ekonometrik Sonuçlar ve Değerlendirilmesi

Aşağıda Tablo 2'de panel veri analizinin sonuçları verilmiştir. Buna göre, Hausman Testi sonucunda karar verilen Tesadüdifi etkiler modeliyle varılan sonuçlar, uygun dirençli tahminciyle[13] de sınanmış ve tesadüfi etkiler tahmincisi çıktıları ile birlikte Tablo 2'de sunulmuştur. Tablo 2'de görüldüğü üzere, modelin genel anlamlılığını sınayan Wald istatistiği, dirençli standart hatalarla yapılan tahminler

[13] Uygun ekonometrik testler ile tespit edilen sorunları gidermek amacıyla mevcut literatürü takiben kümelenmiş standart hatalar ile tesadüfi etkiler modelini tahmin etmede kullanılan Arellano, Froot ve Rogers Dirençli Tahmincisi kullanılmıştır.

sonrasında anlamlı hale gelmiştir. Bununla birlikte tesadüfi etkiler tahmincisi çıktısı ile dirençli standart hatalarla yapılan tahmin çıktıları karşılaştırıldığında, hata terimleri arasındaki küçük farklılıklara karşın parametre tahminlerinlerine ilişkin değerlerin ve anlamılık düzeylerinin değişmediği görülmektedir. Buna göre, çalışmanın temel hipotezi olan gelişmekte olan ülkelerin iktisadi kalkınmasında imalat sanayindeki Yeşilalan yatırımlarının doğrudan etkisinin imalat sanayindeki Kahverengialan yatırımlarına kıyasla çok daha fazla olduğu hipotezi doğrulanmıştır. Bu bağlamda, tüm Yeşilalan DYY içinde imalat sanayine gelen Yeşilalan DYY oranının beklenen işareti doğrulanmış ve pozitif çıkmıştır ve %5 düzeyinde istatistiki olarak önemlidir. Halbuki, tüm Kahverengialan DYY içinde imalat sanayine gelen Kahverengialan DYY'nin işareti beklendiği gibi çıkmakla beraber istatistiki olarak anlamlı değildir. Bu bağlamda, diğer değişkeni sabit tuttuğumuzda, tüm Yeşilalan DYY içinde imalat sanayine gelen Yeşilalan DYY oranı %1 arttığında, Kişi Başına Düşen GSYH Büyüme Oranı ile ölçülen Kalkınma Oranı ortalama olarak %0.54 artmaktır; bir başka deyişle, tüm Yeşilalan DYY içinde imalat sanayine gelen Yeşilalan DYY oranındaki %1 artış, Kalkınmayı temsilen kullanılan Kişi Başına Düşen GSYH Büyüme Oranını pozitif yönde ortalama olarak %0.54 etkilemektedir.

Tablo 2: Sonuç Tablosu

Değişkenler (beklenen işaret)	**Katsayılar**	**Dirençli Tahminci Katsayıları**
limyeoran(+)	**0.54**	**0.54**
SH	0.25	0.26
P Değeri	**0.04****	**0.04****
Limkaoran(+)	**0.01**	**0.01**
SH	0.09	0.11
P Değeri	0.9	0.9
C(Sabit)	1.33	1.33
SH	0.27	0.35
P Değeri	0.00*	0.00*
Wald chi2 (2)	4.44	11.42
P Değeri	0.11	0.00*
Kabul Edilen Model	Tesadüfi Etkiler	Tesadüfi Etkiler
Hausman Testi		
HO:RE vs. FE	1.96	
P değeri	0.38	

*** %1 Düzeyinde Anlamlı, **%5 Düzeyinde Anlamlı**

4. Sonuç

Kalkınma açısından DYY'nin Gelişmekte Olan Ülkeler için beklenen faydalarının sağlanabilmesi için mevcut literatürden hareketle DYY'nin sahip olması gereken ve "kalite" göstergesi özelliklerinden ikisi konumundaki, DYY'nin Gelişmekte Olan Ülkeye "giriş şekli" ve "sektörü" hususlarının beraber olarak ele alındığı bu çalışmada, bu husus Gelişmekte Olan Ülkelerin iktisadi kalkınmasında imalat sanayindeki Yeşilalan yatırımlarının doğrudan etkisinin imalat sanayindeki Kahverengialan yatırımlarına kıyasla çok daha fazla olduğu hipoteziyle ampirik olarak araştırılmaya çalışılmıştır. Buna göre, bu hipotez 2003-2019 yıllarını kapsayan dört bölge (Asya, Afrika, Latin Amerika ve Karayipler ve Geçiş Ekonomileri) verisini içeren bir panel veri seti için bağımsız değişkenler olarak tüm Yeşilalan DYY içinde imalat sanayine gelen Yeşilalan DYY oranı ve tüm Kahverengialan DYY içinde imalat sanayine gelen Kahverengialan DYY'nin oranının kullanıldığı bir panel veri analizi ile test edilmeye çalışılmıştır.

Ekonometrik analiz sonucunda varılan bulgular hipotezi doğrular niteliktedir. Buna göre, tüm Yeşilalan DYY içinde imalat sanayine gelen Yeşilalan DYY oranı %1 arttığında, kalkınma oranı ortalama olarak %0.54 artarken, imalat sanayine gelen Kahverengialan DYY için anlamlı bir etki tespit edilememiştir. Buradan hareketle, kalkınma açısından imalat sanayinde Yeşilan yatırımı şeklinde "sıfırdan kurulacak bir fabrika"nın, imalat sanayinde Kahverengialan yatırımı şeklinde "mevcut fabrikaların yabancılara satışı"ndan çok daha fazla katkısı bulunuyorsa, bu durumda Sarıalioğlu Hayali (2020: 349)'de de vurgulandığı gibi Gelişmekte Olan Ülkelerin politika yapıcılarının en başta "nicelik"ten çok "niteliğe" odaklanan genel bir vizyonda, ağırlıklı olarak DYY çerçevesinde "yeşil alan yatırımı"nı sektörel bazda imalat sanayine, bu kapsamda da özellikle "katma değeri yüksek malların üretimine çekmesi"gerekmektedir.

Kaynakça

Adeel-Farooq, R.M., Abu Bakar, N.A., and Rajia, J.O. (2018). "Green Field Investment and Environmental Performance: A Case of Selected Nine Developing Countries of Asia", *Environmental Progress & Sustainable Energy*, 37(3): 1085-1092.

Agosin, M.R. and Ricardo, M. (2000). Foreign Investment In Developing Countries: Does It Crowd In Domestic Investment

(UNCTAD Discussion Paper 146). Geneva: UNCTAD.

Alvarado, R., Iniguez, M., and Ponce, P. (2017). Foreign Direct Investment And Economic Growth in Latin America. *Economic Analysis and Policy*, 56, 176-187.

Balasubramanyam, V.N., Salisu, M. and Sapsford, D. (1996). Foreign Direct Investment And Growth In EP And IS Countries, *The Economic Journal*, 106 (434), 92-105.

Bayar, Y. (2017). Greenfield and Brownfield Investments And Economic Growth: Evidence From Central And Eastern European Union Countries. *Naše gospodarstvo/Our economy*, 63(3), 19-26.

Borensztein, E., Gregorio, J. D. and Lee, J.-W. (1998). How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth, *Journal of International Economics*, 45, 115–135.

Calderón, C., Loayza, N. and Servén, L. (2002). Greenfield FDI vs. Mergers And Acquisitions: Does The Distinction Matter. Central Bank of Chile Working Papers 173, <http://www.bcentral.cl/eng/studies/working-papers/pdf/dtbc173.pdf>.

Calderón, C., Loayza, N. and Servén, L. (2004). Greenfield Foreign Direct Investment And Mergers And Acquisitions: Feedback And Macroeconomic Effects. *The World Bank*.

Chudnovsky, D. and Lopez, A. (1999). Globalisation And Developing Countries: FDI And Growth And SHD, http://www.ictsd.org/html/Chudnovsky.rtf.

Dinh, T.T.H., Vo, D.H., and Nguyen, T.C. (2019). Foreign Direct İnvestment And Economic Growth İn The Short Run And Long Run: Empirical Evidence From Developing Countries. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(4), 176.

Eren, M. and Zhuang, H. (2015). Mergers And Acquisitions Versus Greenfield Investment, Absorptive Capacity, And Economic Growth: Evidence From 12 New Member States of The European Union. *Eastern European Economics*, 53(2), 99-123.

Globerman, S. and Shapiro, D. (2004). Assessing International

Mergers And Acquisitions As A Mode Of Foreign Direct Investment. The Conference on Multinationals, Growth and Governance, in Honor of A. Edward Safarian, Toronto, Ontario, April 24-25 2004.

Göçer, I. ve Peker, O. (2014). "Yabancı Doğrudan Yatırımların İstihdam Üzerindeki Etkisi: Türkiye, Çin ve Hindistan Örneğinde Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Analizi", Yönetim Ve Ekonomi, 21(1), 107-123.

Gujarati, D. N. (2003). *Basic Econometrics*. 4th Edition. Economic Series McGraw-Hill International Editions: Economic Series.

Hanafy, S. (2015). Sectoral FDI And Economic Growth: Evidence From Egyptian Governorates, Joint Discussion Paper Series in Economics (No. 37-2015).

Har, W.M., Teo, K.L., and Yee, K.M. (2008). FDI And Economic Growth Relationship: An Empirical Study On Malaysia. *International Business Research*, 1(2), 11-18.

Harms, P., and Méon, P. G. (2018). Good And Useless FDI: The Growth Effects Of Greenfield Investment And Mergers And Acquisitions. *Review of International Economics*, 26(1), 37-59.

Hennart, J.-F. and Park, Y.-R. (1993). Greenfield vs. Acquisition: The Strategy Of Japanese Investors in The United States, *Management Science*, 39 (9), 1054-1070.

Hermes, N., Lensink, R. (2003). Foreign Direct Investment, Financial Development And Economic Growth, *The Journal of Development Studies*, 40(1), 142-163.

Kazgan, G. (2012). Türkiye Ekonomisinde Krizler (1929-2009), İstanbul: İstanbul Bilgi Üniversitesi.

Kim, Y. H. (2009). Cross-Border M&A vs. Greenfield FDI: Economic Integration And Its Welfare Impact. *Journal of Policy Modeling*, 31(1), 87-101.

London Economics. (2010). Analysis Of Developments In The Fields Of Direct Investment And M&A (2010 Report). http://ec.europa.eu/internal_market/capital/docs/fdi-ma-study-part2-2010_en.pdf

Mah, J.S. (2010). Foreign Direct Investment Inflows And Economic

Growth Of China. *Journal of Policy Modeling*, 32(1), 155-158.

Mehic, E., Silajdzic, S., and Babic-Hodovic, V. (2013). The Impact Of FDI On Economic Growth: Some Evidence From Southeast Europe. *Emerging Markets Finance and Trade*, 49 (sup1), 5-20.

Milberg, W. (1999). Foreign Direct Investment And Development: Balancing Costs And Benefits, *International Monetary and the Financial Issues for the 1990s*, XI, 99-116.

Neto, P., Brandão, A., and Cerqueira, A. (2008). The Impact Of FDI, Cross-Border Mergers And Acquisitions, And Greenfield Investments On Economic Growth. *The IUP Journal of Business Strategy*, 24-44.

Ozawa, T. (1998). M&As and Greenfield Investments in Host Countries (UNCTAD, Mimeo). New York and Geneva: United Nations.

Pegkas, P. (2015). The Impact Of FDI On Economic Growth in Eurozone Countries. *The Journal of Economic Asymmetries*, 12(2), 124-132.

Ray, S. (2012). Impact Of Foreign Direct Investment On Economic Growth in India: A Cointegration Analysis. *Advances in Information Technology and Management*, 2(1), 187-201.

Sarıalioğlu Hayali, A. (2014). Is FDI Beneficial For Development In Any Case: An Empirical Comparison Between Greenfield and Brownfield Investments, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 15 (1), 15-30.

Sarıalioğlu Hayali, A. (2020). "Doğrudan Yabancı Yatırımın Gelişmekte Olan Ülkelere "Giriş Şekli" ve "Sektörü" Bağlamında "Niteliksel" Analizi", içinde İktisat Seçme Yazılar 2020-I, (Eds. Tandoğan D. ve Kolcu F.), 323-354.

Singh, A. (2005a). FDI, Globalization And Economic Development: Towards Reforming National And International Rules Of The Game (Working Paper Series 304). Cambridge: University of Cambridge.

Singh, A. (2005b). Globalization And The Regulation Of FDI: New Proposals From The European Community And Japan.

Contributions to Political Economy, 24, 99-121.

T.C. Dışişleri Bakanlığı Tercüme Dairesi Başkanlığı (2014). Uluslararası Kuruluşlar, Örgütler, Alt Birim Ve Kuruluşları Listesi, http://www.mfa.gov.tr/data/Terminoloji/uluslararasi-kuruluslar-kasim-2014.pdf.

UNCTAD. (1998). World Investment Report 1998: Trends and Determinants. New York and Geneva: United Nations.

UNCTAD. (2000). World Investment Report 2000-Cross-border mergers and acquisitions and development-

UNCTAD. (2005). Transnational Corporations and the Internationalization of R&D. New York and Geneva: United Nations.

UNCTAD. (2006). FDI from Developing and Transition Economies: Implications for Development. New York and Geneva: United Nations.

UNCTAD. (2007). World Invensment Report 2007: Transnational Corporations, Extractive Industries and Development. New York and Geneva: United Nations.

UNCTAD. (2009). World Invensment Report 2009: Transnational Corporations, Agriculture Production and Development. New York and Geneva: United Nations.

UNCTAD. (2013). World Investment Report 2013: Global Value Chains: Investment and Trade for Development. New York and Geneva: United Nations.

UNCTAD. (2014). World Investment Report 2014: Investing in the SDGs: An Action Plan. New York and Geneva: United Nations.

UNCTAD. (2015). World Investment Report 2015: Reforming International Investment Governance. New York and Geneva: United Nations.

UNCTAD. (2016). Trade and Development Report: Structural Transformation for Inclusive and Sustained Growth. New York and Geneva: United Nations.

UNCTAD. (2017). World Investment Report 2017: Investment and Digital Economy. New York and Geneva: United Nations.

UNCTAD. (2018). World Investment Report 2018: Investment and

New Industrial Policies. New York and Geneva: United Nations.

UNCTAD. (2019). World Investment Report 2019: Special Economic Zones. New York and Geneva: United Nations.

UNCTAD. (2020). World Investment Report 2020: International Production Beyond The Pandemic. New York and Geneva: United Nations.

Vu, T. B., and Noy, I. (2009). Sectoral Analysis Of Foreign Direct Investment And Growth in The Developed Countries. *Journal of International Financial Markets*, Institutions and Money, 19(2), 402-413.

Wang, M., and Sunny Wong, M. C. (2009). What Drives Economic Growth? The Case Of Cross-Border M&A And Greenfield FDI Activites. *Kyklos*, 62(2), 316-330.

Yerdelen Tatoğlu, F. (2018). *Panel Veri Ekonometrisi: Stata Uygulamalı*. 4. Baskı. İstanbul: Beta Yayınları.

Zekarias, S.M. (2016). The Impact Of Foreign Direct Investment (FDI) On Economic Growth in Eastern Africa: Evidence From Panel Data Analysis. *Applied Economics and Finance*, 3(1), 145-160.

NEXT 11 Ekonomilerinde Hoşnutsuzluk Endeksi ve Gelir Dağılımı İncelemesi

Dilara AYLA[1]

1. Giriş

Küreselleşme sürecinde ekonomik büyüme açısından başarılı performans gösteren ülkelerin büyümenin niteliği bakımından, artan eşitsizlik ve çevre sorunları gibi çeşitli sorunlardan dolayı pek çok olumsuzluk yaşadıkları görülmektedir. Bu noktada insanlar, toplum ve hükümetler için önem arz eden konulardan biri ülkelerde sürdürülebilir ekonomik büyümenin yanında adaletli ve dengeli bir büyüme sağlanmasıdır. Aksi durumda gelir eşitsizliğindeki artış sosyal huzursuzluğa ve siyasi istikrarsızlığa yol açacak ve bu da ekonomik büyümenin olumlu etkilerini zayıflatacaktır. Nitekim gelişmekte olan ülkelerde artan eşitsizlik eğiliminin tersine çevrilmesinin önemi kabul edilmiş, Birleşmiş Milletler söz konusu eşitsizliğin azaltılmasını 17 sürdürülebilir kalkınma hedefinden biri olarak sisteme dâhil etmiştir (Urata ve Narjoko, 2017: 1).

Gelir eşitsizliğinde yaşanan artış eğilimi gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için önemli bir sorun ve araştırmacılar dâhil birçok insan için de ciddi bir endişe kaynağı konumundadır. Bu nedenle iktisat literatüründe de gelir adaletine yönelik pek çok çalışmanın olduğu görülmektedir. Çalışmalarda kullanılan göstergelerin ise Theil indeksi, McLoone indeksi, göreli varyans, yüzdelik gruplar katsayısı, logaritmik sapmaların ortalaması ve Gini katsayısı olduğu izlenebilmektedir. Gini katsayısı söz konusu çalışmalarda sıklıkla kullanılan ve ekonomilerin adil gelir dağılımına ilişkin temel ölçütler arasında değerlendirdiği bir göstergedir. Max Otto Lorenz (1905) tarafından geliştirilen gelir dağılımı analizinde adil gelir dağılımının ifade edildiği mutlak eşitlik doğrusu ve Lorenz eğrisi arasında kalan alan ile mutlak eşitlik doğrusunun altında kalan alanın oranlanması ile hesaplanan bu katsayı 0 ile 1 arasında bir değer almaktadır. Katsayının 1'e yaklaşması gelir eşitsizliğinin arttığını, 0'a yaklaşması ise gelir eşitsizliğinin azaldığını ifade etmektedir.

Nüfusun ve gelirin sıralanmış birikimli yüzde payları kullanılarak çizimlenen Lorenz eğrisi, tek bir ülkenin farklı zaman dilimlerindeki gelir dağılımı durumunun yanı sıra ülkelerin gelir dağılımı farklılıklarının izlenebilmesi açısından da ayrı bir öneme sahiptir. Nitekim ülkeler

[1] Dr.Öğr.Üyesi, Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, Fındıklı Uygulamalı Bilimler Yüksekokulu, dilara.ayla@erdogan.edu.tr, orcid ID: 0000-0002-0206-250X

arasındaki gelir dağılımı farklılıklarının pek çok nedeni olabilmektedir. Bu nedenler arasında dış borç yükümlülükleri, dışa açıklık oranı, ilgili ülkenin barış ortamında olup olmaması, teknolojik altyapı, nüfus artış hızı, iktisadi liberalleşme düzeyi ve bölge bazında oluşturulan grup üyeliği gibi faktörler yer almaktadır (Wade, 2001: 3–4). Özellikle 1980'lerden sonra ağırlık kazanmaya başlayan neo-liberal ekonomi politikaları sonucu ücretliler ve yoksul kesimler üzerinde pozitif bir katkı yaratılamadığı gibi büyüme açısından da olumlu gelişmelerin yaşanmadığı bir sürecin varlığından söz etmek mümkündür (Weisbrot vd., 2001). Dolayısıyla ekonomilerin refah düzeyi açısından oldukça önemli olan gelir dağılımı üzerinde etkili olduğu bilinen enflasyon, büyüme ve işsizlik oranları gibi temel makroekonomik göstergeler literatürde sıklıkla incelenen ve yakından izlenmesi gereken değişkenler olarak görülmektedir. Nitekim ekonomik büyüme, enflasyon ve işsizlik gibi anahtar göstergeler refah düzeyinin belirlenmesi açısından da önem arz etmektedirler. Örneğin bir ülkedeki kişi başına GSYİH değerlerinin yüksek olması ekonomik refahın bir göstergesi olarak değerlendirilmektedir.

Arthur Okun tarafından 1970 yılında yapılan bir çalışma ile ortaya konulan hoşnutsuzluk endeksi ekonomilerin temel makroekonomik hedeflerinden olan enflasyon ve işsizliğin oransal toplamından ibarettir. Bir çeşit disutilite fonksiyonu oluşturularak elde edilen endeks, ağırlıklandırılmamış enflasyon ve işsizlik oranlarının toplamı ile toplumdaki hoşnutsuzluk durumu hakkında ölçüm yapılmasına imkân vermektedir (Mankiw, 2009). Okun'un hoşnutsuzluk endeksi olarak da bilinen bu endekste kullanılan ham fayda fonksiyonu ekonomik refah düzeyi açısından bir gösterge olduğu kadar toplumdaki yoksulluk düzeyinin belirlenmesi bakımından da önem arz etmektedir (Lechman, 2009: 2). Nitekim endekste kullanılan fonksiyonda yüksek enflasyon ve işsizlik oranlarının sosyal ve ekonomik maliyete yol açtığı varsayımı kullanılmaktadır (Hanke, 2017). Pek çok eleştiriye maruz kalmasına rağmen sağladığı ham fayda nedeniyle politik ve ekonomik karar vericiler tarafından sıklıkla kullanılan endeks pek çok araştırmanın da odak noktasında yer almaktadır.

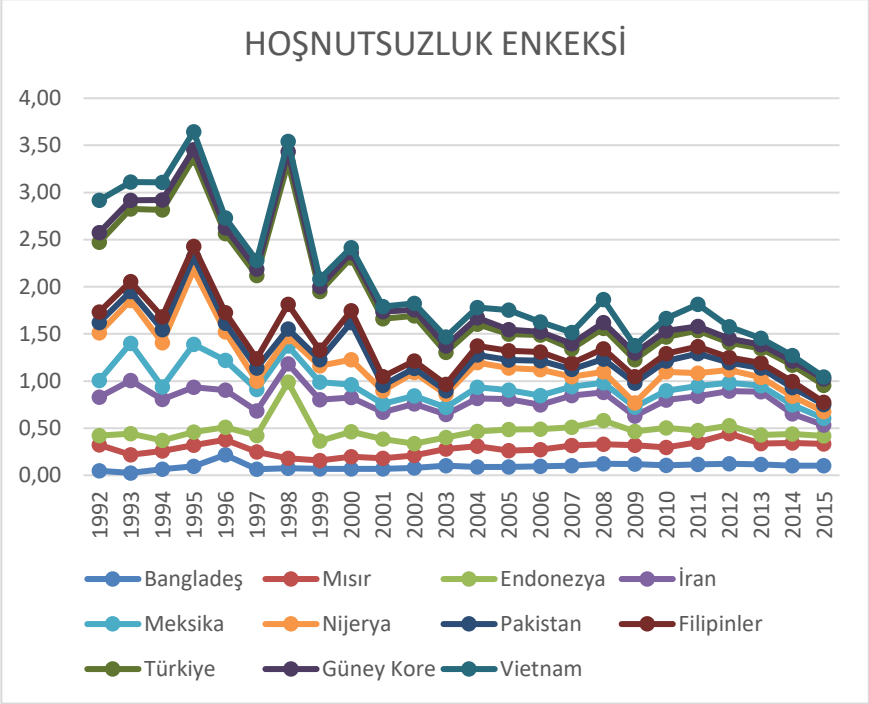
Bu kapsamda çalışmada Bangladeş, Mısır, Endonezya, İran, Meksika, Nijerya, Pakistan, Filipinler, Türkiye, Güney Kore ve Vietnam ülkelerinden oluşan NEXT 11 ekonomilerinin 1992-2015 dönemindeki hoşnutsuzluk endeksi oluşumlarının gelir dağılımı adaleti üzerindeki etkisinin araştırılması amaçlanmıştır. Araştırma kapsamının NEXT 11 ülkeleri olarak seçilmesi söz konusu ekonomilerin ekonomik güç kapsamında gelecek vadeden potansiyel ülkeler olarak dikkat çekmekte olmalarından kaynaklanmaktadır. Nitekim Goldman Sachs bankasının

nüfus miktarı yüksek olan bu 11 ülkeyi 21.yy'nin güçlü ekonomileri olarak tanımladığı bilinmektedir (Wilson ve Stupnytska, 2007). Ayrıca Türkiye, Endonezya, Güney Kore ve Meksika olmak üzere dört üyesi G20 ülkesi olan NEXT 11 ekonomilerinin tamamının gelecekte G20 ülkelerinin yerini almalarına yönelik beklentileri içeren görüşlere sık sık rastlandığını söylemek mümkündür. Dolayısıyla aynı gruplama içerisinde tanımlanmış olsalar bile kendilerine has makroekonomik dinamikleri olan ve konjonktürel dalgalanmalar karşısındaki tepkimeleri farklılıklar içeren söz konusu ülkelerin daha yakın bir perspektifle incelenmesi gelecek öngörülerinin yapılabilmesi açısından önem arz etmektedir. Bu bağlamda çalışmada gelir adaleti göstergesi olarak kullanılan Gini katsayısının ilgili ekonomilerdeki seyrine ilişkin bazı çıkarımlara yer verilmesi yerinde olacaktır.

SWIID tarafından açıklanan 1992-2015 Gini katsayı verilerinin NEXT 11 ülkelerindeki seyri değerlendirildiğinde tüm süreç boyunca en düşük Gini katsayısının Güney Kore'de olması ilgili ülke grubundaki en adil gelir dağılımına işaret etmektedir. Nitekim Güney Kore'deki Gini katsayısı 0,29 ila 0,33 arasında bir değerde gerçekleşmiştir. Bununla birlikte söz konusu dönemde gelir eşitsizliği en yüksek olan ülkenin 1992'den 2010 yılına kadar Meksika, sonrasındaki dönemde ise Endonezya olduğu gözlenmiştir. İlgili zaman arağında gözlenen en yüksek Gini katsayısı değeri ise 1995 yılında 0,49 ile Meksika'da gerçekleşmiştir. Bu ülkelerdeki Gini katsayısı değerlerine genel olarak bakıldığında ise 1992-2015 yılları arasında ortalama bazda bir gelir eşitsizliği sıralaması yapıldığında en yüksek Gini katsayısına sahip Meksika'yı sırasıyla Nijerya, Endonezya, Filipinler, Türkiye, Mısır, İran, Vietnam, Pakistan, Bangladeş ve Güney Kore'nin takip ettiği gözlenmiştir.

Dünya Bankası'ndan elde edilen verilerden yararlanılarak oluşturulan Okun'un Hoşnutsuzluk Endeksi'ne ilişkin zaman seyri grafiği ise Şekil 1'de belirtilmiştir.

Şekil 1: NEXT 11 Ülkelerinde Hoşnutsuzluk Endeksi



Şekil 1'de sunulan endeks verilerine bakıldığında genel anlamda hoşnutsuzluk durumunun en yüksek olduğu ülkenin Vietnam, en düşük olduğu ülkenin ise Bangladeş olduğu görülmektedir. Bununla birlikte 1992-2015 dönemi boyunca Dünya Bankası verileri kullanılarak hesaplanan ortalama endeks değerinin en yüksek olduğu ülkenin 0.49 ile Türkiye olduğu belirlenmiştir. Ortalama hoşnutsuzluk endeksinin büyükten küçüğe sıralanması durumunda ise Türkiye'yi sırasıyla İran, Nijerya, Mısır, Endonezya, Meksika, Vietnam, Pakistan, Filipinler, Bangladeş ve Güney Kore takip etmiştir. Ayrıca NEXT 11 ülkelerindeki ortalaması 0,19 olan endeks değerini en fazla aşan ülkenin 0,49 ortalama ile Türkiye olduğu gözlenmiştir.

2. Literatür Özeti

Globalleşen ekonomik ortamda ülkeler arasındaki gelir dağılımı farklılıklarının ortaya çıkmasıyla yaşanan tecrübeler ekonomistleri bu konuda daha fazla ampirik çalışma yapmaya yönlendirmiştir. Literatürde gelir dağılımı farklılıklarına ilişkin nedenlerin ortaya konulmasında

işsizlik, enflasyon ve kişi başına GSYİH gibi değişkenlerin ayrı ayrı değerlendirildiği pek çok çalışmaya rastlamak mümkündür.

Enflasyon üzerine odaklanılan çalışmalara arasında Blinder ve Esaki (1978), Blank ve Blinder (1985), Cutler vd. (1991), Powers (1995), Cole ve Towe (1996), Romer ve Romer (1998), Johnson ve Shipp (1999) ve Mocan (1999) tarafından yapılan analizler yer almaktadır. Zaman serilerinin kullanıldığı bu çalışmalarda enflasyonu artan oranlı veya gerileyen bir vergi olarak değerlendirenler olduğu gibi enflasyon ve gelir dağılımını ilişkisiz bulan analizlere de rastlamak mümkündür. Örneğin, Galli ve Hoeven (2001) tarafından yapılan çalışmada enflasyon oranlarının yüksek düzeylerden düşük düzeylere doğru yönelmesi durumunda gelir adaletinin iyileştiği, düşük düzeylerde iken daha da düşmesi halinde ise olumsuz bir etkinin ortaya çıktığı tespit edilmiştir.

Gelir dağılımı ve işsizlik üzerine yoğunlaşan bazı çalışmalar arasında da Beladi (1990), Sen (1997), Saunders (2002), Gupta ve Dutta (2011), Cysne ve Turchick (2012)'e ait analizler yer almaktadır. Söz konusu çalışmalarda gelir azalması ile birlikte yoksulluğa neden olan işsizlik olgusunun gelir dağılımı üzerinde olumsuz etki yarattığı konusunda görüş birliği olduğunu söylemek mümkündür.

İşsizlik ve enflasyon değişkenlerini bir arada kullanarak gelir dağılımını inceleyen çalışmaların ise sınırlı sayıda olduğunu ve bu değişkenlerin birlikte kullanımının birbirleriyle olan korelasyon yüksekliği nedeniyle pek tercih edilmediğini söylemek mümkündür. Brandolini ve Sestito (1994), Jäntti (1994), Bulíř ve Gulde (1995), Bayar ve Aytemiz (2019) tarafından yapılan çalışmalar bu kapsamda değerlendirilebilir. Bununla birlikte Sadeghi vd. (2014) tarafından yapılan çalışmada Okun'un hoşnutsuz endeksinin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Yazarlar, İran ekonomisinin 1972-2011 dönem aralığında gerçekleşen hoşnutsuzluk endeksi için bir eşik değer hesaplaması (49,52) yaparak bu değerin aşılması durumunda eşitsizliğin artacağı bulgusuna ulaşmışlardır. Çalışmada ayrıca hoşnutsuzluk durumunun düşük seviyelerde olması halinde gelir dağılımı üzerinde anlamlı bir etkinin ortaya çıkmadığı belirtilmiştir.

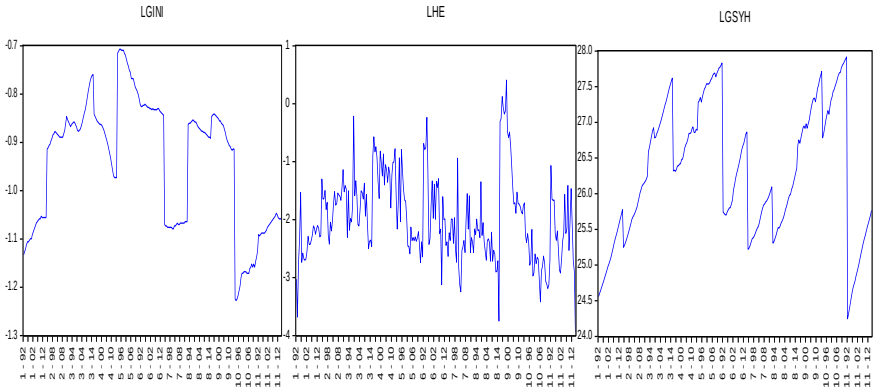
3. Yöntem ve Uygulama

NEXT 11 ülke grubunun 1992-2015 zaman aralığında gerçekleşen hoşnutsuzluk endeksi verilerine ilişkin görünümün gelir dağılımı adaleti üzerindeki etkisinin araştırıldığı analiz, yıllık veri seti kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Ayrıca hoşnutsuzluk endeksi ve gelir adaleti göstergesi olarak kabul edilen Gini katsayısı üzerinde etkili olduğu düşünülen reel GSYİH değişkeni de kontrol değişken olarak kullanılmıştır. Bu kapsamda Okun (1970) tarafından geliştirilen hoşnutsuzluk endeksinin hesaplanmasında kullanılan enflasyon ve işsizlik oranlarına ait veri setine Dünya Bankası, Gini katsayısı verilerine ise SWIID veri tabanından ulaşılmıştır. SWIID veri tabanında çeşitlendirilen Gini katsayısının harcanabilir gelir formunun yaygın bir kullanıma sahip olduğu bilinmektedir (Solt, 2020: 1188). Nitekim bu çalışmada da brüt gelirden doğrudan vergilerin çıkarılması ile hesaplanan harcanabilir gelir formlu Gini katsayısı değerleri kullanılmıştır. Ayrıca hoşnutsuzluk endeksinin odak noktasının tüketici memnuniyeti olması nedeniyle endeks içinde yer alan enflasyon değerlerinde TÜFE bazlı hesaplama sonuçları kullanılmıştır. Analizde incelenen dönem aralığının 1992-2015 olarak belirlenmesinin sebebini ise ilgili ülke grubunun Gini katsayısı değerlerine ulaşılmasındaki güçlük oluşturmuştur. Bu kapsamda Tablo 1'de analizde kullanılan veri setlerine ait tanımlamalar ve ilgili istatistiklere ait bir özet sunulmuş ve Şekil 3'te değişkenlerin zaman seyri grafikleri gösterilmiştir.

Tablo 1: Veri Seti ve Tanımlayıcı İstatistikler

Seriler	**Açıklama**				
LGINI	Logaritmik Gini Katsayısı				
LHE	Logaritmik Hoşnutsuzluk Endeksi (%)				
LGSYH	Logaritmik Reel GSYİH (2010 bazlı ABD doları)				
Tanımlayıcı İstatistikler					
Seriler	**n**	**Ort.**	**Std.Sapma**	**Minimum**	**Maksimum**
LGINI	264	-0.9401	0.1318	-1.2276	-0.7072
LHE		-1.9685	0.7283	-3.9455	0.4093
LGSYH		26.3100	0.9254	24.2471	27.9159

Şekil 2: Veri Seti Grafikleri



Yukarıda grafiksel görünümlerine yer verilen model değişkenlerinin 24 yıllık bir zaman kısıtı altında ve dengeli panel analizi kullanılarak modellenmek istenmesi öncelikle serilerin birim kök içerip içermediğinin tespit edilmesini gerekli kılmaktadır. Ancak panel veri analizlerinde yararlanılacak olan birim kök testinin seçimi için değişkenlerin yatay kesit bağımlılığına ilişkin durumların tespit edilmesi gerekmektedir. Bu bağlamda çalışmada, zaman boyutunun (t) birim boyutundan (n) büyük olması durumunda tercih edilen Breusch-Pagan (1980) LM yatay kesit bağımlılık sınaması işlemine başvurulmuştur. Söz konusu sınama işlemine ait bulgular Tablo 2'de yer almaktadır.

Tablo 2: Breusch-Pagan LM Yatay Kesit Bağımlılık Testi Sonuçları

Değişken	t-istatistiği	Olasılık Değeri
LGINI	960.6641	0.0000
LHE	195.8641	0.0000
LGSYH	1258.541	0.0000

Tablo 2'de belirtilen sonuçlara göre, Breusch-Pagan LM testinde öngörülen "yatay kesit bağımlılığı yoktur." şeklindeki temel hipotez model değişkenlerinin tümü için reddedilmiştir. Değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı olduğunun tespit edilmesi nedeniyle birim kök sınaması için 2. Nesil panel birim kök testlerinden olan MADF testi tercih edilmiştir. Taylor ve Sarno (1998) tarafından geliştirilen bu testteki sınama işlemi, serilerin fark durağan olduğunu ifade eden temel hipotez kapsamında gerçekleştirilmektedir. Bu çerçevede, Tablo 3'te MADF birim kök testine ait bulguların bir özeti raporlanmıştır.

Tablo 3: MADF Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Gecikme Sayısı	MADF (Düzey) Test İstatistiği	Yaklaşık %5 kritik değer
LGINI	1	131.792	**33.168**
LHE		111.201	
LGSYH		275.390	

Tablo 3'te yer alan bulgulara göre, değişkenlerin zaman seyri grafikleri dikkate alındığında sabit terimli ancak trend içermeyen bir yapıda olmaları sebebiyle sabitli ve 1 gecikme uzunluğu kapsamında uygulanan sınama işlemi tüm seriler için ilgili teste ait temel hipotezin reddedilmesi ile sonuçlanmıştır. Buna göre üç değişken için de hesaplanan MADF test istatistiği %5 anlamlılık düzeyi için öngörülen kritik değerlerden yüksek olduğu için serilerin seviyesinde durağan olduğunu ifade eden alternatif hipotez kabul edilmek durumundadır (Yerdelen Tatoğlu, 2018: 80).

Çalışmada yer alan değişkenlerin durağanlık durumlarının tespiti ardından hangi panel veri analizi kullanılarak tahminleneceğinin belirlenmesi önem arz etmektedir. Söz konusu tespitin yapılması amacıyla seviyelerinde durağan oldukları tespit edilen model değişkenleri uygun formda kullanılarak çeşitli testlere tabi tutulmuş ve ilgili test sonuçları Tablo 4'te raporlanmıştır.

Tablo 4: Model Seçimine İlişkin Bulguları

Testler	H_0 hipotezi	Test istatistiği	Olasılık Değeri	Karar
LR Testi	Birim etki yoktur.	29.86	**0.0000**	**H_0 red**
	Zaman etki yoktur.	0.00	1.0000	H_0 kabul
F Testi	Birim etki yoktur.	459.97	**0.0000**	**H_0 red**
	Zaman etki yoktur.	0.14	1.0000	H_0 kabul
Breusch-Pagan LM Testi	Birim etki yoktur.	2364.64	**0.0000**	**H_0 red**
	Zaman etki yoktur.	0.00	1.0000	H_0 kabul
Hausman Testi	Tesadüfi etkiler modeli uygundur.	3.03	0.2198	H_0 kabul

Tablo 4'te yer alan raporlama bulguları incelendiğinde LR testi, F testi ve Breusch-Pagan LM sınaması sonuçlarını tümünde "Birim etki yoktur." şeklinde kurulan temel hipotezin reddedildiği görülmektedir. Bununla birlikte tüm testlerde "Zaman etki yoktur." şeklinde oluşturulan temel hipotezin ise reddedilemediği sonucuna ulaşılmıştır. Tahminlenen bu

modellerde birim etkinin varlığının tespit edilmesi klasik panel veri analizinin yapılmasına engel oluşturduğu için tesadüfi etkiler (TE) ve sabit etkiler (SE) modellerinden hangisinin tercih edilmesi noktasında karar verilmesi gerekliliği gündeme gelmiştir. Bu noktada Hausman (1978) tarafından geliştirilen ve TE modelinin uygun olduğunu ifade eden temel hipotezin TE modelinin uygun olmadığını öngören alternatif hipoteze karşı sınandığı Hausman testinden yararlanılmıştır. Söz konusu test sonucuna göre, temel hipotezin reddedilemediği ve TE modelinin uygulanabileceği tespit edilmiştir.

Analizde kullanılacak olan uygun tahmin yönteminin TE modeli olarak belirlenmesinin ardından modellemenin istikrarlı ve sağlıklı olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir. Bu kapsamda hata terimleri normal dağılıma sahip olmayan model tahminlerinde değişkenlerin birbirleri ile olan korelasyon durumlarının tespiti amacıyla Spearman (1961) korelasyon katsayısından yararlanılabilmektedir. Ancak bu noktada öncelikle hata terimlerinin normal dağılıp dağılmadığının tespit edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla Shapiro ve Wilk (1965) tarafından geliştirilen normalite testi kullanılabilmektedir. Ek olarak analiz modellemesinin bir risk unsuru taşıyıp taşımadığının tespiti ise varyans büyütme faktörü (VIF) değerleri incelenerek öngörülebilmektedir. Bu değerlerin 10 ve 10'dan küçük olması herhangi bir çoklu doğrusallık sorununun bir risk oluşturmadığını ifade etmektedir (Hair vd., 2002: 588). Söz konusu test bulguları Tablo 5'te özetlenmiştir.

Tablo 5: Normalite, Korelasyon ve Değişen Varyans Sınamaları

Shapiro-Wilk Normalite Testi	z= 3.921 (0.0000)
Spearman Korelasyon Testi	rho= 0.0501 (0.4180)
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg Değişen Varyans Sınaması	chi2=0.36 (0.5482)
VIF Ortalama	1.01

Tablo 5'te özetlenen bulgulara göre modele ait hata teriminin normal dağılıma sahip olmadığı, korelasyon katsayısının anlamsız yani sıfıra eşit olduğu görülmekte ve bu durumun korelasyona dayalı bir sahte regresyon problemine yol açmayacağı beklenmektedir. Benzer şekilde 1.01 olarak belirlenen VIF değeri de korelasyona dayalı bir risk durumunun olmadığına işaret etmektedir.

Analizde kullanılacak olan tek yönlü TE modeline ait ve dirençli bir tahminci kullanılmadan yapılan test bulguları ise Tablo 6'da sunulmuştur. Ancak modelin herhangi bir değişen varyans, otokorelasyon ve birimler

arası korelasyon problemi içerip içermediğinin belirlenmesi gerekmektedir. Bu nedenle Tablo 6'da ilgili sınama işlemlerine ilişkin bulgulara da yer verilmiştir. Söz konusu sınama işlemlerine ait bulgular dirençli tahmincilerin kullanılıp kullanılmayacağının belirlenmesi açısından önem arz etmektedir.

Tablo 6: Birim Etkili TE Modeli ve Diagnotistik Test Sonuçları

Değişkenler	**Katsayı**	**Standart Hata**	**z**	**P>|z|**
C	-1.5008	0.1411	-10.64	0.0000
LHE	0.0190	0.0034	5.60	0.0000
LGSYH	0.0227	0.0053	4.30	0.0000
R^2=0.2718				
Diagnostik Testler			**Test İstatistiği**	
Değişen Varyans Sınaması	Levene, Brown ve Forsthe Testi		W0 = 17.5873 (0.0000)	
			W50= 10.0960 (0.0000)	
			W10= 16.0315 (0.0000)	
Otokorelasyon Sınaması	Baltagi-Wu LBI Testi		0.3098	
	Durbin-Watson Testi		0.1419	
	Düzeltilmiş LM ve ALM Testleri		LM(lambda=0) = 248.97 Pr>chi2(1) = 0.0000	
			ALM(lambda=0)= 3.31 Pr>chi2(1) = 0.0690	
			Birleşik LM(Var(u)=0,lambda=0)=2367.95 Pr>chi2(1) = 0.0000	
Birimlerarası Korelasyon Sınaması	Frees		3.325 (%1 kritik değer= 0.2034)	

Tablo 6'da yer alan sonuçlar incelendiğinde birim etki içeren TE modellemesi için uygun olan Levene (1960), Brown ve Forsythe (1974) testi değişen varyans sınaması amacıyla kullanılmıştır. Bu test sonucunda elde edilen istatistiki değerlere ait olasılık değerlerinin 0.05'ten küçük olması değişen varyans probleminin varlığına işaret etmektedir. Benzer şekilde Bhargava vd. (1982) tarafından geliştirilen Durbin-Watson ve Baltagi-Wu (1999)'ya ait Baltagi-Wu LBI test istatistiği değerlerinin 2'den küçük olması da 1. dereceden otokorelasyonun olduğunu göstermektedir.

Ayrıca Bera vd. (2001) tarafından geliştirilen düzeltilmiş LM ve ALM testlerine ait sonuçlara göre de otokorelasyonun olmadığını ifade eden temel hipotezin reddedildiği görülmektedir. t>n durumunda daha sağlıklı sonuçlar veren Frees (1995) testinde hesaplanan test istatistiğinin %1 anlamlılık düzeyi için öngörülen 0.2034 kritik değerinden büyük olması ise modelde birimlerarası korelasyon probleminin de olduğunu göstermektedir.

Değişen varyans, otokorelasyon ve birimler arası korelasyon problemlerinden en az birini içeren panel veri modellerinde tutarsız tahminler söz konusu olabilmektedir. Bu nedenle güçlendirilmiş standart hataların hesaplanması veya tahmincinin bu duruma uygun seçilmesi önerilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2012: 241). Çalışmada kullanılan TE modelinde de değişen varyans, otokorelasyon ve birimler arası korelasyona ilişkin sapmalar olduğunun tespit edilmiş olması modelin dirençli tahminci kullanılarak yeniden çözümlenmesini gerekli kılmaktadır. Bu kapsamda söz konusu üç problemin varlığında tercih edilebilen Driscoll ve Kraay (1998) tahmincisinden yararlanılmıştır. Tahmin sonuçları Tablo 7'de özetlenmiştir.

Tablo 7: Driscoll-Kraay Dirençli Tahmini

Değişkenler	Katsayı	Driscoll-Kraay Standart Hatalar	t	P>|t|
C	-1.5008	0.1661	-9.04	**0.000**
LHE	0.0190	0.0047	4.05	**0.000**
LGSYH	0.0227	0.0065	3.51	**0.002**
R^2= 0.2718 **Wald chi2 = 16.81 (0.0002)** **rho= 0.9542**				

Maksimum 2 gecikme uzunluğu altında çözümlenen Driscoll-Kraay tahmin modeli sonuçları incelendiğinde hoşnutsuzluk endeksi artışlarının ve ekonomik büyümenin gelir dağılımı adaletini olumsuz yönde etkilediği görülmektedir. TE modelinin kullanıldığı analizde kullanılan değişkenlerin istatistiki olarak %1 düzeyinde dahi anlamlı olduğu belirlenmiştir. Buna göre, hoşnutsuzluk endeksinde yaşanan %1 oranındaki bir artış Gini katsayısının %0.02 oranında artmasına neden olmaktadır. Benzer şekilde modelin kontrol değişkeni olan reel GSYIH miktarında yaşanan %1 oranındaki bir artışın da %0.02 düzeyinde pozitif bir etki yaratarak Gini katsayısının artmasına sebep olduğu tespit edilmiştir. Bu durum hoşnutsuzluk endeksi açısından teorik beklentilere uygun olmakla birlikte aynı süreçte yaşanan ekonomik büyümenin gelir

dağılımı adaletini olumsuz etkilemesi ve hoşnutsuzluk endeksine yakın bir etki katsayısına sahip olması dikkat çekmektedir. Bulgulara göre çok yüksek olmadığı tespit edilen değişken etkilerinin yadsınamaz bir nitelikte olduğunu söylemek mümkündür. Nitekim NEXT 11 ülkeleri için incelenen dönemde yaşanan reel GSYH artışlarının gelir adaletini iyileştirme yönünde değil hoşnutsuzluk endeksinin içerdiği enflasyon ve işsizlik oranı ile birlikte değerlendirildiğinde neredeyse aynı düzeyde olumsuz bir etki yarattığı görülmektedir. Ayrıca modelin anlamlılık düzeyini ifade eden R^2 değerinin %27 oranında olması panel veri analizlerinde yeterli kabul edilebilmektedir. Buna ek olarak, modelin genel olarak anlamlı olduğunun belirlenmesi için yapılan Wald chi2 değerine ait olasılık değerinin ($p<0.01$) istatistiki olarak anlamlı ve rho katsayısının %95 düzeyinde olması modeldeki birim etkinin güçlü olduğunu göstermektedir.

4. Sonuç

Ekonomik liberalleşmeyle birlikte neo-liberal politikaların aktifleşmesi sonucunda gerek ülkeler arasındaki gerekse ülke içindeki gelir dağılımı adaletsizliği açısından ciddi bir gelişme ve iyileşme sağlanamadığı söylenebilecektir. Bu bağlamda temel makro ekonomik göstergelerden olan gelir dağılımı, enflasyon, işsizlik ve gelir düzeyi gibi pek çok parametrede yaşanan dalgalanmalar ekonomistlerin olduğu kadar politika yapıcılarının da gündemini oluşturmuştur.

Bu analiz, temelde NEXT 11 ekonomilerinde 1992-2015 dönemi kapsamındaki hoşnutsuzluk endeksinin gelir dağılımı adaleti üzerindeki etkisinin araştırılması üzerinedir. Reel GSYİH oluşumlarının kontrol değişken olarak kullanıldığı çalışmada, gelecekte G20 ülkelerinin yerini almaları beklenen NEXT 11 ekonomilerinde yaşanan gelir eşitsizliklerinin Okun tarafından geliştirilen hoşnutsuzluk endeksi karşısındaki tepkimeleri incelenmektedir. Söz konusu ülkelerin kendi iç dinamikleri kapsamında oluşan dalgalanmaların gelir dağılımı etkisi panel veri analizi kullanılarak araştırılmıştır. Driscoll-Kraay tahmincisi kullanılarak yapılan analiz sonucunda, hoşnutsuzluk endeksi artışlarının ve ekonomik büyümenin gelir dağılımı adaletini olumsuz yönde etkilediği tespit edilmiştir.

Tesadüfi etkiler modelinin uygulandığı analizde istatistiki olarak %1 düzeyinde dahi anlamlı olduğu belirlenen etkilerin teorik beklentilere uygun olduğu görülmektedir. Bununla birlikte ekonomik büyümenin gelir dağılımı adaleti üzerindeki negatif etkisinin hoşnutsuzluk endeksine yakın ve aynı yönde olması dikkat çekmektedir. Bu noktada ilgili ülke grubunun hoşnutsuzluk endeksi ortalamasına bakıldığında %19 düzeyindeki ortalamanın çok yüksek olmadığı yorumu yapılabilecektir. Ancak ülke ortalamalarına bakıldığında ise büyükten küçüğe yapılan sıralamanın

Türkiye, İran, Nijerya, Mısır, Endonezya, Meksika, Vietnam, Pakistan, Filipinler, Bangladeş ve Güney Kore şeklinde olması dikkat çekmektedir. Bu bağlamda en yüksek endeks değerine sahip olan Türkiye'nin %49 ile genel ortalamanın çok üzerinde olduğu belirlenmiştir. Söz konusu ortalama değerlerin endeksin gelir dağılımı üzerindeki etki boyutu noktasında belirleyici olduğu açıktır. Ülke grubu ortalama endeks değerinin düşük düzeylerde olması analiz sonucunda elde edilen etki katsayısının da düşük düzeyde olmasını açıklayabilecektir. Nitekim, Sadeghi vd. (2014)'nin İran ekonomisi üzerinde yapmış olduğu benzer çalışmada hoşnutsuzluk endeksi için hesaplanan eşik değerin (%49,52) aşılması durumunda eşitsizliğin arttığı, hoşnutsuzluk endeksinin düşük seviyelerde olması durumunda ise gelir dağılımı üzerinde anlamlı bir etkinin oluşmadığı tespit edilmiştir.

Hanehalkı için son derece önemli olan enflasyon ve işsizlik olguları, gelir adaleti ve ekonomik refah üzerindeki etkileri nedeniyle istikrar programlarının öncelikli gündem maddeleri arasında yer almaktadır. Nitekim, yüksek işsizlik ve enflasyon oranları makroekonomik istikrarın bozulduğu şeklindeki yorumların sebebini oluşturabilmektedir. Ayrıca fiyatların ücretleri aştığı enflasyonist bir ortamda artan gelir eşitsizlikleri ve uygun faiz politikasının yürütülememesinden dolayı alacaklı aleyhine değer kaybeden borç miktarı daha yıkıcı sonuçlara yol açabilmektedir. Enflasyonla birlikte düşen satın alma gücü ve işsizlik nedeniyle oluşan gelir kaybı fonksiyonel gelir dağılımının bozulmasına rahatlıkla zemin hazırlayabilmektedir (Björklund, 1991). Bu nedenle gelir adaletini ekonomik büyüme yoluyla etkileyen enflasyon ve enflasyon aracılığıyla gelir eşitsizliklerine orta hazırlayan işsizlik olgularının birlikte değerlendirildiği politikaların yürütüldüğü ekonomilerin daha başarılı olacağı düşünülmektedir.

Kaynakça

Baltagi, B. H. & Wu, P. X. (1999). Unequally Spaced Panel Data Regressions With AR(1) Disturbances, *Econometric Theory*, 15, 814-823.

Bayar, Y. & Aytemiz, L. (2019). The Misery Index, Corruption and Income Inequality in Latin American Countries: A Panel Cointegration and Causality Analysis, *Scientific Annals of Economics and Business*, 66(3), 309-319.

Beladi, H. (1990). Unemployment, Trickle Down Effects and Regional İncome Disparities, *Regional Science and Urban Economics*, 20(3), 351-357.

Bera, A. K., Sosa-Escudero, W., & Yoon, M. (2001). Tests for The Error Component Model in The Presence of Local Misspecification, *Journal of Econometrics*, 101(1), 1-23.

Bhargava, A., Franzini, L. & Narendranathan, W. (1982). Serial Correlation and Fixed Effect Models, *The Review of Economic Studies,* 49, 533-549.

Björklund, A. (1991). Unemployment and Income Distribution: Time-Series Evidence From Sweden, *The Scandinavian Journal of Economics*, 93(3), 457-465.

Blank, R. M. & Blinder, A. S. (1985). Macroeconomics, İncome Distribution and Poverty, *National Bureau of Economic Research*, 1567, 1-59.

Blinder, A.S. & Esaki, H.Y. (1978). Macroeconomic Activity and İncome Distribution in The Postwar United States. *The Review of Economics and Statistics*, 60(4), 604-609.

Brandolini, A. & Sestito, P. (1994). *Cyclical and Trend Changes in Inequality in Italy (1977-1991),* Paper Prepared for the 23rd General Conference of the International Association for Research in Income and Wealth.

Breusch, T. S. & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and İts Applications to Model Specification in Econometrics, *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.

Bulíř, A. & Gulde, A. (1995*). Inflation and Income Distribution: Further Evidence on Empirical Links*, IMF Working Paper 95/86, 1-26.

Brown, M., B. & Forsythe, A., B. (1974). Robust Tests for The Equality of Variances, *Journal of the American Statistical Association*, 69(346), 364-367.

Cole, J. & Towe, C. (1996). Income Distribution and Macroeconomic Performance in The United States, *IMF Working Paper*, 96/97, 1-32.

Cutler, D. M., Katz, L. F., Card, D., & Hall, R. E. (1991). Macroeconomic Performance and The Disadvantaged. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991(2), 1-74.

Cysne, R.P. & Turchick, D. (2012). Equilibrium Unemployment-İnequality Correlation, *Journal of Macroeconomics*, 34(2), 454-469.

Driscoll, J. C. & Kraay, A. C. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation With Spatially Dependent Panel Data, *Review of Economics and Statistics*, 80 (4), 549-560.

Frees, E.W. (1995). Assessing Cross-Sectional Correlation in Panel Data, *Journal of Econometrics*, 69(2), 393-414.

Galli, R. & Hoeven, R.V.D. (2001). Is İnflation Bad for İncome İnequality: The İmportance of The İnitial Rate of İnflation, *Working Paper on Employment Sector, International Labor Office*, 29, 1-39.

Gupta, M.R. & Dutta, P.B. (2011). Skilled–Unskilled Wage İnequality and Unemployment: A General Equilibrium Analysis, *Economic Modeling*, 28(24), 1977-1983

Hair, J. F., Bush, R. P. & Ortinau, D. J. (2002). *Marketing Research: Within a Changing İnformation Environment*, Second Edition, New York: McGraw Hill.

Hanke, S. (2017). *What Will be The Most Miserable Economies in 2018*?. https://www.focus economics.com/blog/most-miserable-economies-2018-misery-index

Hausman, J. A. (1978). Spesification Test in Econometrics, *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.

Jäntti, M. (1994). *A More Efficient Estimate of the Effects of Macroeconomic Activity on the Distribution of Income*, The Review of Economics and Statistics, 76(2), 372-378.

Johnson, D.S. & Shipp, S. (1999). Inequality and The Business Cycle: A Consumption Viewpoint, *Empirical Economics*, 24(1), 173-180.

Lechman, E. (2009). Okun's Misery Index as an Alternative Poverty Assessment Tool. Recent Estimations for European Countries, *MRPA Paper*, 37493, 1-11.

Levene, H. (1960). *Robust Tests for Equality of Variances*, in Olkin I., Ghurye G., Hoeffding W., Madow W. G. and Mann H. B. (eds.), Contributions to Probability and Statistics: Stanford, California: Stanford University Press, 278-292.

Lorenz, M. O. (1905). Methods of Measuring The Concentration of Wealth, *American Statistical Association*, 9 (2), 209–219.

Mankiw, N. G. (2009). *Macroeconomics*, 7. Edition, New York: Worth.

Mocan, N.H. (1999). Structural unemployment, Cyclical Unemployment and İncome İnequality, *Review of Economics and Statistics*, 81(1), 122-134.

Okun, A. M. (1970). *The Political Economy of Prosperity*, Washington D.C.: The Brookings Institution

Powers, E.T. (1995). Inflation, Unemployment and Poverty Revisited, *Economic Review-Federal Reserve Bank of Cleveland*, 31, 2-13.

Romer, C.D. & Romer, D.H. (1998). Monetary Policy and The Well-Being of The Poor, *National Bureau of Economic Research*, 6793, 1-64.

Sadeghi, S. K., Marvasti, M. B. & Karbor, R. (2014). New Evidence on The Link Between Income Inequality and Misery Index: A Nonlinear Time Series Analysis, *International Journal of Sustainable Development & World Policy*, 3(1), 25-30.

Saunders, P. (2002). The Direct and İndirect Effects of Unemployment on Poverty and İnequality, *East West Revıew Of Labor Law and Socıal Polıcy,* 7, 177-216.

Sen, A. (1997). Inequality Unemployment and Contemporary Europe, *International Labor Review*, 136(2), 155-171.

Shapiro, S. S. & Wilk, M. B. (1965). An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples), *Biometrika*, 52, 591-611.

Solt, F. (2020). Measuring İncome İnequality Across Countries and Over Time: The Standardized World İncome İnequality Database, *Social Science Quarterly*, 101(3), 1183-1199.

Spearman, C. (1961). *The Proof and Measurement of Association Between Two Things*, In J. J. Jenkins & D. G. Paterson (Eds.), Studies in

İndividual Differences: The Search for İntelligence (p. 45–58). Appleton-Century-Crofts.

Taylor, M. P. & Sarno, L. (1998). The Behavior of Real Exchange Rates During The Post-Bretton Woods Period, *Journal of International Economics*, 46(2), 281-312.

Urata, S. & Narjoko, D. (2017). International Trade and Inequality, *ADBI Working Paper*, 675, 1-23.

Wade, R. H. (2001). The Rising Inequality of World Income Distribution, *Finance and Development*, 38(4), 37–39.

Weisbrot, M., Baker, D., Naiman, R. & Neta, G. (2001). Growth May Be Good for the Poor – But are IMF and World Bank Policies Good for Growth? A Closer Look at the World Bank's Most Recent Defense of Its Policies, Mimeo. CEPR.

Wilson, D. & Stupnytska, A. (2007). The NEXT 11: More than an Acronym, *Goldman Sachs Global Economics Paper*, 153, 28.

Yerdelen Tatoğlu, F. (2012). *Panel Veri Ekonometrisi*, İstanbul: Beta Yayınevi.

Yerdelen Tatoğlu, F. (2018). *Panel Zaman Serileri Analizi-Stata Uygulamalı*, İstanbul: Beta Yayınevi.

Türkiye'de Kadının İşgücüne Katılımı: Ev İşlerinin Etkisi

Necmettin Alpay KOÇAK[1]

1. Giriş

Kadınlar dünyanın var oluşundan bugüne kadar yaşanan her çağda, her dönemde çeşitli unvanlar ve görev tanımları ile ekonomik faaliyetlere dahil olmuşlardır. Çoğu bilim adamı tarafından "en çok değişen" ve "en çok şeyi değiştiren" olarak tanımlanan 18.yy'da kadınlar, ilk kez Sanayi Devrimi ile "ücretli" olarak ve "işçi" statüsü altında çalışma yaşamı içinde yer almışlardır (Kocacık ve Gökkaya, 2005). Dolayısıyla Sanayi Devrimi güncel anlamı ile "ücretli kadın işgücü" kavramının var olmasını sağlayan önemli tarihsel gelişmedir (Altan, Ersöz, 1980:21). Kadınlar bu gelişmenin ardından, aile ekonomisine maddi katkı sağlayacak şekilde çalışmaya başlamıştır.

Sanayi Devriminden sonraki yıllarda nitelikli iş ve deneyim, kadın iş gücünden yararlanmayı kolaylaştırmış ve kadın emeğinin ortaya çıkardığı ürünler ile özellikle dokuma sektöründe erkeklerden çok daha parlak sonuçlar elde edilmiştir. O dönemde hâkim olan iktisat anlayışının, "bırakınız yapsınlar, bırakınız geçsinler" sloganı ile ifade edilen katı bir liberal anlayışa dayalı olması, kadın işgücünün ücretlerinin erkeklerden çok düşük, çalışma şartlarının ise çok daha zorlayıcı olmasına yol açmıştır (Aytaç ve diğerleri, 2002).

I. ve II. Dünya Savaşı'nın yaşandığı yıllara gelindiğinde, cinsiyete dayalı işgücü ekonominin tüm kesimlerinde kendini gösterdiğine, özellikle de savaş endüstrisinde silâh altında bulunan erkek işgücünün yerini kadınların aldığına tanık olunmaktadır. Bu dönemde kamu ve hizmet sektörlerinde çalışan kadınların payı toplam işgücü içinde hızla yükselmeye başlamıştır (Tokol, 1999:19). Ayrıca, II. Dünya Savaşı'ndan sonra sosyal politika uygulamalarında tüm dünyada kadınların ekonomik sektördeki yerini koruyucu ve destekleyici hukuksal anlamda önemli adımlar atılmıştır. 1950'li yıllardan bugüne kadar ekonomik sektör çarkının bir dişlisi haline gelen kadın açısından dikkati çeken en önemli nokta; çalışma yaşamında aktif olarak yer alan kadın sayısındaki artıştır. Çünkü 1950'ler, savaş şartlarının yaşam standartlarını yeniden şekillendirdiği kadınlar için güzellik ürünleri, makyaj gibi unsurların kadın hayatlarında daha fazla yer

[1] Hacettepe Üniversitesi, İ.İ.B.F. İktisat Bölümü, alpaykocak@hacettepe.edu.tr

aldığı, "çalışan kadın" mefhumunun önünde hiçbir engelin duramadığı bir dönemi temsil etmektedir. 1970'lerde, doğal yaşamın yükselen değerlerden biri olması, doğu felsefesinin batı coğrafyasındaki etkileri, sosyal alanda herkesin eşit olmayı istemesi, kadınlara yönelik pozitif ayrımcılık gibi akımların yok sayılamaması ile kadın kimliği, yüzyıldaki önemli dönüm noktalarından birini yaşamıştır. Bu dönemin pozitif bakış açısı yerine, 1980'lerde maddiyatı ön plana alan "benmerkezci" bir düşünce biçimi benimsenmiş ve kadınlar da toplum içindeki rollerinde olduğu kadar iş dünyasında da zirvede yer almaya başlamışlardır (Aytaç ve diğerleri, 2002). Tüm bu gelişmeler, günümüz literatürüne mavi ve beyaz yakalı işgücü kavramından sonra "pembe yakalı işgücü" kavramının da eklenmesine yol açmıştır (Koray,2000;215).

İstediğini ve ihtiyacı olanı yapamayacak kadar yeterli zamanı yokmuş gibi hissetme durumu olarak adlandırılan "Zaman Sıkışıklığı"nın kadınların işgücüne katılımında önemli bir faktör olduğu bilinmektedir (Ver Ploeg ve diğ., 2000). Fakat literatürdeki çalışmalara bakıldığında, kadınların ev işlerine harcadıkları zamanın işgücüne katılımları üzerindeki etkilerine nicel olarak değinilmediği dikkati çekmiştir. Bu çalışmanın amacı, Türkiye'deki kadınların temel ev işlerine ve çocuk bakımına ayırdıkları zamanın kadın işgücü katılımına etkilerini ekonometrik bir yaklaşım ile ortaya koymaya çalışmaktır.

Literatür bölümünün ardından, üçüncü bölümde çalışmanın temel veri kaynağı olan 2006 Zaman Kullanım Anketi veri seti tanıtılmış ve analizde kullanılan veriler tanımlanmıştır. Dördüncü bölümde ise kadınlar için bir işgücüne katılım modeli oluşturulmuş ve modeli tahmin yöntemi olan Logit modelden bahsedilmiştir. Elde edilen bulguların verildiği beşinci bölümden sonra, çalışma genel olarak sonuç kısmında değerlendirilmiştir.

2. Literatür

Türkiye'de işgücüne katılma oranlarının son 20 yıldaki seyrini incelendiğinde kadın işgücünün dünya genelinde sergilediği artışın, ülkemiz için geçerli olmadığı görülmektedir. Ülkemizde kadınlar kentsel emek piyasasına çok zayıf bir şekilde katılabilirken, katılımın daha yüksek olduğu kırsal piyasalarda çalışanların %80'inden fazlası ücretsiz aile işçisi konumunda bulunmaktadır (Özer ve Biçerli, 2003-2004). Avrupa Birliği İstatistik Kurumu (EUROSTAT)'nun verilerine göre 2010 yılı itibariyle Avrupa Birliği (AB)'nde kadınların işgücüne katılımı ortalama olarak %64,4 oranındayken, Türkiye'de bu oran %27,6'dır (TUİK, 2011).

Literatürde Türkiye'de kadınların işgücüne katılımı üzerine yapılan çalışmalar, bu konunun özündeki karmaşık "sosyo-kültürel" ve "ekonomik"

yapıyı vurgulamaktadır. Bu çalışmalara örnek olarak, Dünya Bankası ve DPT (2009), Aran ve diğ. (2009), Dayıoğlu ve Kırdar (2009), Hoşgör ve diğ. (2006), Kasnakoğlu ve Dayıoğlu (2002), Özar ve Günlük (1998) ve Taymaz (2009) verilebilir. Bu çalışmalar eğitim düzeyi, çocuk sayısı, göç, sosyo-kültürel faktörler, medeni durum ve ücret seviyeleri gibi faktörlerin hepsinin Türkiye'de kadınların işgücüne katılımının önemli belirleyicileri olduğunu göstermektedir.

Bazı çalışmalar ise Türkiye'de kadınların işgücüne katılımının temel itici gücünün büyük ölçüde ekonomik olduğunu, dolayısıyla kadınların işgücüne katılma ile ilgili kararlarını piyasa ücretlerine ve iş döngüsüne dayalı olarak verdiklerini savunmaktadır. Diğer bir ifade ile kadınların işgücü piyasasına katılmamasındaki temel itici güç olarak, ev işlerinin toplam değerine karşılık gelen ve çalışmayı kabul edebilecekleri en düşük ücretin piyasa ücretinden daha yüksek olması gösterilmektedir (Dünya Bankası ve DPT, 2009).

Literatürde, kırsal bölgelerden kentlere göçün, kadınların işgücüne katılımının neden düşük seviyelerde olduğunun açıklanmasında bir belirleyici faktör olduğu vurgulanmıştır. Kırsal bölgelerden gelen ve geçmişte ücretsiz aile işçisi olarak çalışmış kadınlar, işsiz hale gelmekte veya kentsel işgücü piyasasına katılmakta zorluk yaşamaktadır (Dünya Bankası ve DPT, 2009). Örneğin; Tarımda çalışan kadınlar, tarım dışına çıktıklarında veya kente göç ettiklerinde işgücüne katılamamaktadır (Berber ve Yılmaz-Eser, 2008: 6).

Kadınların işgücüne katılımını belirleyen diğer önemli faktörlere örnek olarak erken emeklilik ve çocuk bakımı verilmektedir. Ailede küçük çocukların bulunmasının, kadınların katılım ve istihdam kararlarını olumsuz etkilediği konusunda literatürde fikir birliği oluşmuştur. Türkiye'de kadınların işgücü piyasasına katılmamasının temel belirleyici faktörlerinin, toplumda kadınlara atfedilen çocuk bakımı ve ev işleri ile ilgili roller ile ilişkili olduğunu iddia etmiştir (Dünya Bankası ve DPT, 2009).

3. Veri Seti

Zaman kullanım verileri, başka hiçbir anket verisinin başaramadığı şekilde bireylerin günlük yaşamını özgün ve kapsamlı bileşiminin detaylarını açığa çıkarmaktadır (Birleşmiş Milletler, 1997). Üzerlerindeki bütün sosyal ve kültürel baskı göz önüne alındığında, kadınların aktif ekonomik yaşantıya ayırabilecek zamanlarını olup olmadığı sorunu ancak zaman kullanım anketleri vasıtasıyla açıklanabilmektedir. Bunun yanı sıra zaman kullanım anketinin ana hedefi, nüfusun çeşitli faaliyetlerde geçirdiği zamanı ölçmek

amacıyla katılımcıların kendilerinin doldurduğu günlüklere yer veren geniş kapsamlı bir hane halkı anketi uygulamaktır. Anketten elde edilen verilerle milli gelir hesaplarına katkı sağlanması mümkün olmakta ve sosyal alandaki istatistiksel bilgilerde bulunan bazı eksiklikler de tamamlanmaktadır. Zaman kullanım anketleri özellikle, kişilerin profesyonel yaşamları ile günlük aile yaşamlarını nasıl bağdaştırdıkları ve gelir getiren işlerle ev işleri arasındaki ayrım hakkında bilgi sunmaktadır. Ek olarak, gönüllü olarak yapılan işler, ev ve çocuk bakımı, boş zamanlar vb. konularda bilgi üretilmekte ve sağlanılan bilgiler sosyal planlama ve gelişmelerde rehber olarak kullanılabilmektedir (Yalçın, 2011).

İlk zaman kullanım anketi uygulamaları Bevans (1913) ve Pember-Reevens (1913) ile Amerika Birleşik Devletleri (ABD)'de yapılmıştır. İkinci Dünya Savaşı öncesi zaman kullanım anketlerinin önemli bir bölümü Sovyetler Birliği, İngiltere ve ABD'de, bir kısmı da Fransa ve Almanya'da uygulanmıştır. 1960'ların başından itibaren, zaman-günlük çalışması gelişmiştir. Ulusal zaman kullanımı çalışmaları birçok Doğu ve Batı Avrupa ülkesinde yapılmış ve Japonya, Hollanda, Kanada, Kore, Finlandiya ve Norveç gibi ülkeler her 5–10 senede bir bu çalışmayı yinelenmiştir. 1970'li yıllarda gelişmekte olan ülkeler zaman kullanım çalışmalarını kalkınma planlarının bir parçası olarak yürütmeye başlamışlardır. Bu çalışmalar, ücretsiz hane halkı faaliyetlerinin bir üretim faktörü olarak ele alındığı "yeni hane halkı ekonomisi" yaklaşımı için teşvik edici olmuştur (Asia Society, 1978). Özellikle 1990'lar ulusal ve kıyaslanabilir zaman kullanım verisi toplamanın başlangıç noktası olmuş ve toplamda 62 ülke ulusal ya da en azından pilot çalışma olacak şekilde 1990-2008 periyodunda zaman kullanım anketi gerçekleştirmiştir (Petland ve diğ., 1999).

Ekonomik ve sosyal konularda çeşitli araştırmalar düzenleyen Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) zaman kullanım anketi ile ilgili ilk çalışmasını 1996 yılında EUROSTAT'ın başlattığı "uluslararası karşılaştırılabilir nitelikte zaman kullanım anketleri" çalışması kapsamında pilot anket olarak gerçekleştirmiştir. Türkiye genelinde ilk zaman kullanım anketi ise 01 Ocak-31 Aralık 2006 dönemini kapsayacak şekilde toplam 5070 örnek hanede yine Türkiye İstatistik Kurumu tarafından gerçekleştirilmiştir. Anket sonuçlarına göre, Türkiye'de kadınların hane bakımına (çocuk bakımı dâhil) harcadıkları ortalama süre 317 dakika olarak tahmin edilmiştir. Bu süre AB'ye üye ülkelerin ortalamasının oldukça (263 dakika) üstündedir. İsveç ise 2005 yılı sonuçlarına göre 222 dakika ile kadınların hane bakımına en az zaman ayırdığı ülke olarak dikkati çekmektedir (EUROSTAT, 2005).

TÜİK tarafından Türkiye genelinde 2006 yılında uygulanan ankette 15 ve daha yukarı yaştaki tüm fertlerin, biri hafta içi ve biri de hafta sonu olmak üzere rastgele iki günde 24 saat boyunca yaptığı tüm günlük faaliyetlerini 10'ar dakikalık aralıklarla hazırlanan günlüklere kaydetmeleri yoluyla bilgiler derlenmiştir. Araştırmadan cinsiyet, yaş, eğitim durumu gibi fert özellikleri ile yerleşim yeri ve hane halkı büyüklüğü gibi hane halkı özelliklerine göre bireylerin zaman kullanım durumunu yansıtan veriler elde edilmiştir.

Bu çalışmada zaman kullanım anketinden elde edilen fert ve hane bazında veriler kullanılmıştır. Veri seti Türkiye İstatistik Kurumu'ndan CD ortamında temin edilmiştir. Çalışmada kapsanan örnek, ankete katılan bireyler arasından kurumsal olmayan nüfusa dâhil 15-64 yaş grubundaki kadın katılımcılar olarak belirlenmiştir. Bu örnek hacminde, 4658 fert için derlenen değişkenlerin isimleri ve tanımları Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo-1. Çalışmada Kullanılan Değişkenler ve Tanımları

Değişken	İsim	Tanım
KATILIM	İşgücüne katılım	Ev işleriyle meşgul ise 0 Çalışıyor ya da işsiz ise 1
MEDENI	Medeni durum	Evli ise 0 Hiç evlenmedi, ayrı yaşıyor, birlikte yaşıyor, eşi öldü ya da boşandı ise 1
EGITIM	Eğitim durumu	Okur-yazar olmayan, Bir okul bitirmeyen, ilkokul, İlköğretim, ortaokul ve dengi ise 1 Genel lise, mesleki ve teknik lise ise 2 Yüksekokul, fakülte ve üstü ise 3
KIR_KENT	Hanenin yerleşim yeri	Kır ise 1 Kent ise 2
GELIR	Ferdin içinde bulunduğu hanenin aylık ortalama net gelirinin yer aldığı grup	450 YTL'den az ise 1 451-600 YTL ise 2 601-1000 YTL ise 3 1001 YTL'den fazla 4
SURE	Hane bakımına harcanan günlük toplam süre (dakika)	• Gıda yönetimi, • Hane bakımı, • Çamaşır yıkama, ütüleme vb., • Bahçe işleri ve hayvan bakımı, • İnşaat ve tamiratlar, • Alışveriş ve hizmetler, • Hane halkı yönetimi, • Çocuk bakımı, • Yetişkin bir aile ferdine yardım.

Çalışmanın bu bölümünde, örnek kapsamındaki kurumsal olmayan nüfusa dâhil 15-64 yaş grubundaki kadınlara ilişkin bazı karşılaştırmalı tablolara yer verilmiştir. Tablo 2'de kadınların eğitim durumuna göre işgücüne

katılım durumları bulunmaktadır. Buna göre, işgücüne katılmayan kadınların %45,2'si orta düzey bir eğitime, %28'i ise yüksek seviyede bir eğitime sahip olduğu görülmektedir. Diğer taraftan, piyasanın orta ve yüksek seviyede eğitimli kadın işgücü talep ettiği anlaşılmaktadır (%80,2). Taymaz (2009)'a göre eğitim düzeyinin yükselmesi ayrıca kadınların kendilerine duydukları saygıyı güçlendirmekte, onlara rekabetçi çalışma becerileri edindirmekte ve işgücüne katılım oranlarını yükseltmektedir. Bu anlamda işgücüne katılmayan %73,2 oranında kadın işgücü, piyasa açısından kayıp olarak görülebilir.

Tablo-2. Eğitim durumuna göre kadınların işgücüne katılımı (%)

		Eğitim Durumu			
		Düşük	Orta	Yüksek	Toplam
İşgücüne Katılım Durumu	Hayır	26.8	45.2	28.0	100
	Evet	19.7	34.8	45.5	100
	Toplam	24.7	42.1	33.3	100

Tablo 3'te hanenin gelir durumuna göre kadının işgücüne katılım durumları verilmiştir. İşgücüne katılmayan kadınların %46,7'si 600 YTL ve daha az gelire sahip bir hanede yaşarken, %31,5'in 601-1000 YTL arasında bir gelire sahip hanede yaşamaktadır. İşgücüne katılmayan kadınların %21,8'i ise 1001 YTL ve daha fazla gelire sahip bir hanede yaşamaktadır. Buna göre, hanenin gelir düzeyi arttıkça kadının işgücüne katılma olasılığının arttığı iddia edilebilir.

Tablo-3. Hanenin gelir durumuna göre kadınların işgücüne katılımı (%)

		Gelir Durumu				
		450 YTL'den az	451-600 YTL	601-1000 YTL	1001 YTL'den fazla	Toplam
İşgücüne Katılım Durumu	Hayır	26.8	19.9	31.5	21.8	100
	Evet	23.8	14.0	25.9	36.3	100
	Toplam	25.9	18.1	29.8	26.1	100

Tablo 4'e bakıldığında, işgücüne katılmayan kadınların %80'i evli iken, işgücüne katılan kadınların yaklaşık %40'ının evli olmadığı görülmektedir. Pancaroğlu (2006) çalışmasında, çocuk bakımı imkânlarının arttırılmasının, evli kadınların işgücü piyasasına katılması için önde gelen itici bir güç

olduğunu, evli olmayan kadınların önceliğinin ise sağlık sigortası ve emeklilik imkânlarının olduğu bir iş aramak olduğunu tespit etmiştir.

Tablo-4. Medeni duruma göre kadınların işgücüne katılımı (%)

		Medeni Durum		
		Evli	Evli Değil	Toplam
İşgücüne Katılım Durumu	Hayır	79.5	20.5	100
	Evet	63.0	37.0	100
	Toplam	74.5	25.5	100

Tablo 5'teki verilere göre, işgücüne katılmayan kadınların %66 oranındaki kısmının kentte yaşadığı görülmektedir. Bu durum, kentsel yerleşim yerlerinde sanayi ve hizmet sektörlerinin yoğun olmasından ve dolayısıyla kadının ücretsiz aile işçisi olarak çalışma imkânı bulamamasından kaynaklanmaktadır. Diğer taraftan kentsel işgücü piyasasına katılımın zor olması, kadınları "cesareti kırılmış" işgücü haline getirebilmektedir (Dünya Bankası ve DPT, 2009).

Tablo-5. Kır-kent ayrımına göre kadınların işgücüne katılımı (%)

		Yerleşim Yeri		
		Kır	Kent	Toplam
İşgücüne Katılım Durumu	Hayır	33.8	66.2	100
	Evet	51.2	48.8	100
	Toplam	39.1	61.0	100

Son olarak Tablo 6'ya bakıldığında işgücüne katılmayan kadınların %75'i hane bakımına ayırdıkları süre bakımından AB ortalamasının üzerindedir. Diğer taraftan, işgücüne katılan kadınların %61'i AB ortalamasının altında bir süreyi hane bakımlarına ayırmaktadırlar. Ev işleri ve çocuk/yaşlı bakımı görevleri geleneksel olarak kadınların üzerinde olduğundan bu durum kadınların işgücü piyasasına katılımını engelleyebilmektedir. Ailede küçük çocuk bulunması da kadınların işgücüne katılımını olumsuz etkilemektedir.

Tablo-6. Hane bakımına ayırdıkları süreye göre kadınların işgücüne katılımı (%)

		Hane bakımına ayrılan süre (dakika)		
		10-270	280-980	Toplam
İşgücüne Katılım Durumu	Hayır	25.0	75.0	100
	Evet	61.4	38.6	100
	Toplam	35.9	64.0	100

4. Yöntem

Literatürdeki yaklaşımlar dikkate alınarak bu çalışmada Türkiye'deki kadınların işgücüne katılım durumu; kadının medeni durumunun, içinde bulunduğu hane halkının gelir düzeyinin, yerleşim yerinin, eğitim düzeyinin ve hane bakımına ayırdığı sürenin bir fonksiyonu olarak ele alınmıştır. Bu fonksiyon, 1 numaralı ifadede verildiği gibi doğrusal bir model ile temsil edilebilir.

$$KATILIM_i = \beta_0 + \beta_1 MEDENİ_i + \beta_2 GELİR_i + \beta_3 KIR_KENT_i + \beta_4 EĞİTİM_i + \beta_5 SÜRE_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

1 numaralı modelde kullanılan değişkenler "Veri Seti" bölümünde açıklanmıştır. 1 numaralı modelde $i = 1,2,\dots,4658$ ve $k = 0,1,2,3,4,5$ olmak üzere, β_k katsayıları her bir değişkenin $KATILIM$ değişkeni üzerindeki bireysel etkisini temsil etmektedir. Bu modelde bulunan ε_i, KATILIM değişkeninin modelde bulunan açıklayıcı değişkenler tarafından açıklanamayan tesadüfî etkileri (hata terimini) temsil etmektedir. Modeldeki bağımlı değişken 0 ve 1'den oluşan bir yapıda olduğundan, ε_i teriminin yapısının da 0 ve 1 aralığında lojistik bir dağılıma sahip olduğu varsayılmıştır. Logit modeli açıklayan lojistik dağılım fonksiyonu, 2 ve 3 numaralı ifadeler kullanılarak yazılabilir.

$$P_i = E\left[KATILIM_i = 1 \Big/ \begin{pmatrix} Medeni \\ Gelir \\ Kır_Kent \\ Eğitim \\ Süre \end{pmatrix}\right] \quad (2)$$

$$P_i = \frac{1}{1+e^{-(\beta_0+\beta_1 MEDENİ_i+\beta_2 GELİR_i+\beta_3 KIR_KENT_i+\beta_4 EĞİTİM_i+\beta_5 SÜRE_i)}} \quad (3)$$

Bu durumda bir kadının işgücüne katılmış olması olasılığı (P_i), işgücüne katılmamış olma olasılığı ise $(1-P_i)$ olmaktadır. Buna göre, $P_i/(1-P_i)$ bir kadının işgücünde olma olasılığının, olmama olasılığına oranını (odds oranını) ifade etmektedir. 1 numaralı modelin hata terimlerinin lojistik dağıldığını varsayan Logit model, 3 numaralı ifade kullanılarak, 4 numaralı model ile temsil edilebilir.

$$P_i = ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 MEDENİ_i + \beta_2 GELİR_i + \beta_3 KIR - KENT_i + \beta_4 EĞİTİM_i + \beta_5 SÜRE_i \quad (4)$$

4 numaralı modelde $k = 0,1,2,3,4,5$ olmak üzere, β_k katsayıları $ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right)$ oranı üzerindeki etkilerini temsil etmektedir. 4 numaralı modeldeki β_k katsayılarının tahmini En Yüksek Olabilirlik yöntemi ile elde edilmektedir. Model tahminin detayları için Greene (2000) çalışması incelenebilir. Model tahmini ve analizlerde E-Views paket programı kullanılmıştır.

Modelin yorumlanması aşamasında katsayılardan ziyade "odds" oranlarının kullanılması daha bilgi verici olmaktadır. Odds oranları, Logit modelinde tahmin edilen katsayıların anti-log'u alınarak hesaplanmıştır. Dolayısı ile odds oranları, bağımsız değişkende meydana gelen bir birimlik değişiminin kadının işgücüne katılıma olasılığını ne kadar etkileyeceğini göstermektedir. Odds oranları sadece pozitif değerler alabilmektedir. 0 ile 1 arasında olan odds oranı, kadının işgücüne katılma olasılığının ilgili değişkenden negatif, 1'den büyük odds oranları ise pozitif etkilenmekte olduğu anlamına gelmektedir.

4 numaralı modeldeki herhangi bir bağımsız değişkenin, kadının işgücüne katılma olasılığına etkisi değişkenin aldığı değere göre değişebilmektedir. Örneğin, kadının eğitim seviyesinin 1'den 2'ye yükselmesi kadının işgücüne katılma olasılığını "x" kadar arttırırken, eğitim seviyesinin 2'den 3'e çıkması kadının işgücüne katılma olasılığını "x"den farklı bir miktarda arttırmaktadır. Çalışmada, bu tip etkileri görmek üzere "Olasılık Tepki Eğrileri" kullanılmıştır. Olasılık tepki eğrisi, kısaca bağımlı değişkenin bağımsız değişkenlerdeki değişimlere karşı nasıl tepki verdiğini gösteren bir grafik türüdür.

5. Uygulama ve Bulgular

Uygulamada kadınların işgücüne katılımının etkileyen faktörlerin istatistiksel anlamlılığını tespit etmeye yönelik olarak 4 numaralı Logit

modelin tahmini yapılmıştır. Model tahmin sonuçları ve ilgili istatistikler Tablo 7'de verilmiştir. Ardından, kadının hane bakımına ayırdığı süre temel alınarak; medeni durum, eğitim durumu, gelir durumu ve kır-kent yerleşimi değişkenlerinin kadının işgücüne katılma olasılığı üzerindeki etkilerini gösteren olasılık tepki eğrileri Grafik 1, 2, 3 ve 4'te verilmiştir.

Tablo-7. Analiz örneğindeki kadınların işgücüne katılımına ilişkin Logit model tahmin sonuçları

	Katsayı	Odds Oranı
Sabit terim	1.31 (0,02) ***	3.71
SURE	-0.01 (0.01)***	0.99
MEDENI	0.23 (0.003)***	1.26
KIR_KENT	-1.29 (0.05)***	0.28
GELIR	0.20 (0.03)***	1.22
EGITIM	0.43 (0.04)***	1.54
Gözlem Sayısı		4658
Log likelihood		-2330.5
Kısıtlı log likelihood		-2848.5
LR test istatistiği		1035.99***
McFadden R^2		0.182

*: %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Parantez içindeki güvenilir standart hatalar QML (Huber/White) ile hesaplanmıştır.

.

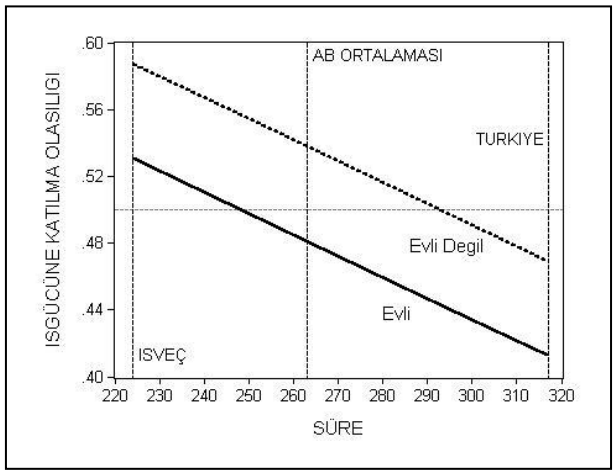
Not: McFadden R^2, doğrusal regresyon için hesaplanan klasik R^2'nin bir benzeridir. 0 ile 1 arasında değer almaktadır.

Tablo 7 ele alındığında, öncelikle 4658 gözlem ile tahmin edilen modelin bir bütün olarak %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlılığa sahip olduğu söylenebilir (LR=1035,99). Bununla yanında her bir bağımsız değişkenin, kadının işgücüne katılma olasılığı üzerinde %1 anlamlılık düzeyinde bireysel olarak etkiye sahip olduğu görülmektedir. Bu modele göre, kadının işgücüne katılma olasılığını arttıran en önemli değişken eğitim seviyesidir (EGITIM: 1.54). Eğitim seviyesi arttıkça kadının işgücüne katılma olasılığının arttığı anlaşılmaktadır. Kadının işgücüne katılma olasılığını azaltan en önemli değişken ise kadının yerleşim yeridir (KIR-KENT: 0.28). Kadının yerleşim yerinin kent olması durumunda, işgücüne katılma olasılığını azaldığı anlaşılmaktadır. Bu durum kırsal bölgelerde kadınların ücretsiz tarım işçisi olarak görev almasına bağlanabilir.

Model tahmin sonuçlarına bakılarak, hanenin gelir seviyesi arttıkça hanede bulunan kadının işgücüne katılma olasılığının arttığı söylenebilir. Bu bulgu, gelir seviyesi yüksek bir hanede bulunan kadının eğitim seviyesinin de yüksek olacağı düşüncesiyle, kabul edilebilir bulunmuştur. Kadının medeni durumunun "evli değil" olmasının işgücüne katılımını arttırdığı anlaşılmaktadır (MEDENI: 1.26).

Tablo 7'e bakıldığında kadının hane bakımına ayırdığı sürenin, işgücüne katılım olasılığını azalttığı iddia edilebilir. Odds oranına bakıldığında hane bakımına ayrılan süredeki 1 dakikalık bir değişimin kadının işgücüne katılma olasılığını nispeten az etkilediği sonucu çıkarılabilir. Fakat bu süre AB ortalamasına (263 dakika) ve hatta İsveç (222 dakika) seviyesine indirildiğinde kadının işgücüne katılım olasılığını büyük ölçüde arttırdığı bu çalışmada olasılık tepki eğrileri ile ortaya konmuştur (Şekil 1 – Şekil 4).

Şekil-1. Medeni durum ve hane bakımına ayırdığı sürelere göre olasılık tepki grafiği

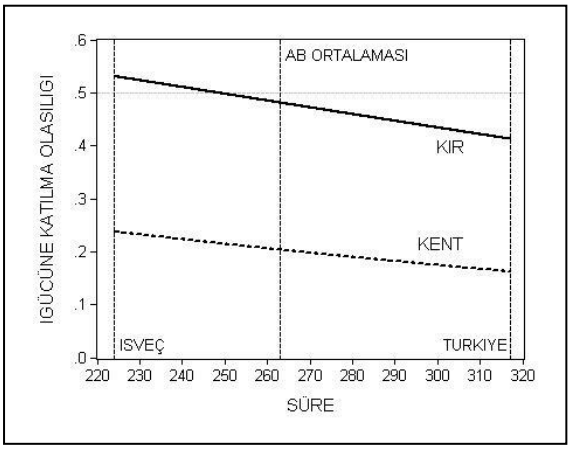


Not: Kırsal kesimde yaşayan, içinde bulunduğu hanenin 451-600 YTL arasında bir gelire sahip olduğu ve lise mezunu bir kadın varsayılmıştır.
Kaynak: Tablo-7 üzerinden yazarların hesaplamaları.

Şekil-1'de kırsal kesimde yaşayan, içinde bulunduğu hanenin 451-600 YTL arasında bir gelire sahip olduğu ve lise mezunu olan bir kadının hane bakımına ayırdığı süreye göre işgücüne katılma olasılıkları, evli ve evli olmaması durumları ayrımında verilmektedir. Buna göre, evli olan ve hane bakımına 317 dakika ayıran bir kadının işgücüne katılma olasılığı %41 olurken, eğer bu süre 263 dakikaya indirilirse bu olasılığın %48 olduğu anlaşılmaktadır. Sürenin 222 dakikaya inmesi durumunda bu olasılığın

%53'e yükseldiği, dolayısı ile işgücüne katılabileceği söylenebilir. Hane bakımına 317 dakika ayıran ve evli olmayan bir kadın için işgücüne katılma olasılığı %47 iken, 263 dakika ayıran bir kadının işgücüne katılma olasılığı %54 olduğu ve işgücüne katılabildiği iddia edilebilir.

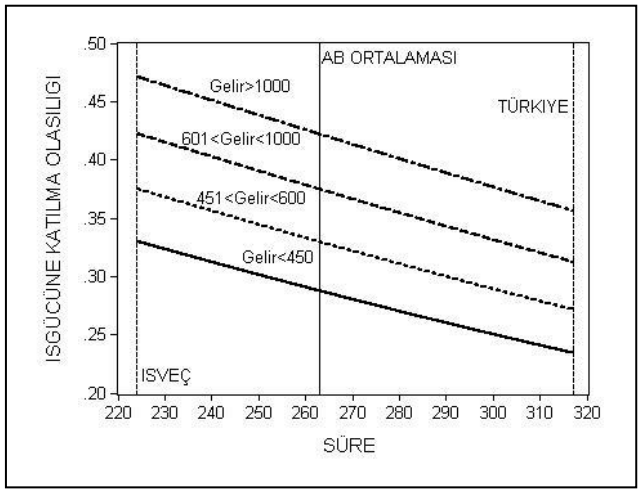
Şekil-2. Yerleşim yeri ve hane bakımına ayırdığı sürelere göre olasılık tepki grafiği



Not: Evli, içinde bulunduğu hanenin 451-600 YTL arasında bir gelire sahip olduğu ve lise mezunu bir kadın varsayılmıştır.
Kaynak: Tablo-7 üzerinden yazarların hesaplamaları.

Şekil-2'de evli, içinde bulunduğu hanenin 451-600 YTL arasında bir gelire sahip olduğu ve lise mezunu bir kadının hane bakımına ayırdığı süreye göre işgücüne katılma olasılıkları, yerleşim yerleri ayrımında verilmektedir. Buna göre, kentte yaşayan ve hane bakımına 317 dakika süre ayıran bir kadının işgücüne katılma olasılığı %18 olurken, eğer bu süre 222 dakikaya indirilirse bu olasılığın %24'e yükseldiği, dolayısı ile işgücüne katılma olasılığının hala düşük kaldığı söylenebilir. Hane bakımına 317 dakika ayıran ve kırsal bölgede yaşayan bir kadın için işgücüne katılma olasılığı %43 iken, 263 dakika ayıran bir kadının işgücüne katılma olasılığı %48'e yükseldiği iddia edilebilir. Son olarak, hane bakımına 222 dakika ayrılırsa bu olasılığın %53'e yükseldiği, dolayısıyla işgücüne katılabildiği söylenebilir.

Şekil-3. Hanenin gelir düzeyi ve hane bakımına ayırdığı sürelere göre olasılık tepki grafiği

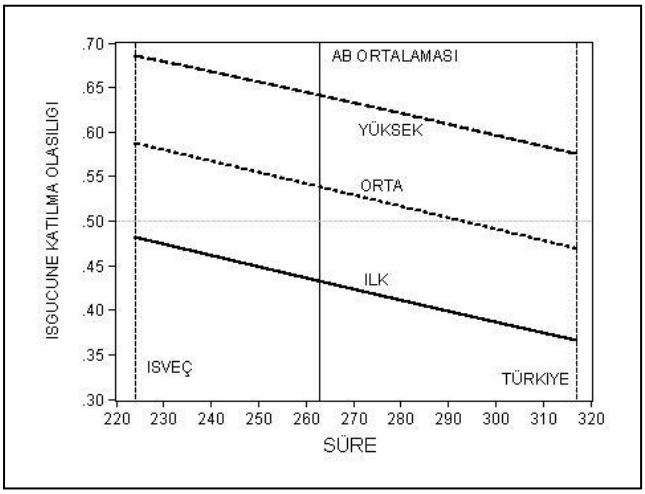


Not: Evli olmayan, kentte yaşayan ve yüksekokul mezunu bir kadın varsayılmıştır.
Kaynak: Tablo-7 üzerinden yazarların hesaplamaları.

Şekil-3'de evli olmayan, kentte yaşayan ve yüksekokul mezunu bir kadının hane bakımına ayırdığı süreye göre işgücüne katılma olasılıkları, gelir düzeyleri ayrımında verilmektedir. Buna göre, 450 YTL'den daha az bir gelire sahip olan bir hanede yaşayan ve hane bakımına 317 dakika ayıran bir kadının işgücüne katılma olasılığı %23 olurken, eğer bu süre 222 dakikaya indirilirse bu olasılık %33'e yükseldiği, dolayısı ile işgücüne katılma olasılığının hala düşük kaldığı söylenebilir. 1000 YTL'den daha fazla bir gelire sahip olan bir hanede yaşayan bir kadının hane bakımına ayırdığı süre 222 dakikaya indirilse bile işgücüne katılma olasılığı %47'de kalmakta ve hala işgücüne katılamadığı anlaşılmaktadır.

Şekil 4'te evli olmayan, kırsal kesimde yaşayan ve içinde bulunduğu hanenin 451-600 YTL arasında bir gelire sahip olduğu bir kadının hane bakımına ayırdığı süreye göre işgücüne katılma olasılıkları, eğitim düzeyleri ayrımında verilmektedir. Buna göre, ilköğretim düzeyinde bir eğitime sahip ve hane bakımına 317 dakika süre ayıran bir kadının işgücüne katılma olasılığı %37 olurken, eğer bu süre 222 dakikaya indirilirse bu olasılığın %48'e yükseldiği, dolayısı ile işgücüne katılama olasılığının hala düşük kaldığı söylenebilir. Orta öğretim düzeyinde bir eğitime sahip ve hane bakımına 317 dakika süre ayıran bir kadının işgücüne katılma olasılığı %48 olurken, eğer bu süre 263 dakikaya indirilirse bu olasılığın %54'e yükseldiği ve büyük olasılıkla işgücüne katılabildiği söylenebilir.

Şekil-4. Eğitim düzeyi ve hane bakımına ayırdığı sürelere göre olasılık tepki grafiği



Not: Evli olmayan, kırsal kesimde yaşayan ve içinde bulunduğu hanenin 451-600 YTL arasında bir gelire sahip olduğu bir kadın varsayılmıştır.
Kaynak: Tablo 7 üzerinden yazarların hesaplamaları.

5. Sonuç

Türkiye'de kadınların işgücüne katılım oranının AB ve OECD ülkelerine kıyasla oldukça düşük olduğu bilinmektedir. 80'li yıllardan sonra yoğunlaşan kentleşme ve buna bağlı olarak ortaya çıkan tarımsal faaliyetlerdeki azalma, kırsal kesimde ücretsiz aile işçisi olarak çalışan ve eğitim düzeyi düşük olan kadının, cesaretinin kırılmasına ve işgücü piyasasından uzaklaşmasına neden olmuştur. Diğer taraftan, evli kadınların evli olmayanlara kıyasla daha az oranda işgücüne katıldığı literatürde üzerinde fikir birliğine varılan bir görüş olarak karşımıza çıkmaktadır. Bununla birlikte, çocuk bakımı başta olmak üzere, temizlik, yemek pişirme gibi hane bakımına ayrılan zamanın da kadınların işgücüne katılıma oranını düşürdüğü yönünde literatürde görüşler bulunmaktadır.

Bu çalışmada, kadının eğitim durumu, medeni durumu, yerleşim yeri ve gelir düzeyi değişkenleri kullanılarak bir işgücüne katılım modeli tasarlanmıştır. Literatürden farklı olarak, Türkiye İstatistik Kurumu'nun yayımladığı 2006 Zaman Kullanım anketi sonuçlarından elde edilen kadınların hane bakımına ayırdığı sürenin de kadınların işgücüne katılımını etkileyip etkilemediği bu modelde test edilmiştir. Oluşturulan modelin tahmini Logit yaklaşım gerçekleştirilmiştir.

Analiz sonucunda literatüre paralel olarak, eğitim ve hanenin gelir düzeyi arttıkça kadınların işgücüne katılımının arttığı, evli kadınların daha az işgücüne katılma eğiliminde olduğu ve kırsal kesimde bulunan kadınların işgücüne katılma olasılığının kente göre daha yüksek olduğu yönünde bulgular elde edilmiştir. Bununla birlikte kır-kent yerleşimi, medeni durum, gelir ve eğitim durumu gibi faktörlerin farklı bileşimleri için, Türkiye ortalamasında zaman ayıran kadınların işgücüne katılım olasılığının düşük kaldığı, bu sürenin AB ortalamasına indirilmesi durumunda ise işgücüne katılma olasılığının arttığı sonucuna varılmıştır. Eğer bu süre İsveç seviyesine indirilebilirse, kadının işgücüne katılma olasılığının oldukça yüksek seviyelere çıkabildiği tespit edilmiştir.

Sonuç olarak, Türkiye'deki kadınların işgücüne katılımını arttırmaya yönelik eğitim odaklı politikalara (örn. mesleki eğitim kursları, girişimcilik kursları vb.) ek olarak, kadınların hane bakımına ayırdıkları süreyi azaltmak odaklı (örn. çocuk ve yaşlı bakım imkânlarının arttırılması ve geleneksel Türk aile yapısında kadına yüklenen rollerin değiştirilmesi konularında) politikalara ağırlık verilmesinin kadının işgücüne katılımını arttıracağı düşünülmektedir.

Kaynakça

Altan, Ş. & Ersöz, A. (1994) Kadının Çifte Yükümlülüğü, *Kadın ve Sosyal Hizmetler Müsteşarlığı Kadın Statüsü ve Sorunları Genel Müdürlüğü Bülteni*, Sayı: 2. Mart.

Asia Society, (1978) Report Of The Workshop On Time-Use Data: Policy Uses And Methods Of Collection, *Asian Development Seminars Program Of The Asia Society*.

Aytaç, S., M. Sevüktekin, Ö. Işığıçok, N. Bayram, S. Yıldız & Eryiğit, K. (2002) Çağdaş Sanayi Merkezlerinde Kadın İşgücünün Konumu: Bursa Örneği, *Tisk Yayın No: 219*, Ankara.

Berber, M., Yılmaz-Eser, B. (2008) Türkiye'de Kadın İstihdamı: Ülke & Bölge Düzeyinde Sektörel Analiz, *İş,Güç Endüstri İlişkileri ve İnsan Kaynakları Dergisi*, *10* (2), 1-16.

Bevans, G. E. (1913) How Working Men Spend Their Spare Time, *New York: Columbia University Press*.

Birleşmiş Milletler (1997) Concept Paper, *Presented At The Expert Group Meeting On The Trial International Classification Of Activities For Time-Use Statistics*, 11 November, New-York.

Dayıoğlu, M., & M. G. Kırdar (2009) Determinants Of And Trends In Labor Force Participation Of Women In Turkey *Ankara: Odtü Yayınları*.

Dünya Bankası & DPT (2009), Türkiye'de Kadınların İş Gücüne Katılımı:Eğilimler, Belirleyici Faktörler ve Politika Çerçevesi, Dpt *Rapor, No:48508-Tr*.

Eurostat (2005) Comparable Time Use Statistics, National Tables From 10 European Countries, *Working Paper And Studies*. Online Erişim : Http://Epp.Eurostat.Ec.Europa.Eu/Cache/Ity_Offpub/Ks-Cc-05-001/En/Ks-Cc-05-001-En.Pdf

Gıddens A. (2000) Sosyoloji, Çev. Hüseyin Özel & Cemal Güzel, *Ayraç Yayınevi,* Ankara, S.339.

Greene, W. H. (2000) Econometric Analysis, *Englewood Cliffs, Nj:Prentice Hall*.

Kocacık F. & Gökkaya V. B. (2005) Türkiye'de Çalışan Kadınlar & Sorunları, *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler, 6*(1)

Koray, M. (2000) "Sosyal Politika", Ezgi Kitabevi, Bursa.

Özer, M. & Biçerli, K (2003-2004) Türkiye'de Kadın İşgücünün Panel Veri Analizi, *Sosyal Bilimler Dergisi. Ss.55-85. Online Erişim* : Http://Kybele.Anadolu.Edu.Tr/Makaleler/Sb2003_3_1/194880.Pdf

Pancaroğlu, N. S. (2006) Kentlerde Kadınların İşgücüne ve İstihdama Katılım Sorunları: İzmit Örneği, *Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi. Kocaeli Üniversitesi: Kocaeli*.

Pember-Reevens, M. (1913) Round About A Pound A Week, *London: Bell*.

Pentland W. E., Harvey A S., Lawton, M. P., & Mccoıl, M. A. (1999) Time Use Research İn The Social Sciences, *Kiuwer Academic / Plenum Publishers, New York*.

Taymaz, E. (2009) Büyüme, İstihdam, Beceriler & Kadın İşgücü, *Ekonomik Araştırmalar Merkezi, Orta Doğu Teknik Üniversitesi*.

Tokol A. (1999) Dünyada Kadın İşgücü, *Türkiye'de Kadın İşgücü Seminerleri, Tisk I-II, Tisk Yayınları*, No. 192, S.19.

TÜİK (2011) İstatistik Göstergeler 1923-2010, *Türkiye İstatistik Kurum*u, Ankara, Ss.131.

Ver Ploeg, M., Altonji, J., Bradburn, N., Davanzo, J., Nordhaus, W., & Samaniego, F. (2000) Time Use Measurement And Research :

Report Of A Workshop, *Washington, D.C.: National Academy Press*.

Yalçın, B. (2011) Alternatif Zaman Kullanım Anketi Tasarlanması ve Uygulanması *Yayımlanmamış Uzmanlık Tezi, Türkiye İstatistik Kurumu*.

Yurdakul S, (1994) Çalışan Kadının Korunması, *İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü*, Yayınlanmamış Doktora Tezi, İstanbul, S.13.

Türkiye'de CDS Primleri İle Cari Açık Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Karma Frekanslı VAR Yaklaşımı

Fatma KOLCU[1] Nebiye YAMAK[2]

1.Giriş

Finansal piyasalardaki en önemli risklerden biri olan kredi riskinden korunmak amacıyla geliştirilen kredi temerrüt takası (Credit Default Swaps-CDS), en genel tanımıyla bir kişi ya da kuruluşun, kredi sahibinin karşılaşabileceği alacağın ödenmemesi riskini belirli bir miktar karşılığında üstlenmeyi kabul ettiği bir tür sigorta sözleşmesidir. Bu işlemde, CDS alıcısı elinde bulundurduğu varlığı CDS satıcısı ile sözleşme yaparak varlığın temerrüdüne karşı sigortalatmakta ve karşılığında satıcıya periyodik bir ödeme (CDS primi) yapmayı kabul etmektedir. Gerek şirketlerin gerekse de ülkelerin sözleşmeye konu olabildiği CDS'ler, her ne kadar yatırımcılar için bir riskten korunma sözleşmesi olarak ortaya çıkmışsa da, günümüzde artık CDS primleri ülkelerin veya şirketlerin risk durumunun bir göstergesi haline gelmiştir. Özellikle 2008 yılında yaşanan küresel krizle birlikte kredi derecelendirme kuruluşlarının itibar kaybetmesi CDS primlerinin ülke kredi riskinin ölçülmesinde daha fazla kullanılmasına yol açmıştır. Nitekim bir ülkenin finansal durumuna ilişkin her bir pozitif veya negatif bilgi ülke CDS primine yansımakta, olumsuz bilgi veya haberler CDS primini artırırken olumlu bilgi veya haberler CDS primini düşürmektedir (Kliber, 2011: 113). Aynı şekilde ülkenin makroekonomik göstergelerindeki değişimler de doğrudan CDS primine yansımakta, olumsuz gelişmeler ülke riskinin artmasına bu da söz konusu primin yükselmesine neden olmaktadır.

CDS primlerinin ülke riskinin ölçütü olarak kullanılmasıyla birlikte son yıllarda söz konusu primleri etkileyen faktörleri belirlemeye yönelik pek çok çalışma yapılmıştır. Bu çalışmaların bir kısmı finansal göstergelerin CDS primleri üzerindeki belirleyiciliğini sorgularken bir kısmı da büyüme, enflasyon, işsizlik gibi makroekonomik faktörlerin primler üzerindeki etkisini incelemiştir. Kuşkusuz bir ülkenin makroekonomik performansına ilişkin temel göstergelerinden biri de cari işlemler dengesinde meydana gelen değişimlerdir. Özellikle cari

[1] Dr.Öğr.Üyesi, Trabzon Üniversitesi, Beşikdüzü Meslek Yüksekokulu, Yönetim ve Organizasyon Bölümü, fkolcu@trabzon.edu.tr.
[2]Prof.Dr. Karadeniz Teknik Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, nyamak@ktu.edu.tr

işlemler açığının artması genel makroekonomik durumun iyi olmadığını göstermekte ve bu durum gerek ülke gerekse o ülkedeki şirketlerle ilgili yatırım kararlarını etkileyebilmektedir. Literatürde cari işlemler dengesinin CDS primleri üzerinde etkili olduğu beklenmektedir. Nitekim yapılan ampirik çalışmaların büyük bir kısmında CDS primi bağımlı değişken olarak alınırken, cari işlemler dengesi bağımsız değişken olarak kullanılmıştır (Sand, 2012; Baltacı ve Akyol, 2016; Filippos, 2017; Kılcı, 2017a; Şahin, 2018; Bıyık, 2019; Akyol ve Baltacı, 2019). Ancak CDS primlerinin borçlanma maliyetleri yoluyla yabancı yatırımları etkileyerek cari işlemler dengesi üzerinde etki yaratması da olasıdır. Bu nedenle cari denge ile CDS primleri arasındaki nedensellik ilişkisinin belirlenmesi önem arz etmektedir.

Bilindiği üzere cari işlemler açığı Türkiye'nin önde gelen temel makroekonomik sorunlarından biridir. Zira Türkiye birkaç dönem hariç sürekli cari açık veren bir ekonomidir. Bu durum Türkiye'de cari açık ile CDS primi arasındaki olası bir nedensel ilişkinin yönünü de merak konusu yapmaktadır. Literatürde bu amaçla yapılmış çalışma mevcut olup, bu çalışmalarda ya aylık frekansta cari açık rakamları ve CDS primleri ya da üç aylık frekansta cari açık/gayri safi yurtiçi hasıla (GSYH) ve CDS primleri kullanılmıştır. Cari açık/GSYH değişkeninin kullanıldığı çalışmalarda veri setinin üç aylık olarak kullanılmasının ana nedeni cari açık oranı serisinin üretilmesinde gerekli olan GSYH serisinin aylık frekansının mevcut olmamasıdır.

Geleneksel zaman serileri analizinde ele alınan değişkenlerin aynı frekansta olmaları gerekmektedir. İncelenen değişkenlerden birinin düşük diğerinin yüksek frekansta bulunması mümkün değildir. 2000'li yıllara kadar serilerdeki frekans farklılığını ortadan kaldırmada kullanılan en etkin yöntem, yüksek frekanslı serileri analizdeki en düşük frekanslı değişkenin frekansına dönüştürmekti. Dönüştürme işlemi, yüksek frekanslı serinin istenilen frekans için toplulaştırılmasıyla gerçekleştirilmekteydi (Samut ve Yamak, 2018: 29). Ancak böyle bir yaklaşım, zaman serisi analizinde yapılan tahminlerin istatistiki anlamda etkin olmamasına ve/veya sapmalı çıkmasına neden olabilmektedir (Andreou vd., 2010: 246). Çünkü yüksek frekanslı seriler düşük frekanslısına göre daha fazla bilgi içermektedir. Fakat toplulaştırma ile birlikte yüksek frekanslı serilerdeki potansiyel bilgi ya ortadan kaybolmakta ya da farklı bir dağılıma dönüşmektedir (Marcellino, 1999 ve Götz vd., 2015). Dolayısıyla, bu yaklaşımla herhangi bir zaman serisinin frekansını düşürmek serideki potansiyel bilginin kaybolmasına neden olacaktır. Ayrıca, Granger (1988), Peseran vd., (1989), Granger ve Siklos (1995)

toplulaştırılmış değişkenlerle yapılan analiz bulgularının toplulaştırılmamış değişkenlerle elde edilen bulgulardan farklı olabileceğini çalışmalarında göstermişlerdir.

Ghysels vd. (2004) çalışmalarında farklı frekanstaki serilerin bir arada kullanılmasına imkan sağlayan Mixed-Data Sampling (MIDAS) yaklaşımını geliştirerek toplulaştırma ile karşılaşılan bu sorunu ortadan kaldırmışlardır. Daha sonra Ghysels (2016) ve Ghysels vd. (2016), tüm değişkenlerin içsel kabul edildiği VAR analizi için Karma Frekanslı VAR (Mixed-Frequency VAR - MF-VAR) yöntemini geliştirmişlerdir. Dolayısıyla MF-VAR yaklaşımı farklı frekanstaki seriler arasındaki Granger nedensellik testine imkan tanımaktadır.

Bu çalışmada amaç Türkiye'de yüksek frekanslı CDS primi ile düşük frekanslı cari açık oranı arasındaki olası nedensellik ilişkisini MF-VAR yaklaşımı altında incelemek ve MF-VAR yaklaşımının bulgularıyla toplulaştırma yaklaşımının bulgularını karşılaştırmaktır.

2.Ampirik Literatür

Küresel ekonomik kriz sonrasında CDS primlerinin ülke kredi riskinin ölçülmesinde kullanılan ölçütlerden biri haline gelmesiyle birlikte CDS primlerini etkileyen faktörlerin belirlenmesi konusu bir hayli önem kazanmış, son yıllarda bu amaçla pek çok ampirik çalışma yapılmıştır. İktisadi literatürde CDS primleri ile cari açık arasındaki ilişkiyi doğrudan inceleyen çok fazla çalışma bulunmamaktadır. Bununla birlikte CDS primleri ile çeşitli makroekonomik ve finansal değişkenler arasındaki ilişkiyi araştıran çok sayıda çalışma yapılmış olup; Brandorf ve Holmberg (2010), Tang ve Yan (2010), Heinz ve Sun (2014), Kargı (2014), Bozkurt (2015), Başarır ve Keten (2016), Bursa ve Kadılar (2016), Li ve Fu (2017), Danacı vd. (2017), Özpınar vd. (2018), Şahin ve Özkan (2018) ve Bekar ve Akyüz (2019)'ün çalışmaları bunlardan bazılarıdır.

Literatürde yer alan çalışmalar genellikle CDS primlerini etkileyen faktörlerin belirlenmesi amacıyla yapıldığından; olası belirleyiciler, primleri etkileyebileceği düşünülen makroekonomik ve finansal göstergelerin modele dahil edilmesi suretiyle tespit edilmeye çalışılmıştır. Dolayısıyla CDS primleri ile cari açık arasındaki ilişkiye dair elde edilen ampirik sonuçlar, bu çalışmaların içinde cari işlemler dengesini açıklayıcı değişken olarak kullananlar vasıtasıyla elde edilebilmektedir.

16 Euro bölgesi ülkesinde CDS priminin belirleyicilerini tespit etmek amacıyla yaptığı çalışmasında Sand (2012), borç/GSYH oranı, cari açık

oranı, risksiz faiz oranı, reel döviz kuru ve enflasyon gibi değişkenleri açıklayıcı değişken olarak kullanmıştır. 2007-2011 dönemi verileri ile yapılan regresyon analizinin sonucunda cari açık oranı ile CDS primleri arasında negatif ilişki belirlenmiştir. Yine 15 Euro bölgesi ülkesi için makroekonomik faktörlerin CDS primleri üzerindeki etkisini araştıran Filippos (2017) 2010-2016 dönemini incelemiştir. Borç/ihracat oranı, rezerv/borç oranı, cari açık/GSYH oranı, enflasyon, ekonomik büyüme ve reel döviz kuru gibi makroekonomik değişkenlerin kullanıldığı çalışmada cari açık oranının CDS primleri üzerinde istatistiksel olarak güçlü bir şekilde etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Farklı ülke verilerinin kullanıldığı diğer bir çalışma da Ho (2016) tarafından yapılmıştır. 8 gelişmekte olan ülkeye ait 2008-2013 dönemi verileri ile CDS primlerinin kısa ve uzun dönem belirleyicilerini araştıran Ho (2016), çalışmasında cari denge, dış borç ve uluslararası rezervler değişkenlerini kullanmıştır. Yapılan eşbütünleşme testinin sonuçları belirtilen değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olduğunu göstermiştir. Türkiye'nin de içinde bulunduğu 11 gelişmekte olan ekonomide CDS primlerini etkileyen makroekonomik değişkenleri belirlemeye çalışan Baltacı ve Akyol (2016) çalışmalarında 2003-2014 dönemini incelemişlerdir. Cari açık oranı, enflasyon, büyüme oranı, reel faiz oranı, doğrudan yabancı yatırımlar gibi değişkenlerin kullanıldığı çalışmada cari açık oranındaki artışın CDS üzerinde önemli derecede etkili olduğu belirlenmiştir.

Türkiye ekonomisi için yapılan çalışmalar incelendiğinde, bu çalışmaların da yine yabancı literatürde olduğu gibi CDS primlerinin makroekonomik faktörlerle olan ilişkilerini araştırma amacıyla yapıldığı görülmektedir. Türk tahvillerinin kredi risk primini etkileyen içsel değişkenleri 2008- 2016 dönemi verilerini kullanarak araştıran Akkaya (2017), çalışmasında makroekonomik değişken olarak cari açık, dış ticaret dengesi, işsizlik oranı, sanayi üretim endeksi, reel kur, iç borç stoku, kapasite kullanım oranı, tüketici fiyat endeksi gibi birçok değişken kullanmıştır. Gerek regresyon analizi gerekse de nedensellik testi sonuçlarına göre cari açık ile CDS primleri arasında herhangi bir ilişki belirlenememiştir. Türkiye için CDS primleri ile ekonomik ve finansal risk unsurları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi test eden Kılcı (2017a), 2010-2016 dönemi enflasyon, işsizlik, büyüme oranı, reel efektif döviz kuru, cari açık oranı, sermaye yeterlilik oranı gibi ekonomik ve finansal gösterge verilerini kullanmıştır. Engle-Granger ve Johansen koentegrasyon testlerinden yararlanılan çalışmanın sonucunda cari açık oranı ile CDS arasında uzun dönemli ilişki tespit edilememiştir. Kılcı (2017b) yine aynı döneme ait verileri kullanarak yaptığı bir başka çalışmasında bu kez çeşitli makroekonomik ve

finansal değişkenlerle CDS primleri arasındaki nedensellik ilişkilerini incelemiştir. Toda-Yamamoto nedensellik testi sonucunda cari açık ile CDS primleri arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi belirlenememiştir. Ancak Kılcı 2019 yılında yaptığı çalışmasında bu kez cari açık oranı ile CDS primleri arasındaki olası nedensellik ilişkisini 2006-2018 dönemine ilişkin üç aylık verileri kullanarak farklı bir nedensellik testi yardımıyla test etmiştir. Fourier Granger nedensellik testinin sonucunda cari açık/GSYİH oranından CDS primlerine doğru olmak üzere tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Türkiye ekonomisinde makroekonomik değişkenlerin CDS üzerindeki belirleyiciliğini inceleyen bir başka çalışma da Yılmaz ve Ünlü (2018) tarafından yapılmıştır. 2011-2017 dönemine ilişkin cari açık ve döviz kuru değişkenlerinin kullanıldığı çalışmada uzun dönem ilişkiler Johansen eşbütünleşme testi, nedensellik ilişkileri ise vektör hata düzeltme modeli ile araştırılmıştır. Eşbütünleşme testi sonucunda cari açık ile CDS arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki belirlenememiştir. Aynı şekilde iki değişken arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi de bulunamamıştır. Şahin (2018), cari açık değerlerinin Türkiye CDS primlerini açıklayan bir öncü gösterge olup olmadığını araştırmak amacıyla yaptığı çalışmasında açıklayıcı değişken olarak sadece cari açık rakamlarını kullanmıştır. 2005 – 2017 dönemini kapsayan çalışmada Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (Autoregressive Distributed Lag- ARDL) model ve Toda-Yamamato nedensellik testinden elde edilen bulgular iki değişken arasında hem uzun dönemli ilişkinin varlığını hem de cari açık rakamlarından CDS primlerine doğru tek yönlü bir nedenselliğin mevcut olduğunu göstermiştir. Akyol ve Baltacı ise 2019 yılında yaptıkları çalışmalarında 2005-2018 dönemi verileri ile Türkiye'de CDS primlerini etkileyen yurtiçi ve küresel değişkenlerin neler olduğunu incelemişlerdir. Birçok makroekonomik ve finansal değişkenin kullanıldığı çalışmada ARDL modelinin sonuçları, cari işlemler dengesinde meydana gelen değişimlerin ülkenin CDS primleri üzerinde etkili olduğunu göstermiştir.

Uzun dönemli ilişkiyi test eden bir başka çalışma da Bıyık (2019)'ın çalışmasıdır. Bıyık (2019) çalışmasında Türkiye ekonomisinde seçim dönemlerinde CDS primi ile makroekonomik ve finansal değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini araştırmıştır. 2002-2018 döneminin ele alındığı çalışmada büyüme oranı, enflasyon, işsizlik, cari açık oranı, reel efektif döviz kuru ve sermaye yeterliliği oranı açıklayıcı değişken olarak kullanılmıştır. ARDL sınır testi sonuçları 2002-2007 döneminde

cari açık oranı ile CDS primi arasında uzun dönemli ilişki olduğunu ve bu ilişkinin pozitif olduğunu göstermiştir.

Adem ve Vuran tarafından 2018 yılında yapılan çalışma ise yukarıda bahsedilen çalışmalardan farklık arz etmektedir. Söz konusu çalışmaların sonuçları cari açığın CDS primleri üzerindeki etkisi hakkında bilgi verirken, Adem ve Vuran (2018)'ın çalışması CDS primlerinin cari açık üzerindeki etkisi hakkında bilgi vermektedir. Şöyle ki Adem ve Vuran (2018) söz konusu çalışmayı Türkiye'de cari açığı etkileyen faktörleri belirlemek amacıyla yapmışlardır. Dolayısıyla ampirik analiz için kurulan modelde cari açık bağımlı değişken olarak alınırken, CDS primi açıklayıcı değişkenlerden biri olarak modele dahil edilmiştir. 2005-2017 dönemini kapsayan çalışmada ARDL modelinden elde edilen sonuçlar CDS primlerinin cari açığı negatif olarak etkilediğini göstermiştir.

3.Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Çalışmada Türkiye'de CDS primi ile cari açık oranı arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırılmasında 2009-2019 dönemi verileri kullanılmıştır. CDS pirimi değişkeni 2009:01-2019:12 dönemi aylık frekanstaki verileri içerirken, cari açık oranı 2009:01-219:04 dönemi üçer aylık frekanstaki verilerden oluşmaktadır. Cari açık oranı, cari açığın GSYH'ya oranlanmasıyla elde edilmiştir. 5 yıl vadeli CDS primi verileri Bloomberg veri dağıtım sisteminden, GSYH ve cari açık serileri ise Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden (TCMB-EVDS) alınmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenlerin kısaltmaları ve tanımları Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1: Değişkenlerin Tanımı

Değişkenin Kısaltması	**Değişkenin Tanımı**
Ca / GSYH	Cari Açık Oranı (Cari Açık / GSYH)
CDS	Kredi Temerrüt Swapları (5 yıllık ABD CDS Pirimi)

Serilerin durağanlık seviyelerinin belirlenmesinde Dickey ve Fuller (1979, 1981) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi kullanılmıştır. ADF testi, sabitli-trendsiz ve sabitli-trendli modeller ele alınarak sırasıyla (1) ve (2) numaralı denklemlerin tahminiyle gerçekleştirilmiştir. ADF denklemlerinde olası otokorelasyon probleminin giderilmesi için bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri denklemin sağ tarafına açıklayıcı değişken olarak

ilave edilmektedir. ADF denklemlerinde bağımlı değişkenin gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri (AIC) yardımıyla belirlenmiştir.

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \delta trend + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

(1) ve (2) numaralı denklemlerde Y_t, durağanlık testine konu olan değişkeni; Δ, fark operatörünü; α, γ, δ, β, katsayıları; ε, hata terimini ve k ise optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir. (1) ve (2) numaralı denklemlerin çalıştırılması sonucunda elde edilen ADF test istatistiği tablo kritik değeri ile karşılaştırılmaktadır. Test istatistiğinin mutlak değeri MacKinnon tablo kritik değerinin mutlak değerinden büyükse serinin durağan olduğuna karar verilmekte, aksi durumda ise serinin durağan olmadığı sonucuna varılmaktadır. Eğer seri durağan değilse, durağanlık şartını sağlayana kadar devresel farkları alınarak yukarıdaki süreç tekrarlanmaktadır.

Serilerin durağan oldukları seviyeler belirlendikten sonra, CDS pirimi ile cari açık oranı arasındaki nedensellik ilişkisi Ghysels (2016)'in ortaya koyduğu ve Ghysels vd. (2016) tarafından Granger nedensellik için uyarlanan, değişkenlerin orijinal frekanslarında analizine imkan tanıyan MF-VAR yöntemi ile araştırılmıştır. MF-VAR modeli (3) numaralı denklemde gösterildiği gibidir.

$$X(\tau_L) = [CDS\ (\tau_L\ , 1)' \dots\dots\dots CDS\ (\tau_L\ , m)', Ca/GSYH\ (\tau_L\ )']' \quad (3)$$

Yukarıdaki (3) numaralı denklemde $X(\tau_L)$; hem yüksek frekanslı CDS değişkenini hem de düşük frekanslı Ca/GSYH değişkenini içeren zaman sürecini, τ_L; düşük frekanslı zaman periyodunu, m; düşük frekanslı Ca/GSYH değişkeninin bir zaman birimine denk gelen yüksek frekanslı zaman periyodu sayısını göstermektedir. MF-VAR modelinde, $p \geq 1$ olmak üzere $X(\tau_L)$'nin MF-VAR (p) süreci izlediği varsayılmaktadır.

$$X(\tau_L) = \sum_{k=1}^{p} A_k X(\tau_L - k) + \varepsilon(\tau_L) \quad (4)$$

Yukarıdaki MF-VAR modelinde $A_k; k = 1, \dots\dots p$ için katsayılar matrisini ve $\varepsilon(\tau_L)$, hata vektörünü göstermektedir. k x 1 boyutlu hata vektörünün $\varepsilon(\tau_L) = [\varepsilon_1(\tau_L), \dots\dots\dots\dots\ , \varepsilon_k(\tau_L]'$ ile durağan bir süreç izlediği varsayılmaktadır. Ghysels vd. (2016), çalışmalarında MF-VAR

modelini m=3 ve p=1 olmak üzere matris cinsinden aşağıdaki gibi göstermişlerdir.

$$\underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ -d & 1 & 0 & 0 \\ 0 & -d & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}}_{\equiv N} \underbrace{\begin{bmatrix} CDS(\tau_L,1) \\ CDS(\tau_L,2) \\ CDS(\tau_L,3) \\ Ca/GSYH(\tau_L) \end{bmatrix}}_{X(\tau_L)} = \underbrace{\begin{bmatrix} 0 & 0 & d & c_1 \\ 0 & 0 & 0 & c_2 \\ 0 & 0 & 0 & c_3 \\ b_3 & b_2 & b_1 & a \end{bmatrix}}_{\equiv M} \underbrace{\begin{bmatrix} CDS(\tau_L-1,1) \\ CDS(\tau_L-1,2) \\ CDS(\tau_L-1,3) \\ Ca/GSYH(\tau_L-1) \end{bmatrix}}_{X(\tau_L)} + \underbrace{\begin{bmatrix} \mu_H(\tau_L,1) \\ \mu_H(\tau_L,2) \\ \mu_H(\tau_L,3) \\ \mu_H(\tau_L) \end{bmatrix}}_{\equiv \mu(\tau_L)}$$

$$NX(\tau_L) = MX(\tau_L - 1) + \mu(\tau_L) \quad (5)$$

(5) numaralı ifadede yüksek frekanslı CDS, d katsayısıyla; düşük frekanslı Ca/GSYH ise a katsayısıyla AR(1) süreci izledikleri varsayılmaktadır. (5) numaralı modelin her iki tarafı N^{-1} ile çarpıldığı zaman modelin indirgenmiş formuna ulaşılmaktadır.

$$X(\tau_L) = A_1 X(\tau_L - 1) + \epsilon(\tau_L) \quad (6)$$

Burada;

$$A_1 = N^{-1}M = \begin{bmatrix} 0 & 0 & d & \sum_{i=1}^{1} d^{1-i}c_i \\ 0 & 0 & d^2 & \sum_{i=1}^{2} d^{2-i}c_i \\ 0 & 0 & d^3 & \sum_{i=1}^{3} d^{3-i}c_i \\ b_3 & b_2 & b_1 & a \end{bmatrix} \quad (7)$$

ve

$$\epsilon(\tau_L) = N^{-1}\mu(\tau_L) \quad (8)$$

(7) numaralı eşitlikte $H_0: b_1 = b_2 = b_3 = 0$ hipotezi ret edilemediği takdirde CDS priminin cari açık oranının Granger nedeni olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Aynı şekilde $j = 1,2,3$ için $H_0: \sum_{i=1}^{j} d^{j-i}c_i = 0$ hipotezi ret edilemediğinde ise cari açık oranının CDS priminin nedeni olmadığına karar verilmektedir.

MF-VAR modelinin tahmininde en küçük kareler yöntemi kullanılmaktadır. Ancak parametreler için varyans-kovaryans matrisinin hesaplanmasında Newey ve West (1987)'in HAC varyans tahmincisi ve Newey ve West (1994)'in otomatik gecikme seçiminden yararlanılmaktadır. Daha sonra, Wald istatistikleri hesaplanarak

değişkenler arasında nedensellik ilişkisi olup olmadığına karar verilmektedir.

4.Bulgular

CDS pirimi ile cari açık oranı arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmadan önce çalışmada kullanılan değişkenlerin birim kök içerip içermedikleri ADF birim kök testi ile belirlenmiştir. ADF birim kök testine ilişkin sonuçlar Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2: ADF Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	**Sabit**	**Sabit ve Trend**
Ca /GSYH	-1.486 (6)	-4.505 *** (4)
CDS	-3.421 ** (1)	-4.648 *** (1)

Not: Parantez içindeki değerler Akaike Bilgi Kriterine göre belirlenmiş optimal gecikme uzunluklarıdır. *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde serinin durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 2'de görüldüğü üzere CDS serisi hem sabitli hem de sabitli-trendli formda seviyesinde durağan bulunmuştur. Ca/GSYH serisinin ise sabitli formda seviyesinde durağan değilken sabitli-trendli formda durağan olduğu tespit edilmiş, ancak ilgili değişkene ait grafik incelendiğinde serinin trend içerdiği gözlemlenmiştir. Dolayısıyla Ca/GSYH serisinin durağanlığının belirlenmesinde sabitli-trendli formun dikkate alınması gerektiğinden, bu serinin seviyesinde durağan olduğunun kabul edilmesi uygun olacaktır. Bu nedenle analizlerde her iki serinin de düzey değerleri kullanılmıştır.

Çalışmada CDS primi ile cari açık oranı arasındaki MF-VAR modeline dayalı Granger nedensellik testini uygulamak için Motegi (2014) tarafından yazılan MATLAB kodları kullanılmıştır. Ghysels vd. (2016) tarafından geliştirilen MF-VAR modelinde sabit terime yer verilmediğinden analizde değişkenlerin ortalamadan sapmaları kullanılmıştır.

Değişkenler arasındaki Granger nedensellik testi hem MF-VAR modeli (aylık CDS ve üç aylık Ca/GSYH arasında) hem de VAR modeli (üç aylık toplulaştırılmış CDS ve üç aylık Ca/GSYH arasında) altında uygulanmış ve sonuçlar Tablo 3'de verilmiştir.

Tablo 3: Granger Nedensellik Testinin Olasılık Değerleri

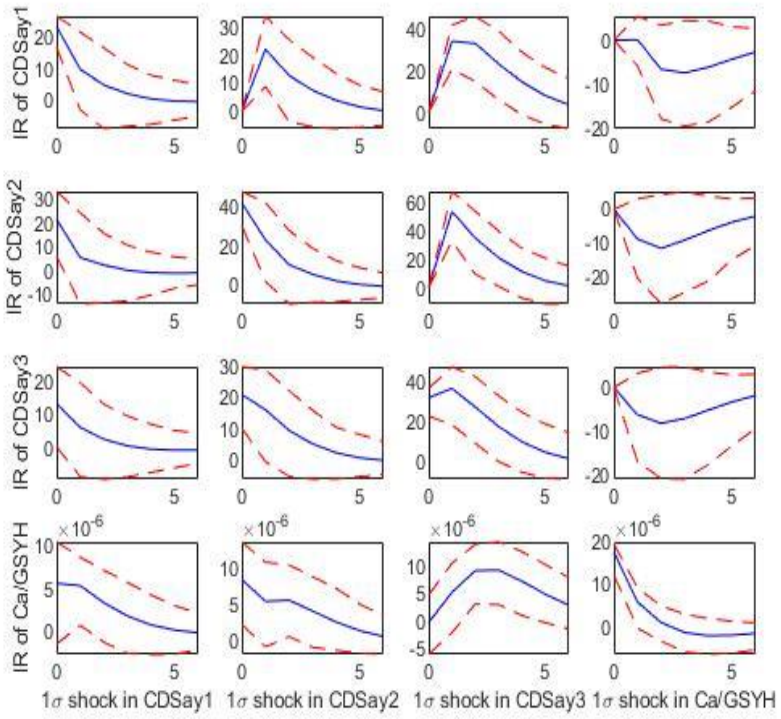
H_0 Hipotezi	**Karma Frekans (MF-VAR)**	**Düşük Frekans (VAR)**
Ca / GSYH ⇏ CDS	0.555 (1)	**0.027 (1)**
CDS ⇏ Ca / GSYH	**0.007 (1)**	**0.039 (1)**

Not: Parantez içindeki değerler MF-VAR ve VAR modelleri için optimal gecikme uzunluğudur.

Tablo 3'de görüldüğü gibi, Ca/GSYH değişkeninin CDS değişkeninin nedeni olmadığını ifade eden H_0 hipotezi MF-VAR modelinde 0.555 olasılık değeri ile ret edilmezken, toplulaştırılmış serinin kullanıldığı VAR modelinde 0.027 olasılık değeri ile ret edilmektedir. Diğer taraftan CDS değişkeninin Ca/GSYH değişkeninin nedeni olmadığını belirten H_0 hipotezi MF-VAR modelinde 0.007, toplulaştırılmış serinin kullanıldığı VAR modelinde ise 0.039 olasılık değeri ile ret edilmektedir. Dolayısıyla, MF-VAR modeliyle CDS priminden cari açık oranına doğru olmak üzere %1 anlamlılık seviyesinde tek yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlenirken, VAR modeliyle CDS primi ile cari açık oranı arasında %5 anlamlılık düzeyinde çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığı belirlenmiştir. Görüldüğü üzere MF-VAR modelinin bulguları ile VAR modelinin bulguları farklılık arz etmektedir. Daha önce de bahsedildiği gibi toplulaştırma işlemi ilgili seride bilgi kaybına neden olmakta bu da sonuçların yanlı çıkmasına yol açabilmektedir. Nitekim VAR modelinde aylık frekanslı CDS serisi toplulaştırma yöntemiyle üç aylık frekansa dönüştürülerek kullanılmıştır

Son olarak, CDS pirimi veya cari açık oranında meydana gelecek bir şok karşısında diğer değişkenin verdiği tepkiyi ölçmek için etki-tepki fonksiyonları her iki model (MF-VAR ve VAR) için ayrı ayrı elde edilmiş ve grafikleri Grafik 1 ve 2'de sunulmuştur.

Grafik 1: MF-VAR Etki Tepki Grafikleri

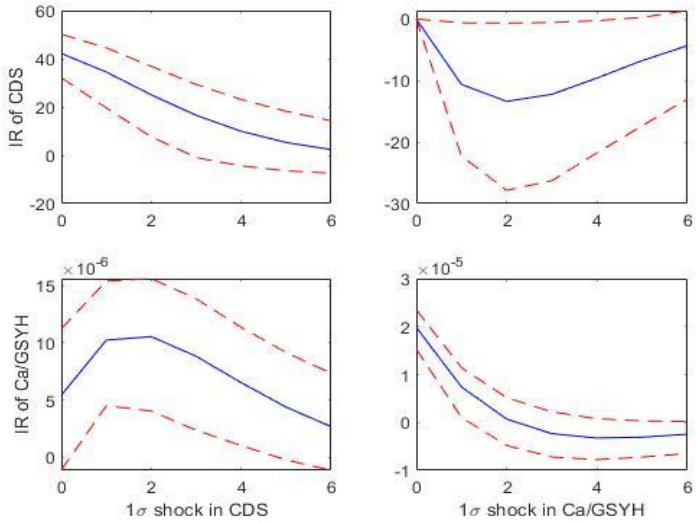


MF-VAR modelinin etki-tepki fonksiyonlarının seyirlerini gösteren Grafik 1'de; CDSay1, CDSay2 ve CDSay3 çeyrek dönemlik periyotta sırasıyla 1., 2. ve 3. aylara denk gelen aylık CDS primlerini ve Ca/GSYH çeyrek dönemlik cari açık oranını ifade etmektedir. Grafik 1'in sağ kısmında yer alan ilk üç grafik çeyrek dönemlik periyotta sırasıyla 1., 2. ve 3. aylara ait CDS primlerinin cari açık oranında meydana gelen bir şoka verdiği tepkiyi göstermektedir. Her üç alt grafikte de CDS priminin cari dönemde cari açık oranı üzerindeki bir şoka herhangi bir tepkisinin olmadığı ancak daha sonraki dönemlerde negatif olarak tepki verdiği görülmektedir. Bu negatif etkinin 2. dönemde maksimum olduğu ve 5. döneme doğru ortadan kalktığı anlaşılmaktadır. Grafik 1'in en alt kısmındaki ilk üç grafik ise cari açık oranının CDS priminde meydana gelen bir şoka verdiği tepkiyi göstermektedir. Bu grafiklerde cari açık oranının CDS primindeki şoka "t" döneminde bile pozitif olarak tepki verdiği daha sonra bu tepkinin

azalarak devam ettiği hatta 5.dönemde dahi ortadan kalkmadığı görülmektedir.

MF-VAR modelinin etki tepki grafikleri, nedensellik testinin tek yönlü nedensel ilişki bulgusunun aksine CDS primi ile cari açık oranının birbirlerini etkilediğini göstermektedir. Ancak cari açık oranının CDS primindeki şoktan cari dönemden itibaren etkilendiği ve uzun süre bu etkinin ortadan kalkmadığı, buna karşılık cari açık oranındaki şoktan CDS priminin cari dönemde etkilenmeyip daha sonraki dönemlerde etkilendiği bu etkinin de azalarak bir süre sonra sonlandığı görülmektedir. Dolayısıyla bu bulgudan CDS priminin cari açık oranı üzerindeki etkisinin daha fazla olduğu anlaşılmaktadır.

Grafik 2: VAR Etki Tepki Grafikleri



VAR modelinin etki-tepki fonksiyonlarının seyirlerini gösteren Grafik 2'nin sağ üst kısmında, cari açık oranında meydana gelen bir şoka toplulaştırılmış CDS priminin verdiği tepki yer almaktadır. Bu grafikte, CDS priminin cari açık oranına verilen bir standart sapmalık şoka cari dönemde hiç tepki vermediği ancak ilerleyen dönemlerde negatif olarak tepki verdiği ve bu tepkinin kısa bir süre sonra 2. dönemde maksimuma ulaşarak sonrasında azaldığı görülmektedir. Aynı grafiğin sol alt kısmında ise toplulaştırılmış CDS priminde meydana gelen bir şoka cari açık oranının verdiği tepki gösterilmektedir. Söz konusu grafikte cari açık oranının CDS primindeki bir şoka cari dönemden itibaren pozitif olarak tepki verdiği ve bu tepkinin 3. dönemde maksimum olduğu, tepki

giderek azalsa da 6. dönem sonunda dahi hala devam ettiği görülmektedir.

VAR modelinin etki tepki grafikleri modelin nedensellik testi sonuçları ile tutarlılık göstermektedir. Ancak cari açık oranının CDS primine ilk dönemden itibaren tepki vermesi ve bu etkinin uzun süre devam etmesi, buna karşılık CDS priminin cari açık oranına ilk başta tepki vermeyerek ilerleyen dönemde tepki vermesi ve kısa süre içinde bu etkinin azalması dikkat çekmektedir.

Gerek MF-VAR gerekse de VAR modelinin etki-tepki grafikleri aslında MF-VAR modelinin nedensellik testi sonuçlarını doğrulamaktadır. Şöyle ki; MF-VAR modeli nedensellik testi CDS priminden cari açık oranına doğru olmak üzere tek yönlü bir nedensel ilişkinin varlığını göstermiştir. Her iki modelin etki tepki grafikleri ise, CDS priminin cari açık oranını ilk dönemden itibaren etkilediğini ve bu etkinin uzun süre ortadan kalkmadığını buna karşılık cari açık oranının CDS primini ilk dönemde etkilemeyip daha sonra etkilediğini ancak bu etkinin de kısa bir süre içinde sonlandığını göstermiştir. Dolayısıyla grafiklerde ilk bakışta her ne kadar iki değişken de birbirini etkiliyor gibi görünse de asıl olarak CDS priminin cari açık oranı üzerinde etkili olduğu anlaşılmaktadır.

5.Sonuç

Bu çalışmada Türkiye'de CDS primi ile cari açık oranı arasındaki olası nedensellik ilişkisi Karma Frekanslı VAR (MF-VAR) yaklaşımı altında analiz edilmiştir. Analizde MF-VAR yaklaşımının tercih edilmesinin sebebi, bu yöntemin yüksek frekanslı değişkenlerin toplulaştırma veya başka bir işleme tabi tutulmadan düşük frekanslı veriler ile bir arada kullanılabilmesine imkan tanımasıdır. Nitekim çalışmada ele alınan değişkenlerden CDS primi serisi aylık frekansa sahipken, cari açık oranı serisi üç aylık frekansa sahiptir. Bu da cari açık/GSYH serisinin elde edilmesinde gerekli olan GSYH serisinin aylık frekansının mevcut olmamasından kaynaklanmaktadır. Bilindiği üzere, geleneksel VAR modelinde, yüksek frekanslı değişken toplulaştırma yöntemiyle düşük frekanslı seriye dönüştürülerek analizde kullanılmaktadır. Bu da yüksek frekanslı serideki potansiyel bilginin kaybolmasına ve sonuçların sapmalı ve tutarsız olabilmesine neden olabilmektedir. Dolayısıyla Ghysels (2016) ve Ghysels vd. (2016) tarafından geliştirilen MF-VAR yaklaşımıyla toplulaştırma neticesinde karşılaşılan bu sorun ortadan kaldırılmaktadır.

Çalışmada söz konusu değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi 2009-2019 dönemi verileri ile hem MF-VAR hem de geleneksel VAR modeli

altında ayrı ayrı tahmin edilerek incelenmiştir. MF-VAR modeline dayalı Granger nedensellik testi sonucunda CDS priminden cari açık oranına doğru olmak üzere tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Analizler toplulaştırılmış veriler ile tekrarlandığında (VAR modeli) CDS primi ile cari açık oranı arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlenmiştir. Bununla birlikte, CDS priminden cari açık oranına doğru olan nedensel ilişkinin yüksek frekans serisinin kullanıldığı MF-VAR modelinde, geleneksel VAR modeline göre istatistiksel olarak daha güçlü olduğu bulunmuştur.

MF-VAR modelinin etki-tepki grafikleri, cari açık oranının CDS primi üzerinde cari dönemde etkisinin olmayıp, daha sonraki dönemlerde etkili olduğunu ancak bu etkinin bir süre sonra ortadan kalktığını göstermiştir. Buna karşılık grafiklerde CDS priminin cari açık oranı üzerinde cari dönemde bile etkili olduğu ve bu etkinin azalarak da olsa uzun süre devam ettiği görülmüştür. VAR modelinden elde edilen etki-tepki fonksiyonlarının grafikleri incelendiğinde ise MF-VAR modelinde olduğu gibi cari açık oranının CDS primi üzerinde cari dönemde herhangi bir etkisinin olmadığı, ilerleyen dönemde etkili olduğu ancak bunun da kısa bir süre sonra azaldığı görülmüştür. Buna karşılık CDS priminin cari açık oranı üzerinde ilk dönemden itibaren etkili olduğu ve bu etkinin azalarak da olsa uzun süre devam ettiği belirlenmiştir.

Sonuç olarak, MF-VAR analizi ile geleneksel VAR analizinin nedensellik testi bulguları farklılık göstermektedir. Ancak toplulaştırılmış verilerle yapılan analizlerde bilgi kaybının olması söz konusu analizden elde edilen sonuçların istatistiki güvenirliliği ve doğruluğu hakkında kuşku uyandırmaktadır. Dolayısıyla çalışma kapsamında MF-VAR modelinden elde edilen bulguların daha güvenilir olduğunu söylemek mümkündür. Yani CDS primi ile cari açık oranı arasında CDS priminden cari açık oranına doğru olmak üzere tek yönlü bir nedensellik ilişkisi mevcuttur. Ayrıca her iki modelin etki tepki grafikleri de bu bulguyu desteklemektedir. Elde edilen bu sonuç, iktisadi literatürde sıklıkla kabul gören cari açığın CDS primleri üzerinde etkili olduğu beklentisinin yanı sıra CDS priminin cari açık üzerinde etkili olduğunu göstermesi açısından son derece önemlidir.

Kaynakça

Adem, A. M., Vuran, B. (2018). Why Does Turkey Have a Chronic Current Account Deficit?. *International Journal of Academic*

Research in Accounting, Finance and Management Sciences, 8 (1), 104-118.

Akkaya, M. (2017). Türk Tahvillerinin CDS Primlerini Etkileyen İçsel Faktörlerin Analizi. *Maliye Finans Yazıları, 107,* 129-146.

Akyol, H., Baltacı, N. (2019). CDS Primlerinin Makroekonomik Belirleyicilerinin İncelenmesi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Küresel İktisat ve İşletme Çalışmaları Dergisi, 8 (16),* 33-49.

Andreou, E., Ghysels, E., Kourtellos, A. (2010). Regression Models with Mixed Sampling Frequencies. *Journal of Econometrics, 158,* 246-261.

Baltacı, N., Akyol, H. (2016). Examination of the Macroeconomic Variables Affecting Credit Default Swaps. *Journal of Economics Bibliography, 3(4),* 610-625.

Başarır, Ç., Keten, M. (2016). Gelişmekte olan Ülkelerin CDS Primleri ile Hisse Senetleri ve Döviz Kurları Arasındaki Kointegrasyon İlişkisi. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 8 (15),* 369-380.

Bekar, S. A., Akyüz, G. Ç. (2019). Kredi Temerrüt Takasları (CDS) İle Yabancı Portföy Yatırımları Arasındaki Saklı İlişkinin Analizi. Çiğdem Karış, Mehmet Çağrı Gözen (Ed.), *İktisat Seçme Yazılar 2019* içinde (129-143). Trabzon.

Bıyık, S. (2019). *Türkiye Ekonomisinde Seçim Dönemlerinde CDS Primini Etkileyen Faktörlerin Analizi: 2002-2018 Dönemi.* (Yayınlanmamış yüksek lisans tezi). Aksaray Üniversitesi/Sosyal Bilimler Enstitüsü, Aksaray.

Bozkurt, İ. (2015). Finansal İstikrar ile CDS Primleri Arasındaki İlişkinin Bulanık Regresyon Analizi ile Tespiti: Türkiye Örneği. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Elektronik Dergisi, 13,* 64-80.

Brandorf, C., Holmberg, J. (2010*). Determinants of Sovereign Credit Default Swap Spreads for PIGS– A Macroeconomic Approach.* (Unpublished Bachelor Thesis). Lund University/School of Economics and Management, Lund.

Bursa, N., Kadılar, G. Ö. (2016). Investigation of Turkey Credit Default Swaps with Entropy Concept. *Eurasian Academy of Sciences Eurasian Eononometrics, Statistics & Emprical Economics Journal, 3,* 23-32.

Danacı, M. C., Şit M., Şit A. (2017). Kredi Temerrüt Swaplarının (CDS'lerin) Büyüme Oranıyla İlişkilendirilmesi: Türkiye Örneği. *Aksaray Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 9 (2),* 67-78.

Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with A Unit Root. *Journal of the American Statistical Association, 74(366),* 427–431.

Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root. *Econometrica, 49 (4),* 1057-1072.

Filippos, A. (2017). *The Relationship Between CDS Spreads and Macroeconomic Factors of the Eurozone.* (Unpublished Master Thesis). Tilburg University/School of Economics and Management, Tilburg.

Ghysels, E. (2016). Macroeconomics and the Reality of Mixed Frequency Data. *Journal of Econometrics, 193 (2),* 294-314.

Ghysels, E., Hill, J. B., Motegi, K. (2016). Testing for Granger Causality with Mixed Frequency Data. *Journal of Econometrics, 192,* 207-230.

Ghysels, E., Santa-Clara, P., Valkanov, R. (2004). The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regression Models. https://cloudfront.escholarship.org/dist/prd/content/qt9mf223rs/ qt9mf223rs. pdf

Götz, T. B., Hecq, A., Smeekes, S. (2015). Testing for Granger Causality in Large Mixed-Frequency VARs. *Discussion Paper, Deutsche Bundesbank*. (No. 45/2015).

Granger, C.W.J. (1988). Aggregation of Time Series Variables: A Survey. *Institute for Empirical Macroeconomics Federal Reserve Bank of Minneapolis Discussion Paper*, *1,* 1-25.

Granger, C. W. J., Siklos, P. L. (1995). Systematic Sampling, Temporal Aggregation, Seasonal Adjustment, and Cointegration Theory and Evidence. *Journal of Econometrics, 66 (1-2),* 357-369.

Heinz, F. F., Sun, Y. (2014). Sovereign CDS Spreads in Europe-The Role of Global Risk Aversion, Economic Fundamentals, Liquidity, and Spillovers. *IMF Working Paper, WP/14/1*.

Ho, S. H. (2016). Long and Short-Runs Determinants of the Sovereign CDS Spread in Emerging Countries. *Research in International Business and Finance, 36*, 579-590.

Kargı, B. (2014). Credit Default Swap (CDS) Spreads: The Analysis of Time Series for the Interaction with the Interest Rates and the Growth in Turkish Economy. *Montenegrin Journal of Economics, 10 (1),* 59-66.

Kılcı, E. N. (2017a). CDS Primleri ile Ülke Kredi Riski Arasındaki İlişkinin Değerlendirilmesi; Türkiye Örneği. *Maliye Finans Yazıları, 108,* 71-86.

Kılcı, E. N. (2017b). CDS Primleri ile Bir Ülkenin Ekonomik ve Finansal Değişkenleri Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Değerlendirilmesi: Türkiye Örneği. *Küresel İktisat ve İşletme Çalışmaları Dergisi, 6 (12),* 145-154.

Kılcı, E. N. (2019). Mali Dengeler ile CDS Primleri Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Analizine Yönelik Bir Çalışma; Türkiye Örneği. *İstanbul Gelişim Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 6 (Gelişim-UWE 2019 Özel Sayısı*), 59-71.

Kliber A. (2011). Sovereign CDS Instruments in Central Europe – Linkages and Interdependence. *Dynamic Econometric Models, Nicolaus Copernicus University, 11*, 111-128.

Li, M. C., Fu, X. M. (2017). Determinants of Credit Default Swap Spreads: A Four-Market Panel Data Analysis. *Journal of Finance and Economics, 5 (1),* 09-31.

Marcellino, M. (1999). Some Consequences of Temporal Aggregation İn Empirical Analysis. *Journal of Business & Economic Statistics, 17* (1), 129-136.

Motegi, K. **(**2014). MFVAR Toolbox. (Erişim Tarihi: 15.06.2018). http://www2.kobe-u.ac.jp/~motegi/Matlab_Codes.html

Newey, W.K., West, K.D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica,, 55,* 703–708.

Newey, W.K., West, K.D. (1994). Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation. *The Review of Economic Studies, 61 (4),* 631-653.

Özpınar, Ö., Özman, H., Doru, O. (2018). Kredi Temerrüt Takası (CDS) ve Kur-Faiz İlişkisi: Türkiye Örneği. *Bankacılık ve Sermaye Piyasası Araştırmaları Dergisi, 2 (4) ,* 31-45.

Pesaran, M. H., Pierse, R. G., Kumar, M. S. (1989). Econometric Analysis of Aggregation in the Context of Linear Prediction Models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society, 57,* 861-888.

Samut, S., Yamak, N. (2018). MIDAS Granger Nedensellik Testi (MF-VAR): GSYH ve İşsizlik Oranı. Havvanur Feyza Erdem, Aykut Başoğlu (Ed.), *İktisat Seçme Yazılar 2018* içinde (29-38). Trabzon.

Sand, H. J. H. (2012). *The Impact of Macro-Economic Variables on the Sovereign CDS Spreads of the Eurozone Countries: Examining the Determinants of Credit Default Swaps.* (Unpublished Master Thesis). University of Groningen/Faculty of Economics an Business, Groningen.

Şahin, C. (2018). Cari Açık Değerleri CDS Puanları Üzerinde Etkili midir? Türkiye İçin Bir Perspektif. *Muhasebe ve Finansman Dergisi, Ekim,* 189-204.

Şahin, E. E., Özkan, O. (2018). Kredi Temerrüt Takası, Döviz Kuru ve BİST100 Endeksi İlişkisi. *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 11(3),* 1939-1945.

Tang, D. Y., Yan, H. (2010). Market Conditions, Default Risk and Credit Spreads. *Journal of Banking & Finance, 34,* 743–753.

Yılmaz A., Ünlü A. (2018). Effect of Some Macroeconomic Variables on Risk Perception: The Turkish Case. *Hacettepe University Journal of Economics and Administrative Sciences, 36 (4),* 117-147.

Vergi-Harcama İlişkisi: OECD(25) Ülkeleri İçin Panel Veri Analizi

Murat Can GENÇ[1]

Levent Yahya ESER[2]

1. Giriş

Bütçe açıkları kamu maliyesinin temel tartışma alanlarından birini oluşturmaktadır. Bazen vergilerdeki yetersizlik bazen ise harcamalardaki fazlalık bütçe açıklarının oluşmasındaki temel nedenlerden birini oluşturmaktadır. Bu bağlamda bütçe açıklarının kapatılması için bu iki değişken arasındaki ilişkinin tespiti sürekli inceleme konusu yapılmakta ve iki değişkenden hangisinin hangisini etkilediği tespit edilmeye çalışılmaktadır.

Vergi ve kamu harcamaları arasındaki ilişkiye yönelik literatürde dört farklı hipotezin olduğu görülmektedir. Bu konudaki tartışmanın başlamasında vergi gelirlerinin kamu harcamalarında artışa neden olduğu hipotezini ortaya atan Friedman (1978) etkili olmuştur. Diğer görüş ise kamu harcamalarının vergilerde artışa neden olduğunu ileri süren Barro (1979)'ya dayanmaktadır. Bu görüşü savunanlar arasından Peacock ve Wiseman (1979) da bulunmaktadır. Bu iki yaklaşımın yanı sıra; Musgrave (1966) ve Meltzer ve Richard (1981) tarafından ifade edilen ve vergiler ile kamu harcamaları kararlarının aynı anda alındığını; seçmenlerin alternatif kamu harcama programlarının marjinal fayda ve maliyetlerini değerlendirerek uygun kamu harcama ve vergi düzeyine karar verdiklerini savunan mali uyum (senkronizasyon) hipotezi ile; Baghestani ve McNown (1994) ve Wildavsky (1988) tarafından ileri sürülen vergi ve harcamaların birbirinden bağımsız olarak belirlendiğini ifade eden kurumsal farklılık hipotezi yer almaktadır.

Literatürde vergi ve kamu harcamaları arasındaki ilişkiyi ele alan çalışmalarda farklı sonuçlara ulaşıldığı görülmektedir. Vergi-harcama ilişkisi son yirmi yılı aşkın zamandır hem zaman serileri hem de panel verileriyle farklı birim kök testleri, eş bütünleşme ve nedensellik testleri kullanılarak ulusal, bölgesel ve yerel düzeyde analiz edilmektedir (Garcia, 2012: 24). Bu çalışmaların artışında etkili olan iki

[1] Doç. Dr. Karadeniz Teknik Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, mcgenc@yahoo.com

[2] Doç. Dr. Karadeniz Teknik Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Maliye Bölümü, leventyahyaeser@gmail.com

temel neden, İkinci Dünya Savaşı'ndan bu yana çoğu gelişmiş ülkede kamu sektörünün büyümesi ve gerek merkezi gerekse yerel yönetimlerin bütçe açıklarının artmasıdır (Dahlberg ve Johansson, 1998: 1379). Vergi ve harcama arasındaki ilişkiye yönelik olarak hangi teorinin geçerli olduğunu test etmek ve böylece bir ekonomiyi en iyi karakterize eden hipotezi belirlemek, entelektüel bir egzersizden daha fazlasıdır. Çünkü bu analiz artan bütçe açıklarına çözüm bulunmasına potansiyel olarak katkıda bulunabilmektedir (Garcia, 2012: 24).

Bu çalışmanın ele alınış nedeni vergi-harcama ilişkisine dair bir çıkarım yaparak politika yapıcılara bilgi sunmaktır. Bu çalışmanın amacı, vergi gelirleri ve kamu harcamaları arasındaki ilişkiyi veri elde edilebilen 25 OECD üyesi ülke için 1995-2018 döneminde ampirik olarak ele almaktadır. Bu amaçla hazırlanan çalışmada öncelikle vergi gelirleri ve kamu harcamaları arasındaki teorik ve ampirik literatüre değinilmiş, ardından panel veri tahminleri yapılarak vergi gelirleri ile kamu harcamaları arasındaki ilişki test edilmiştir.

2. Teorik Literatür

Vergi gelirleriyle kamu harcamaları arasındaki ilişki maliye teorisinin temel araştırma alanlarından biridir. Vergi-harcama ilişkisine yönelik gerek teorik gerekse ampirik literatüre bakıldığında, vergi değişkeni olarak bazen vergi geliri bazen ise kamu gelirlerinin kullanıldığı görülmektedir. Bu çalışmanın ampirik analizinde temel teorik literatüre de uygun olarak vergi gelirlerinin kullanılması kabul edilmiştir.

Vergi gelirleri ile kamu harcamaları arasındaki ilişkiye ait dört farklı hipotez olduğu görülmektedir. Bunlar; i) vergilerin harcamalara neden olduğunu ileri süren vergi-harcama hipotezi, ii) harcamaların vergilere neden olduğunu illeri süren harcama-vergi hipotezi, iii) vergiler ve harcamaların birlikte belirlendiğini ileri süren mali uyum (senkronizasyon) hipotezi ve iv) vergiler ve harcamaların birbirinden bağımsız olduğunu ileri süren kurumsal farklılık hipotezidir. Bu dört hipotez hakkında aşağıda kısaca açıklama yapılacaktır.

i) Vergi-Harcama Hipotezi: Vergi artışlarının kamu harcamalarında artışa neden olacağını iddia eden Friedman (1978) tarafından formüle edilen vergi-harcama hipotezine göre; bütçe açıklarını azaltmak için vergileri artırmak muhtemelen başarısız olacaktır. Çünkü ek gelirlerin kamu harcamalarında bir artışa ve kalıcı bütçe açıklarına neden olacağını ve bunun da nihayetinde harcama kesintileriyle sonuçlanacağını iddia etmektedir. Bu durum, daha düşük vergilerin her zaman daha düşük harcama anlamına gelmediğini; çünkü hükümetin

borçla finansmanı tercih edebileceğini ifade etmektedir. Bu nedenle, harcamalara dayalı mali ayarlamaların daha dayanıklı bir bütçe konsolidasyonu sağlayabileceği ifade edilmektedir (Tashevska vd. 2020: 315).

Friedman bütçe açığını azaltmaya yönelik en iyi çözüm olarak kamu harcamalarının seviyesini düşürecek olan vergi kesintisini önermektedir. Fakat bu kesintilerin etkinliğini geniş halk kitleleri tarafından kabul edilebilirliğine bağlamaktadır (Friedman, 1978:13).

Bu hipotez için alternatif bir bakış açısı Wagner (1970) ve Buchanan ve Wagner (1977) tarafından geliştirilmiştir. Fakat bu iktisatçılar Friedman'dan faklı olarak vergi ve harcama arasında negatif bir ilişki olduğunu ileri sürmüşlerdir. Bunlara göre, gelirdeki artışlar, mali yanılsama yoluyla harcamalarda düşüşe neden olabilmektedir (Garcia, 2012: 25). Çünkü vergi mükellefleri kamu sektörünce sunulan mal ve hizmet miktarındaki artışları finanse etmek için daha gönülsüz olacaklardır (Günaydın, 2004: 167).

Buchanan ve Wagner'e göre, vergi indirimleri, kamu sektörü tarafından sağlanan mal ve hizmetlerin algılanan fiyatını düşürmektedir; bu da bu mal ve hizmetlere yönelik talebi artırmaktadır (Rezaei,2014: 2-3). Verginin harcamaya yol açtığını, ancak vergi mükelleflerinin mali yanılsamasının bir sonucu olarak negatif bir korelasyonla olduğunu vurgulamaktadırlar. Hükümet, vergileri azalttığında, kamu mal ve hizmetlerinin algılanan fiyatı düşmekte, bu da kamu programlarına olan talebi artırarak kamu harcamalarını canlandırmaktadır. Bütün bunlar ise bütçe açığını artırmaktadır. Buchanan ve Wagner (1977), yüksek bir bütçe açığını azaltmak için, devletin bütçe açığı finansmanı üzerindeki kontrolünü sınırlandırarak, kamu harcamalarının azaltılmasını önermektedir (Mutascu, 2015: 3). Sonuç olarak bu hipoteze göre, vergilerin kamu harcamalarını olumlu yönde etkilemesi durumunda gelirlerdeki azalmalar harcamalarda azalmaya yol açacak (Garcia, 2012: 24) ve böylece bütçe açıkları azaltılabilecektir.

ii) Harcama-Vergi Hipotezi: Öncülüğünü Peacock ve Wiseman (1979) ve Barro (1979)'nun yaptığı bu hipotez kamu harcamalarından vergilere doğru bir nedenselliğin olduğunu ileri sürmektedir. Peacock ve Wiseman doğal afet, savaş ve ağır durgunlukların kamu harcamalarında artış yaratacağını; bunu ise vergi ayarlamalarının izleyeceğini ifade etmişlerdir. Kamu harcamalarındaki haklı artış baskının, vergi seviyesini yükseltmeye yönelik ihtiyacı da haklı çıkaracağını söylemektedirler. Ancak sorunlar ortadan kalktığında hükümetin geçmişteki gelir düzeyine dönemediğini ileri sürmektedirler

(Dahlberg ve Johansson, 1998: 1380; Mutascu, 2015: 3). Bunun nedeni olarak da vergi artışlarının, kamu harcama düzeyini muhafaza edebilmek için yüksek düzeyde tutulmaya devam ettirilmesi olarak gösterilmektedir (Günaydın, 2004: 168).

Bu hipotezi savunan diğer bir isim ise Barro(1979)'dur. Barro, harcamalardan vergilere doğru kaynaklanan nedensellik olduğunu ileri sürmektedir (Dahlberg ve Johansson, 1998: 1380). Harcamayı dışsal bir değişken olarak gören Barro, kamu harcamalarındaki bir artışın ek vergiler üreteceğini iddia etmektedir. Barro, mali yanılsamayı reddetmekte ve vergi mükelleflerinin gelecekteki vergi borçlarını tam olarak sermayeye çevirmesini beklemektedir (Mutascu, 2015: 3). Bu düşüncenin arkasında kamu harcamalarını finanse ermek için yapılan borçlanmanın gelecekte vergi yükümlülüklerinde bir artışla sonuçlanmasının beklenmesi yer almaktadır. Bunun sonucunda da kamu harcamalarındaki artışlar vergilerde artışa neden olacaktır (Dökmen, 2012: 122).

iii) Mali Uyum (senkronizasyon) Hipotezi: Mali uyum (senkronizasyon) hipotezine göre (Meltzer ve Richard 1981; Musgrave 1966), vergi ve harcama kararları ortaklaşa ve eş zamanlı olarak alınmaktadır. Seçmenlerin kamu hizmetlerinin marjinal faydalarını ve marjinal maliyetlerini anladıkları ve karşılaştırdıkları varsayılmaktadır (Tashevska vd. 2020: 315). Böylece seçmenler harcama ve vergilerin düzeyine aynı anda karar vermektedirler. Bu durum kamu harcamaları ile vergiler arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu anlamına gelmektedir (Rezaei, 2014: 3). Bu nedenle, artan mali açıkla başa çıkmak için en iyi strateji, eş zamanlı olarak vergiler ve harcamalar hakkında karar almaktır (Tashevska vd. 2020: 315). Bütçe açığını azaltmak isteyen hükümetlerin hem vergiler hem de kamu harcamalarında ayarlama yapmaları gerekmektedir. Eş zamanlı olarak yapılacak bu düzenlemenin yerinden olacağı ifade edilmektedir.

iv) Kurumsal Farklılık Hipotezi: Kurumsal farklılık hipotezine göre (Baghestani ve McNown 1994; Wildavsky 1988); vergiler ve harcamalarla ilgili kararlar ayrı ayrı ve birbirinden bağımsız olarak alınmaktadır. Bu nedenle vergiler ve kamu harcamaları arasında hiçbir ilişki bulunmadığı varsayılmaktadır (Tashevska vd. 2020: 316). Baghestani ve McNown, yukarıdaki hipotezlerin hiçbirinin vergiler ve harcamalar arasındaki ilişkiyi açıklayamadığına inanmaktadır. Yazarlara göre, kamu harcamaları ve vergilerin her biri, hükümet kararlarını ve vergi-harcama arasındaki kurumsal ayrımı yansıtan uzun vadeli ekonomik büyüme tarafından belirlenmektedir (Rezaei, 2014: 3)

3. Ampirik Literatür

Tablo 1: Vergi-Harcama İlişkisine Ait Ampirik Literatür

Yazar/ Yıl	Dönem	Ülke/Ülke Grubu	Yöntem	Sonuç
Dahlberg ve Johansson (1998)	1974-1987	İsveç Yerel Yönetimleri	Panel Nedensellik	H→V
Günaydın (2004)	1987:1/ 2003:3	Türkiye	VAR ve HDM	V→H
Carneiro vd. (2005)	1981-2002	Gine Bissau	Granger Nedenselik ve HDM	H→V
Narayan ve Narayan (2006)	1950-2000	12 Gelişmekte Olan Ülke	Granger Nedensellik	V→H: Morityus, El Salvador, Şili, Venezuella H→V: Haiti, MU: Peru, Güney Afrika, Guetamala, Uruguay, Ekvator
Konukcu-Önal ve Tosun (2008)	1999-2006	Belarus, Rusya, Kazakistan, Kırgızistan	Granger Nedensellik	V→H: Rusya, Belarus MU: Kazakistan, Kırgızistan
Chang ve Chiang (2009)	1992-2006	OECD(15)	Paner Granger Nedensellik	MU

Afonso ve Rault (2009)	1960-2006	AB	Bootstrap Panel Granger Nedensellik	H→V: İtalya, Fransa, İspanya, Yunanistan, Portekiz V→H: Almanya, Belçika, Avusturya, Finlandiya, Birleşik Krallık, Bazı yeni AB üyeleri
Vamvoukas (2011)	1970-2007	AB (15)	Panel Nedensellik	MU
Westerlund vd. (2011)	1963-1997	ABD 50 Eyalet	Panel Koentegrasyon	V→H
Dökmen (2012)	1994-2007	OECD	Panel Nedensellik	V→H
Garcia (2012)	1987-2003	İspanya Özerk Bölgeleri	Granger Nedensellik	V→H
Richter ve Dimitrios (2013)	1833-2009	Yunanistan	Granger Nedensellik	H→V
Bolat (2014)	1980-2013	AB(10)	Bootstrap Panel Granger Nedensellik	V→H: Almanya, İtalya, Hollanda H→V: Fransa, Portekiz V→H/H→V: Avusturya, Belçika, Danimarka, Finlandiya, Birleşik Krallık
Bolat ve Belke (2015)	1999:1/ 2014:1	Merkez ve Doğu Avrupa Ülkeleri	Panel Nedensellik	V→H: Slovenya H→V: Estonya, Letonya, Slovakya MU: Romanya, Bulgaristan

					KFH: Çekya, Macaristan, Litvanya, Polonya
Mutascu (2015)	1995-2012	AB(10)	Bootstrap Panel Granger Nedensellik		H→V: Bulgarisatan V→H: Çekya, Macaristan, Slovenya V→H/H→V: Slovakya KF: Estonya, Litvanya, Letonya, Polonya, Romanya
Özmen ve Balı (2018)	1980-2011	AB(14)	Asimetrik Panel Nedensellik		V→H: Avusturya, Belçika Finlandiya, Fransa, Portekiz H→V: Fransa, Almanya, Hollanda MU: İsveç, Portekiz, İrlanda KF: Danimarka, Yunanistan, İtalya, İspanya, İngiltere
Siami-Namini vd. (2018)	1984-2015	Washington DC.	Granger Nedensellik		V→H
Tashevska vd. (2020)	1999-2015	Güneydoğu Avrupa Ülkeleri	Bootstrap Panel Granger Nedensellik		V→H: Arnavutluk, Bulgaristan, Hırvatistan, Sırbistan, Slovenya MU: Makedonya
Samusi (2020)	1965:1/ 2019:2	Güney Afrika	TVAR-TVECM		V→H

Not: MU: Mali Uyum Hipotezi; KF: Kurumsal Farklılık Hipotezi

4. Veri Seti

Çalışmada vergi harcama hipotezi OECD(25)[3] ülkeleri için 1995-2018 döneminde panel veri yöntemiyle test edilmiştir. Bu doğrultuda Vergi gelirleri OECD Tax Revenue Indicators veri tabanından elde edilmiştir. Diğer taraftan kamu harcamaları verisi GSYH'ye oran şeklinde bulunmuş olup OECD General Government Indicators veri tabanından temin edilmiştir. Kamu harcama serisine ulaşmak için kamu harcamaları (%GSYH) serisi Dünya Bankası WDI (World Bank Development Indicators) veri tabanından elde edilen nominal GSYH ile çarpılarak nominal kamu harcaması serisine ulaşılmıştır. Hem vergi gelirleri hem de kamu harcaması serileri yine WDI veri tabanından temin edilen GSYH deflatörü ile reelleştirilmiştir. Çalışmada vergi gelirleri ve kamu harcaması serilerinin doğal logaritması alınmıştır.

5. Ekonometrik Yöntem

5.1. Yatay Kesit Bağımlılık Testi

Dünya ekonomisinde yaşanan finansal bütünleşme ülkeleri birbirine bağımlı hale getirmiştir. Herhangi bir ülkede yaşanan bir kriz diğer ülkelerin makroekonomik istikrarına etki etmektedir. Bu nedenle çalışmada ilk önce yatay kesit bağımlılığa bakılmıştır.

Breusch ve Pagan (1980) LM test istatistiği yatay kesit bağımlılık yoktur boş hipotezini sınamak için aşağıda sunulan şekilde hesaplanmaktadır.

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

Burada $\hat{p}_{ij}$ hata terimlerinden elde edilen korelasyonu göstermektedir.

Pesaran (2004) Breusch-Pagan LM testinden daha etkin bir test geliştirmiştir. CD_{LM} testi yatay kesit bağımlılık yoktur boş hipotezini sınamak için aşağıda sunulan şekilde hesaplanmaktadır.

$$CD_{LM} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \left(T\hat{p}_{ij}^2 - 1\right) \qquad (2)$$

[3] Avusturya, ABD, Almanya, Belçika, Birleşik Krallık, Çekya, Danimarka, Estonya, Finlandiya, Fransa, Hollanda, İrlanda, İspanya, İsrail, İsveç, İsviçre, İtalya, Letonya, Litvanya, Macaristan, Norveç, Polonya, Portekiz, Slovakya, Slovenya

T büyük N küçük durumlarında uygulanabilen bu test N büyük T Küçük olduğu durumda bozulmalar gösterebilmektedir. Bu nedenle Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CD testinin uygulanması önerilmektedir. CD testi yatay kesit bağımlılık yoktur boş hipotezini sınamak için aşağıda sunulan şekilde hesaplanmaktadır.

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

5.2. Birim Kök Testi

Panel veri analizlerinde serilerin birim kök taşıyıp taşımadıklarının belirlenmesi gerekmektedir. Ancak serilerin yatay kesit bağımlılığı bu noktada önem arz etmektedir. Eğer serilerde yatay kesit bağımlılığı yoksa geleneksel birim kök testleri kullanılmaktadır. Serilerde yatay kesit bağımlılığı varsa yatay kesit bağımlılığını dikkate alan birim kök testleri kullanılmalıdır. Bu çalışmada Yatay Kesit Genelleştirilmiş Dickey Fuller (CADF) testi kullanılmıştır. Bu test serilerde yatay kesit bağımlılığı tespit edildiği durumlarda da uygulanabilmektedir. CADF test prosedürü aşağıda sunulmuştur (Pesaran, 2007: 268-279 ve Tatoğlu, 2017:84-86).

$$y_{it} = (1-\emptyset_i)\mu_i + \emptyset_i y_{i,t-1} + u_{it} \quad (4)$$

(4) numaralı denklemde u_{it} tek faktör yapısına sahip hata terimlerini ifade etmektedir.

$$u_{it} = \gamma_i f_t + u_{it} \quad (5)$$

(5) numaralı denklemde f_t gözlenemeyen ortak etkiyi, u_{it} bireye özgü hatayı ifade etmektedir.

(4) ve (5) numaralı denklemler birlikte ele alınarak aşağıda sunulan denkleme ulaşılmaktadır.

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + u_{it} \quad (6)$$

(6) numaralı denklemde

$\alpha_i = (1-\emptyset_i)\mu_i$,

$\beta_i = -(1-\emptyset_i)$,

$\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}'i$ ifade etmektedir.

$\emptyset_i$=1 olması durumunda birim kök testinin boş ve alternatif hipotezleri aşağıda sunulmuştur.

$H_0: \beta_i = 0$ (tüm i'ler için)

$H_A = \beta_i < 0$, i=1,2,…,N_1, $\beta_i = 0$, i=$N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$

Otokorelasyonun olmadığı durumda CADF regresyonu aşağıda sunulmuştur.

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it} \quad (7)$$

(7) numaralı denklemden hareketle aşağıda sunulan CIPS (Cross-Sectionally IPS) istatistiği hesaplanmaktadır. CIPS istatistiği CADF istatistiğinin ortalamasıdır.

$$CIPS(N,T) = t\text{–}bar = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} t_i (N,T) \quad (8)$$

5.3. Emirmahmutoğlu ve Köse panel Nedensellik Testi

Bu test prosedürü aşağıda sunulan p değişkenli heterojen VAR(k_i) modeline dayanmaktadır (Emirmahmutoğlu ve Köse, 2011:871-873):

$$z_{i,t} = \mu_i + A_{i1} z_{i,t-1} + \dots + A_{ik_i} z_{i,t-k_i} + u_{i,t},\ i=1,2,\dots,N;\ t=1,2,\dots,T \quad (9)$$

(9) numaralı denklemde μ_i p boyutlu sabit etkiler vektörünü, $A_{i1},\dots,A_{ik_i}$ birimler arasında değişmesine izin verilen parametrelerin sabit (p × p) matrisini ve $u_{i,t}$ p hata terimlerinin sütün vektörünü ifade etmektedir. Tüm zaman periyodları için $u_{i,t}$ birimler boyunca bağımsız ve özdeş dağılmaktadır ve $V(u_{i,t})=\Sigma u_i$ pozitif tanımlı kovaryans matrisleridir.

VAR sürecindeki değişkenler durağansa OLS tahmincileri ve Wald istatistikleri geçerlidir. Diğer taraftan VAR sürecindeki değişkenler durağan değilse seviye VAR modelinin OLS tahminlerine dayanan Wald istatistikleri rahatsız edici parametreleri içerebilen standart olmayan asimptotik dağılımlara sahiptir. Bu nedenle Granger nedensellik testi durağan olmayan modeller için geçersizdir. Bu problemi egale etmek için Toda ve Yamamoto (1995) seviye VAR modelinin katsayı kısıtlarının testi için basit alternatif bir yaklaşım önermiştir. Toda ve Yamamoto VAR(k) modelinin parametrelerine konan kısıtları test etmek için LA-VAR (gecikmeleri artırılmış VAR) modeli yaklaşımını kullanmışlardır. Nedensellik ilişkilerini belirlemek için aşağıda sunulan karma heterojen panel VAR(k_i+$dmax_i$) modeli kullanılır.

$$z_{i,t} = \mu_i + A_{i1} z_{i,t-1} + \dots + A_{ik} z_{i,t-k_i} + \sum_{l=k_i+1}^{k_i+d\,max_i} A_{il} z_{i,t-1} + u_{i,t},$$
$$i=1,2,\dots,N,\ t=1,2,\dots,T \quad (10)$$

Nedensellik ilişkisinin varlığı ve yönü aşağıda sunulan Fisher (1932) test istatistiği ile belirlenmektedir.

$$\lambda = -2\sum_{i=1}^{N} \ln(p_i) \qquad i=1,2,\ldots,N \qquad (11)$$

(11) numaralı denklemde

p_i i. yatay kesit birimin Wald istatistiğinin olasılık değerini ifade etmektedir. Yatay kesit birimler arasında korelasyon varsa Fisher istatistiğinin limit dağılımı geçerli olmayacaktır. Bu problemin üstesinde gelebilmek için yatay kesit bağımlılığı içeren panellerde bootstrap metodolojisi kullanılmaktadır.

Heterojen karma panellerde k_i+dmax_i aşağıda sunulan gecikmeli seviye VAR modeli kullanılarak nedensellik araştırılır.

$$x_{i,t} = \mu_i^x + \sum_{j=1}^{k_i+d\ max_i} A_{11,ij}x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+d\ max_i} A_{12,ij}y_{i,t-j} + u_{i,t}^x \qquad (12)$$

$$y_{i,t} = \mu_i^y + \sum_{j=1}^{k_i+d\ max_i} A_{21,ij}x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+d\ max_i} A_{22,ij}y_{i,t-j} + u_{i,t}^y \qquad (13)$$

(12) ve (13) numaralı denklemlerde

$dmax_i$ Sistem içindeki her bir yatay kesit birim için meydana geldiğinden şüphelenilen en yüksek bütünleşme derecesini göstermektedir. x'ten y'ye doğru nedensellik (13) numaralı denklem y'den x'e doğru nedensellik (12) numaralı denklem üzerinden belirlenmektedir.

6. Ekonometrik Bulgular

Çalışmada öncelikle vergi ve harcama serilerinin yatay kesit bağımlılığı Breusch ve Pagan (1980) LM testi, Pesaran (2004) CD_{LM} testi ve Pesaran (2004) CD testi yardımıyla belirlenmiştir. Bu testlerden elde edilen bulgular aşağıda Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2: Yatay Kesit Bağımlılık Test Sonuçları

Yatay Kesit Bağımlılık Testleri	Test İstatistikleri ve Anlamlılık	
	lnVG	lnKH
LM (Breusch ve Pagan, 1980)	522.996*** (0.000)	380.169*** (0.001)
CDlm (Pesaran, 2004)	9.104*** (0.000)	3.273*** (0.001)
CD (Pesaran, 2004)	-1.396* (0.081)	-1.639* (0.051)

Not: Parantez içindeki değerler anlamlılık değerlerini göstermektedir. *** ve * sırasıyla %1 ve %10 anlamlılık düzeyinde istatiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 2'den görüldüğü üzere yatay kesit bağımlılığın olmadığını gösteren boş hipotez Breusch ve Pagan (1980) LM ve Pesaran (2004) CD_{LM} testlerinde %1 anlamlılık seviyesinde reddedilmiştir. Ancak bu testler T büyük N Küçük durumunda Pesaran (2004) CD testine göre daha az etkindir. Dolayısıyla T büyük N Küçük durumunda geçerli olan Pesaran (2004) CD testi bulguları yatay kesit bağımlılığın olmadığını gösteren boş hipotezin %10 anlamlılık düzeyinde reddedildiğini göstermektedir. Tüm bulgular değerlendirildiğinde lnVG ve lnKH serileri yatay kesit bağımlılık taşımaktadır. Aşağıda tabloda birim kök sonuçları sunulmuştur.

Tablo 3: CADF Birim Kök Test Sonuçları

Sabitli-Trendli Model								
	lnVG		ΔlnVG		lnKH		ΔlnKH	
	k	CADF İst.	k	CADF İst.	k	CADF İst.	k	CADF İst.
Avusturya	1	-3.478	1	-2.937	2	-2.637	1	-5.301
Belçika	1	-3.751	1	-2.918	1	-2.858	1	-2.873
Çekya	1	-3.51	1	-2.02	1	-2.899	1	-3.527
Danimarka	1	-2.067	1	-2.845	2	-1.456	1	-3.016
Estonya	1	-2.888	1	-4.17	1	-3.079	1	-3.813
Finlandiya	1	-1.979	1	-2.372	2	-3.943	1	-2.279
Fransa	2	-3.53	1	-2.414	2	-1.798	1	-3.408
Almanya	2	-0.91	1	-1.536	1	-1.522	2	-2.211
Macaristan	1	-3.998	1	-3.837	1	-1.954	1	-3.713
İrlanda	1	-2.267	1	-3.734	2	-2.656	1	-6.042
İsrail	1	-1.98	1	-3.842	1	-2.779	1	-2.707
İtalya	1	-1.054	1	-1.797	2	-2.691	1	-3.568
Letonya	1	-2.935	1	-2.292	1	-3.243	2	-3.823
Litvanya	2	-2.447	1	-3.15	1	-4.329	1	-6.946
Hollanda	1	-1.564	1	-2.203	2	-2.733	2	-2.136

Norveç	1	-2.829	1	-2.798	1	-4.315	1	-3.68
Polonya	1	0.113	1	-1.814	1	-2.604	1	-4.069
Portekiz	1	-2.392	1	-2.079	2	-1.889	1	-6.662
Slovakya	1	-2.194	1	-2.508	1	-1.156	1	-3.543
Slovenya	1	-3.351	1	-1.319	2	-2.308	1	-4.48
İspanya	1	-1.462	1	-1.881	1	-5.071	1	-5.409
İsveç	1	-2.644	1	-4.171	1	-3.191	1	-3.526
İsviçre	1	-1.675	1	-1.938	1	-2.114	1	-2.849
Birl. Krallık	1	-5.026	1	-4.016	1	-0.756	1	-3.31
ABD	2	-3.411	1	-1.871	1	-3.253	1	-3.374
CIPS		-2.529		-2.658		-2.689		-3.851

Not: k gecikme uzunluğunu göstermektedir. CADF istatistiği kritik değerleri, sabitli ve trendli model için -4,97 (%1), -4.01 (%5) ve -3.56 (%10)'dır. Panel CIPS istatistiği kritik değerleri, sabitli modelde -2,83(%1), -2,67 (%5) ve -2,58 (%10)'dir.

Tablo 3'ten görüldüğü üzere yüzde 1 anlamlılık seviyesinde lnVG ve lnKH serileri birim kök taşımaktadır. Farkı alındığında iki seride durağan hale gelmektedir. Vergi-Harcama hipotezi Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) panel nedensellik testinden yararlanılarak test edilmiştir. Elde edilen bulgular aşağıdaki Tablo 4'te sunulmuştur.

Tablo 4'ten görüldüğü üzere panelin geneli için elde edilen Fisher istatistiğine göre kamu harcaması vergi gelirinin nedeni değildir boş hipotezi reddedilememiştir. Diğer taraftan panelin geneli için vergi gelirleri kamu harcamasının nedeni değildir boş hipotezi %1 anlamlılık seviyesinde reddedilmiştir. Diğer bir ifade ile panelin geneli için vergi-harcama hipotezi doğrulanmıştır.

Ülkelere ait sonuçlar değerlendirildiğinde; kamu harcaması nedeni değildir vergi gelirinin boş hipotezi Macaristan için %5 İsveç için %10 anlamlılık seviyesinde reddedilmiştir. Dolayısıyla Macaristan ve İsveç için harcama-vergi hipotezi geçerlidir. Diğer taraftan vergi geliri nedeni değildir kamu harcamasının boş hipotezi Estonya, Almanya ve Letonya için %1 anlamlılık seviyesinde İsrail ve ABD için %5 anlamlılık seviyesinde İrlanda ve Litvanya için %10 anlamlılık seviyesinde reddedilmiştir. Bir başka ifade ile Estonya, Almanya, Letonya, İsrail, ABD, İrlanda ve Litvanya için vergi-harcama hipotezi geçerlidir.

Tablo 4: Emirmahmutoğlu ve Köse panel Nedensellik Testi Sonuçları

	lnKH → lnVG			lnVG → lnKH		
	Gecikme Sayısı	Wald İst.	p-val	Gecikme Sayısı	Wald İst.	p-val
Avusturya	1	0.082	0.774	1	0.443	0.506
Belçika	1	0.015	0.902	1	1.54	0.215
Çekya	1	1.69	0.194	1	1.609	0.205
Danimarka	1	0.44	0.507	1	2.335	0.126
Estonya	2	0.864	0.649	2	78.038***	0.000
Finlandiya	2	0.134	0.935	2	3.079	0.214
Fransa	1	0.089	0.766	1	0.975	0.323
Almanya	2	0.349	0.84	2	19.801***	0.000
Macaristan	2	6.276**	0.043	2	1.732	0.421
İrlanda	1	0.046	0.83	1	3.518*	0.061
İsrail	1	0.066	0.797	1	5.385**	0.020
İtalya	2	3.48	0.176	2	2.115	0.347
Letonya	2	0.002	0.999	2	26.483***	0.000
Litvanya	2	2.234	0.327	2	4.905*	0.086
Hollanda	2	0.492	0.782	2	4.223	0.121

Norveç	1	0.001	0.979	1	0.431	0.511	
Polonya	2	0.19	0.909	2	4.581	0.101	
Portekiz	1	0.026	0.872	1	2.64	0.104	
Slovakya	1	0.058	0.809	1	0.199	0.656	
Slovenya	1	0.03	0.861	1	1.53	0.216	
İspanya	1	0.386	0.534	1	0.481	0.488	
İsveç	2	5.228*	0.073	2	0.337	0.845	
İsviçre	1	0.056	0.813	1	0.385	0.535	
Birleşik Krallık	2	4.554	0.103	2	1.309	0.52	
ABD	2	0.446	0.8	2	7.507**	0.023	
Panel Fisher	33.677			193.974			

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyelerinde istatiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir. Panel bootstrap kritik değerleri harcamadan vergiye doğru nedenselliği sınamak için %1, %5, %10 sırasıyla 92.668, 79.789 ve 73.201'dir. Panel bootstrap kritik değerleri vergiden harcamaya doğru nedenselliği sınamak için %1, %5, %10 sırasıyla 92.169, 79.457 ve 73.225'dir.

6. Sonuç

Bütçe açıkları gerek gelişmiş gerekse gelişmekte olan ülkeler için sürekli ilgi çeken bir kamu maliyesi konusudur. Gelişmiş ülkeler kamu maliyesinde istikrar için bütçe dengesine odaklanırken, gelişmekte olan ülkeler bütçe açıklarının yaratacağı borç ve faiz yükünden kaçınmak için bu açığa odaklanmaktadırlar. Bu dengenin sağlanmasında iki temel değişken olan vergi gelirleri ve kamu harcamaları arasındaki ilişki temel rol oynamaktadır. Çünkü bu iki değişkenden hangisinin kontrol altına alınması gerektiğinin bilinmesi bütçe açığının da azaltılması için bilgi vermektedir.

Vergi gelirleri ve kamu harcamaları arasındaki ilişki gerek teorik gerek ampirik olarak sürekli çalışma konusu yapılmıştır. Bunun temel nedeni bütçe açıklarını önlemek için uygulanması gereken politika için çıkarım yapabilmektir. Çünkü literatürde bazı çalışmalarda vergi gelirlerinin kamu harcamalarına neden olduğu, bazı çalışmalarda ise tam tersi çıkarımlar yapıldığı görülmektedir. Bu ilişkiyi test etmek bütçe açıklarını kapatmak adına politika yapıcılara bilgi sunacaktır.

Bu çalışma veri elde edilebilen 25 OECD üyesi ülke için vergi gelirleriyle kamu harcamaları arasındaki ilişkiyi ele almaktadır. Öncelikle vergi gelirleri ve kamu harcaması serilerinin yatay kesit bağımlılığı ve birim kök taşıyıp taşımadıkları tespit edilerek Emirmahmutoğlu ve Köse panel Nedensellik Testi uygulanmıştır. Elde edilen bulgulara göre Macaristan ve İsveç için harcama-vergi hipotezi geçerli iken Estonya, Almanya, Letonya, İsrail, ABD, İrlanda ve Litvanya için vergi-harcama hipotezi geçerlidir. Bu ülkelerin dışındakilerde ise kurumsal farklılık hipotezi geçerlidir. Panelin geneli değerlendirildiğinde OECD(25) ülkeleri için vergi-harcama hipotezi geçerlidir.

Elde edilen sonuçlar çerçevesinde değerlendirildiğinde, bütçe açığını kontrol altına alabilmek için; vergi-harcama hipotezinin geçerli olduğu ülkelerde vergi gelirlerinin, harcama-vergi hipotezinin geçerli olduğu ülkelerde ise harcamaların kontrol altına alınmasının yerinde olacağı söylenebilir.

Kaynakça

Afonso, A ve Rault, C. (2009). Bootstrap Panel Granger-Causality Between Government Spending and Revenue in The EU, William Davidson Institute Working Paper, No: 944.

Bolat, S. (2014). The Relationship Between Government Revenues and Expenditures: Bootstrap Panel Granger Causality Analysis on European Countries, *Economic Research Guardian*, 4(2), 2-17.

Bolat, S. ve M. Belke, (2015). Fiscal Assessment in the Tax–Spending Nexus: A Tale of Central and Eastern European Countries, Proceedings of the 20th International Conference Theoretical and Practical Aspects of Public Finance, Prag.

Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. The review of economic studies, 47(1), 239-253.

Carneiro, F.G., Faria, J.R. ve Barry, B.S. (2005), Government Revenues and Expenditures in Guinea-Bissau: Causality and Cointegration, *Journal of Economic Development*, 30(1), 107-117.

Chang, T. ve Chiang, G. (2009). Revisiting the Government Revenue-Expenditure Nexus: Evidence from 15 OECD Countries Based on the Panel Data Approach, *Finance a úvêr-Czech Journal of Economics and Finance*, 59(2), 165-172.

Dahlberg, M. ve Johansson, E. (1998). The Revenues-Expenditures Nexus: Panel Data Evidence From Swedish Municipalities, *Applied Economics*, 30(10), 1379-1386.

Dökmen, G. (2012). Kamu Harcamaları ve Kamu Gelirleri Arasındaki İlişki: Panel Nedensellik Analizi, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 27(2), 115-143.

Emirmahmutoglu, F., & Kose, N. (2011). Testing for Granger causality in heterogeneous mixed panels. Economic Modelling, 28(3), 870-876.

Friedman, M. (1978). The Limitations of Tax Limitation, *Policy Review*, 7-14.

Garcia, M. J. (2012). The Revenues-Expenditures Nexus: a Panel Data Analysis of Spain's Regions, *International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences*, 1(1), 24-38.

Günaydın, İ. (2004). Vergi-Harcama Tartışması: Türkiye Örneği, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 5 (2), 163-181.

Konukcu-Önal, D., ve Tosun, A.N. (2008). Government Revenue-Expenditure Nexus: Evidence from Several Transitional Economies, *Economic Annals*, 53 (178–179), 145–156.

Mutascu, M. (2015). Government Revenues And Expenditures in The EU Ex-Communist Countries: A Boot- Strap Panel Granger Causality Approach. https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01109233 (18.10.2020).

Narayan, P.K. ve Narayan, S. (2006). Government Revenue And Government Expenditure Nexus: Evidence From Developing Countries, *Applied Economics*, 38:3, 285-291.

Özmen, İ. ve Balı, S. (2018). Vergi Gelirleri ve Kamu Harcamaları Arasındaki İlişki: 14 Avrupa Birliği Ülkesinde Asimetrik Panel Nedensellik Testi, 4th International Congress on Political, Economic and Social Studies (ICPESS), 28-30 June.

Pesaran, H. M. (2004). General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. University of Cambridge, Cambridge Working Papers in Economics, 435.

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. Journal of applied econometrics, 22(2), 265-312.

Rezaei, A.A. (2014). Tax-Spend, Spend-Tax or Fiscal Synchronizati-on Hypothesis: Evidence from Iran, *International Letters of Social and Humanistic Sciences*, 34, 1-20.

Richter, C ve Dimitrios, P. (2013). Tax And Spend, Spend And Tax, Fiscal Synchronisation or Institutional Separation? Examining The Case of Greece, *Romanian Journal of Fiscal Policy*, 4(2), 1-17

Sanusi, K.A. (2020). On The Relation Between Government Expenditure And Revenue In South Africa: An Empirical Investigation In A Nonlinear Framework, *Cogent Economics & Finance*, 8, 1-20.

Siami-Namini S., Muhammad, D. ve Fahimullah, F. (2018). The Short And Long Run Effects Of Selected Variables On Tax Revenue-A Case Study, *Applied Economics and Finance*, 5(5), 23–32.

Tashevska, B., Trenovski, B. ve Trpkova – Nestorovska, M. (2020). The Government Revenue–Expenditure Nexus in Southeast

Europe: A Bootstrap Panel Granger-Causality Approach, *Eastern European Economics*, 58:4, 309-326.

Vamvoukas, G.A. (2011). The Tax-Spend Debate with an Application to the EU, *Economic Issues*, 16 (1), 65–88.

Westerlund, J., Mahdavi, S. ve Firoozi, F. (2011). The Tax-Spending Nexus: Evidence from A Panel of US State-Local Governments, *Economic Modelling*, 28(3), 885-890.

Vadeli Kurların Sapmasızlığı Hipotezi Bağlamında Döviz Piyasası Etkinliği: Türkiye Örneği

Ayça SARIALİOĞLU HAYALİ[1]
Cabir ÇELİK[2]

1. Giriş

"Piyasa Etkinliği" konusu, liberal sistemin temeli niteliğindeki "fiyat mekanizması" ve devamındaki "ilgili piyasada arz ve talebe göre oluşan fiyatlarla kaynakların etkin dağılacağı" hususunun temel yapıtaşıdır. İlk defa Fama (1970) tarafından tanımlanan "Etkin Piyasa" kavramı, "fiyatların her zaman mevcut bilgiyi 'tam yansıttığı' piyasa" olarak ifade edilmiştir (Fama, 1970: 383). Bu bağlamda, finansal piyasaların ve de özelinde döviz piyasalarının etkinliği konusu uzun zamandır tartışılan bir konudur.

Finansal piyasaların etkinliği genel anlamda, piyasanın söz konusu finansal varlık (ürün) fiyatını etkileyecek her türlü bilgi, haber ve gelişmeyi anında yansıttığı, dolayısıyla da piyasadaki işlemcilerin kendi edindileri "özel bilgiler"le yapacakları işlemlerle normal piyasa getirisinin üzerinde bir kazanç (normal üstü) elde edemeyeceği durumdur. Zira, halihazırda piyasa fiyatlarının, herkesce kolay ve masrafsızca erişilebildiği varsayılan mevcut bu bilgiye, haber ve gelişmelere zaten tepki gösterdiği ve onlara uyum sağladığı kabul edilmektedir (Seyidoğlu, 2013: 149). Finansal piyasalarda "bilgi asimetrisi" mevcudiyeti temelinde, bahsedilen varsayımlarıyla beraber eleştirilen "finansal piyasaların etkinliği" hususu, "döviz piyasası etkinliği" konusuna geldiğinde daha da tartışmalı bir hale

[1] Doç.Dr.; Karadeniz Teknik Üniversitesi (KTÜ), İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi (İİBF), İktisat Bölümü;
KTÜ İİBF İktisat Bölümü, Kanuni Kampüsü, 61080, Ortahisar/Trabzon; aycasarialiogluhayali@ktu.edu.tr.
[2] Arş.Gör.; Karadeniz Teknik Üniversitesi (KTÜ), İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi (İİBF), İktisat Bölümü;
KTÜ İİBF İktisat Bölümü, Kanuni Kampüsü, 61080, Ortahisar/Trabzon; cabir.celik@ktu.edu.tr.

dönmektedir. Bu bağlamda, 1990'larda Bilgi ve İletişim (IT) teknolojilerindeki devrim niteliğindeki gelişmelerle finansal küreselleşmenin geldiği nokta, döviz piyasalarının etkinliğini ve bu bağlamda oluşan döviz değerlerinin, esas ekonomik koşulları mı yoksa balonlar, irrasyonel davranışlar, kısa vadeli al-sat stratejileri gibi döviz piyasalarındaki bozulmaları mı yansıttığı konularını sorgulatmaktadır. Rodrik (2011) konuyu "…devasa bilgisayar ekranlarının önünde oturup bir tuşa basarak dünya üzerindeki yüz milyonlarca doları hareket ettirerek ulusların paralarının kaderini belirleyen bütün bu insanlar aslında ne yapıyor? Piyasadaki verimsizlikleri ortadan kaldırıp paraların değerlerini gerçek ekonomik değerlerine çekmeye mi hizmet ediyor? Yoksa bir sürü gibi hayali kar peşinde koşarak piyasadaki iniş çıkışları mı büyütüyorlar?" şeklinde ortaya koymaktadır (Rodrik, 2011: 93-94). Bu bağlamda, "döviz piyasalarının etkinliği" konusu da aslında bilgilerin erişebilirliğinin niteliği ve elde edilebilme maliyetine göre üç seviyede ele alınmaktadır. Buna göre, ilk seviye "Zayıf Piyasa Etkinliği (Weak Efficiency)" olarak ifade edilen ve döviz kurlarının (döviz fiyatı) sadece geçmişteki haber ve bilgileri yansıttığı durumdur; ikinci seviye "Yarı Güçlü Piyasa Etkinliği" (Semi-strong Efficiency) olarak ifade edilen ve döviz kurlarının (döviz fiyatı) kamunun erişebildiği tüm bilgileri yansıttığı durumdur; üçüncü seviye ise "Güçlü Piyasa Etkinliği (Strong Efficiency) olarak ifade edilen ve döviz kurlarının (döviz fiyatı) artık kamunun erişebildiği tüm bilgilerle beraber kamunun erişemediği özel nitelikteki bilgileri de yansıttığı durumdur (Seyidoğlu, 2013: 149). İşte bu çalışmada, mevcut literatürü takiben döviz piyasalarının etkinliği hususu, "Yarı Güçlü Piyasa Etkinliği" (Semi-strong Efficiency)'ni test etmek için kullanılan Uluslararası Finans Alanındaki Temel Paritelerden biri olan Vadeli Kurların Sapmasızlığı Hipotezi (FRUH)[3] ile Türkiye bağlamında TL/Dolar Döviz Kuru için araştırılmaktadır. Bu bağlamda, çalışmada mevcut literatürü takiben Döviz Piyasalarında Etkin Piyasa Hipotezini test etmekte sağlam ve güçlü bir teknik olarak görülen (Çiçek, 2014: 458) Johansen Koentegrasyon (Eşbütünleşme[4]) tekniği, FRUH'un testi için

[3]Vadeli Kurun (Forward Rate) Gelecekte Beklenen Anında Teslim Kurunun (Spot Rate) Sapmasız Bir Göstergesi olması şeklinde ifade edilen teorinin İngilizcesi Forward Rate Unbiasedness Hypothesis (FRUH) olup, bu çalışmada literatürde yaygın kullanılan şekli olan İngilizce FRUH kısaltmasıyla kullanılmıştır.

[4]Çalışmada Eşbütünleşme terimi yerine, Koentegrasyon terimi kullanılmıştır.

kullanılmıştır. Çalışma giriş bölümünden sonra, Teorik Çerçeve ve Literatür Özeti kısmından ve devamında, Ekonometrik Analiz ve Sonuç kısımlarından oluşmaktadır.

2. Teorik Çerçeve

Döviz piyasalarında etkinlik, risk priminin söz konusu olmadığı, piyasa temsilcilerinin mevcut tüm bilgileri rasyonel olarak kullandıkları, bilgiye erişim maliyetlerinin ve işlem maliyetlerinin minimum olduğu rekabetçi bir piyasa yapısının geçerliliğini ifade etmektedir. Böyle bir piyasada Vadeli Döviz Kuru[5], döviz kuru beklentileri ile ilgili ulaşılabilir mevcut bilgileri tam olarak yansıtması dolaysıyla genellikle gelecek Spot Kurunun yansız bir tahmincisi olarak görülmektedir (Chiang, 1988: 213-214). Bilindiği üzere sabit döviz kuru uygulamasının geçerli olduğu Bretton Woods sisteminin Mart 1973'te çökmesini takiben çok sayıda ülke esnek döviz kuru uygulamasına geçmiştir. Bu tarihten itibaren iktisatçılar için, piyasa etkinliği teorisinin döviz piyasaları açısından geçerliliğinin sınanması önemli konulardan biri haline gelmiştir. Bu bağlamda, döviz piyasalarının etkinliğinin uygulamalı çalışmalarda sınanması çerçevesinde farklı ekonometrik yöntemler kullanılmaktadır. Wickremasinghe (2004: 3-4) onları şöyle sıralamaktadır: 1-Anında (Spot) Döviz Kurlarının Rassal Hareket Edip Etmediğini Belirmeyi amaçlayanlar (Örn. Liu ve He, 1991; Bleaney, 1998); 2- Vadeli (Forwards) Döviz Kurlarının Gelecekteki Spot Kurların Yansız (Sapmasız) Bir Tahmin Edicisi (FRUH) olup Olmadığını tespit etmeyi amaçlayanlar (Örn. Norrbin ve Refferett, 1996; Wesso, 1999; Barnhart v.d., 1999; Zacharatos ve Sutcliff, 2002) yada 3- Bir Dizi Anında Döviz Kuru Arasında Koentegrasyon ilişkisi olup olmadığını tespit etmeyi amaçlayanlar (Örn. Masih ve Masih, 1996; Sanchez-Fung, 1999; Speight ve McMillan, 2001). İşte bunlardan ilkinde, temelde Zayıf Piyasa Etkinliğinin sınanması için birim kök testleri kullanılırken; ikinci ve üçüncü yöntemler Yarı Güçlü Piyasa Etkinliğini sınamak için kullanılmaktadır. Bu bağlamda, FRUH da ortaya atıldığı 1970'lerin ortalarından bugüne döviz piyasalarının

[5]Çalışmada uygun yerlerde Vadeli Döviz Kuru yerine aynı anlama gelen Forwards Kur ifadesi; Anında Kur yada Anında Teslim Kuru yerine de aynı anlama gelen Spot Kur ifadesi kullanılmıştır.

etkinliğini ölçme noktasında iktisatçıların sıkça başvurdukları bir hipotez olarak dikkat çekmektedir.

FRUH kısaca, t zamanında k süre sonrası için üzerinde anlaşmaya varılan Vadeli Kurun t+k zamanında gerçekleşecek olan Spot Kurunun yansız bir tahmincisi olması şeklinde ifade edilebilir (Breuer, 2000: 211). Dolayısıyla Hipotezin geçerliliği, Vadeli Döviz Kurunun sistematik bir biçimde gelecek Spot Kurunun altında ya da üstünde bir tahminde bulunmayacağı anlamına gelmektedir (Frankel ve Poonawala, 2010: 586). Bu bağlamda, FRUH'un reddinin "yanlılık" anlamına gelmekte olup, bunun da "piyasanın etkin olmadığı" anlamına gelebileceği belirtilmektedir (Zacharatos ve Sutcliff, 2002: 2)[6]. FRUH'un test edilmesinde yoğun biçimde kullanılan iki modelden bahsetmek mümkündür. İlki 'Seviye' spesifikasyonudur ve matematiksel gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$s_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1 f_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

Burada s_{t+1} , t+1 zamanında gerçekleşen Spot Kurunu, f_t , t+1 zamanında teslimi gerçekleştirilen para birimi için t zamanı için belirlenmiş cari Vadeli Kuru, ε_{t+1} hata terimini, α_1 ise risk primini temsil etmektedir. Piyasa katılmcılarının rasyonel beklentilere göre hareket ettiği ve risk priminin söz konusu olmadığı durumda gelecek Spot Kur, cari Vadeli Kur ile hata terimleri toplamına eşit olmaktadır. Rasyonel beklentilerle tutarlı olarak, tahmin hataları sıfıra eşittir, yani kar etme fırsatı yoktur. Etkin döviz piyasası risk priminin sıfır olduğunu ve hata teriminin bilgi içermediğini göstermektedir. FRUH, durağan olmayan Spot ve Vadeli Kurun doğrusal bir kombinasyonunun durağan olmasını gerektirmektedir (Enders,1995). Daha ayrıntılı belirtmek gerekirse, s_{t+1} ve f_t'nin eşbütünleşik (koentegre) olduğu göz önüne alındığında FRUH, eşbütünleşme (koentegrasyon) vektörünün (1,-1) olmasını gerektirmektedir. Bu ise

[6]FRUH'u red eden çalışmalar, belirlenen Vadeli Kurun gelecek Spot Kuruna ilişkin beklentilerin doğrudan bir ölçüsü olamayacağına işaret etmektedir. FRUH'u red eden çalışmaların yanlılığa ilişkin açıklamaları iki kategoride değerlendirilmektedir. Bu çalışmaların bir bölümü beklenti hatalarının yanlılığa neden olduğunu söylerken, diğerleri ise yanlılığa yol açan sistematik bileşenin risk primi olduğu şeklinde bir değerlendirmede bulunmaktadır (Frankel ve Poonawala, 2010: 586).

$\alpha_1 = 0$ ve $\beta_1 = 1$ anlamına gelmektedir. Bu kısıtlamalar altında, Vadeli Kur sistematik olarak gelecekteki Spot Kuru altında veya üstünde tahmin etmez. FRUH'nin ampirik olarak desteklenebilmesi için gerçekleşen tahmin hatasının $(s_{t+1} - f_t)$ durağan olması gerekmektedir. (Çiçek, 2014: 456).

FRUH'un yoğun bir biçimde test edildiği diğer regresyon eşitliğinin matematiksel formu ise aşağıdaki şekildedir.

$$S_{t+1} - S_t = \alpha_2 + \beta_2(F_t - S_t) + u_{t+1} \quad (2)$$

Burada $S_{t+1} - S_t$ vade sonunda Spot Kurda gerçekleşen yüzdelik düşüşü, $F_t - S_t$ Vadeli İskontoyu ifade etmektedir. Seviye spesifikasyonunda olduğu gibi yansızlığın boş hipotezi β_2=1 dir. Boş hipotez zamana bağlı tahmin hatalarının bulunmadığı ve rasyonel beklentiler varsayımlarının geçerliliğine dayanmaktadır. Bu ise boş hipotezi altında u_{t+1} hata teriminin Vadeli Döviz piyasasında öngörülemeyen durumlardan kaynaklı tahmin hatalarına eşit olması anlamına gelmektedir (Frankel ve Poonawala, 2010: 586)[7].

3. Literatür Özeti

Vadeli Kurların gelecek Spot Kurların yansız bir tahmin edicisi olup olmadığına ilişkin soru 1970'lerin ortalarından itibaren birçok çalışmanın inceleme konusudur. Test edilmeye devam edilen FRUH ile ilgili genişleyen bir literatürün varlığından söz edilebilir. Literatür incelendiğinde bazı çalışmalarda hipotezin geçerliliğini destekleyen sonuçlar elde edildiği, bazıların da ise Vadeli Kurun gelecek Spot Kurun iyi bir tahmin edicisi olamadığı yönünde bulgulara ulaşıldığı gözlenmektedir. Buna göre, Kohlhagen (1975), öncü nitelikteki çalışmasında Fransa, Danimarka, Kanada, İsviçre, İngiltere ve Almanya'ya ait para birimlerinin ABD Dolarına karşı Vadeli Kur ve Spot Kur değerlerini 1971-1974 dönemini dikkate alarak incelemiş ve Vadeli Kurun gelecek Spot Kurunun yansız bir tahmin edicisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Longworth (1981) ve Edwards (1982,1983)'ın da

[7] Çalışmalarda β_2'nin birden farklı ve sıklıkla β_2<0 bulunarak FRUH'un red edildiği görülmektedir. Bununla birlikte bulguların ortaya koyduğu yanlılığın zamana bağlı değişen risk primi olarak mı yoksa sistematik beklenti hataları olarak mı yorumlanacağı sorusu güncelliğini korumaktadır (Frankel ve Poonawala, 2010: 586).

gerçekleştirdikleri ampirik analizler ile FRUH'un geçerliliğini destekleyen verilere ulaştıkları görülmektedir. Hansen ve Hodrick (1980), birinci dünya savaşı sonrası uygulanmaya çalışılan esnek kur ve gerçek anlamda Mart 1973 sonrası geçilen modern esnek kur uygulamasına ait Spot ve 3 aylık Vadeli Kur verilerini kullanarak döviz piyasasasının etkinliğini test ettikleri çalışmalarında Kohlhagen (1975) ve diğerlerinin aksi yönde bulgular elde etmişlerdir. Kanada Doları, Alman Markı, Fransız Frangı, İngiliz Sterlini, İsviçre Frangı, Japon Yeni ve İtalyan Lirasının ABD Doları cinsinden ifade edilen Spot ve Vadeli Kur verilerinin analizi sonucunda, Vadeli Kurların gelecek Spot Kurlarının yansız bir tahmin edicisi olmadığını göstermişlerdir. Seçilen periyod ve para birimleri açısından farklılıklar olmakla birlikte Hansen and Hodrick (1983), Fama (1984), Frankel and Froot (1986), Chiang v.d. (1988) tarafından da hipotezin red edildiği literatür araştırmasından anlaşılmaktadır.

Literatür incelenmesinden ayrıca görülmektedir ki FRUH hakkında birbirine böylesine zıt kanıtlar ortaya koyan çalışmaların varlığı, sonuçların farklılaşma nedenlerini analiz eden çalışmalara da zemin hazırlamıştır. Bunlardan, Barnhart and Szakmary (1991), kullanılan ekonometrik spesifikasyona ve seçilen periyotların farklılığına bağlı olarak çalışmaların FRUH'u red ya da kabul ettiğini göstermişlerdir. Çalışmalarında, Kanada Doları, Alman Markı, İngiliz Sterlini, Japon Yeni'ne ait 1975-1988 dönemi aylık Vadeli ve Spot serileri için alternatif bir hata düzeltme spesifikasyonu kullanarak incelenen tüm para birimleri için FRUH'u güçlü şekilde red eden bulgulara ulaşmışlardır. Benzer şekilde Jung v.d. (1998) de, FRUH'u test eden önceki çalışmaların çelişkili sonuçlar elde etme nedenlerine odaklanmış ve hipotezin red yada kabul edilmesinin seçilen modele bağlı olarak değiştiğini tespit etmişlerdir. Kanada, Fransa, Almanya ve İsviçre'ye ait 1973-1991 dönemi ABD Doları cinsinden aylık Vadeli ve Spot Kur verilerini kullanan Jung v.d. (1998), Barnhart ve Szakmary (1991) gibi hipotezin geçerli olmadığı sonucuna varmışlardır.

Literatüre göz atıldığında yakın zamana kadar hipotezin geçerliliğini test eden çalışmaların neredeyse tamamının gelişmiş ülkelerin para birimlerine odaklanarak, gelişmekte olan ülke para birimlerini analiz dışı tuttukları dikkat çekmektedir. Son on yılda FRUH'un geçerliliği araştırılırken gelişmekte olan ülke para birimlerinin de analize dahil edilmesiyle daha kapsamlı bir literatür ortaya çıkmıştır. Bu bağlamda, Frankel and Poonawala (2010)'un 21 endüstrileşmiş ülke para birimi ile birlikte gelişmekte olan 14 ülke para birimini analize kattıkları

çalışmaları buna örnek olarak gösterilebilir. Hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülke para birimleri için FRUH'un red edildiği bu çalışmada, gelişmekte olan ülke paralarına ait gelecek Spot Kurun Vadeli Kurdan sapmasının gelişmiş ülke paralarına göre nispeten daha az olduğu şeklinde bir sonuca dikkat çekilmiştir. Diğer bir çalışmada Loring and Lucy (2014), ilk olarak Frankel and Poonawala (2010)'un ele aldıkları para birimleri ve periyot için analizi yenilemiş ve ardından 13 gelişmiş ve 14 gelişmekte olan ülke para birimleri için 2004-2011 döneminde FRUH' un geçerliliği hakkında bulgulara ulaşmaya çalışmışlardır. Bu döneme ilişkin elde edilen analiz sonuçları, gelişmiş ülke para birimleri için Vadeli Kur yanlılığının gelişmekte olan ülke para birimlerine göre daha az belirgin olduğu şeklindedir. Bu bulgular ışığında yazarlar, Frankel and Poonawala (2010)'dan farklı sonuçlara ulaşmalarının seçilen döneme özgün faktörlerden kaynaklandığını ileri sürmüşlerdir.

Son yıllarda veri setinin daha uzun bir dönemi incelemeye olanak tanıması ve önceki yıllarda verisine ulaşılamayan bazı ülke paraları için analizin artık mümkün olması ile birlikte genişlemeye devam eden bir literatürden bahsetmek mümkündür. Dolayısıyla hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülke para birimleri için FRUH'un geçerli olup olmadığına ilişkin elde edilen sonuçların farklılığı tartışmaların devam etmesine yol açmaktadır. Örneğin Çiçek (2014), Türkiye'deki döviz piyasası etkinliğini, FRUH temelinde inceleyen yakın dönem çalışmalarından bir tanesidir. Johansen koentegrasyon tekniğini, 7 Şubat 2005-26 Temmuz 2013 dönemine ait Spot Döviz Kurları ve Vadeli Döviz Kurlarının günlük verileri için uyguladığı çalışmasında Çiçek (2014), FRUH'un geçerli olduğu sonucuna varmıştır. Kallianiotis (2017), İngiliz Sterlini, Japon Yeni ve Euro'nun ABD Dolar Kuru için FRUH'nin geçerliliğini test ettiği çalışmasında hipotezin ABD ve Euro bölgesi için red edilemeyeceği, buna karşılık İngiltere ve Japonya için geçerli olmadığını göstermiştir. Diğer bir çalışmada ise Oh ve Lee (2017), Kanada Doları, Euro, Japon Yeni ve İngiliz Sterlini'nin ABD Dolar Kuru için FRUH'u test etmişlerdir. Vardıkları sonuçlar, FRUH'un çoklu yapısal kırılmaların etkileri dikkate alındığında geçerli olduğunu ortaya koymaktadır.

4. Ekonometrik Analiz

Çalışmada, FRUH'un testi için literatürde kullanılan t+1 zamanında teslimi gerçekleştirilen para birimi için t zamanı için (t vadeli) belirlenmiş cari Vadeli Kur (f_t) ile gelecekte t+1 döneminde gerçekleşen Anında Kur (s_{t+1}) arasındaki uzun dönem ilişkisini tespit

etmeye yarayan Johansen (1991, 1995) koentegrasyon testi kullanılmıştır. Nominal günlük ortalama Spot Kur (Anında Kur) ve bir ay vadeli Forwards Kur (Vadeli Kur) TL/Dolar Kuru (Doğrudan Kotasyon ile Dolar Başına TL biçiminde ifade edilen) için 23/02/2015-21/01/2020 dönemini kapsayacak şekilde kullanılmıştır. 1258 gözlemden oluşan veri seti ile çalışılmıştır. Spot Kur verisi TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS), Forwards Kur Verisi ise özel bir banka aracılığıyla temin edilmiştir.

4.1. Model ve Değişkenler

$$s_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1 f_t + \varepsilon_{t+1} \qquad (3)$$

Denklem (3)'de görüldüğü gibi bağımlı değişken olarak, mevcut literatürden hareketle gelecekte t+1 döneminde gerçekleşen Anında Kur (s_{t+1}) ile bağımsız değişken olarak t+1 zamanında teslimi gerçekleştirilen para birimi için t zamanı için (t vadeli) belirlenmiş cari Vadeli Kur (f_t) kullanılmıştır. Tüm değişkenlerin doğal logaritması alınmıştır. Bu bağlamda, Model piyasa katılımcılarının rasyonel beklentide olduğu ve risk priminin olmadığı varsayımı altında gelecekteki Anında Kurun bugünkü aynı tarihe karşılık gelen Vadeli Kuru ve ε_{t+1} rassal hata teriminden oluşmaktadır. Bu bağlamda, s_{t+1} ve f_t koentegre olması durumunda FRUH, s_{t+1} ve f_t'nin (1,-1) Koentegrasyon Vektörü ile Koentegrasyonunu gerektirmektedir. Yani, yukarıdaki modelde a_1=0, β_1=1 olmalıdır. Gerçekleşen tahmin hatası s_{t+1}-f_t durağan olmalıdır (Çiçek, 2014: 456-457).

Aşağıda Tablo 1'de Bağımlı ve Bağımsız Değişkenlerin, Sembolleri, Tanımları ve Ölçekleri bağlamında açıklamaları yer almaktadır.

Tablo 1: Bağımlı ve Bağımsız Değişkenlerin Açıklamaları

Semboller	Tanımlar	Ölçek
ls_{t+1}	Gelecekte t+1 dönemindeki Anında Kurun Doğal Logaritması	Oran (TL/Dolar)
lf_t	Bir Ay Vadeli Cari Vadeli Kurun Doğal Logaritması	Oran (TL/Dolar)

4.2. Ekonometrik Sonuçlar ve Değerlendirilmesi

4.2.1. Birim Kök Testi Sonuçları

Zaman serilerinin uzun dönem beraber hareket etmesi anlamına gelen koentegrasyon teorisi, Engle ve Grengar (1987) ile başlayıp, Johansen (1988, 1991) ile geliştirilmiştir (Çiçek, 2014: 458). Bu çalışmada kullanılan Johansen (1991, 1995) koentegrasyon testi, kendi seviyelerinde durağan olmayıp, birinci farklarında durağan olan serilerin (en az iki serinin her ikisinin de) koentegrasyon testinde kullanılmaktadır. Bu nedenle, ilk etapta serilerin kendi seviyelerinde ve birinci farklarında durağan olup olmadıkları ilgili birim kök testleri[8] ile araştırılmıştır. Buna göre, her iki seri de Augmented Dickey-Fuller (ADF) test sonuçlarına göre kendi seviyesinde durağan çıkmamış, birinci farklarında I (I) durağan çıkmıştır. Aşağıdaki Tablo 2, Birim Kök Testi Sonuçlarını vermektedir.

Tablo 2: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler		**SIC**	**SIC Test İstatistiği**	
			Sabitli	**Sabitli ve Trendli**
Düzey	**ls_{t+1}**	**3/4**	-0.505608	-2.256004
	lf_t	**3/4**	-0.791885	-2.177298
Birinci Fark	**ls_{t+1}**	**3/3**	-17.88831[a]	-17.88137[a]
	lf_t	**2/2**	-22.73988[a]	-22.73205[a]

Not: a: %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. **SIC:** Schwarz Bilgi Kriterine göre uygun gecikme uzunluğunu göstermektedir.

4.2.2. Johansen Koentegrasyon Testi Sonuçları

Her iki seri de birinci farkında durağan olduğu için ve mevcut literatürden hareketle Döviz Piyasalarında Etkin Piyasa Hipotezini test etmekte sağlam ve güçlü bir teknik olarak kabul edildiği için Johansen Koentegrasyon tekniği kullanılmıştır. Bu bağlamda, lf_t ve ls_{t+1} arasında uzun dönem ilişkinin varlığının araştırıldığı, diğer bir deyişle, bugünkü Vadeli kurlar ile eşleştiği gelecekteki Spot Kurlar arasında koentegrasyonun olup olmadığının araştırıldığı bu teknikte öncelikle gecikme uzunluğu uygun kriterlerle tespit edimiştir. Buna göre,

[8]Serinin durağan olması, söz konusu zaman serisinin ele alınan dönem içersinde ortalamasının ve varyansının sabit olmasını; kovaryansının ise zamana değil, gecikmeye bağlı olmasını ifade etmektedir (Yamak ve Erdem, 2017: 94).

aşağıdaki Tablo 3'de Gecikme Uzunluğu Seçimi[9] gösterilmiştir.

Tablo 3: Gecikme Uzunluğu Kriterleri

Gecikme Uzunluğu	Akaike Bilgi Kriteri (AIC)	Son Tahmin Hata Kriteri (FPE)
0	-2.647795	0.000243
1	-12.74378	1.00e-08
2	-12.79540	9.51e-09
3	-12.80237	9.44e-09
4	-12.84259	9.07e-09
5	-12.86207	8.89e-09
6	-12.86601*	8.86e-09*

AIC: Akaike Information Criterion, FPE: Final Prediction Error
* Kriter tarafından seçilen Gecikme Uzunluğunu gösterir.

Johansen Koentegrasyon Testinin Sonuçları aşağıdaki Tablo 4'de verilmiştir. Buna göre, Doğrusal Deterministik Trend varsayımı (Test 3[10]) Sınırlandırılmamış Koentegrasyon Seviyesi testi için kullanılmıştır. Buna göre hem iz istatistiği hem de maksimum özdeğer istatistiği, ls_{t+1} ve lf_t arasında "hiç koentegrasyon olmadığı" boş hipotezini %5 anlamlılık düzeyinde red etmiştir. Buna göre, aşağıdaki Tablo 4'te de görüldüğü gibi ilgili seriler arasında bir adet koententegrasyon ilişkisi mevcuttur.

Tablo 4: Johansen Koentegrasyon Testinin Sonuçları

Sıfır Hipotezi	İz İstatistiği	%5 Kritik Değeri	Maksimum Özdeğer İstatistiği	%5 Kritik Değeri
r = 0	92.71262[b]	15.49471	92.18650[b]	14.26460
r =1	0.52612	3.84147	0.52612	3.84147

İz İstatistiği (Trace Statistic) ve Maksimum Özdeğer İstatistiği (Max-Eigenvalue Statistic): %5 seviyesinde 1 koentegrasyon denklemi bulunduğunu gösterir. *%5 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin red edildiğini gösterir.

Buradan hareketle, s_{t+1} ve f_t koentegre olması durumunda, FRUH, s_{t+1} ve f_t'nin (1,-1) Koentegrasyon Vektörü ile Koentegrasyonunu gerektirdiği için bu koentegrasyonun, (1,-1) Koentegrasyon Vektörü

[9] Mevcut literatüre göre (Yamak ve Erdem, 2017: 178) uygun gecikme kriterlerine (AIC) göre seçilmiş gecikme uzunluğunun (6) (Seviyede VAR altında) bir eksiği olan 5 gecikme uzunluğu koentegrasyon testinde kullanılmıştır.
[10] Model 2 de denenmiş, aynı sonuçlara ulaşılmıştır.

ile olup olmadığının araştırılması yapılmıştır. Buna göre, aşağıdaki Tablo 5'de gösterilen ilgili Normalleştirilmiş Koentegrasyon Katsayılarına göre, koşullar sağlanmış gözükmektedir, β_1'in tahmin edilen değeri negatif ve yaklaşık olarak 1'dir ve istatistiksel olarak anlamlıdır[11].

Tablo 5: Normalleştirilmiş Koentegrasyon Katsayıları

ls_t	lf_{t-1} (β_1)	Sabit Terim
1	-0.991691 (0.01696) [-58.4820]	-0.016120

Not: Parantez () içi Standart Hatayı; Köşeli Parantez [] içi t-istatistiklerini göstermektedir.

4.2.3. VECM ve Sonuçları

FRUH'un geçerli olabilmesi için gerekli olan üçüncü koşul, Tahmin Hataları (Kalıntılar)[12]'nın durağan olmasıdır. Bu koşulu araştırmak üzere mevcut literatürü takiben Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM)[13] ile analize devam edilmiştir. Tahmin edilen model (Denklem 4) aşağıda yer almaktadır.

$$\Delta s_{t+1} = c_o + \alpha_o (s_t - \beta f_{t-1} - \mu) + \gamma_1 \Delta s_{t-1} + \gamma_2 \Delta s_{t-2} + \ldots + \gamma_5 \Delta s_{t-5} + \delta_1 f_{t-1} + \delta_1 f_{t-2} + \ldots + \delta_1 f_{t-5} + \varepsilon_{st+1} \quad (4)$$

VECM sonuçları Tablo 6'da gösterilmektedir. Buna göre, koentegre serilerin kısa dönem özelliklerini ortaya koymak için 1 koentegrasyon verisini kullanarak beş gecikme uzunluğunda VECM ile analize

[11] Mevcut literatürden hareketle, Model 2'nin izin verdiği H_0: $\beta_1=1$ ve $a_1=0$ müşterek hipotezi de sınanmıştır. Buna göre, 1 serbestlik derecesinde LR istatistiği için H_0 boş hipotezi red edilmemiştir.

[12] Tahmin Hataları (Forecast Errors)'nın durağanlığını araştırmak için hem Box-Pierce İstatistiği (Q-İstatistiği) hem de Breusch-Godfrey Serisel Kolerasyon LM Testi (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test) kullanılmıştır.

[13] VECM, koentegre olduğu bilinen durağan olmayan seriler ile kullanılan kısıtlı bir VAR modeli olup, "koentegrasyon terimi" "hata düzeltme terimi" olarak ifade edilerek uzun dönem denge durumundaki sapmaların kısa dönem düzeltmelerini gösterir. Uzun dönem denge durumundaki sapmaların kısa dönem düzeltmelerini gösteren bu terim, uyarlama hızı denen a katsayısı ile ölçülmektedir (Yamak ve Erdem, 2017: 197).

devam edildiğinde, Hata Düzeltme Terimi (a_0) istatistiki olarak önemli ve eksi işaretli olması gerekirken, burada istatistiki olarak önemli olmakla beraber ters işarette (pozitif işarette) çıkmıştır. Dolayısıyla modelde, uzun dönemden sapma olduğu zaman kısa dönemde tekrar toparlanamadığı sonucuna varılmaktadır. Benzer sonuçlara, uzun dönem ilişkisinin varlığını saptadıkları çalışmalarında Chatterjee (2010: 78) Hindistan örneği için varmıştır.[14]

Tablo 6: Vektör Hata Düzeltme Modeli Sonuçları (S_{t+1} Bağımlı Değişken)

Parametre	Katsayı	Hata Terimi	t-istatistiğ	Olasılık Değeri
c_0 (sabit)	0.0007	0.000288	2.250872	0.0125 0.0125**
a_0	0.0119	0.005948	1.999101	0.0458**
γ_1	0.1616	0.029444	5.489394	0.0000*
γ_2	-0.0784	0.029931	-2.620212	0.0089*
γ_3	-0.1588	0.029375	-5.406419	0.0000*
γ_4	0.0698	0.029563	2.361836	0.0183**
γ_5	-0.0592	0.029669	-1.994115	0.0464**
δ_1	0.0114	0.028790	0.397472	0.6911
δ_2	-0.0052	0.029111	-0.179868	0.8573
δ_3	-0.0200	0.028794	-0.695103	0.4871
δ_4	-0.0015	0.029098	-0.052354	0.9583
δ_5	0.0383	0.028614	1.336785	0.1815

Not: * %1 Düzeyinde Anlamlı, **%5 Düzeyinde Anlamlı

Tahmin edilen VECM, %5 önemlilik düzeyindeki değişkenler için yazıldığında aşağıdaki gibidir:

Δs_{t+1}= 0.0007+ 0.0119(s_t-0.9917f_{t-1}-0.016120)+ 0.1616Δs_{t-1}- 0.0784 Δs_{t-2}- 0.1588Δs_{t-3}+ 0.0698Δs_{t-4} - 0.0592Δs_{t-5}+εs_{t+1}

Buna göre, Wald F-Testi ile Granger Nedensellik test edildiğinde Aşağıda Tablo 7'de görüldüğü gibi Ki-Kare İstatistiği, Granger

[14]Hata Düzeltme Modelinin birinci denkleminde a_s'nin işareti negatif, ikinci denklemindekinde a_f'nin işareti pozitif olmalı ki uzun dönem dengeye yakınsama için ortak hareket etsinler. Eğer Spot ve Forward Kurlar koentegre ise bu değişkenler sıfır olmamalıdır, bir başka deyişle her ikisi de sıfırsa, uzun dönemli ilişki yoktur (Chatterjee, 2010: 78).

$$\Delta s_{t+1} = c_s + \alpha_s(s_{t-1} - \beta f_{t-1} - \mu) + \delta_{s1}\Delta s_{t-1} + \delta_{s2}\Delta s_{t-2} + \gamma_{s1}\Delta f_{t-1} + \gamma_{s2}\Delta f_{t-2} + \varepsilon_{st+1}$$

$$\Delta f_t = c_f + \alpha_f(s_{t-1} - \beta f_{t-1} - \mu) + \delta_{f1}\Delta s_{t-1} + \delta_{f2}\Delta s_{t-2} + \gamma_{f1}\Delta f_{t-1} + \gamma_{f2}\Delta f_{t-2} + \varepsilon_{ft}$$

(Chatterjee, 2010: 75).

Nedenselliği sadece Spot Kurun gecikmeli değerlerindeki değişimlerden Spot Kurdaki değişimlere doğru ortak kısa dönem nedensellik olarak saptarken, aynı kısa dönem nedenselliği Forwards Kurun gecikmeli değerlerindeki değişimlerden saptayamamıştır. Ancak, hata düzeltme teriminin (a_0) istatistiki olarak önemli çıkması Forwards Kurlardan Spot Kurlara doğru uzun dönemli bir nedensellik olduğu şeklinde yorumlanmaktadır.

Tablo 7: Wald F-Testi Sonuçları

Boş Hipotez: $\gamma1=\gamma2=\gamma3=\gamma4=\gamma5=0$
F-İstatistiği= 14.94 (0.0000)
Ki-Kare İstatistiği= 74.72 (0.0000)
Boş Hipotez: $\delta_1=\delta_2=\delta_3=\delta_4=\delta_5=0$
F-İstatistiği= 0.57 (0.7272)
Ki-Kare İstatistiği= 2.82 (0.7272)

Not: * %1 Düzeyinde Anlamlı

FRUH'un geçerli olabilmesi için gerekli olan üçüncü koşul olan, Tahmin Hataları (Kalıntılar)'nın durağan olması koşulu araştırıldığında (Tablo 6'daki), aşağıdaki Tablo 8'deki Q-İstatistikleri Sonuçlarının[15] gösterdiği gibi kalıntıların serisel bir kolerasyonu bulunmamaktadır.

Tablo 8: Q İstatistikleri Sonuçları

Q(1) =0.0014 (0.970)	Q(3)=0.0016 (1.000)	Q(5)=0.1889 (0.999)	Q(7)=2.0114 (0.959)
Q(9)=2.9446 (0.966)	Q(11)=7.4573 (0.761)	Q(13)=10.9510 (0.615)	Q(17)=14.3230 (0.644)

Not: Parantez içi () P-değerlerini göstermektedir.

5. Sonuç

Uygulamalı çalışmalarda, teoriden kaynaklı olarak Uluslararası Finans Alanındaki Temel Paritelerden biri olan FRUH'un varlığı uzun dönem piyasa etkinliğinin varlığı[16] olarak yorumlanmaktadır. Bu piyasa

[15]Breusch-Godfrey Serisel Kolerasyon LM Testi ile de aynı sonuçlara varılmıştır.

[16] İstisnai olarak Çiçek (2014), Türk piyasaları için ilgili koşullar sağlanması

etkinliği, piyasa katılımcılarının uzun dönemde döviz işlemlerinden sadece normal bir kazanç sağlayacağını, normalüstü kazancın uzun dönem için geçerli olmayacağını göstermektedir. Bir başka deyişle, döviz piyasası katılımcılarının risk nötr olması ve daha önemlisi, uzun dönemde spekülasyondan az kazançları bulunması anlamına gelmektedir (Mazur ve Ramirez, 2013: 606, 609). Chatterjee (2010: 55) bu hususu şu şekilde ortaya koymaktadır: "Döviz Piyasalarında Etkinlik Hipotezinin testi için üç koşul sağlanmalıdır: 1-Spot ve Forward Kurlar koentegre olmalıdır. 2-Koentegrasyon katsayısı 1 olmalıdır ve 3-Tahmin Hataları durağan olmalıdır. …Piyasa etkinliğinin [yarı] güçlü formu Forwards oranının gelecekteki Spot Kurun sapmasız bir tahmincisi olmasını gerektirir."

Bu çalışmada, mevcut literatürü takiben döviz piyasalarının etkinliği hususu, "Yarı Güçlü Piyasa Etkinliği" (Semi-strong Efficiency)'ni test etmek için kullanılan FRUH ile Türkiye bağlamında TL/Dolar Döviz Kuru için test edilmeye çalışılmıştır. Bu bağlamda, FRUH'un geçerli olabilmesi için kabul edilen üç koşul bağlamında yapılan ekonometrik analizler sonucunda, gelecekteki Spot Kurlarla bugünkü ilgili Vadeli Kurlar arasında Johansen Koentegrasyon testi ile tespit ettiğimiz uzun dönem bir ilişkinin olduğu; bu koentegrasyonun (1,-1) vektörlü olduğu ve tahmin hatalarının da durağan olduğu tespit edilmiştir. Bu da bizi FRUH bağlamında uzun dönem için yarı güçlü piyasa etkinliğinin varlığına götürmektedir. Ancak diğer tarafta, hem varılan sonucun sadece yarı güçlü piyasa etkinliğinin kanıtı olması hem de varılan bulguların uzun dönemdeki piyasa etkinliğinin göstergesi olması dolayısıyla kısa dönem için piyasa etkinliği hususunu tartışmalı hale getirmektedir. Benzer bulgulara ulaşan Mazur ve Ramirez (2013) uzun dönemde piyasa etkinliğinin varlığından bahsedilebilecekken; kısa dönem için piyasa etkinliğinin olamayacağını, zira iki değişken arasında dengesizliğin olması durumunda (kısa dönemde uzun dönemdeki dengeden sapma durumunun varlığı) bu durum kısa dönemde uzun dönemin aksine spekülatörlerin beklenen kazancının sıfır olmadığına işaret ettiğini

dolayısıyla FRUH'un geçerli olduğunu bulduğu çalışmasında, teoriden ve literatürdeki uygulamalı çalışmalardan farklı olarak FRUH'un geçerliliğini koentegrasyon varlığı dolayısıyla yarı güçlü formda piyasa etkinliğinin ihlali olarak değerlendirmiştir. Bu değerlendirmeyi, Wickremasinghe (2004)'e dayandırarak yapmıştır. Halbuki, Wickremasinghe (2004) farklı para birimlerinin yerel para kurları arasındaki koentegrasyon varlığını, yarı güçlü formda piyasa etkinliğinin ihlali olarak değerlendirmiştir.

belirtmektedir (Mazur ve Ramirez, 2013: 609)[17]. Tüm bunlar çalışmanın girişindeki eleştiriler bağlamında değerlendirildiğinde, halihazırda varılan bulguların uzun dönem için ancak yarı güçlü piyasa etkinliğine işaret ettiği; kısa dönem için yorumlanan bulguların ise günlük döviz işlemcilerine (day trader) ve istikrar bozucu spekülasyon faaliyetlerine dikkat edilmesi gerektiği gerçeğini ortaya koymaktadır.

Kaynakça

Barnhart, S. W., Szakmary, A. C. (1991). Testing the Unbiased Forward Rate Hypothesis: Evidence on Unit Roots, Co-integration, and Stochastic Coefficients. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26 (2), 245-267.

Barnhart, S.W., McNown, R., Wallace, M. S. (1999). Non-informative Tests of the Unbiased Forward Exchange Rate. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34, 265-291.

Bleaney, M. (1998). Market Efficiency and Apparent Unit Roots: An Application to Exchange Rates. *Economic Record*, 74(225), 139-144.

Boucher B. J. (2000). Term Effects and The Time-varying Risk Premium in Tests of Forward Foreign Exchange rate Unbiasedness. *International Journal of Finance & Economics, 5*(3), 211-220.

Chatterjee, D. (2010).*Three Essays in Forward Rate Unbiasedness Hypothesis*. All Graduate Theses and Dissertations. 644. https://digitalcommons.usu.edu/etd/644

Chiang, T. C. (1988). The Forward Rate as a Predictor of the Future Spot Rate--A Stochastic Cocefficient Approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, 20(2), 212-232.

Chiang, T. C., Hindelang, T. J. (1988). Forward Rate, Spot Rate and Risk Premium: An Empirical Analysis. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 124(1), 74-88.

[17]Kısa dönemde, spekülatörler için normalüstü kazançların ve/veya zamanla değişen risk priminin varlığı olarak yorumlanabiliyor (Mazur ve Ramirez, 2013: 610).

Çiçek, M. (2014). A Cointegration Test for Turkish Foreign Exchange Market Efficiency. *Asian Economic and Financial Review*, 4(4), 451-474.

Edwards, S. (1982). Exchange Rates and "New": A Multi-currency Approach. *Journal of International Money and Finance*, 1, 211-224.

Edwards, S. (1983). Floating Exchange Rates, Expectations and New Information. *Journal of Monetary Economics*, 11(3), 321-336.

Enders, W., (1995). Applied Econometric Time Series, New York: John Wiley&Sons, Inc.

Engle, R. F., Granger, C. W. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 55(2), 251-276.

Fama, E., (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 25, 383-417.

Fama, E. F. (1984). Forward and Spot Exchange Rates. *Journal of Monetary Economics*, 14(3), 319-338.

Frankel, J., Poonawala, J. (2010). The Forward Market in Emerging Currencies: Less Biased than in Major Currencies. *Journal of International Money and Finance*, 29(3), 585-598.

Froot, K. A., Frankel, J. A. (1986). Interpreting Tests of Forward Discount Bias Using Survey Data on Exchange Rate Expectations (Working Paper w1963). National Bureau of Economic Research.

Hansen, L. P., Hodrick, R. J. (1980). Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis. *Journal of Political Economy*, 88(5), 829-853.

Hansen, L. P., Hodrick, R. J. (1983). Risk Averse Speculation in the Forward Foreign Exchange Market: An Econometric Analysis of Linear Models. Frenkel J. A. (Ed.), *Exchange Rates and International Macroeconomics* (113-152). University of Chicago Press.

Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.

Johansen, S. (1992). Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK Money Demand Data. *Journal of Policy Modeling*, 14(3), 313-334.

Johansen, S. (1995). Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford University Press on Demand.

Jung, C., Doroodian, K., Albarano, R. (1998). The Unbiased Forward Rate Hypothesis: A Re-examination. *Applied Financial Economics*, 8(6), 567-575.

Kallianiotis, I. N. (2017). Exchange Rate Movement: Efficiency in the Foreign Exchange Market. *International Research Journal of Applied Finance*, 8(4), 195-213.

Kohlhagen, S. W. (1975). The Performance of the Foreign Exchange Markets: 1971–1974. *Journal of International Business Studies*, 6(2), 33-39.

Liu, C. Y., He, J. (1991). A Variance-ratio Test of Random Walks in Foreign Exchange Rates. *The Journal of Finance*, 46(2), 773-785.

Longworth, D. (1981). Testing the Efficiency of the Canadian-US Exchange Market Under the Assumption of No Risk Premium. *The Journal of Finance*, 36(1), 43-49.

Loring, G., Lucey, B. (2013). An Analysis of Forward Exchange Rate Biasedness Across Developed and Developing Country Currencies: Do Observed Patterns Persist Out of Sample?. *Emerging Markets Review*, *17*, 14-28.

Masih, A. M., Masih, R. (1996). Common Stochastic Trends, Multivariate Market Efficiency and the Temporal Causal Dynamics in A System of Daily Spot Exchange Rates. *Applied Financial Economics*, 6(6), 495-504.

Mazur, M., Ramirez, M. D. (2013). The Forward Exchange Rate Unbiasedness Hypothesis: A Single Break Unit Root and Cointegration Analysis. *Modern Economy*, 4, 605-626.

Norrbin, S. C., Reffett, K. L. (1996). Exogeneity and Forward Rate Unbiasedness. *Journal of International Money and Finance*, 15(2), 267-274.

Oh, D. Y., Lee, H. (2017). LM Cointegration Tests Allowing for An Unknown Number of Breaks: Implications for the Forward Rate Unbiasedness Hypothesis. *Applied Economics*, 49(12), 1194-1203.

Rodrik, D. (2011). *Akıllı Küreselleşme*, Ankara: Efil Yayınevi.

Sánchez-Fung, J. R. (1999). Efficiency of the Black Market for Foreign Exchange and PPP: the Case of the Dominican Republic. *Applied Economics Letters*, 6(3), 173-176.

Seyidoğlu, H. (2013). *Uluslararası Finans*, İstanbul: Güzem Can Yayınları.

Speight, A. E., McMillan, D. G. (2001). Cointegration and Predictability in Prereform East European Black-market Exchange Rates. *Applied Economics Letters*, 8(12), 755-759.

Wesso, G. R. (1999). The Forward Rate as an Optimal Predictor of the Future Spot Rate in South Africa: An Econometric Analysis (Occassional Paper 13). Johannesburg: South African Reserve Bank.

Wickremasinghe, G. (2004). Efficiency of Foreign Exchange Markets: A Developing Country Perspective (ABERU Discussion Paper 3). Australia.

Yamak, R., Erdem, H. F. (2017). *Uygulamalı Zaman Serisi Analizleri: EViews Uygulamalı*, Trabzon: Celepler Matbaacılık.

Zacharatos, N., Sutcliffe, C. M. (2000). Is the Forward Rate for the Greek Drachma Unbiased?: A VECM Analysis with Both Overlapping and Non-overlapping Data (Working Paper). University of Southampton: Department of Accounting and Management Science.)

BİST 100 Endeksi Getiri Oynaklığı İle İşlem Hacmi Arasındaki Nedensellik İlişkisi

Hamza CORUT[1] Rahmi YAMAK[2]

1.Giriş

Alternatif finansal yatırım araçlarının çeşitliliği özellikle son yirmi yıllık dönemde belirgin bir şekilde artış göstermiştir. Finansal yatırım araçlarındaki çeşitlilik ise özellikle getiri ve risk beklentileri doğrultusunda oluşturulan yatırım portföylerine yönelik tercihler üzerinde yoğun bir baskı oluşturmaktadır. Dolayısıyla bu durum, finansal piyasa aktörlerinin yatırım tercihlerinde başarı elde etmeleri bakımından portföy yönetimini oldukça önemli bir konuma yükseltmiştir. Bu doğrultuda, portföy yönetiminin en önemli belirleyici faktörlerinden biri ve aynı zamanda riskin bir ölçüsü olarak kabul edilen getiri oynaklıklarının, en az bilgi kaybıyla tahmin edilmesi ise özellikle finans literatüründe en önemli tartışma konularından biri haline gelmiştir. Finans literatüründe, getiri oynaklıklarının tahmin edilmesi için birçok ölçüm tekniği geliştirilmiştir. Bu ölçüm tekniklerinden sıklıkla kullanılanlar genellikle günlük kapanış fiyatlarıyla oluşturulan standart sapma tahmincisi ve otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) temelli yaklaşımlar şeklinde sıralanabilir. Ancak bu yöntemlerde sadece günlük kapanış fiyatlarının kullanılması getiri oynaklığı ölçümlerinde bilgi kaybının yaşanmasına ve getiri oynaklıklarının istenilen etkinlikte tahmin edilememesine neden olmaktadır. Bu durum özellikle finans literatüründe, finansal varlıkların getiri oynaklıkları ile işlem hacimleri arasındaki nedensellik ilişkisini araştıran çalışmaların yanıltıcı bulgular vermesine neden olabilmektedir. Bu sebeple mevcut çalışmayla, gün içi farklı fiyat gözlemlerini dikkate alan ve daha az bilgi kaybı ile getiri oynaklığı ölçmeyi sağlayan ölçüt teknikleri kullanılarak, ilgili literatürdeki eksikliği gidermek ve bu alana dikkatleri çekmek amaçlanmıştır.

[1] Öğr. Gör., Trabzon Üniversitesi, Beşikdüzü Meslek Yüksekokulu, Trabzon/Türkiye, hamzacorut@trabzon.edu.tr
[2] Prof. Dr., Karadeniz Teknik Üniversitesi, İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü, Trabzon/Türkiye, yamak@ktu.edu.tr

Bu çalışmada, geleneksel standart sapma tahmincisi ve standart sapma temelli alternatif oynaklık hesaplama teknikleri kullanılarak oluşturulan dört farklı BİST 100 endeksi getiri oynaklığı serileri ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisinin karşılaştırılmalı olarak test edilmesi amaçlanmıştır. Çalışmanın amacı doğrultusunda aşağıda yer alan sorulara ilişkin analizler gerçekleştirilmiştir.

- BİST 100 endeksi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi var mı? Eğer varsa ilişki ne yöndedir?
- BİST 100 endeksi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisinin sonuçları, oluşturulan oynaklık serileri arasında herhangi bir farklılık arz ediyor mu? Hangi oynaklık hesaplama yöntemi istatistiksel olarak daha anlamlı sonuçlar veriyor?
- Kovid-19 küresel salgını süreci ve öncesi dönemler arasında nedensellik ilişkisinin yönü herhangi bir farklılık gösteriyor mu? Eğer bir farklılık var ise hangi getiri oynaklığı hesaplama yöntemlerinde ne şekilde gerçekleşiyor?

Çalışmada, günlük kapanış fiyatlarının kullanıldığı hareketli standart sapma (SS) tahmincisinin yanında, gün içi farklı fiyat gözlemlerinin kullanıldığı standart sapma temelli Parkinson (PA), Garman ve Klass (GK) ile Rogers ve Satchell (RS) yöntemleriyle BİST 100 endeksi için dört farklı getiri oynaklığı serisi üretilmiştir. Çalışmada, BİST 100 endeksi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisi oluşturulan dört farklı getiri oynaklığı serileri kullanılarak karşılaştırmalı bir şekilde analiz edilmiştir. Bu çerçevede çalışmada, 02 Ocak 2009 – 09 Ekim 2020 dönemini kapsayan BİST 100 endeksi için gün içerisinde gözlemlenen kapanış, açılış, en yüksek ve en düşük fiyatları ile işlem hacmi verileri kullanılmıştır.

Çalışmada, ilk olarak BİST 100 endeksi işlem hacmi ve getiri oynaklığı serileri logaritmik dönüşüme tabi tutulmuştur. İkinci olarak, logaritması alınmış getiri oynaklıkları ile işlem hacmi serilerinin ADF ve PP birim kök testleri kullanılarak durağanlık analizleri yapılmıştır. Birim kök testleri çerçevesinde ilgili tüm değişkenlerin I(0) düzeyinde durağan olduğu tespit edilmiştir. Bu doğrultuda, BİST 100 endeksi getiri oynaklığı serileri ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkilerinin Granger nedensellik testi

ile incelenmesine karar verilmiştir. Granger nedensellik testi kapsamında ilgili dönem haricinde Kovid-19 küresel salgını ve öncesi şeklinde iki alt döneme ait analizler de gerçekleştirilmiştir. Tüm nedensellik testleri bilgi kriterleri doğrultusunda tespit edilen optimal gecikme uzunluklarının her biri için ayrı ayrı yapılmıştır.

Genel dönem ve Kovid-19 küresel salgını öncesi birinci alt dönem için yapılan testlerde optimal gecikme uzunluğu 30'a göre tüm oynaklık ölçütleri ile işlem hacmi arasında çift yönlü, optimal geçime uzunluğu 5'e göre ise getiri oynaklığı ölçütlerinden işlem hacmine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Bu iki dönem için elde edilen sonuçlar en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak oldukça güçlü bir anlamlılığa sahiptir. İkinci alt dönem olan Kovid-19 küresel salgını dönemi için ise nedensellik ilişkisinin oldukça zayıfladığı ve PA ve GK getiri oynaklığı ölçütleri için değişkenlik taşıdığı tespit edilmiştir.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. Çalışmanın ilk bölümünde hisse senedi getiri oynaklıkları ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisini inceleyen ampirik çalışmaların literatür taraması sunulmuştur. İkinci bölümde çalışmada kullanılan veri seti ve uygulanan ampirik yönteme ilişkin açıklamalar yapılmıştır. Üçüncü bölümde ampirik analizler neticesinde elde edilen bulgular sunulmuş ve son olarak sonuç bölümde ise elde edilen bulgulara yönelik değerlendirmeler yapılmıştır.

2.Literatür

Literatürde, finansal piyasalardaki ve özellikle hisse senedi piyasalarındaki getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki dinamik ilişkiler uzun zamandır bir tartışma konusudur. Literatür incelendiğinde finansal varlıklara ait getiri oynaklığı ve işlem hacmi arasındaki dinamik ilişkilerin "Karışık Dağılımlar Hipotezi" ve "Ardışık Bilgi Hipotezi" çerçevesinde analiz edildiği görülmektedir. Karışık dağılımlar hipotezine göre getiri oynaklıkları ile işlem hacmi arasında pozitif ve eş zamanlı bir değişime dayanan korelasyon bulunmaktadır. Dolayısıyla karışık dağılımlar hipotezinde finansal varlıkların getiri oynaklıkları ile işlem hacimleri arasında eş zamanlı hareketten kaynaklı olarak herhangi bir nedensellik ilişkisi olamayacağı ileri sürülmektedir. Ardışık bilgi hipotezine göre ise finansal varlıkların alıcıları ve satıcıları piyasada meydana gelen yeni bilgileri veya bilgi sinyallerini farklı anlarda alarak davranışlarını sıralı bir şekilde gerçekleştirmektedirler. Bu nedenle ardışık bilgi hipotezinde davranışların

gerçekleşmesi süreci piyasa aktörleri bakımından eş anlı olmadığı için finansal varlıkların getiri oynaklıkları ile işlem hacimleri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olması gerektiği ileri sürülmektedir (Yamak vd., 2019: 7). Literatürde aynı zamanda oynaklık kavramı ve özellikle getiri oynaklıkların türetilmesi süreci üzerine yapılan tartışmalar ve zamanla bu tartışmalarla birlikte yeni oynaklık hesaplama yöntemlerinin oluşturulması bu iki hipotezin birbirinden farklı birçok ampirik yöntemle test edilmesini olanaklı hale getirmiştir. Finans literatürü incelendiğinde getiri oynaklıklarının hesaplanmasında sıklıkla kullanılan başlıca yöntemler; standart sapmaya dayanan geleneksel yöntemler, otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) ve bu yönteme dayanan GARCH, EGARCH ve TGARCH yöntemleri şeklinde sıralanabilir.

Bu iki hipotezin geçerliliğini sınamak için yapılan ampirik çalışmalara bakıldığında; finansal varlıklara ait getiri oynaklıklarının türetilmesi sürecinde standart sapma temelli yaklaşımların kullanıldığı tüm çalışmalarda nedensellik testleri ile çift yönlü ilişkilerin incelendiği görülmüştür. Ancak otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) temelli yaklaşımların kullanıldığı çalışmalara bakıldığında ise özellikle Türkiye için yapılan çalışmalarda iki farklı uygulama ortaya çıkmaktadır. Bu çerçevede yapılan çalışmaların bazılarında sadece uygun görülen ARCH temelli modelin kurularak işlem hacminin getiri oynaklığı üzerindeki tek yönlü etkisinin araştırıldığı (Baklacı ve Kasman, 2006; Kıran, 2010; Gazel, 2017; Temurlenk ve Lögün, 2018) ve bazılarında ise ilave olarak nedensellik testleriyle çift yönlü ilişkinin araştırıldığı tespit edilmiştir.

Çalışmanın bu kısmında, hisse senedi getiri oynaklıkları ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkilerinin araştırıldığı çalışmaların literatür özeti verilmiştir. Bu kapsamda Türkiye için getiri oynaklıkları ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkilerinin kısıtlı sayıda çalışmada incelendiği tespit edilmiştir.

Boyacıoğlu ve diğerleri (2008) çalışmalarında, getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki dinamik ilişkiyi 1997 - 2009 tarihleri arasındaki aylık İMKB Ulusal 100 endeksi kapanış fiyatları ve işlem hacmi verilerini kullanarak incelemişlerdir. Çalışmada, getiri oynaklığının oluşturulması süreci genelleştirilmiş otoregresif değişen varyans (GARCH) yöntemi kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Ayrıca GARCH yöntemi kullanılarak oluşturulan getiri oynaklığı ile işlem hacmi serileri arasındaki çift yönlü ilişkinin araştırılması için Granger nedensellik testi kullanılmıştır.

Çalışmanın bulguları doğrultusunda, ilgili dönemde İMKB100 endeksi için karışık dağılımlar hipotezi ve ardışık bilgi hipotezinin geçerli olmadığı tespit ediliştir.

Çelik (2013) çalışmasında, getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki dinamik ilişkiyi 04 Şubat 2005 – 30 Nisan 2010 tarihleri arasındaki günlük BİST 30 endeksi kapanış fiyatları ve işlem hacmi verilerini kullanarak incelemiştir. Çalışmada, getiri oynaklığının oluşturulması süreci literatürdeki genel eğilimden farklı biçimde gerçekleşen volatilitenin heterojen otoregresif modeli (HAR-RV) kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Ayrıca HAR-RV yöntemi kullanılarak oluşturulan getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki çift yönlü ilişkinin araştırılması için Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Çalışmada, değişkenler arasındaki ilişki 2008 Krizi öncesi ve sonrası dönem kıyaslaması yapılarak ele alınmıştır. Çalışmanın bulguları doğrultusunda, ilgili dönemde BİST 30 endeksi için kriz öncesi dönemde karışık dağılımlar hipotezinin desteklendiği, ancak kriz döneminde karışık dağılımlar hipotezinin reddedildiği, ardışık bilgi hipotezinin ise reddedilemediği tespit ediliştir.

Taş ve diğerleri (2016) çalışmalarında, getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki dinamik ilişkiyi Ocak 2000 – Haziran 2014 tarihleri arasındaki günlük BİST 100 endeksi kapanış fiyatları ve işlem hacmi verilerini kullanarak incelemişlerdir. Çalışmada, getiri oynaklığının oluşturulması süreci standart sapma tahmincisi kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Çalışmada, BİST 100 getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki çift yönlü ilişkinin araştırılması için Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Çalışmanın bulguları doğrultusunda, ilgili dönemde BİST 100 endeksi için ardışık bilgi hipotezinin geçerli olmadığı tespit ediliştir.

Literatürde, hisse senedi piyasası getiri oynaklıkları ile işlem hacimleri arasındaki nedensellik ilişkisinin birçok ampirik çalışmada gerek ulusal ve gerekse sektörler bazında endeksler kullanılarak uluslararası alanda da ele alındığı görülmektedir. Bu çalışmalarda getiri oynaklığının oluşturulması sürecinde, çoğunlukla otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) temelli yaklaşımların kullanıldığı ve azda olsa birkaç çalışmada standart sapma temelli tahmincilerin de kullanıldığı tespit edilmiştir.

Agorastos ve Chionis (1998) çalışmalarında, 08 Ocak 1994 – 04 Mart 1997 dönemindeki günlük kapanış verilerini kullanarak Atina Hisse Senedi Borsası'ndaki (ASE) dokuz büyük şirkete ait getiri oynaklıkları ile işlem

hacmi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. GARCH modelinin kullanıldığı çalışmada, Granger nedensellik testi sonuçlarına göre işlem hacmi ile getiri oynaklığı arasında nedensellik ilişkisi olmadığı tespit edilmiştir. Çalışmanın bulguları karışık dağılımlar hipotezini desteklemektedir.

Darrat ve diğerleri (2003) çalışmalarında, Dow Jones sanayi endeksi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi 1 Nisan 1998 – 30 Haziran 1998 tarihleri arasındaki gün içi beş dakikalık verileri kullanarak incelemişlerdir. Çalışmada, getiri oynaklığının oluşturulması süreci EGARCH-M yöntemi kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Çalışmanın bulguları ardışık bilgi hipotezini desteklemektedir.

Mediros ve Doornik (2006) çalışmalarında, Brezilya borsası (Bovespa) endeks getirilerinin oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki dinamik ilişkiyi 04 Ocak 2000 – 29 Aralık 2005 tarihleri arasındaki günlük kapanış fiyatlarını kullanarak incelemişlerdir. Çalışmada, getiri oynaklığının modellenmesi amacıyla GARCH yöntemi kullanılmış ve Granger nedensellik testine göre değişkenler arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Çalışmanın bulguları ardışık bilgi hipotezini desteklemektedir.

Chiang ve diğerleri (2010) çalışmalarında, NASDAQ endeks getirilerinin oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki dinamik ilişkiyi 1 Ağustos 1997 – 27 Ekim 2004 tarihleri arasındaki gün içi beş dakikalık fiyat ve hacim verilerini kullanarak incelemişlerdir. Çalışmada, getiri oynaklığının modellenmesi amacıyla standart sapma tahmincisi kullanılmış, simetrik ve asimetrik Granger nedensellik testleri ile getiri oynaklığı ve işlem hacmi arasındaki çift yönlü ilişki incelenmiştir. Simetrik nedensellik testine göre işlem hacminden getiri oynaklığına doğru tek yönlü, asimetrik nedensellik testine göre ise değişkenler arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu bulunmuştur.

Habib (2011) çalışmasında, Mısır Menkul Kıymetler Borsası endeksi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki dinamik ilişkiyi Ocak 1998 – Ocak 2005 tarihleri arasındaki günlük kapanış fiyatlarını kullanarak incelemiştir. Çalışmada, getiri oynaklığının modellenmesi amacıyla GARCH yöntemi kullanılmış ve Granger nedensellik testi sonucuna göre işlem hacmi ve getiri oynaklığı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Hsieh (2014) çalışmasında, Honkong, Japonya, Malezya, Filipinler, Singapur, Tayvan ve Tayland borsalarındaki 314 gayrimenkul şirketinin 1998 – 2007 dönemine ait günlük kapanış fiyatları ve işlem hacmi verileri kullanarak getiri oynaklıkları ile işlem hacimleri arasındaki dinamik ilişkileri incelemiştir. Çalışmada, getiri oynaklığının modellenmesi amacıyla GARCH yöntemi kullanılmıştır. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre Malezya, Filipinler ve Singapur için değişkenler arasında çift yönlü, Honkong, Tayvan ve Tayland için ise işlem hacminden getiri oynaklığına tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir.

Ong (2015) çalışmasında, S&P500 endeksinin 1998 – 2007 dönemine ait günlük kapanış fiyatları ve işlem hacmi verilerini kullanarak getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Standart sapma tahminci kullanılarak getiri oynaklığının hesaplandığı çalışmada, Granger nedensellik testine göre işlem hacmi ve getiri oynaklığı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Naik ve diğerleri (2018) çalışmalarında, Güney Afrika Johannesburg (JSE) endeks getirilerinin oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki dinamik ilişkiyi 6 Temmuz 2006 – 31 Ağustos 2016 tarihleri arasındaki günlük fiyat ve hacim verilerini kullanarak incelemişlerdir. Çalışmada, getiri oynaklığının modellenmesi amacıyla EGARCH yöntemi kullanılmış, Granger nedensellik testi ile 2008 Krizi sonrası dönem için getiri oynaklığı ve işlem hacmi arasında çift yönlü ilişki olduğu tespit edilmiştir.

Miseman ve diğerleri (2019) çalışmalarında, Malezya, Endonezya ve Singapur borsalarının endeks getirilerinin oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki dinamik ilişkiyi Ocak 2000 – Aralık 2014 tarihleri arasındaki günlük kapanış fiyatlarını kullanarak incelemişlerdir. Çalışmada, getiri oynaklığının modellenmesi amacıyla GARCH yöntemi kullanılmış ve Granger nedensellik testi sonuçlarına göre Malezya ve Singapur için işlem hacmi ve getiri oynaklığı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu, Endonezya için ise herhangi nedensellik ilişkisi olmadığı tespit edilmiştir. Çalışmanın bulgularının Malezya ve Singapur borsaları için ardışık bilgi hipotezini, Endonezya için ise karışık dağılımlar hipotezini desteklediği görülmüştür.

3.Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Çalışmada, BİST 100 endeksi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisi SS, PA, GK ve RS oynaklık ölçütleri kullanılarak

incelenmiştir. Bu doğrultuda mevcut çalışmada, getiri oynaklığı ölçütlerinin hesaplanması için 02 Ocak 2009 – 09 Ekim 2020 dönemini içerisindeki BİST 100 endeksi açılış, en yüksek, en düşük ve kapanış fiyatlarına ait zaman serileri kullanılmıştır. BİST 100 endeksi fiyat çeşitleri ve işlem hacmine ait günlük frekansa sahip zaman serileri investing.com adlı internet sitesinden alınmıştır. Çalışma kapsamında kullanılan değişkenlerin kısaltmaları ve açıklamaları Tablo 1'de gösterilmiştir.

Tablo 1: Değişkenlerin Kısaltmaları ve Tanımları

Değişkenin Kısaltması	Değişkenin Tanımı
LİH	İşlem Hacmi Logaritması
LSS	Standart Sapma Tahmincisi Logaritması
LPA	Parkinson Standart Sapma Tahmincisi Logaritması
LGK	Garman ve Klass Standart Sapma Tahmincisi Logaritması
LRS	Rogers ve Satchell Standart Sapma Tahmincisi Logaritması

Not: L; serilerin logaritmik dönüşümünün yapıldığını göstermektedir

Çalışmada, dört farklı getiri oynaklığı ölçütü kullanılmıştır. Garman ve Klass (GK) ve Rogers ve Satchell (RS) standart sapma getiri oynaklığı ölçütlerinin her ikisi için gözlemlenmiş tüm fiyat türleri, Parkinson standart sapma (PA) getiri oynaklığı ölçütü için gün içi gözlemlenmiş en düşük ve en yüksek fiyatlar kullanılmıştır (Petnehazi ve Gall, 2018). Hareketli standart sapma (SS) getiri oynaklığı ölçütü için ise sadece günlük kapanış fiyatları kullanılmıştır.

Aşağıdaki (1) numaralı denklemde, sadece günlük kapanış fiyatlarının kullanıldığı standart sapma tahmincisiyle ölçülen getiri oynaklığının matematiksel olarak elde edilişi gösterilmektedir

$$SS_t = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{n}(R_t - \bar{R})^2}{n-1}} \quad (1)$$

Burada, R_t; finansal varlığın t dönemi ait getirisini temsil etmektedir ve (2) numaralı denklemde gösterilen şekilde hesaplanmaktadır.

$$R_t = ln\, P_t^C - lnP_{t-1}^C \quad (2)$$

Formülde P_t^C ve P_{t-1}^C BİST 100 endeksine ait sırasıyla t ve t-1 günlerindeki kapanış fiyatlarını temsil etmektedir. Yukarıda (1) numaralı denklemdeki

"n" ise dönem uzunluğunu veya gözlem sayısını temsil etmektedir. Bu çalışmada, her bir değişkene ait toplam n=2960 gözlem bulunmaktadır ve oynaklık ölçütleri 30 günlük bir dönem üzerinden hesaplanmıştır. Ancak sadece kapanış fiyatlarının kullanıldığı ve doğal olarak peş peşe iki gün arasındaki oynaklığın hesaplandığı (1) numaralı denklemde gösterilen standart sapma tahmincisinin bilgi kaybına neden olduğu ileri sürülmektedir. Bu nedenle Parkinson 1980 yılında gün içi en yüksek ve en düşük fiyatları kullanarak kendi adıyla anılan genişletilmiş standart sapma tahmincisini geliştirmiştir. Aşağıdaki (3) numaralı denklemde gün içi en yüksek ve en düşük fiyat gözlemlerinin kullanıldığı Parkinson standart sapma tahmincisiyle ölçülen getiri oynaklığının matematiksel olarak elde edilişi gösterilmektedir.

$$PA_t = \sqrt{\frac{\frac{\sum_{t=1}^{n}(lnP_t^H - lnP_t^L)^2}{4\ln(2)}}{n}} \tag{3}$$

Yukarıdaki formülde P_t^H ve P_t^L BİST 100 endeksine ait sırasıyla t günündeki en yüksek ve en düşük fiyatlarını temsil etmektedir. Parkinson yönteminin yeterli olmadığını ileri süren Garman ve Klass, 1980 yılında sadece düşük ve yüksek fiyatları değil aynı zamanda açılış ve kapanış fiyatlarını da dikkate alarak daha etkin bir tahminci geliştirmişlerdir. Aşağıdaki (4) numaralı denklemde gün içi tüm fiyat gözlemlerinin kullanıldığı Garman ve Klass standart sapma tahmincisiyle ölçülen getiri oynaklığının matematiksel olarak elde edilişi gösterilmektedir.

$$GK_t = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{n} 0.5((\ln P_t^H - \ln P_t^L))^2 - (2\ln(2) - 1)((\ln P_t^C - \ln P_t^O))^2}{n}} \tag{4}$$

Yukarıdaki formülde P_t^O ve P_t^C BİST 100 endeksine ait sırasıyla t günündeki açılış ve kapanış fiyatlarını göstermektedir. Yukarıda (3) ve (4) numaralı denklemlerde gösterilen Parkinson ve Garman-Klass oynaklık tahmincilerinde, finansal varlık fiyatlarının sabit terimsiz sürekli bir Brown tipi harekete sahip olduğu varsayılmaktadır. Rogers ve Satchell 1991 yılında Garman-Klass oynaklık ölçütüne alternatif olarak finansal varlık fiyatlarında driftin varlığına müsaade eden yeni bir tahminci geliştirmişlerdir. Aşağıdaki (5) numaralı denklemde Rogers ve Satchell

standart sapma tahmincisiyle ölçülen getiri oynaklığının matematiksel olarak elde edilişi gösterilmektedir.

$$RS_t = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{n}((F_t^1 * F_t^1) - F_t^2) + ((F_t^3 * F_t^3) - F_t^2)}{n}} \tag{5}$$

$$F_t^1 = ln\left(\frac{P_t^H}{P_t^O}\right) \quad , \quad F_t^2 = ln\left(\frac{P_t^C}{P_t^O}\right) \quad , \quad F_t^3 = ln\left(\frac{P_t^L}{P_t^O}\right)$$

Çalışmada; SS, PA, GK ve RS oynaklık ölçüleriyle oluşturulan BİST 100 endeksi getiri oynaklıkları ile işlem hacmi değişkenleri ilk olarak logaritmik dönüşüme tabi tutulmuş, ardından tüm serilere durağanlık derecelerinin belirlenmesi amacıyla Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ile Phillips Perron (PP) birim kök testleri uygulanmıştır. I(0) düzeyinde durağan oldukları tespit edilen getiri oynaklığı ölçütleri ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisi VAR sistemi altında Granger nedensellik testleri kullanılarak yapılmıştır.

4.Ekonometrik Bulgular

Çalışmanın bu bölümünde, öncelikle çalışma kapsamında kullanılan zaman serilerine ait tanıtıcı istatistiklere yer verilmiştir. BİST 100 endeksi günlük işlem hacmi ile açılış, en yüksek, en düşük ve kapanış fiyatlarına ait serilerin ilgili dönem için ortalama, medyan, maksimum, minimum ve standart sapma değerleri Tablo 2'de sunulmuştur.

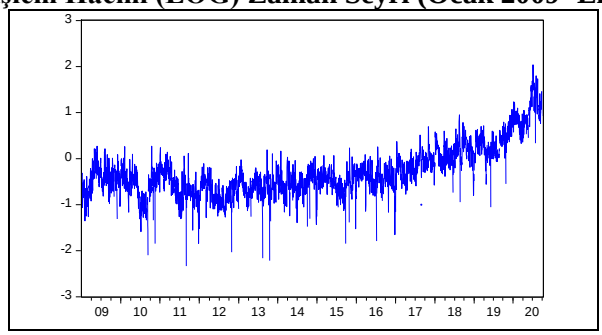
Tablo 2: Değişkenlere İlişkin Tanıtıcı İstatistikler

BİST 100 Endeksi	Ortalama	Medyan	Maks.	Min.	S. Sapma
Hacmi (Milyar)	0.8946	0.6838	7.6700	0.0969	0.6961
Açılış Fiyatı	779.47	777.12	1242.1	228.38	213.68
En Yüksek Fiyat	785.48	781.98	1245.3	232.20	214.65
En Düşük Fiyat	772.19	771.55	1223.6	225.83	212.19
Kapanış Fiyatı	778.70	775.93	1235.5	230.36	213.08

Tablo 2'den görülmektedir ki ilgili dönemdeki en yüksek işlem hacminin 7 Temmuz 2020 tarihinde yaklaşık 7 milyar 670 milyon, en düşük işlem hacminin ise 29 Ağustos 2011 tarihinde yaklaşık 96 milyon düzeyinde gerçekleştiği görülmektedir. İlgili dönemde BİST 100 endeksi kapanış fiyatları için en yüksek değerin 21 Ocak 2020 tarihinde 1235,56 puan, en düşük değerin ise 05 Mart 2009 tarihinde 230,36 puan olarak

gerçekleşmiştir. Tablo 2'de aynı zamanda tüm fiyat çeşitlerinin tanıtıcı istatistikler bakımından birbirlerine oldukça yakın olduğu görülmektedir. Grafik 1'de işlem hacmi değişkenin zaman seyri, ardından Grafik 2'deki panellerde ise getiri oynaklığı ölçütlerinin zaman seyri sunulmuştur.

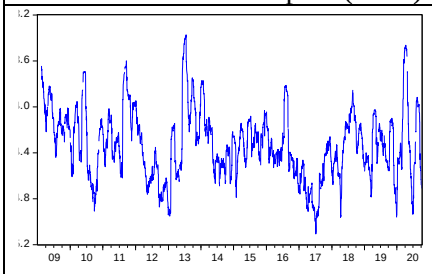
Grafik 1: İşlem Hacmi (LOG) Zaman Seyri (Ocak 2009- Ekim 2020)



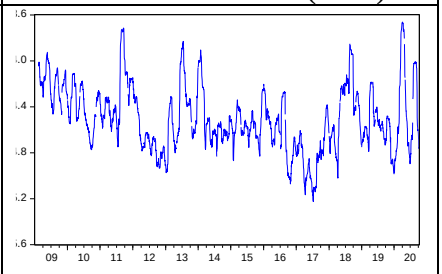
Grafik 1'den görüldüğü gibi BİST 100 işlem hacminin 2009-2016 dönemi içerisinde belirli bir aralık içerisinde kısmen yatay bir seyir izlediği, 2017 yılı başından itibaren 2020 yılı son dönemine kadar ise yukarı yönlü bir trend izleyerek zirve yaptığı tespit edilmiştir.

Grafik 2: BİST 100 Getiri Oynaklıkları (Ocak 2009- Ekim 2020)

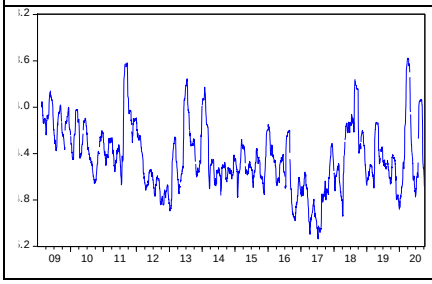
Grafik 2a: Standart Sapma (LOG)



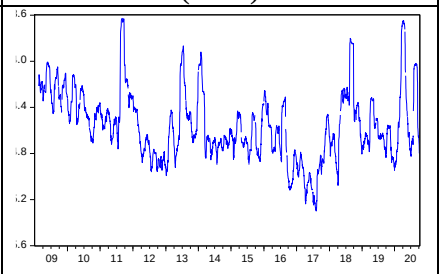
Grafik 2b: Parkinson (LOG)



Grafik 2c: Garman–Klass (LOG)



Grafik 2d: Rogers–Satchell (LOG)



Tablo 2'deki panellere bakıldığında GK, PA ve RS getiri oynaklığı ölçütlerinin ilgili dönemde birbirlerine benzer eğilim gösterdiği görülmektedir. Aynı zamanda Tablo 2'deki panellerde getiri oynaklığının SS ölçütüne kıyasla diğer ölçütlerde 2017 yılı sonlarına doğru daha belirgin şekilde azaldığı gözlemlenmektedir. Aynı durum 2018 yılı başlarından itibaren getiri oynaklıklarındaki yükselişte de görülmektedir. Tablo 3'te BİST 100 endeksi işlem hacmi ile getiri oynaklığı ölçütlerine ait zaman serilerinin durağanlık özelliklerini tespit etmek için kullanılan ADF ve PP birim kök testlerinin sonuçları raporlanmıştır.

Tablo 3: Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF		PP	
	Sabitli	Sabitli Trendli	Sabitli	Sabitli Trendli
LİH	-3.175**	-5.190***	-13.37***	-24.71***
Δ LİH	-27.37***	-27.37***	-337.3***	-407.3***
LSS	-5.768***	-5.851***	-6.107***	-6.189***
Δ LSS	-22.29***	-22.29***	-54.59***	-54.59***
LPA	-5.436***	-5.575***	-5.499***	-5.647***
Δ LPA	-20.78***	-20.78***	-46.79***	-46.78***
LGK	-5.403***	-5.549***	-5.387***	-5.540***
Δ LGK	-20.29***	-20.29***	-45.23***	-45.22***
LRS	-5.065***	-5.218***	-5.177***	-5.343***
Δ LRS	-21.77***	-21.76***	-45.04***	-45.03***

Not:***,** ve * sırasıyla %1, %5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde ilgili istatistiğin anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 3'teki her iki birim kök testine ait sonuçlara bakıldığında işlem hacmi ve getiri oynaklıklarına ait serilerin hem sabitli ve hem de sabitli trendli spesifikasyonlar çerçevesinde seviye değerlerinde durağan oldukları görülmektedir. Yani çalışma kapsamında kullanılan tüm değişkenler I(0) özelliği göstermektedir. Değişkenlere ait durağanlık özelliklerinin aynı zamanda istatistiksel olarak en az %1 düzeyinden anlamlı güçlü bir yapı sergilediği görülmektedir. Bu doğrultuda BİST 100 işlem hacmi ile getiri oynaklığı ölçütleri arasındaki nedensellik ilişkisinin standart VAR yaklaşımı altında Granger nedensellik testi kullanılarak yapılmasına karar verilmiştir. Tüm nedensellik testleri tespit edilen her bir VAR sistemindeki optimal gecikme uzunluğu için ayrı ayrı yapılmıştır. Tablo 4'de FPE, AIC, SCH ve HQ bilgi kriterleri doğrultusunda Ocak 2009- Ekim 2020 dönemi için tespit edilen optimal gecikme uzunluklarına ait sonuçlar raporlanmıştır.

Tablo 4: Optimal Gecikme Uzunlukları
(Ocak 2009- Ekim 2020)

	FPE	AIC	SCH	HQ
LSS	30	30	5	10
LPA	30	30	5	30
LGK	30	30	5	30
LRS	30	30	5	10

Tablo 4'te PA ve GK oynaklık ölçütlerinin FPE, AIC ve HQ bilgi kriterlerine göre optimal gecikme uzunluklarının 30, SCH göre ise 5 olarak belirlendiği görülmektedir. Ayrıca Tablo 4'te SS ve RS oynaklık ölçütlerinin VAR sistemindeki optimal gecikme uzunluklarının FPE ve AIC bilgi kriterlerine göre 30, SCH bilgi kriterine göre 5 ve HQ bilgi kriterine göre ise 10 olarak belirlendiği görülmektedir. Bu doğrultuda SS ve RS oynaklık ölçütleri ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisi sırasıyla 30, 10 ve 5 optimal gecikme uzunlukları kullanılarak, PA ve GK oynaklık ölçütleri ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisi ise sırasıyla 30 ve 5 gecikme uzunlukları kullanılarak incelenmiştir. Aşağıdaki Tablo 5'te getiri oynaklığı ölçütleri ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırılması için kullanılan Granger nedensellik testlerine ait sonuçlar raporlanmıştır.

Tablo 5: Granger Nedensellik Test Sonuçları
(Ocak 2009- Ekim 2020)

Oynaklık Ölçütü	Getiri Oynaklığı Neden Hacim Sonuç Değildir	Hacim Neden Getiri Oynaklığı Sonuç Değildir
LSS 30	61.67 ***	108.6 ***
LSS 10	30.75 ***	9.739
LSS 5	16.11 ***	2.843
LPA 30	68.21 ***	165.5 ***
LPA 5	30.43 ***	0.994
LGK 30	66.13 ***	166.5 ***
LGK 5	28.51 ***	1.109
LRS 30	52.20 ***	135.6 ***
LRS 10	29.72 ***	19.19 **
LRS 5	20.96 ***	5.332

Not: ***, **, *; ilgili istatistiğin sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 5'te görüldüğü üzere tüm oynaklık ölçütlerinde optimal gecikme uzunluğu 30'a göre BİST 100 işlem hami ile getiri oynaklığı arasında çift yönlü en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı güçlü bir nedensellik ilişkisi gerçekleşmektedir. Aynı zamanda Tablo 5'teki sonuçlara bakıldığında optimal gecikme uzunluğu 5'e göre tüm oynaklık ölçütlerinde getiri oynaklığından işlem hacmine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Optimal gecikme uzunluğu 10'a göre ise oynaklık ölçütü RS için değişkenler arasında çift yönlü, SS için ise getiri oynaklığından işlem hacmine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Tablo 5'teki sonuçlar doğrultusunda RS oynaklık ölçütü için işlem hacmi ile getiri oynaklığı arasındaki nedensellik ilişkisinin diğer ölçütlere kıyasla daha belirgin olduğu tespit edilmiştir. Tablo 6'da birinci alt dönem olan Kovid-19 küresel salgını öncesi Ocak 2009 – Aralık 2019 dönemi için tespit edilen optimal gecikme uzunluklarına ait sonuçlar raporlanmıştır.

Tablo 6: Optimal Gecikme Uzunlukları
(Ocak 2009- Aralık 2019) Kovid-19 Öncesi Dönem

	FPE	**AIC**	**SCH**	**HQ**
LSS	30	30	5	10
LPA	30	30	5	30
LGK	30	30	5	30
LRS	30	30	5	5

Tablo 6'daki birinci alt döneme ait optimal gecikme uzunluğu sonuçlarının genel dönem ile hemen hemen aynı olduğu tespit edilmiştir. Sadece RS oynaklık ölçütüne ait optimal gecikme uzunluğunun HQ bilgi kriterine göre 5 olduğu görülmektedir. Bu doğrultuda SS oynaklık ölçütü ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisi sırasıyla 30, 10 ve 5 optimal gecikme uzunlukları kullanılarak, PA, GK ve SS oynaklık ölçütleri ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisi ise sırasıyla 30 ve 5 gecikme uzunlukları kullanılarak incelenmiştir. Aşağıdaki Tablo 7'de birinci alt dönem olan Kovid-19 küresel salgını öncesi Ocak 2009 – Aralık 2019 dönemi için Granger nedensellik testlerine ait sonuçlar raporlanmıştır.

Tablo 7: Granger Nedensellik Test Sonuçları (Ocak 2009- Aralık 2019) Kovid-19 Öncesi Dönem

Oynaklık Ölçütü	Getiri Oynaklığı Neden Hacim Sonuç Değildir	Hacim Neden Getiri Oynaklığı Sonuç Değildir
LSS 30	59.52 ***	111.9 ***
LSS 10	27.83 ***	7.207
LSS 5	15.79 ***	2.293
LPA 30	61.73 ***	175.7 ***
LPA 5	25.57 ***	0.622
LGK 30	61.07 ***	176.4 ***
LGK 5	24.18 ***	0.723
LRS 30	48.81 ***	142.9 ***
LRS 5	16.32 ***	0.316

Not: ***, **, *; ilgili istatistiğin sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 7'de görüldüğü üzere tüm oynaklık ölçütlerinde optimal gecikme uzunluğu 30'a göre BİST 100 işlem hacmi ile getiri oynaklığı arasında çift yönlü en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı güçlü bir nedensellik ilişkisi gerçekleşmektedir. Optimal gecike uzunluğu 5'e göre ise tüm oynaklık ölçütlerinde getiri oynaklıklarından işlem hacmine doğru en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Bu sonuçların Tablo 5'teki tüm dönem için elde edilen sonuçlarla benzer olduğu görülmektedir. Tablo 8'de ikinci alt dönem olan Kovid-19 küresel salgını dönemi için tespit edilen optimal gecikme uzunluklarına ait sonuçlar raporlanmıştır.

Tablo 8: VAR Sistemindeki Optimal Gecikme Uzunlukları (Ocak 2020 - Ekim 2020) Kovid-19 Dönemi

	FPE	AIC	SCH	HQ
LSS	4	4	1	4
LPA	5	5	4	4
LGK	5	5	4	4
LRS	4	4	4	4

Tablo 8'deki ikinci alt döneme ait optimal gecikme uzunluğu sonuçlarının diğer iki dönemden kompozisyon olarak oldukça farklı olduğu görülmektedir. RS oynaklık ölçütü için tüm bilgi kriterlerine göre optimal gecikme uzunluğunun 4 olduğu, SS oynaklık ölçütü için sadece SCH bilgi

kriterine göre 1 diğer üç bilgi kriterine göre ise 4 olduğu tespit edilmiştir. Tablo 8'de PA ve GK oynaklık ölçütleri için tespit edilen optimal gecikme uzunluklarının FPE ve AIC bilgi kriterlerine göre 5, SCH ve HQ bilgi kriterlerine göre ise 4 olduğu görülmektedir. Aşağıdaki Tablo 9'da ikinci alt dönem olan Kovid-19 küresel salgını dönemi için tespit edilen optimal gecikme uzunlukları doğrultusunda uygulanan Granger nedensellik testlerine ait sonuçlar raporlanmıştır.

Tablo 9: Granger Nedensellik Test Sonuçları (Ocak 2020 - Ekim 2020) Kovid-19 Dönemi

Oynaklık Ölçütü	Getiri Oynaklığı Neden Hacim Sonuç Değildir	Hacim Neden Getiri Oynaklığı Sonuç Değildir
LSS 4	11.31 **	4.569
LSS 1	9.908 ***	0.694
LPA 5	9.855 *	9.025
LPA 4	6.172	8.866 *
LGK 5	9.323 *	10.32 *
LGK 4	5.784	9.863 **
LRS 4	12.06 **	13.13 **

Not: ***, **, *; ilgili istatistiğin sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 9'daki nedensellik testi sonuçlarına göre Kovid-19 küresel salgını dönemi özelinde getiri oynaklığı ölçütleri ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkinin diğer dönemlere ait sonuçlara kıyasla daha zayıf ve değişken olduğu görülmektedir. Tablo 9'da görüldüğü üzere optimal gecikme uzunluğu 4'e göre RS getiri oynaklığı ölçütü için en az % 5 ve GK getiri oynaklığı ölçütü için ise en az % 10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çift yönlü nedensellik ilişkisi gerçekleşmektedir. Ayrıca Tablo 9'daki nedensellik testi sonuçlara bakıldığında diğer iki dönemden farklı olarak Kovid-19 küresel salgını döneminde PA ve GK oynaklık ölçütleri için getiri oynaklığından işlem hacmine doğru olan tek taraflı olan nedensellik ilişkisinin yönünün optimal gecikme uzunluğu 4'te işlem hacminden getiri oynaklığına doğru değiştiği görülmektedir. Sonuç olarak tüm dönemlere ait bulgular karşılaştırıldığında ana dönem ve Kovid-19 küresel salgını öncesi dönemde var olan güçlü nedensellik ilişkisinin Kovid-19 küresel salgını döneminde belirgin şekilde zayıfladığı ve aynı zamanda getiri oynaklığından işlem hacmine olan tek taraflı ilişkinin yönünün değiştiği görülmüştür.

5.Sonuç

Finansal varlıkların getiri oynaklıklarına ilişkin ölçümler, özellikle hisse senedi piyasalarındaki yatırımcıların portföy yönetimi kararlarında oldukça önemlidir. Bilindiği üzere getiri oynaklıkları riskin bir ölçüsüdür. Bu nedenle ilgili finansal varlığın getiri oynaklığının hassas ölçüm teknikleri kullanılarak en az bilgi kaybıyla tahmin edilmesi gerekmektedir. Çünkü bu durum, portföy yönetiminde etkinlik sağlanması ve başarıya ulaşılması açısından büyük bir önem taşımaktadır. Literatürde finansal varlıkların getiri oynaklığı üzerine yapılan ampirik çalışmalar oldukça geniş bir yer tutmaktadır. Ancak, konuyla ilgili ampirik çalışmaların büyük bir çoğunluğunun gün içerisinde gözlemlenen en yüksek, en düşük gibi fiyatları kullanan hassas ölçüm teknikleriyle yapılmadığı tespit edilmiştir. Literatürdeki çalışmalarda daha çok peş peşe iki gün arasındaki oynaklığı ölçen ve genellikle günlük kapanış fiyatlarıyla ölçüm yapmayı sağlayan yöntemler kullanılmıştır. Bu yöntemlerin en önemli problemi ise oynaklık tahminlerinde bilgi kaybının yaşanmasıdır. Bu nedenle literatürde, geleneksel yöntemlerle ölçülen oynaklık tahminlerindeki bilgi kaybını gidermek amacıyla gün içi farklı fiyat gözlemlerini dikkate alan standart sapma temelli alternatif ölçüm teknikleri geliştirilmiştir. Bu çerçevede mevcut çalışmada, standart sapma temelli alternatif oynaklık hesaplama tekniklerinin de kullanıldığı dört farklı BİST 100 endeksi getiri oynaklığı serileri ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisinin karşılaştırılmalı olarak test edilmesi amaçlanmıştır.

Çalışmada, BİST 100 endeksi getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisi SS, PA, GK ve RS oynaklık ölçütleri kullanılarak incelenmiştir. Bu doğrultuda mevcut çalışmada, getiri oynaklığı ölçütlerinin hesaplanması için 02 Ocak 2009 – 09 Ekim 2020 dönemine ait günlük frekansta BİST 100 endeksi açılış, en yüksek, en düşük ve kapanış fiyatlarına ait zaman serileri kullanılmıştır. Aynı zamanda mevcut çalışmada, ilgi dönem Kovid-19 küresel salgını öncesi ve sonrası olmak üzere iki alt döneme ayrılmıştır. İlk olarak ilgili döneme ait BİST 100 endeksi getiri oynaklığı ölçütleri ile işlem hacmi serileri logaritmik dönüşüme tabi tutulmuştur. Ardından tüm serilere durağanlık derecelerinin belirlenmesi amacıyla Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ile Phillips Perron (PP) birim kök testleri uygulanmıştır. Çalışma kapsamında incelenen tüm değişkenlerin I(0) düzeyinde durağan oldukları tespit edilmiştir. Bu doğrultuda BİST 100 getiri oynaklığı ölçütleri ile işlem

hacmi arasındaki nedensellik ilişkisi VAR sistemi altında Granger nedensellik testleri kullanılarak yapılmıştır. Nedensellik testleri FPE, AIC, SCH ve HQ bilgi kriterleri doğrultusunda tespit edilen her bir optimal gecikme uzunluğu için ayrı ayrı yapılmıştır.

Genel dönem ve Kovid-19 küresel salgını öncesi birinci alt dönem için yapılan testlerde optimal gecikme uzunluğu 30'a göre tüm oynaklık ölçütleri ile işlem hacmi arasında çift yönlü, optimal gecikme uzunluğu 5'e göre ise getiri oynaklığı ölçütlerinden işlem hacmine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Bu iki dönem için elde edilen sonuçlar en az %1 düzeyinde istatistiksel olarak oldukça güçlü bir anlamlılığa sahiptir. İkinci alt dönem olan Kovid-19 küresel salgını dönemi için ise nedensellik ilişkisinin oldukça zayıfladığı ve değişkenlik taşıdığı tespit edilmiştir.

Literatürde, hisse senedi piyasaları getiri oynaklıkları ve işlem hacmi arasındaki ilişki genellikle karışık dağılımlar hipotezi ve ardışık bilgi hipotezi çerçevesinde incelenmiştir. Bu çalışmada, özellikle genel dönem ve Kovid-19 küresel salgını öncesi birinci alt dönem için optimal gecikme uzunluğu 30'a göre tüm oynaklık ölçütleriyle işlem hacmi arasında meydana gelen çift yönlü nedensellik ilişkisinin BİST 100 için ardışık bilgi hipotezini desteklediği görülmektedir. Mevcut çalışmadaki bu bulgunun yabancı ülkeler için yapılan çalışmaların bulgularıyla uyumlu olduğu, ancak Türkiye için yapılan çalışmaların bulgularıyla çeliştiği görülmektedir. Getiri oynaklığı ölçütleri ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisinin gelecekte yapılacak çalışmalarda sektörler veya hisse senetleri açısından incelenmesi literatüre katkı sağlayabilir.

Kaynakça

Acar Boyacıoğlu, M., Güvenek, B., Alptekin, V. (2009), "Getiri Volatilitesi ile İşlem Hacmi Arasındaki İlişki: İMKB'de Ampirik Bir Çalışma", Mufad Journal, Cilt.48, 200-215.

Agorastos, C., Chionis, D. (1998). Trading Volume and Volatility: Intraday Evidence from the Athens Stock Exchange. European Research Studies Journal, European Research Studies Journal, 0(2), 71-92.

Baklaci, H., Kasman, A. (2006). An Empirical Analysis of Trading Volume and Return Volatility Relationship in The Turkish Stock Market. Ege Academic Review, Ege University Faculty of Economics and Administrative Sciences, 6(2), 115-125.

Chiang, T.C., Qiao, Z., Wong, W.K. (2010). New evidence on the relation between return volatility and trading volüme. Journal of Forecasting, John Wiley & Sons, Ltd., 29(5), 502-515.

Çelik, S. (2013). New Evidence on the Relation between Trading Volume and Volatility. Business and Economic Research ISSN 2162-4860 2013, 3(1), 176-186.

Darrat, A.F., Rahman, S., Zhong, M. (2003). Intraday Trading Volume and Return Volatility of the DJIA Stocks: A Note. Journal of Banking & Finance, 27, 2035–2043.

Gazel, S. (2017). Hisse Senedi Piyasalarında İşlem Hacmi Ve Volatilite İlişkisi: Kırılgan Beşli Ekonomiler Üzerine Bir İnceleme. Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi, 13(2), 347-363.

Habib, N.M., Shore, E., Anne, P. (2011). Trade Volume and Returns in Emerging Stock Markets An Empirical Study: The Egyptian Market. International Journal of Humanities and Social Science 1(19), 302-312.

Hsieh, H-C. S. (2014). The causal relationships between stock returns, trading volume, and volatility: Empirical evidence from Asian listed real estate companies. International Journal of Managerial Finance, 10(2), 218-240.

Kıran, B. (2010). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda İşlem Hacmi Ve Getiri Volatilitesi. Doğuş Üniversitesi Dergisi, 11(1), 98-108.

Medeiros, O.R., Doornik, B.F.N.V., (2006). The Empirical Relationship between Stock Returns, Return Volatility and Trading Volume in the Brazilian Stock Market. (April 17, 2006). SSRN: https://ssrn.com/abstract=897340 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.897340

Miseman, M.R. , Yahya, M.H. , Mustafa, H. , Lee, Y.Y. (2019). The Dynamic Relationship Between Trading Volume, Stock Return, and Volatility-Domestic and Cross-Country: South Asian Markets. Finance, Accounting and Business Analysis, 1(1).

Naik, P.K., Gupta, R., Padhi, P. (2018). The Relationship Between Stock Market Volatility And Trading Volume: Evidence From South

Africa. Journal of Developing Areas, Tennessee State University, College of Business, 52(1), 99-114.

Ong, M.A. (2015). An information theoretic analysis of stock returns, volatility and trading volumes. Applied Economics, 47(36), 3891–3906.

Petneházi, G., Gáll, J. (2019). Exploring thepredictability of range-based volatility estimators using recur-rent neural networks. Intell Sys Acc Fin Mgmt., 1–8. https://doi.org/10.1002/isaf.14558

Taş, O., Tokmakçıoğlu, K., Çevikcan, G. (2016). Borsa İstanbul'da Pay Senedi Getirileri İle İşlem Hacmi Arasındaki İlişki. DEÜ SBE Dergisi, 18(1), 11-30.

Temurlenk, M.S., Lögün, A. (2018). Hisse Senedi Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi Arasındaki İlişki: Borsa İstanbul Uygulaması. 19.Uluslararası Eyi Sempozyumu Tam Metin Bildiri Kitabı, (17-20 Ekim 2018), 202 -210.

Yamak, N., Yamak, R., & Samut, S. (2019). Causal Relationship Between Bitcoin Price Volatility and Trading Volume: Rolling Window Approach. Financial Studies, 23(3), 6-20.

Enflasyon ile Faiz Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi: MF-VAR Modeli

Serkan SAMUT[1]

1. Giriş

Bilindiği üzere iktisadi değişkenler farklı frekanslarda yayınlamaktadır. Bu nedenle geleneksel çok değişkenli zaman serili modellerde değişkenlerin orijinal frekansları ile çalışmak neredeyse imkânsız olmaktadır. Literatürde söz konusu bu imkansızlığı aşabilmek için, genellikle toplulaştırma işlemine başvurulmaktadır. Fakat toplulaştırma işlemiyle yüksek frekanslı serideki bilgilerin kaybolması olasıdır. (Götz, Hecq ve Smeekes, 2016: 418). Bununla birlikte Granger (1988), toplulaştırma işleminin yüksek frekanslı değişkende bilgi kaybına neden olabileceğinden dolayı yüksek frekanslı değişkenin öngörü performansını kaybedebileceğini ispatlamıştır. Bahsi geçen bu bilgi kaybının yanı sıra Wei (1982) ve Granger (1988); nedensellik ilişkisi üzerinde, Granger ve Siklos (1995); mevsimsel birim köklerde, Pierse ve Snell (1995); eş-bütünleşme ilişkisinde ve toplulaştırma işleminin yüksek frekanslı değişkenlerin zamansal bileşenlerini etkileyebileceğini kanıtlamışlardır.

İlgili literatürde toplulaştırmanın olumsuz yönlerine dikkat çekilmiş ve bu nedenle çözüm odakları çalışmalara yoğunlaşılmıştır. Söz konusu bu alanda Ghysels Santa-Clara ve Valkanov (2004), Karma Frekanslı Veri Örnekleme (Mixed Data Sampling, MIDAS) olarak adlandırılan bir yöntem geliştirerek toplulaştırma işleminin olumsuz yönlerini, büyük ölçüde giderebilmişlerdir. Böylelikle MIDAS yöntemiyle çok değişkenli modellerde farklı frekansta değişkenler olsa bile söz konusu bu değişkenlerin her biri orijinal frekanslarıyla modele katılabilmektedir. MIDAS yönteminin ardından Ghysels (2016) ve Ghysels, Hill ve Motegi (2016), tüm değişkenlerin içsel varsayıldığı VAR analizi için Karma Frekanslı VAR (MF-VAR) yöntemini sunmuşlardır. Böylelikle, MF-VAR yaklaşımıyla yüksek frekanstaki bilgilerin neredeyse tamamı kullanılarak nedensellik analizi gerçekleştirilebilmektedir.

İktisat literatüründe faiz oranıyla enflasyon arasındaki olası nedensellik ilişkisi geçmişte olduğu gibi günümüzde de yoğun biçimde tartışılan bir konudur. Söz konusu bu tartışmada enflasyonun mu faize yoksa tam

[1] Arş. Gör., Dr. Karadeniz Teknik Üniversitesi, İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü, Trabzon/Türkiye, serkan.samut@ktu.edu.tr

tersi olarak faizin mi enflasyona neden olduğu konusunda kesin bir konsensus sağlanamamıştır. Bununla birlikte bazı çalışmalarda enflasyon ile faiz oranının aynı anda hem neden hem de sonuç oldukları tespit edilmiştir. Ancak ilgili literatürde enflasyona göre daha yüksek frekansa sahip olan faiz oranının, orijinal frekansında kullanılmadığı anlaşılmaktadır. Bu kapsamda bu çalışmanın amacı, Türkiye ekonomisi için faiz oranı ile enflasyon arasındaki olası nedensellik ilişkisinin serilerin orijinal frekanslarına dokunmadan araştırılmasıdır. Bahsi geçen bu araştırma için 2005-2020 dönemine ait veriler kullanılarak MF-VAR modelinden faydalanılmıştır.

2. Literatür

Enflasyon ile faiz oranı arasında nedensellik ilişkisini araştıran birçok çalışma mevcuttur. Bu çalışmalara göz gezdirildiğinde uyumlu bir sonucun çıkmadığı anlaşılmaktadır. Enflasyondan faiz oranına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulan çalışmalara Türkiye için Tanrıöver ve Yamak (2015); Akıncı ve Yılmaz (2016); Doğan, Eroğlu ve Değer (2016); Demirgil ve Türkay (2018) ve İşcan ve Durgun Kaygısız (2019), Nijerya için Alimi ve Ofonyelu (2013); Awomuse ve Alimi (2012), Ürdün için Saymeh ve Orabi (2013), Pakistan için Ali, Mahmood ve Bashir (2015) örnek olarak gösterilebilir. Faiz oranından enflasyona doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulan çalışmalara Türkiye için Torun ve Karanfil (2016) ve Yıldız ve Başar (2018), Malezya için Asari, Baharuddin, Jusoh, Mohamad, Shamsudin ve Jusoff (2011) örnek olarak gösterilebilir. Söz konusu bu iki değişken arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulan çalışmaya ise Arjantin, Brezilya ve Meksika için Phylaktis ve Blake (1993) örnek gösterilebilir.

Bazı çalışmalarda birden fazla ekonomin ele alındığı görülmektedir. Al-Khazali (1999), Pasifik Havzası'ndaki dokuz ülke için faiz oranları ile enflasyon oranı arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Granger nedensellik testi sonucunda Endonezya ve Tayland için faiz oranından enflasyon oranına yönelik tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Diğer yandan çalışmada Japonya, Kore, Filipinler ve Singapur için enflasyon ile faiz oranı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi belirlenmiştir. Ancak analizler sonucunda Avustralya, Hong Kong, Malezya için enflasyon ile faiz oranı arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Öte yandan Dritsaki (2017) tarafından gerçekleştirilen çalışmada Büyük Biritanya ve İşveçre için Faiz oranından enflasyona doğru tekyönlü bir nedensellik ilişkisi bulunurken; Almanya için söz konusu bu iki değişken arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

Ampirik literatürde sadece enflasyon ile faiz oranı arasındaki nedensellik ilişkisine değinilmemiştir. Enflasyon ile faiz oranı arasındaki uzun dönemli ilişki test edilerek Fisher hipotezinin geçerli olup olmadığı da araştırılmıştır. Fisher hipotezinin geçerli olduğu başka bir ifade ile enflasyon ile faiz oranı arasında eş-bütünleşme ilişkisi bulan çalışmalara Arjantin, Brezilya ve Meksika için Phylaktis ve Blake (1993), Türkiye için Şimsek ve Kadılar (2006); Atgür ve Altay (2015); Akıncı ve Yılmaz (2016) ve Demirgil ve Türkay (2018), Almanya, Büyük Birtanya ve İşviçre için Dritsaki (2017), Nijerya için Adegboyega, Odusanya ve Popoola (2013); Alimi ve Ofonyelu (2013); Awomuse ve Alimi (2012), Pakistan için Ayub, Rehman, Iqbal, Zaman, ve Atif (2014), Ürdün için Saymeh ve Orabi (2013), Pakistan için Ali, Mahmood ve Bashir (2015) örnek olarak verilebilir.

Diğer yandan Atkins ve Serletis (2003), Kanada, İtalya, Norveç, İsveç, İngiltere ve ABD için fiyat seviyesi ile faiz oranı arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Engle-Granger eş-bütünleşme testi ile nominal faiz oranı ile fiyatlar genel seviyesinde uzun dönemli bir ilişki tespit edilememiştir. Daha sonra bu değişkenlere seviye değerinde durağan olan enflasyon değişkeni dahil edilerek ARDL yöntemi kullanılmıştır. ARDL ile 1880–1983 döneminde Kanada için eş-bütünleşme ilişkisi tespit edilirken diğer ülkelerde eş-bütünleşme ilişkisi tespit edilememiştir. Bu sonuçlarla birlikte Gibson paradoksunun ele alınan ülkeler için geçerli olmadığı belirlenmiş ve Fisher etkisinin ise sadece Kanada ekonomisi için geçerli olduğu tespit edilmiştir. Öte yandan Tanrıöver ve Yamak (2015), ARDL yöntemiyle Türkiye ekonomisi için tüketici fiyat endeksi ile faiz oranı arasındaki Gibson paradoksunun varlığını bulgulamışlardır. Başka bir ifade ile çalışmada fiyatlar genel seviyesinden faiz oranına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Literatür genel olarak incelendiğinde enflasyona ile faiz oranı arasındaki frekans farkının çoğunlukla toplulaştırma işlemi ile giderildiği görülmektedir. Ancak toplulaştırma işlemiyle yüksek frekanslı değişkendeki bilgilerin kaybolma olasılığı yüksektir. Bu çalışmada Ghysels, Hill ve Motegi (2016), tarafından geliştirilen MF-VAR yöntemi ile değişkenlerin orijinal frekanslarından faydalanılarak Türkiye ekonomisi için faiz oranı ile enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılacaktır.

3. Veri Seti ve Yöntem

Çalışmada 2005 Ocak -2020 Kasım dönemine ait veriler kullanılmış olup hem yıllık enflasyon oranı hem de faiz oranı Türkiye Cumhuriyet

Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (TCMB-EVDS)'den temin edilmiştir. Analizlerde kullanılan aylık frekanslı yıllık enflasyon oranı, tüketici fiyat endeksinin yıllık yüzde değişimini ifade ederken; haftalık frekanslı faiz oranı ise 1 ay vadeli TL mevduatlarına açılan faiz oranlarını ifade etmektedir.

Aşağıdaki Tablo 1'de analizlerde kullanılan değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri sunulmuştur. Bahsi geçen tabloda haftalık ve aylık frekanslı faiz oranının ortalama değerlerinin sırasıyla 11.594 ve 11.604 olduğu gözlemlenmektedir. Enflasyonun ise faiz oranından daha düşük bir ortalamaya sahip olduğu ilgili tablodan anlaşılmaktadır. Söz konusu tabloda enflasyonun 23.04 oranıyla hem aylık frekanslı hem de haftalık frekanslı faiz oranından daha yüksek bir orana sahip olduğu görülmektedir. Bununla birlikte enflasyonun 3.99 oranıyla en düşük değere sahip olduğu ilgili tabloda dikkat çekmektedir. Diğer yandan bahsi geçen tabloda haftalık frekansa sahip faiz oranının maksimum değerinin aylık frekanslı faiz oranından daha yüksek bir değere sahip olduğu görülmektedir. Bunun yanı sıra haftalık frekanslı faiz oranının minimum değerinin aylık frekanslı faiz oranından daha düşük olduğu Tablo 1'den anlaşılmaktadır. Bir bakıma toplulaştırma işlemiyle yüksek frekanstaki bilgilerin törpülendiği ifade edilebilir. İlgili tablo standart sapma açısından incelendiğinde aylık frekanslı enflasyon oranının daha düşük bir standart sapmaya sahip olduğu anlaşılmaktadır. Aylık ve haftalık frekanslı faiz oranının standart sapmaları ise birbirlerine çok yakın değerler aldıkları bahsi geçen tabloda gözlerden kaçmamaktadır.

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler

	Ortalama	Maksimum	Minimum	Standart Sapma
Faiz Oranı (Haftalık Frekans)	11.594	23.04	4.97	4.457
Faiz Oranı (Aylık Frekans)	11.604	22.85	5.26	4.46
Yıllık Enflasyon (Aylık Frekans)	9.606	25.24	3.99	3.446

Aşağıdaki Grafik 1'de haftalık frekanslı bir ay vadeli faiz oranının zaman seyri yer almaktadır. İlgili grafikten faiz oranının veri setinin ilk dönemlerinde %15 ile %20 aralığında seyrettiği ve 2008 yılının Mayıs Haziran aylarında ani bir düşüş sergilediği anlaşılmaktadır. Söz konusu bu ani düşüsün ardından faiz oranının 2018 yılının Haziran ayına kadar %5 ile %10 bant aralığında yer aldığı bahsi geçen grafikten anlaşılmaktadır. Ayrıca söz konusu grafikte 2018 Haziran ayından

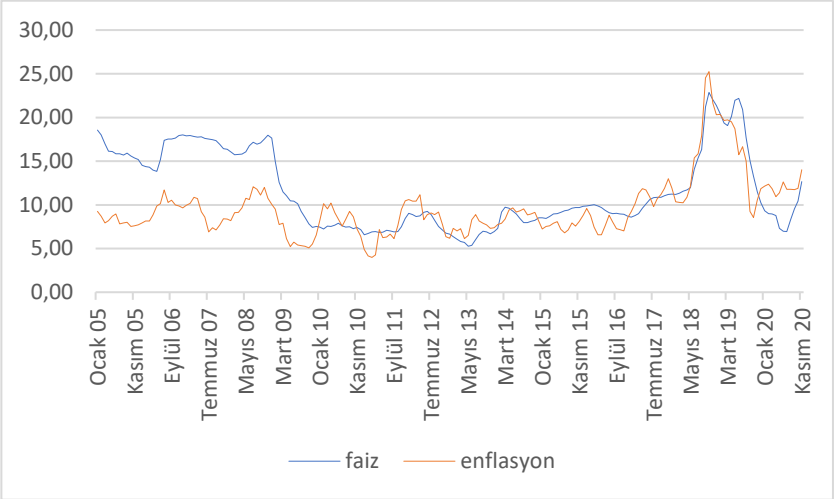
sonra ise faiz oranında ani bir yükselişin olduğu ve 2020 Temmuz ayında ise ani bir düşüsün gerçekleştiği dikkat çekmektedir.

Grafik 1: Haftalık Frekanslı Bir Ay Vadeli Faiz Oranı



Aylık frekanslı olarak toplulaştırılmış bir ay vadeli faiz oranı ile yıllık enflasyonun zaman seyirleri Grafik 2'de sunulmuştur. Veri setinin ilk dönemlerinde faiz oranının, enflasyonun daha yüksek oranda olduğu ilgili grafikten anlaşılmaktadır. Ancak 2008 yılının Mayıs Haziran aylarında faiz oranındaki ani bir düşüş neticesinde enflasyon ile faiz oranının birbirlerine yakınsadıkları bahsi geçen grafikte görülmektedir. Söz konusu bu ani düşüsün ardından enflasyonun ve faiz oranının hemen hemen aynı seyri izledikleri dikkat çekmektedir.

Grafik 2: Aylık Frekanslı Bir Ay Vadeli Faiz Oranı ve Yıllık Enflasyon



Yukarıdaki grafiklerde faiz oranı ve enflasyon değişkenlerinin kırılma gösterdikleri gözlemlenmektedir. Özellikle faiz oranında kırılmanın iki kez yaşandığı belirtilebilir. Bu nedenle çalışmada değişkenlerin birim kök analizinde Lumsdaine ve Papell (1997) çift kırılmalı (LP) birim kök testinden de faydalanılmıştır. Lumsdaine ve Papell (1997), bir zaman serisinin iki farklı noktada kırılmasına dikkate alacak şekilde 3 farklı model önermişlerdir.

Aşağıda TB1 ve TB2 zamanlarında kırılmaya sahip olduğu varsayılan Y_t zaman serisi için Lumsdaine ve Papell (1997) tarafından önerilen birim kök testi modelleri yer almaktadır. Söz konusu bu modellere, Zivot ve Andrews (1992)'de olduğu gibi kırılmanın ortalamadan mı yoksa trendden mi kaynaklandığına bağlı olarak Model AA, Model CA ve Model CC isimleri verilmiştir. Bahsi geçen bu modellerden Model AA'da ortalama değerden 2 farklı noktada kırılmayı dikkate alırken; Model CA ve Model CC ortalamadaki kırılmalara ilave olarak trend değerinde sırasıyla 1 ve 2 adet kırılmayı dikkate almaktadır.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Trend + \alpha Y_{t-1} + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (Model\ AA)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Trend + \alpha Y_{t-1} + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \gamma_1 DT1_t + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (Model\ CA)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Trend + \alpha Y_{t-1} + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \gamma_1 DT1_t + \gamma_2 DT2_t + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (Model\ CC)$$

Yukarıdaki modellerde $DU1_t$; TB1 zamanındaki ortalama değerden kırılma için kukla değişkenini, $DU2_t$; TB2 zamanındaki ortalama değerden kırılma için kukla değişkenini, $DT1_t$; TB1 zamanındaki trend değerindeki kırılma için kukla değişkenini, $DT2_t$; TB2 zamanındaki trend değerindeki kırılma için kukla değişkenini ve p; ise optimal gecikme uzunluğunu temsil etmektedir. Bahsi geçen bu kukla değişkenler, aşağıdaki (1) - (4) numaralı denklemlerde gösterildiği şekilde oluşturulmaktadır.

$$DU1_t = \begin{cases} 1 & eğer\ (t > TB1)\ ise \\ 0 & eğer\ (t \leq TB1)\ ise \end{cases} \qquad (1)$$

$$DU2_t = \begin{cases} 1 & eğer\ (t > TB2)\ ise \\ 0 & eğer\ (t \leq TB2)\ ise \end{cases} \qquad (2)$$

$$DT1_t = \begin{cases} (t - TB1) & eğer\ (t > TB1)\ ise \\ 0 & eğer\ (t \leq TB1)\ ise \end{cases} \qquad (3)$$

$$DT2_t = \begin{cases} (t - TB2) & eğer\ (t > TB2)\ ise \\ 0 & eğer\ (t \leq TB2)\ ise \end{cases} \qquad (4)$$

Lumsdaine ve Papell (1997) tarafından oluşturulan bu modellerde kırılma tarihlerinin belirlenmesi için söz konusu modeller olası tüm kırılma çiftleri için çözülür. Ardından α parametresinin t istatistiğinin mutlak değer olarak minimum olduğu modeldeki tarihler kırılma noktaları olarak belirlenir.

Ben-David, Lumsdaine ve Papell (2003), modellerin optimal gecikme uzunluğunun belirlenebilmesi için bir maksimum gecikme uzunluğu belirler. Modeldeki son gecikme katsayısı istatistiksel olarak anlamlı ise optimal gecikme uzunluğu, belirlenen maksimum gecikmeye eşit olacaktır. Eğer son gecikme katsayısı istatistiksel olarak anlamlı değilse modeldeki son gecikme katsayısı dışlanarak model yeniden çözülür. Çözülen bu modeldeki son gecikme katsayısı istatistiksel olarak anlamlı ise modelin optimal gecikme uzunluğu belirlenmiş olur. Aksi halde gecikme uzunluğu bir birim daha kısaltılarak model çözümü devam

edilir. Bu durum son gecikme katsayının istatistiksel olarak anlamlı olmasına kadar sürdürülür. Eğer hiçbir gecikme uzunluğunda son gecikme katsayısı istatistiksel olarak anlamlı çıkmazsa söz konusu modelde bağımlı değişkenin gecikme uzunluğu yer almaz.

LP birim kök testinde serinin birim kök içerdiğini ifade eden H_0 hipotezine karşılık serinin iki yapısal kırılma içerecek şekilde durağan olduğunu belirten H_1 hipotezi bulunmaktadır. Test istatistiği Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testinde olduğu gibi t-istatik değerine eşittir. Ancak LP birim kök testinde serinin birim kök içerip içermediğini karar vermek için kontrol edilmesi gereken tablo kritik değerleri ADF birim kök testinden farklıdır. Hem Lumsdaine ve Papell (1997) hem de Ben-David, Lumsdaine ve Papell (2003) çalışmalarında LP birim kök testinin her üç modeli için kritik değerler hesaplamıştır. Ancak Ben-David, Lumsdaine ve Papell (2003) çalışmasında kritik değerlerin hesaplanmasında daha fazla gelişmiş bilgisayar teknolojisi sayesinde daha fazla yinelemeler kullanılabilmiştir (Ben-David, Lumsdaine ve Papell, 2003: 307). Bu nedenle bu çalışmada LP birim kök testinden elde edilen t-istatistik değerleri de Ben-David, Lumsdaine ve Papell (2003) çalışmasından elde edilen kritik değerler ile kıyaslanmıştır.

Daha önce de değinildiği gibi, çalışmanın analiz kısmında faiz oranı ile enflasyon arasındaki olası nedensellik ilişkisi, Ghysels (2016)'in geliştirmiş olduğu ve ardından Ghysels, Hill ve Motegi (2016)'nin, Granger nedensellik testi için uyarladıkları MF-VAR yöntemi ile araştırılacaktır. MF-VAR modeli, değişkenlerin orijinal frekanslarında Granger nedensellik testinin yapılmasına imkân sağlayan bir yöntemdir.

MF-VAR modeli genel hatları ile aşağıdaki (5) numaralı denklemde gösterildiği şekildedir.

$$X(\tau_L)=[f(\tau_L,1)',\ldots,f(\tau_L,m)',e(\tau_L)']' \quad (5)$$

Yukarıdaki (5) numaralı eşitlikte $X(\tau_L)$; hem yüksek frekanslı (f; faiz oranı) değişkenini hem de düşük frekanslı (e; yıllık enflasyon) değişkenini içeren zaman sürecini, τ_L; düşük frekanslı zaman periyodunu, m; düşük frekanslı e değişkeninin bir zaman birimine denk gelen yüksek frekanslı zaman periyodu sayısını göstermektedir. MF-VAR modelinde, ayrıca $p\geq1$ olmak üzere $X(\tau_L)$'nin MF-VAR(P) süreci izlediği varsayılmaktadır.

$$X(\tau_L)=\sum_{k=1}^{P}\beta_k X(\tau_L\text{-}k)+\epsilon(\tau_L) \quad (6)$$

Yukarıdaki MF-VAR(P) modelinde β_k; k=1, ..., p için katsayılar matrisini ve $\epsilon(\tau_L)$, hata vektörünü temsil etmektedir.

MF-VAR modelini tahmin etmek için en küçük kareler yöntemi kullanılır. Parametreler için varyans-kovaryans matrisinin hesaplanmasında, Newey ve West (1987) HAC varyans tahmincisi ve Newey ve West (1994)'in otomatik bant genişliği seçiminden faydalanılır. Ardından, Wald istatistiklerini hesaplanarak değişkenler arasında nedensellik ilişkisi olup olmadığına karar verilir.

4. Bulgular

MF-VAR modeli ile Granger nedensellik testine geçmeden önce değişkenlerin durağanlık seviyeleri Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) birim kök testleri ile incelenmiş ve sonuçlar Tablo 2'de gösterilmiştir. İlgili tabloda Yıllık Enflasyon oranının ADF ve KPSS birim kök testlerinin hem sabitli hem de sabitli ve trendli modellerinde seviye değerinde durağan olduğu anlaşılmaktadır. Diğer taraftan bahsi geçen tabloda aylık frekanslı faiz oranı, ADF ve KPSS birim kök testlerinin sabitli modelinde seviye değerinde durağan olduğu görülürken; söz konusu birim kök testlerinin sabitli ve trendli modellerinde birinci devresel farkında durağan olduğu görülmektedir. Ayrıca bahsi geçen tablada haftalık frekanslı faiz oranının ise KPSS birim kök testinin sabitli modeli hariç diğerlerinde birinci devresel farkında durağan olduğu göze çarpmaktadır.

Tablo 2: ADF ve KPSS Birim Kök Test Sonuçları

	ADF		KPSS	
Değişken	**Sabitli**	**Sabitli ve Trendli**	**Sabitli**	**Sabitli ve Trendli**
Yıllık Enflasyon (aylık frekanslı)	-2.863*	-3.430*	0.640***	0.212***
Faiz Oranı (aylık frekanslı)	-2.738*	-2.619	0.396**	0.305
ΔFaiz Oranı (aylık frekanslı)	-6.833***	-6.857***	0.116*	0.041*
Faiz Oranı (haftalık frekanslı)	-2.428	-2.249	0.716***	0.553
ΔFaiz Oranı (haftalık frekanslı)	-7.817***	-7.871***	0.150*	0.039*

Not: ***, ** ve * sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyini ve Δ**;** ilgili değişkenin birinci devresel farkının alındığını göstermektedir.

Çalışmada ADF ve KPSS birim kök testlerinin haricinde herhangi bir zaman serisinde 2 farklı noktada yapısal kırılmaya izin veren Lumsdaine ve Papell (LP) birim kök testide uygulanmış ve sonuçlar Tablo 3'te sunulmuştur. Söz konusu tabloda %10 kritik değerinden mutlak değer olarak büyük olan test istatistikleri koyu renkli olarak gösterilmiştir. İlgili tabloda enflasyon değişkenin LP birim kök testinin her üç modelinde de seviye değerinde durağan olduğu anlaşılmaktadır. Bir başka ifade ile enflasyon değişkeni iki yapısal kırılma içerecek şekilde seviye değerinde durağan olmaktadır. Ancak diğer yandan faiz oranı ile benzer sonuca ulaşılamamıştır. Sadece Model CC'de haftalık ve aylık frekanslı faiz oranının %10 anlamlılık düzeyinde seviyesinde durağan olduğu bahsi geçen tabloda görülmektedir. Birim kök test sonuçlarına genel olarak bakıldığında, enflasyon seviyesinde durağan olduğu gözlemlenirken faiz oranının hem aylık hem de haftalık frekansta genel olarak birinci devresel farkında durağan olduğu belirtilebilir. Çalışmada faiz oranının hem seviye değeri için hem de birinci devresel farkı için ayrı ayrı analizler gerçekleştirilmiştir.

Tablo 3: LP Birim Kök Test Sonuçları

		Model AA	Model CA	Model CC
Haftalık Frekanslı Faiz Oranı	**Test İstatistiği**	-4.897 (5)	-4.937 (5)	**-6.309** (5)
	1. Kırılma Tarihi	13.12.2008	13.12.2008	20.12.2008
	2. Kırılma Tarihi	06.01.2018	28.04.2018	05.05.2018
	θ_1	-3.943***	-0.182***	-0.288***
	θ_2	3.762***	0.093**	0.338***
	γ_1		0.0001	0.0002**
	γ_2			-0.003***
Kritik Değerler[1]	**%1**	-6.74	-7.19	-7.19
	%5	-6.16	-6.62	-6.75
	%10	-5.89	-6.37	-6.48

[1]Kritik değerler, Ben-David, Lumsdaine ve Papell (2003)'den temin edilmiştir.
Not: ***, ** ve * sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyini ve parantez içeresindeki sayılar; modelin optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir. θ_1, θ_2, γ_1 ve γ_2; sırasıyla DU1, DU2, DT1 ve DT2 kukla değişkenlerinin katsayılarıdır. Burada DU1 ve DU2; sırasıyla 1. ve 2. kırılma tarihlerinden sonra 1 değerini almaktadır. DT1 ve DT2; 1. ve 2. kırılma tarihlerinden sonra sırasıyla (t - DT1) ve (t - DT2) değerlerini almaktadır.

Tablo 3 (Devam): LP Birim Kök Test Sonuçları

		Model AA	Model CA	Model CC
Aylık Frekanslı Enflasyon	**Test İstatistiği**	**-6.102** (3)	**-6.653** (6)	**-6.978** (6)
	1. Kırılma Tarihi	2018M04	2017M07	2009M03
	2. Kırılma Tarihi	2019M03	2018M06	2018M05
	θ_1	2.666***	1.544***	-0.9***
	θ_2	-1.781***	3.035***	3.498***
	γ_1		-0.093***	0.01***
	γ_2			-0.115***
Aylık Frekanslı Faiz Oranı	**Test İstatistiği**	-5.155 (5)	-5.034 (5)	**-7.147** (1)
	1. Kırılma Tarihi	2008M11	2008M11	2008M12
	2. Kırılma Tarihi	2018M01	2018M01	2018M05
	θ_1	-0.74***	-0.815***	-.321***
	θ_2	0.586***	0.464**	1.66***
	γ_1		0.002	0.004**
	γ_2			-0.069***
Kritik Değerler[1]	**%1**	-6.74	-7.19	-7.19
	%5	-6.16	-6.62	-6.75
	%10	-5.89	-6.37	-6.48

[1]Kritik değerler, Ben-David, Lumsdaine ve Papell (2003)'den temin edilmiştir.
Not: ***, ** ve * sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyini ve parantez içeresindeki sayılar; modelin optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir. θ_1, θ_2, γ_1 ve γ_2; sırasıyla DU1, DU2, DT1 ve DT2 kukla değişkenlerinin katsayılarıdır. Burada DU1 ve DU2; sırasıyla 1. ve 2. kırılma tarihlerinden sonra 1 değerini almaktadır. DT1 ve DT2; 1. ve 2. kırılma tarihlerinden sonra sırasıyla (t - DT1) ve (t - DT2) değerlerini almaktadır.

Çalışmada faiz oranı ile enflasyon arasındaki MF-VAR modeline dayalı Granger nedensellik testini uygulamak için Motegi (2014) tarafından yazılan MATLAB kodları kullanılmıştır. MF-VAR analizine başlamadan önce yüksek frekanslı faiz oranı değişkeninin haftalık verileri, aylık frekanslı enflasyon değişkeninin frekansına denk gelecek şekilde 4 kısma ayrılmıştır. Bu ayırma işleminin ilk kısmında aylık periyodların ilk haftalarına denk gelen faiz oranları, ikinci kısmında aylık periyodların ikinci haftalarına ait faiz oranları, üçüncü kısmında aylık periyodların üçüncü haftalarına ait faiz oranları ve son olarak

dördüncü kısmında ise aylık periyodların son haftalarındaki faiz oranları yer almaktadır.[2] Böylelikle MF-VAR modelinde 2 değişken yerine 5 farklı değişken varmış gibi Granger nedensellik testi gerçekleştirilmektedir. Ghysels, Hill ve Motegi (2016), geliştirmiş oldukları MF-VAR modelinde sabit terime yer vermemişlerdir. Bu nedenle analizlerde yer alan değişkenlerin ortalamadan sapmaları kullanılmıştır.

Çalışmada faiz oranının hem birinci devresel farkı alınarak hem de seviye değerleri kullanılarak analizler gerçekleştirilmiştir. MF-VAR modeliyle Granger nedensellik testinin yanı sıra aylık frekanslı olarak toplulaştırılmış faiz oranı ile de Ganger nedensellik testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 4'te özetlenmiştir. Söz konusu tabloda faiz oranı ile enflasyon arasında nedensellik ilişkisinin olmadığını belirten H_0 hipotezlerinin reddedilme olasılıklarına ilişkin p-değerleri yer almaktadır. İlgili tabloda faiz oranının birinci devresel farkının kullanıldığı MF-VAR modelinde enflasyonun faiz oranının nedeni olmadığını belirten H_0 hipotezi 0.036 anlamlılık düzeyinde reddedilirken; faiz oranının enflasyonun nedeni olmadığını belirten H_0 hipotezi 0.007 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Faiz oranı seviye değeriyle MF-VAR modeline dahil edildiği zaman enflasyon ile faiz oranı arasında nedensellik ilişkisinin olmadığını ifade eden H_0 hipotezinin daha yüksek bir anlamlılıkla reddedildiği ilgili tabloda dikkat çekmektedir.

Öte yandan Tablo 4'te faiz oranının birinci devresel farkının kullanıldığı VAR modeli ile Granger nedensellik test sonuçlarına bakıldığında değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin olmadığını belirten H_0 hipotezinin 0.10 anlamlılık düzeyinde bile reddedilemediği görülmektedir. Bir başka ifade ile VAR modeli altında gerçekleştirilen Granger nedensellik testinde enflasyon ile faiz oranı arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Ancak, VAR modelinde faiz oranının seviye değeri kullanıldığında enflasyonun faiz oranının nedeni olmadığını belirten H_0 hipotezi 0.043 anlamlılık düzeyinde reddedildiği ilgili tabloda anlaşılmaktadır. Fakat bahsi geçen tabloda faiz oranı enflasyonun nedeni olmadığını belirten H_0 hipotezi 0.10 anlamlılık düzeyinde bile reddedilememiştir.

Genel olarak özetlemek gerekirse, faiz oranının birinci devresel farkı kullanıldığında MF-VAR modeliyle faiz oranı ile enflasyon arasında

[2] Söz konusu bu ayırma işleminde bazı aylarda 5 haftalık veri mevcuttur. Ancak MF-VAR modeli, düzensiz frekans farkına izin vermediği için bu aylardaki 1 haftalık veri gözlemlerden çıkartılmıştır.

%5 anlamlılık düzeyinde çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Söz konusu bu sonuca faiz oranının seviye değeri kullanıldığında da ulaşılmıştır. Ancak diğer yandan, faiz oranının birinci devresel farkının yer aldığı geleneksel VAR modelinde enflasyon ile faiz oranı arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Fakat faiz oranının seviye değeri kullanıldığında VAR modeliyle enflasyondan faiz oranına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlenmiştir.

Tablo 4: Granger Nedensellik Testinin Olasılık Değerleri

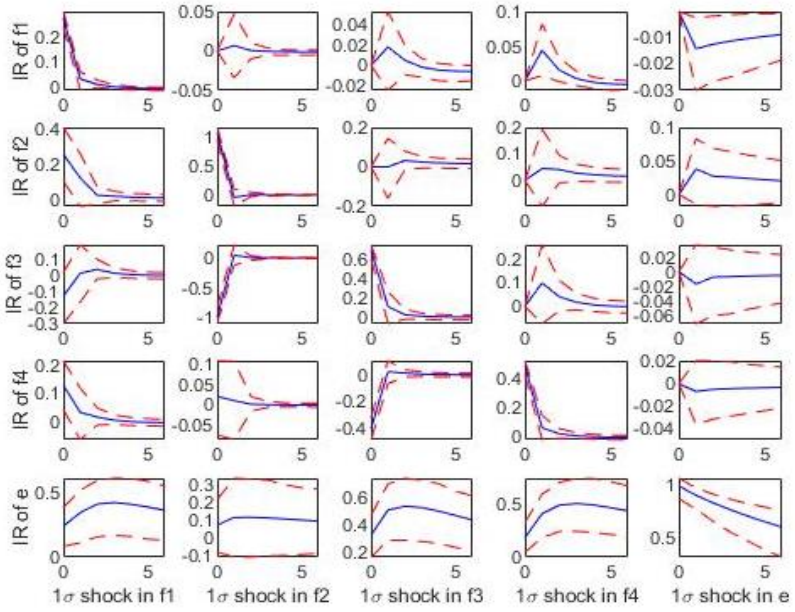
H_0 Hipotezi	MF-VAR	VAR
Yıllık Enflasyon ↛ ΔFaiz Oranı	**0.036** (1)	0.892
ΔFaiz Oranı ↛Yıllık Enflasyon	**0.007** (1)	0.98 (1)
Yıllık Enflasyon ↛ Faiz Oranı	**0.001** (1)	**0.043** (1)
Faiz Oranı ↛Yıllık Enflasyon	**0.003** (1)	0.255 (1)

Not: Δ; İlgili değişkenin birinci devresel farkının alındığını ve ↛; sol taraftaki değişkenin sağ taraftaki değişkenin Granger nedeni olmadığını ifade eder. Parantez içindeki değerler MF-VAR ve geleneksel VAR Modelleri için en uygun gecikme uzunluğudur.

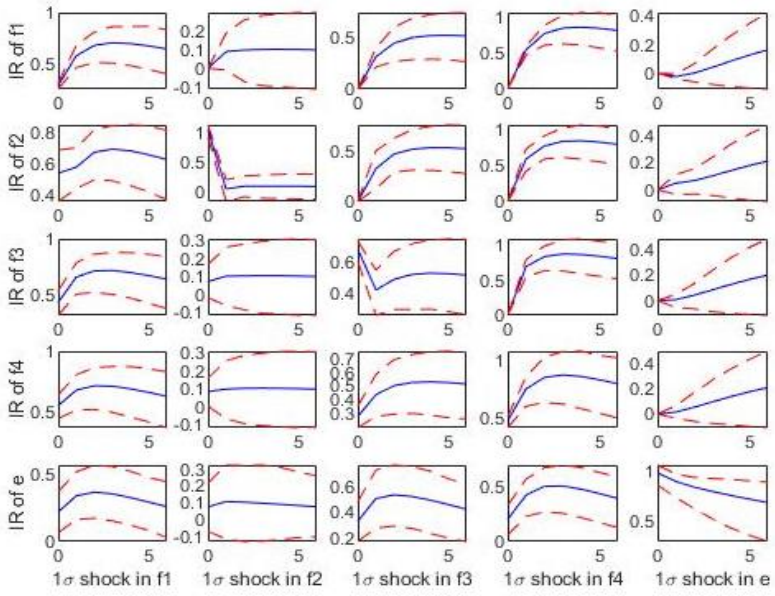
Grafik 3 ve 4'te sırasıyla faiz oranının birinci devresel farkının ve seviye değerinin kullanıldığı MF-VAR modellerinin etki-tepki fonksiyonlarının seyirleri almaktadır. Grafiklerde f1, f2, f3 ve f4; aylık dönemin 1. 2. 3. ve 4. haftalarına denk gelen haftalık frekanslı faiz oranlarını ve e; aylık frekanslı enflasyonu ifade etmektedir. Bahsi geçen grafiklerde mavi çizgi içsel değişkenin hata terimlerindeki şoklara karşı verdiği tepkileri belirtirken; kırmızı çizgiler ise bir birimlik standart sapmalık alt ve üst sınırları belirtmektedir. Bahsi geçen grafiklerin sağ kısmında yer alan ilk 4 grafik, enflasyonda meydana gelen bir birimlik şoka karşılık sırasıyla aylık periyotta 1. 2. 3. ve 4. haftalara ait faiz oranlarının tepkilerini göstermektedir. Bu grafikler incelendiğinde faiz oranının birinci devresel farkının kullanıldığı durumda faiz oranlarının, enflasyondaki bir birimlik şoka karşı vermiş oldukları tepkinin genellikle negatif yönlü olduğu Grafik 3'ten anlaşılmaktadır. Ancak bu negatif tepkinin çok şiddetli olmadığı ilgili grafiklerden anlaşılmaktadır. Fakat diğer yandan Grafik 4'ün sağ tarafındaki ilk 4 grafiğe bakıldığında yani faiz oranının seviye değerinin kullanıldığı zaman faiz oranlarının, enflasyondaki bir birimlik şoka karşı vermiş oldukları tepkinin pozitif olduğu ve bu pozitif tepkinin arttığı

gözlemlenmektedir. Diğer taraftan Grafik 3 ve 4'ün en alt kısmındaki ilk 4 grafik, sırasıyla aylık periyotta 1. 2. 3. ve 4. haftalara ait faiz oranlarındaki şoka karşılık enflasyon oranının tepkisini göstermektedir. Söz konusu bu grafikler incelendiğinde hem faiz oranlarında hem de faiz oranlarındaki değişimde bir birimlik şok olduğunda enflasyonun tepkisinin pozitif yönlü olduğu görülmektedir. Bu pozitif yönlü tepki, yavaşça artarak bir noktadan sonra azalma eğilimine girmiştir. Bir başka ifade ile faiz oranlarındaki bir birimlik şoka karşılık enflasyonun tepkisi ters u eğrisini izlediği belirtilebilir.

Grafik 3: MF-VAR Modeli Etki Tepki Fonksiyonu (Faiz oranı birinci devresel farkında)



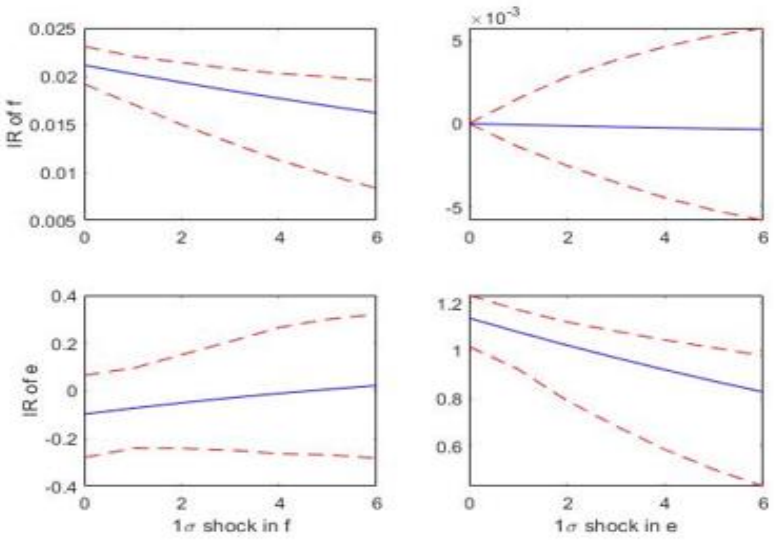
Grafik 4: MF-VAR Modeli Etki Tepki Fonksiyonu (Faiz oranı seviye değerinde)



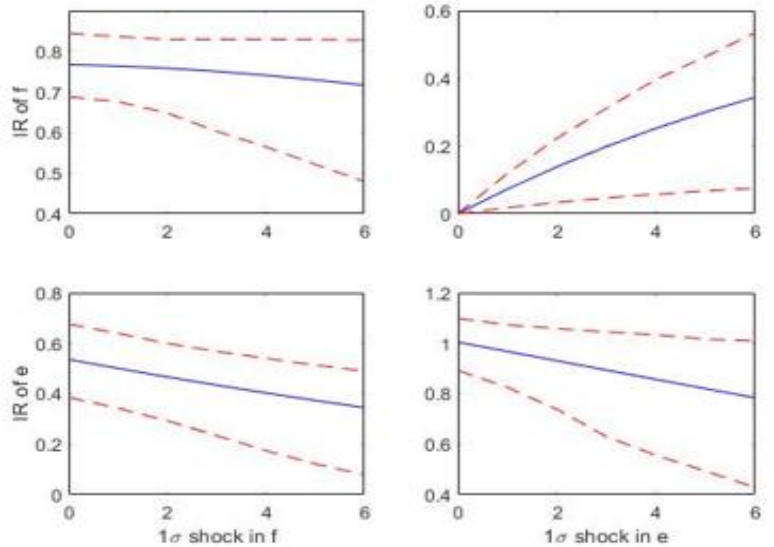
Faiz oranının birinci devresel farkının ve seviye değerinin kullanıldığı geleneksel VAR modelinin etki-tepki fonksiyonlarının seyirleri sırasıyla Grafik 5 ve 6'da sunulmuştur. Bu grafiklerde yukarıdaki grafiklerden farklı olarak f; aylık frekanslı faiz oranını ifade etmektedir. Bu grafiklerdeki enflasyondaki bir birimlik şoka karşılık faiz oranının tepkisini göstermektedir. Söz konusu bu grafiklerde faiz oranının birinci devresel farkı kullanıldığında faiz oranının, enflasyondaki bir birimlik şoka kayıtsız kaldığı yani herhangi bir tepki vermediği gözlerden kaçmamaktadır. Ancak öte yandan Grafik 6'dafaiz oranının seviye değerinin yer aldığı VAR modelinde faiz oranının, enflasyondaki bir birimlik şoka pozitif yönde bir tepki verdiği görülmektedir. Söz konusu bu pozitif tepkinin giderek arttığı ilgili grafikten anlaşılmaktadır. Bunun yanı sıra Grafik 5 ve 6'nın sol alt kısmında yer alan grafikler, faiz oranındaki bir birimlik şokun enflasyon üzerindeki tepkisini göstermektedir. İlgili grafikler incelendiğinde faiz oranının birinci devresel farkı kullanıldığında enflasyonun, aylık frekanslı faiz oranındaki bir birimlik şoka herhangi bir tepki vermediği dikkat çekmektedir. Fakat diğer yandan faiz oranının seviye değerinin kullanıldığı VAR modelinde enflasyonun, aylık frekanslı faiz oranındaki bir birimlik şoka pozitif bir tepkisinin

olduğu ve bu pozitif tepkinin yavaş bir biçimde azaldığı Grafik 6'dan anlaşılmaktadır.

Grafik 5: VAR Modeli Etki Tepki Fonksiyonu (Faiz oranı birinci devresel farkında)



Grafik 6: VAR Modeli Etki Tepki Fonksiyonu (Faiz oranı seviye değerinde)



5. Sonuç

İktisadi değişkenler doğaları gereği farklı frekanslarda yayınlanırlar. Bu nedenle geleneksel çok değişkenli zaman serileri modellerinin kullanımı neredeyse imkânsız olabilmektedir. Literatürde söz konusu bu imkansızlığı aşabilmek için, çoğunlukla toplulaştırma işlemine başvurulmaktadır. Ancak bu toplulaştırma işleminde yüksek frekanslı değişkendeki bilgiler kaybolabilmektedir. Ghysels ve Santa-Clara ve Valkanov (2004), Karma Frekanslı Veri Örnekleme (Mixed Data Sampling, MIDAS) yöntemini geliştirerek bu problemi ortadan kaldırmışlardır. MIDAS yönteminde, çok değişkenli bir modelde yer alan yüksek frekanslı değişken veya değişkenler, toplulaştırma işlemine tabi tutulmadan, düşük frekanslı değişkenler ile birlikte kullanılabilmektedirler. MIDAS yönteminin ardından Ghysels (2016), farklı frekanslı değişkenlerin bir arada yer aldığı Karma Frekans VAR (MF-VAR) yöntemini sunmuştur. Ghysels Ghysels, Hill ve Motegi (2016), MF-VAR yöntemine Granger nedensellik testini dahil ederek farklı frekanslı değişkenlerin orijinal frekanslarında nedensellik testine tabi tutulmalarına imkân sunmuşlardır. Bu çalışmada, 2005 – 2020 dönemine ait aylık frekanslı yıllık enflasyon ile haftalık frekanslı bir ay vadeli mevduat faizi oranı arasındaki olası nedensellik ilişkisinin analizi için MF-VAR yöntemine dayalı Granger nedensellik testinden faydalanılmıştır. MF-VAR analizi sonucunda enflasyon ile faiz oranı arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ancak aylık frekanslı olarak toplulaştırılmış faiz oranının yer aldığı geleneksel VAR modelinde söz konusu bu iki değişken arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

Kaynakça

Adegboyega Soliu, B., Odusanya Ibrahim, A., & Popoola, R. O. (2013). Fisher's Effect in Nigeria: Empirical Analysis using ARDL (Bound Test) Approach. *International Journal of Science and Research (IJSR) 2*(12), 378-382.

Akıncı, M., & Yılmaz, Ö. (2016). Enflasyon-Faiz Oranı Takası: Fisher Hipotezi Bağlamında Türkiye Ekonomisi İçin Dinamik En Küçük Kareler Yöntemi. *Sosyoekonomi*, *24*(27), 33-55.

Ali, T. M., Mahmood, M. T., & Bashir, T. (2015). Impact of Interest Rate, Inflation and Money Supply on Exchange Rate Volatility in Pakistan. *World Applied Sciences Journal*, *33*(4), 620-630.

Alimi, S. R., & Ofonyelu, C. C. (2013). Toda-Yamamoto Causality Test Between Money Market Interest Rate and Expected Inflation:

the Fisher Hypothesis Revisited. *European Scientific Journal*, *9*(7), 125-142.

Al-Khazali, O. (1999). Nominal interest rates and inflation in the Pacific-Basin countries. *Management Decision*. 37(6), 491-498

Asari, F. F. A. H., Baharuddin, N. S., Jusoh, N., Mohamad, Z., Shamsudin, N., & Jusoff, K. (2011). A Vector Error Correction Model (VECM) Approach in Explaining the Relationship Between Interest Rate and Inflation Towards Exchange Rate Volatility in Malaysia. *World Applied Sciences Journal*, *12*(3), 49-56.

Atgür, M., & ALTAY, O. (2015). Enflasyon ve Nominal Faiz Oranı İlişkisi: Türkiye Örneği (2004-2013) *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, *22*(2), 521-533.

Atkins, F. J., & Serletis, A. (2003). Bounds Tests of the Gibson Paradox and the Fisher Effect: Evidence from Low-Frequency International Data. *The Manchester School, 71*(6), 673-679.

Awomuse, B. O., & Alimi, S. R. (2012). The Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation: New Evidence and Implication for Nigeria. *MPRA Paper No. 49684.*

Ayub, G., Rehman, N., Iqbal, M., Zaman, Q., & Atif, M. (2014). Relationship Between Inflation and Interest Rate: Evidence From Pakistan. *Research Journal of Recent Sciences 3*(4), 51-55.

Ben-David, D., Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (2003). Unit Roots, Postwar Slowdowns and Long-Run Growth: Evidence From Two Structural Breaks. *Empirical Economics, 28*(2), 303-319.

Demirgil, B., & Türkay, H. (2018). Enflasyon-Faiz İlişkisi Bir Ardl/Sınır Testi Uygulaması. *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, *11*(1), 515-528.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1057-1072.

Doğan, B., Eroğlu, Ö., & Değer, O. (2016). Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi*, *6*(1), 405-425.

Dritsaki, C. (2017). Toda-Yamamoto Causality Test Between Inflation and Nominal Interest Rates: Evidence From Three Countries of Europe. *International Journal of Economics and Financial Issues*, *7*(6), 120-129.

Ghysels, E., Santa-Clara, P., & Valkanov, R. (2004). The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regression Models.

Ghysels, E. (2016). Macroeconomics and the Reality of Mixed Frequency Data. *Journal of Econometrics*, *193*(2), 294-314.

Ghysels, E., Hill, J. B., & Motegi, K. (2016). Testing for Granger Causality with Mixed Frequency Data. *Journal of Econometrics*, *192*(1), 207-230.

Götz, T. B., Hecq, A., & Smeekes, S. (2016). Testing for Granger Causality in Large Mixed-Frequency VARs. *Journal of econometrics*, *193*(2), 418-432.

Granger, C. (1988). Aggregation of Time Series Variables-a Survey (No. 1). *Federal Reserve Bank of Minneapolis*

Granger, C. W. J., & Siklos, P. L. (1995). Systematic Sampling, Temporal Aggregation, Seasonal Adjustment, and Cointegration Theory and Evidence. *Journal of Econometrics*, *66*(1-2), 357-369.

İşcan, H., & Kaygısız, A. D. (2019). Türkiye'de Döviz Kuru, Enflasyon ve Faiz Oranı İlişkisi: 2009-2017 Uygulaması. *Iğdır Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 17, 577-600.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. *Journal of econometrics*, *54*(1-3), 159-178.

Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, *79*(2), 212-218.

Motegi, K. **(**2014**).** MFVAR Toolbox. (15.06.2018). http://www2.kobe-u.ac.jp/~motegi/Matlab_Codes.html

Newey, W.K., West, K.D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica,*, *55*, 703–708.

Newey, W.K., West, K.D. (1994). Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation. *The Review of Economic Studies*, *61* (4), 631-653.

Phylaktis, K., & Blake, D. (1993). The Fisher hypothesis: Evidence from three high inflation economies. *Weltwirtschaftliches Archiv*, *129*(3), 591-599.

Pierse, R. G., & Snell, A. J. (1995). Temporal aggregation and the power of tests for a unit root. *Journal of Econometrics*, *65*(2), 333-345. Ghysels, E., Santa-Clara, P., & Valkanov, R. (2004). The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regression Models.

Saymeh, A. A. F., & Orabi, M. M. A. (2013). The Effect of Interest Rate, Inflation Rate, GDP, on Real Economic Growth Rate in Jordan. *Asian Economic and Financial Review*, *3*(3), 341-354.

Şimşek, M., & Kadılar, C. (2006). Fisher etkisinin Türkiye verileri ile testi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, *7*(1), 99-111

Tanrıöver, B., & Yamak, N. (2015). Nominal faiz oranı-genel fiyat düzeyi ilişkisinin Gibson Paradoksu çerçevesinde analizi. *Maliye Dergisi*, *168*, 186-200.

TCMB. Elektronik Veri Dağıtım Sistemi. (12.12.2020). https://evds2.tcmb.gov.tr/

Torun, M., & Karanfil, M. (2016). 1980-2013 Dönemi Türkiye Ekonomisinde Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki İlişki. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, *14*(27), 473-490.

Wei, W. W. (1982). Comment: The Effects of Systematic Sampling and Temporal Aggregation on Causality—A Cautionary Note. *Journal of the American Statistical Association*, *77*(378), 316-319.

Yıldız, Ş., & Başar, S. (2018). Türkiye'de Enflasyon, Faiz Oranı ve Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin Nedensellik Analizi. *Electronic Turkish Studies*, *13*(7), 309-328.

Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (2002). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, *20*(1), 25-44.

Oyun Teorisinde Klasik Oyunlar[1]

Yusuf AKAN [2] Mehmet POLAT[3]

1. Giriş

Bir disiplin olarak oyun teorisi, matematikçi ve bilgisayar bilimcisi John Von Neumann ve iktisatçı Oskar Morgenstern'ün 1944 yılında yayınlamış oldukları *"The Theory of Game and Economic Behavior"* adlı çalışmayla bilim dünyasına girmiştir. Oyun teorisi, John Nash'in 1950'lilerin başında hem dengenin tanımı ve varlığı konusunda hem de bazı oyun türleri hakkında yazdığı makaleleri ile daha sağlam temellere oturmuştur. Özellikle Reinhard Selten (1965)'in *"mükemmel denge"* ve John Harsanyi (1967)'nin *"eksik bilgi"* için yapmış oldukları çalışmalar, oyun teorisinin doğal gelişme mecrasına girmesinde etkili olmuştur. Ancak oyun teorisi, 1980'li yıllardan itibaren daha hızlı ilerleme kaydetmiş, ana akım iktisadın ayrılmaz metotlarından biri haline gelmiştir. Günümüzde ise oyun teorisi ekonomiden matematiğe, sosyolojiden uluslararası ilişkilere, sağlıktan sosyal bilimlere, biyolojiden siyasete kadar farklı disiplinlerde kendine yer bulmakta ve her geçen gün popülaritesi artmaktadır.

Gerçek hayatta bireyler, firmalar, devletler, ekonomik teşekküller, ulusal ve uluslararası örgütler gibi birçok karar verici arasında son derece karmaşık faktörlerin etkisi altında çatışma durumları yaşanmaktadır. Bu tarz çatışma durumlarını analiz edebilmek ve bu çatışmaların altında uygun karar alınabilmesini sağlamak büyük önem arz etmektedir. İşte böyle bir çatışma ve rekabet ortamında karar vericilerin rakiplerinin stratejilerine karşı optimum karar almaları ya da birden fazla karar vericinin etkileşiminin, verdikleri karara etkisinin modellenmesi, oyun teorisi tekniklerinin kullanılması ile mümkündür.

Oyun teorisi literatürüne geçmişten günümüze birçok oyun türü girmiştir. Bu oyunlar, oyunun kurallarından oyuncunun kazanımlarına, oyunun tekrar sayısından oyuncuların bilgi düzeyine, oyunundaki zaman kavramından oyuncuların işbirliğine girip girmeme durumuna göre farklı

[1]Bu çalışma, "*Bireylerin Akıllı Telefon Tercihlerinin Firma Stratejilerine Etkisinin Oyun Teorisi Kapsamında İncelenmesi*" adlı doktora tezinden üretilmiştir.

[2]Prof. Dr., Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, https://orcid.org/0000-0002-2446-5043.

[3]Öğr. Gör. Dr., Iğdır Üniversitesi, Tuzluca MYO, https://orcid.org/0000-0002-6930-1499.

şekillerde sınıflandırılmaktadır. Bu oyun türleri içerisinde kalıplaşmış ve farklı isimlerle tanımlanan birçok klasik oyun bulunmaktadır. Klasik oyunlar, oyun teorisinde önemli bir yer tutmaktadır. Klasik oyunlar, oyunun strateji durumuna göre saf (pür) ve karma strateji bağlamında ele alınmaktadır. Saf stratejilerde, oyuncuların hangi hareketleri seçeceği belli iken; karma stratejilerde ise oyuncuların hangi hareketi seçeceği belli olasılıklara bağlıdır. Günümüzde birçok bilimsel çalışmada klasik oyunlar kullanılmaktadır. Bu çalışmada da klasik oyunların hem teorik hem de örnekler yardımıyla açıklanması amaçlanmıştır.

2. Oyun Teorisi

Oyun teorisi, kaynakların sınırlı ve belli kuralların olduğu bir ortamda, iki veya ikiden fazla karar vericinin karşılıklı çelişen olasılıklar karşısında paylaşım sürecini inceleyen bir disiplindir (Uçan ve Aytekin, 2013).

Oyun teorisi, birden fazla ajanın bulunduğu ve ajanların kazançlarının diğer ajanların hamlelerine bağlı olduğu durumları analiz eden bir yöntemdir (Yıldız, 2005). Bu tanımlara ilave olarak oyun teorisi, oyuncular arasında çatışma ve işbirliğine yönelik aşamaları analiz eden matematiksel bir modeldir. Yani; rasyonel olarak stratejik hareket eden bir grup arasındaki etkileşimin analizi ya da sonucun birbirinden bağımsız rakibin kararına bağlı olduğu ve tek başına hiçbir rakibin sonuçlar üzerine tam bir kontrol sağlayamadığı bir karar alma teorisidir (Karabacak, 2008).

Yine oyun teorisi bir disiplin olarak kendine has özellikleri olan ve insan davranışlarını ele alan bir yöntemdir. Myerson (1991) çalışmasında, birden çok rasyonel karar vericinin etkileşim içinde oldukları bir durumda kararların bir bütün olarak analiz edilmesi gerektiğini vurgulamıştır. Brandenburger ve Nalebuf (1995) de grup içerisindeki herhangi bir karar vericinin aldığı kararın bütün grubu etkilemesi durumunu, karşılıklı bağımlılık olarak tanımlamışlardır. Diğer yandan Dutta (1999), bir karar vericinin oyun içinde kendi çıkarını göz önüne alarak davranmasını ve hamle yaparken kendisi için optimum tercihte bulunmasını rasyonellik olarak ifade etmiştir. Osborne ve Rubinstein (1994) de, karar vericilerin iyi tanımlanmış dışsal hedefleri yani rakipleri, takip etmeleri (rasyonel olma) ve onların bilgi ve beklentilerini göz önünde bulundurarak karar vericilerin davranışlarını dikkate almalarını (stratejik karar verme) oyun teorisinin temelini oluşturan temel varsayımlar olarak nitelemişlerdir.

Stratejik etkileşim ya da karşılıklı bağımlılık, bir bireyin grup içinde en azından birini hareketiyle etkilemesi durumudur. Aksine oyun, birbirinden bağımsız karar alma problemi haline gelmiş olur. Rakipler, aldıkları

kararlarla karşı tarafın refahını etkilediğini bilir ve hamlelerinde bunu dikkate alır. Bu bağlamda oyun kavramı, rakiplerin yaptıkları hamleler ve bu hamleler sonucunda elde edecekleri faydalar üzerinden tanımlanan kısıtları ifade eden stratejik etkileşim zeminidir. Bir oyunda denge ve çözüm ise tanımlanan oyun gruplarında ortaya çıkan sonuçların sistematik bir şekilde açıklanmasıdır. Genel olarak oyun teorisi, oyun grupları içinde hem analitik ve sezgisel çözüm önerilerini tespit eder hem de çözüm önerilerinin özelliklerini inceler (Yılmaz, 2016).

Oyun teorisinin dört temel unsuru vardır. Bunlar; oyuncular, stratejiler, oyun kuralları ve sonuçlardır. Oyunlar, genellikle iki ya da daha fazla kişi tarafından oynanır. Oyunlar günlük sosyal olgular olabileceği gibi, ekonomik teşekküller, devletler, ulusal veya uluslararası örgütler arasında da oynanabilir (Allan ve Dupont, 1999).

Stratejiler, oyuncuların önünde bekleyen tercihlerdir. Oyunun herhangi bir kademesinde oyuncunun üstleneceği eylem, oyuncu stratejisidir. Eğer oyun statik (oyuncuların eş anlı hareket ettiği durum) ise her bir oyuncunun stratejisi üstlendiği tek eylem ya da hamle olacaktır. Ancak oyun dinamik (oyuncuların ardısal hareket ettiği durum) ise oyuncunun stratejisi rakibini dikkate alarak yapacağı tüm eylemler ya da hamleler olacaktır (Dixit vd., 1999).

Oyun teorisinde stratejiler, saf (pür) ve karma olmak üzere ikiye ayrılır. Pür stratejiler, kesin ya da açık olarak oynanan stratejiler iken karma stratejiler ise belli olasılığa göre iki ya da daha fazla pür stratejinin arasında yapılır (Hargreavs-Heap ve Varoufakis, 2004).

Oyun kuralları ile stratejiler birbirine karıştırılmamalıdır. Her karar verici kendi stratejisini ve tercihini bağımsız bir şekilde seçmektedir. Strateji tutarlı olsa da olmasa da bunu kullanmak karar vericinin takdirindedir. Ancak oyun kuralları kesindir. Bu kuralların dışına çıkılmasıyla tüm işlemler sona erer (Neumann ve Morgenstern, 1944).

Oyundaki sonuçlar, rakipler arasındaki bilgi akışına, iletişim durumuna, güven boyutuna ve oyunların tekrar sayısına bağlı olarak değişebilir. Ayrıca rakiplerin işbirliğine yanaşıp yanaşmamaları, güçlerinin simetrik ya da asimetrik oluşu, kazanma inançları, işbirliği ya da işbirliğinden kaçınmanın maliyeti ve getirisi de oyunun sonuçlarını etkileyebilecek önemli faktörlerdir (Arı, 2013).

3. Oyun Teorisinde Klasik Oyunlar

Klasik oyunlar, oyunun özelliklerine ve strateji durumuna göre kategorize edilmiştir. Çalışmada ilk olarak Nash dengesi teorik olarak açıklanmış ve

daha sonra klasik oyunlar, saf (pür) ve karma strateji bağlamında ele alınmıştır.

Nash Dengesi

Oyun teorisinde oyunların çözümünde eşsiz bir çözüm sağlayan Nash dengesi, John Nash tarafından ortaya atılmıştır. 1994 yılında John Nash, bu çalışmasıyla Nobel ödülünü kazanmıştır (Tirole, 1989).

Oyun teorisinde en çok kullanılan kavramlardan biri Nash dengesidir. Nash dengesi oyunda istikrarlı bir durum yakalayarak her bir oyuncunun diğer oyuncuların rasyonel hareketleri ve davranışları hakkında doğru beklentilere sahip olmasını sağlar (Osborne ve Rubinstein, 1994).

Nash dengesinde rasyonel olan bir oyuncu, rakibinin hangi stratejileri oynamayacağı sorusuna karşın, bir dengenin hangi özelliklere sahip olması gerektiğine dair soruları cevaplamalıdır (Romp, 1997). Nash dengesinde her bir oyuncunun stratejisi, diğer oyuncuların stratejilerine karşı en iyi stratejisidir (Fudenberg ve Tirole, 1991). Yani bir oyuncunun başka bir hamle yapması için başka bir nedenin olmadığı durumdur (Ateş, 2018).

Herhangi bir oyunda Nash dengesi bulmak için iki yol izlenir (Evyapan, 2009);

1. En evvel her oyuncu kendi rakibinin veya rakiplerinin ne yapacaklarına dair optimal stratejiler belirleyerek strateji kombinasyonlarının tamamını diğer rakipler için tanımlanmalıdır.
2. Bütün rakiplerin optimal stratejilerini eşanlı olarak belirlemesi gerekir.

Tanım: N oyunculu stratejik biçimli bir oyunda; G= {N, (S_i), (u_i) }, eğer her bir i oyuncusunun s_1^* stratejisi diğer (n-1) oyuncunun (s_1^*, ..., s_{i-1}^*, s_{i+1}^*,....,s_n^*) stratejilerine en iyi tepkisi $s^* = (s_1^*, ..., s_n^*)$ ise strateji profili pür strateji Nash dengesidir ve aşağıdaki gibi ifade edilir:

$u_i(s_1^*, ..., s_{i-1}^*, s_i^*, s_{i+1}^*,....,s_n^*) \geq u_i(s_1^*, ..., s_{i-1}^*, s_i^{"}, s_{i+1}^*,....,s_n^*)$ $\forall_i \in N, \forall si \in S_i$ ya da kısaca; $u_i(s_i^*, ..., s_{i-1}^*) \geq u_i(s_i, ..., s_{i-1}^*,)$ $\forall_i \in N, \forall si \in S_i$.

Bu durumda s_i^* , i oyuncusunun faydasını maksimize eden durumdur. Ayrıca bu da $s_i^* = arg \max_{si \in Si} ui(s_1^*, ..., s_{i-1}^*, s_i^*, s_{i+1}^*,....,s_n^*)$ şeklinde formulize edilir.

Daha anlaşılır bir şekilde ifade edilirse G= {N, (S_i), (u_i) } gibi bir oyunda oyunun (s_1',…, s_n') strateji profili ile çözülebileceği varsayılsın. Eğer (s_1',…, s_n') strateji profili Nash dengesi olmazsa i oyuncusunun s_i' stratejisi, (s_1', ..., s_{i-1}', s_{i+1}',....,s_n') stratejilerine verilen en iyi tepki değildir ve i oyuncusu için daha yüksek fayda veren başka bir stratejisi ($s_i' \in S_i$) vardır

denilir ve bu durum da; $u_i(s_1', ..., s_{i-1}', s_i', s_{i+1}', ...,s_n') < u_i(s_1', ..., s_{i-1}', s_i'', s_{i+1}', ...,s_n')$ şeklinde ifade edilir (Yılmaz, 2016; Gibbons, 1992).

Örnek: Tablo 1'de verilen örnekte sadece tek bir tane Nash dengesi vardır. Eğer ikinci oyuncu C oynarsa birinci oyuncu B yerine A oynayarak faydasını daha da artırır. Aynı durumda eğer ikinci oyuncu birinci oyuncunun A stratejisini sürdüreceğini düşünse hep C oynamaya devam eder. Bu durumda her iki oyuncunun birbirine karşı inançları tutarlı ve sonuç her ikisi için faydalıdır. Sonuç olarak (A,C) strateji profili Nash dengesidir denilebilir.

Tablo 1. İki Oyunculu Statik Oyunun Normal Form ile Gösterimi

	İkinci Oyuncu		
Birinci Oyuncu		**C**	**D**
	A	5,10	4, 4
	B	0, 4	5, 0

(A,D) strateji profilinin Nash dengesi olup olmadığına bakalım. Birinci oyuncu, ikinci oyuncunun D stratejisini oynadığını düşünürse A stratejisini oynamaktan vazgeçer ve onun için daha faydalı olan B stratejisini seçer. Aynı şekilde birinci oyuncu A stratejisini oynadığında, ikinci oyuncu D stratejisinde kalmaz ve C stratejisini seçer. Sonuç olarak (A,D) stratejisi rasyonel değildir. Nash dengesinin baskın ve mahkûm stratejiler arasındaki ilişkisi incelenecek olursa:

Önerme: n oyunculu stratejik biçimli G= {N, (S_i), (u_i) } gibi bir oyunda, (s_1^*, ..., s_n^*) stratejileri eğer Nash dengesi ise bu denge stratejileri oyundaki kesin baskın stratejilerin sürekli eliminasyonu sonucu ulaşılmış denge stratejileridir.

İspat; Kesin mahkûm stratejilerin sürekli eliminasyonu sonucu Nash dengesinin stratejilerinden birinin elendiği, sonra aksi bir durumun ortaya çıktığı ve Nash dengesinin elenen stratejisinin yanlış olduğu ispatlansın. N oyunculu stratejik biçimli G= {N, (S_i), (u_i) } bir oyunda (s_1',…, s_n') stratejilerinin Nash dengesi olduğunu varsayalım. s_i^* stratejisi Nash denge stratejilerinden elenen ilk strateji olduğunu varsayalım. Bu durumda S_i strateji kümesinde daha elenmemiş s_i' stratejisi var ve bu s_i^* stratejisine kesin baskın bir stratejidir. Bu durum aşağıdaki gibi formülize edilir (Börü, 2011):

$u_i(s_1,.....,s_{i-1},s_i^*, s_{i+1},....,s_n) < u_i(s_1, ..., s_{i-1}, s_i', s_{i+1},....,s_n).$ (1)

Bu durum diğer rakiplerin strateji kümeleri içinden henüz elenmemiş stratejilerden elde edilmiş her $(s_1, ..., s_{i-1}, s_i', s_{i+1},....,s_n)$ strateji profili için doğrudur. Ama s_i^* stratejisi ilk elenen stratejilerden olduğu için, diğer rakiplerin denge stratejileri elenmediğinden dolayı şu anlama gelir:

$u_i(s_1^*,.....,s_{i-1}^*,s_i^*,s_{i+1}^*,....,s_n^*) \geq u_i(s_1^*,.....,s_{i-1}^*,s_i',s_{i+1}^*,....,s_n^*).$ (2)

Sonuç olarak s_i^* stratejisi $(s_1, ..., s_{i-1}, s_{i+1},....,s_n)$ strateji profili için en iyi tepki olduğu için Nash dengesi tanımına uymaz. Bu bağlamda s_i' stratejisi, s_i^* stratejisine kesin baskın bir strateji olamaz (Yılmaz, 2016; Gibbons, 1992).

Önerme: Bu önermemizde ise kesin mahkûm olan stratejilerin elenerek bulunan baskın strateji dengesinin Nash dengesi olduğudur. n oyunculu stratejik biçimli $G= \{N, (S_i), (u_i)\}$ bir oyunda; kesin mahkûm stratejilerin sürekli eliminasyonu sonucu ulaşılmış denge stratejileri $(s_1^*,\ldots, s_n^*)$ Nash dengesidir (Gibbons, 1992).

İspat: Bu önermenin ispatı için çelişkili ispatlama yöntemi kullanılır. İlk aşamada baskın stratejilerin elenmesi sonucu $(s_1^*,\ldots, s_n^*)$ stratejisinin kaldığı, ama bu stratejinin Nash dengesi olmadığı varsayılsın. Ayrıca i oyuncusu için Nash dengesi olan s_i^* stratejisi, başka bir strateji olan s_i tarafından mahkûm edilerek silindiğini varsayılsın. Bu durum, daha formel olarak gösterilir:

$u_i(s_1^*, ..., s_{i-1}^*, s_i^*, s_{i+1}^*,....,s_n^*) < u_i(s_1^*, ..., s_{i-1}^*, s_i, s_{i+1}^*,....,s_n^*).$ (3)

Diğer taraftan i oyuncusunun kalan stratejilerinden s_i' stratejisinin s_i stratejisini mahkûm ettiği varsayılır. Bu durumda:

$u_i(s_1, ..., s_{i-1}, s_i, s_{i+1},....,s_n) < u_i(s_1, ..., s_{i-1}, s_i', s_{i+1},....,s_n)$ (4)

Gelinen bu aşamada bu sonuç diğer tüm oyuncuların strateji uzaylarından elde edilen her $(s_1, ..., s_{i-1}, s_i, s_{i+1},....,s_n)$ strateji için geçerlidir. Diğer rakiplerin $(s_1^*, ..., s_{i-1}^*, s_{i+1}^*,....,s_n^*)$ stratejileri hiçbir şekilde elenemediği için yukarıda ifade edilen eşitsizliği şöyle yazabilir; $u_i(s_1^*, ..., s_{i-1}^*, s_i^*, s_{i+1}^*,....,s_n^*) < u_i(s_1^*, ..., s_{i-1}^*, s_i', s_{i+1}^*,....,s_n^*)$ (5)

Şayet $s_i' = s_i^*$ ise yani s_i^*stratejisi eğer s_i stratejisini mahkûm ederse (5)'te belirtilen durum (3)'te belirtilen duruma tezattır ve sonuç biter. Fakat $s_i' \neq s_i^*$ ise bir sonraki aşamada s_i'' gibi bir strateji, s_i'(bu süreçte kalan strateji olmaz) stratejisini mahkûm eder. Diğer taraftan (4)'te ve (5)'te belirtilen eşitsizliklere benzer şekilde s_i ve s_i' yerlerine s_i' ve s_i'' stratejileri yazılabilir. Şayet $s_i'' = s_i^*$ olursa ispat biter. Aksi durumda benzer şekilde iki tane daha

eşitsizlik tanımlanabilir. Sonuç olarak elenmekten kurtulan tek strateji $s_i^* \in S_i$ stratejisi olduğu için ispat tamamlanmış olur (Gibbons, 1992).

Tablo 2.'de iki oyunculu bir oyun verilmektedir. 1. oyuncu herhangi bir kesin baskın bir stratejiye sahip değildir. 2. oyuncu F hareketini oynamadığı müddetçe 1. oyuncunun A hareketini oynaması B hareketini oynamaktan daha iyidir. Diğer yandan 2. oyuncu F hareketini oynamadığı müddetçe, 1. oyuncunun A hareketini oynaması C hareketini oynamasından daha iyidir. Kısacası 1. oyuncunun yapacağı en iyi hareketler 2. oyuncunun ne oynayacağına bağlıdır.

Tablo 2. Oyunun Sürekli Eliminasyon Yöntemi ile Çözümü

		2		
		D	***E***	***F***
1	***A***	5,4	6,2	7,3
	B	3,2	9,5	4,7
	C	6,10	10,6	3,9



		2	
		D	***F***
1	***A***	5,4	7,3
	B	3,2	4,7
	C	6,10	3,9

		2	
		D	***F***
1	***A***	5,4	7,3
	C	6,10	3,9



		2
		D
1	***A***	5,4
	C	6,10

		2
		D
1	***C***	6,10

İkinci oyuncunun F stratejisi E stratejisine göre kesin baskın stratejidir. 1. oyuncu hangi stratejiyi oynarsa oynasın, 2. oyuncunun E hareketi yerine F hareketini oynaması durumunda her zaman en yüksek faydayı elde edecektir. Örneğin 1. oyuncu A hareketini seçerse sırasıyla 2. oyucunun E ve F hareketleri $2 < 3$, B hareketini seçerse $5 < 7$, C hareketini seçerse $6 < 9$ olacaktır. Görüldüğü gibi 2. oyuncuya en yüksek faydayı her zaman E stratejisine göre F stratejisi verecektir. Yani rasyonel olan 2. oyuncu hiçbir zaman F stratejisi varken E stratejisini oynamayacaktır. Sonuç olarak E stratejisi mahkûm bir strateji olduğu için elenir.

İkinci matrise bakıldığında; 1. oyuncunun A stratejisinin B stratejisine kesin baskın olduğu görülmektedir. Çünkü 2. oyuncu D

ve F hareketini oynadığında, sırasıyla $5 > 3$ ve $7 > 4$ olur ve her iki durumda da 1. oyuncu için A hareketini oynayarak en yüksek faydayı elde etmiş olur. Diğer yandan 1. oyuncunun A stratejisi B'ye göre ne baskın ne de mahkûmdur. Bu bağlamda rasyonel 1. oyuncu, 2. oyuncunun rasyonel olduğunu bildiği için asla mahkûm stratejisi olan B stratejisini seçmeyecektir. Sonuç olarak mahkûm olan B stratejisi de elenir.

Üçüncü matrise bakıldığında 2. oyuncunun D stratejisi baskın, F stratejisi ise mahkûm strateji olduğu görülmektedir. Rasyonel olan 2. oyuncu F stratejisini oynamayacağından, F stratejisi elenir. Dördüncü matriste 1. oyuncunun C stratejisi baskın, A stratejisi ise mahkûm strateji olduğu için A stratejisi elenir. Sonuç olarak son matriste görüldüğü gibi 1. oyuncu 6, 2. oyuncu ise 10 birimlik fayda elde eder.

3.1. Pür (Saf) Stratejiler

Oyun teorisinde stratejiler, saf (pür) ve karma olmak üzere ikiye ayrılır. Pür stratejiler, kesin ya da açık olarak oynanan stratejiler iken karma stratejiler ise belli olasılığa göre iki ya da daha fazla pür stratejinin arasında yapılır (Hargreavs-Heap ve Varoufakis, 2004).

Mahkûmlar İkilemi Oyunu

Mahkûmlar ikilemi oyunu, sıfır toplamlı olmayan bir oyun türüdür. Oyuncular, iki tarafın da arzu edilmeyen bir duruma düşmemesi için işbirliği yapma zorunluluğu ile karşı karşıyadırlar. Fakat oyuncular arasında hiçbir şekilde iletişim olmaması ve taraflar arasında güvensizliğin hâkim olması, işbirliğinden kaçabilme riskini doğurmaktadır. Oyuncular bu riski göz önüne alarak oyunu oynamaktadırlar (Deusch, 1988). Bu oyunda, iki kişi çalmış oldukları malı paylaşırken polisler tarafından yakalanır. Fakat polisler bunları cezalandıracak kadar yeterli delile sahip değillerdir. Ancak, en az birinin suçu itiraf etmesi gerekmektedir. Polisler suçu itiraf etmeleri için bir mekanizma hazırlayarak iki suçluyu farklı hücrede tutarlar. Savcı da mahkûmların alacakları kararlar sonucunda katlanmaları gereken ceza hakkında bilgi verir (Gibbons, 1992).

Tablo 3'de gösterildiği gibi mahkûmlardan birinin itiraf etmesi ve diğerinin itiraf etmemesi sonucu, itiraf eden 1 yıl ve itiraf etmeyen ise 5 yıl yatar. Her ikisi de itiraf ederse delile ihtiyaç kalmayacak ve mahkûmlar 4'er yıl yatacaklardır. Fakat her ikisi de itiraf etmezse suç ispatlanmayacak sadece çalıntı malı yanlarında bulundurmaktan dolayı 2'şer yıl yatacaklardır (Yılmaz, 2016).

Tablo 3. Mahkûmlar İkilemi Oyunun Stratejik Biçimli Gösterimi

		İkinci Oyuncu	
		İtiraf Etme ***(C)***	***İtiraf Et*** ***(D)***
Birinci Oyuncu	***İtiraf Etme*** ***(C)***	-2, -2	-5, -1
	İtiraf Et ***(D)***	-1, -5	-4, -4

Kaynak: Gibbons (1992).

Bu oyunda oyuncular birbirlerinin hareketlerini gözlemleyerek karar verme şansları yoktur. Sadece bir defaya mahsus olarak stratejilerini seçebilirler. Bu oyun, işbirliksiz tam bilgili statik oyuna bir örnektir (Evyapan, 2009). Eğer mahkûmlar arasında işbirliği imkanı olsaydı optimum denge (-2,-2) oluşurdu. Ancak mahkûmlar birbirine güvenmediği ve birbirlerinin hareketlerini gözlemleme fırsatı bulmadıkları için oyunun dengesi, Nash dengesi (-4, -4) olarak sonuçlanır (Kelly, 2003).

Cinsiyetler Savaşı Oyunu

Cinsiyetler savaşı, Nash dengesini daha iyi kavrayabilmek için kullanılabilecek örneklerden biridir. Bu oyun, bir erkek ve bir kadın arasında oynanmaktadır. Erkek boks maçına, kadın ise bale gösterisine gitmek istiyor. Tercihleri farklı olmasına karşın, tercihlerini birbiri için değiştirecek kadar birbirini seven iki çift vardır (Gıntıs, 2006).

Tablo 4. Cinsiyetler Savaşı Oyunun Normal Form ile Gösterimi

	İkinci Oyuncu (Kadın)		
Birinci Oyuncu (Erkek)		***Boks***	***Bale***
	Boks	2,1	0,0
	Bale	0,0	1,2

Kaynak: Karabacak (2018: 45).

Tablo 4'te strateji kümesi (boks, boks), (boks, bale), (bale, boks), (bale, bale)'dir. İki oyuncunun birlikte karar vermek zorunda olduğu bu oyunda, baskın strateji Nash dengesi yoktur. Ancak bu oyunda iki tane Nash dengesi bulunmaktadır. Nash dengelerinden biri (boks, boks), diğeri ise (bale, bale)'dir. Eğer kadın, erkeğin boks seçtiğini düşünürse boks seçmesi onun için daha faydalı olacaktır. Ayrıca erkek de kadının boks seçtiğini düşünürse hep boks oynamaya devam eder. Diğer Nash dengesi stratejisine de bakıldığında durum geçerlidir (Gıntıs, 2006).

Cinsiyetler savaşı oyununda pareto etkinlik söz konusudur. Yani oyuncuların strateji profillerine bakıldığında, hiçbir oyuncunun faydasını düşürmeden karşı tarafın faydasını artıramadığı bir durumdur. Bu oyunda oyuncuların tercihleri arasında çatışma olsa da birlikte oynamak daha faydalı olacağı görülmektedir. Bu durum, ekonominin birçok alanında karşımıza çıkar. Örneğin; iki firmanın olduğu bir endüstride, firmaların ayrı ayrı ürettiği ürünler için farklı standartlarda tercihleri olabilir. Fakat ürünlerin aynı standartlarda üretilmesinin de tüketicileri teşvik edeceğini bilmeleri ve bu yüzden birlikte hareket etmeleri, her iki firma için daha faydalı olacaktır (Shy, 1996).

Korkak Tavuk Oyunu

Bu oyunda oyuncular, çift şeritli yoldan tek şeritli yola doğru hareket eden iki şoförden oluşmaktadır. Her iki şoför de tek şeritli yola tek başına girmek istemektedir. Her oyuncu rakibinin oyundan çekilmesini istiyor. Ayrıca her oyuncu, rakibi çekilmediğinde kendisinin çekilmesini onur kırıcı olarak görmektedir. Sonuç olarak direksiyonu kıran kişi korkaklık gösterecek, yani tavuk gibi kaçacaktır. Eğer oyunculardan biri direksiyonu kırmazsa kaza meydana gelecek ve ikisi de zarar görecektir (Özdamar, 2007) .

Bu oyunda iki tane Nash dengesi vardır. Eğer birinci oyuncu ikinci oyuncunun çekil hareketini seçeceğini düşünürse birinci oyuncu için en iyi hareket çekilme olacaktır. Eğer ikinci oyuncu birinci oyuncunun çekilme hareketini seçeceğini düşünürse ikinci oyuncu için en iyi hareket çekil olur mu? Olur, çünkü durağan bir durum vardır. Bundan dolayı Nash dengelerinden biri (çekil, çekilme)'dir. Eğer birinci oyuncu ikinci oyuncunun çekilme hareketini seçeceğini düşünürse birinci oyuncu için en iyi hareket çekil olacaktır. Eğer ikinci oyuncu birinci oyuncunun çekil hareketini seçeceğini düşünürse ikinci oyuncu için en iyi hareket çekilme olur mu? Olur, çünkü bu strateji profilinde de durağan bir durum vardır (Dixit vd., 1999; Deusch, 1988).

Tablo 5. Korkak Tavuk Oyununun Yaygın Form ile Gösterimi

	İkinci Oyuncu		
Birinci Oyuncu		***Çekil***	***Çekilme***
	Çekil	0,0	-1,1
	Çekilme	1,-1	-10,-10

Kaynak: Börü (2011:51).

Bu oyunda ortaya çıkan temel sonuç, rakip ısrarcı olduğunda, ısrarcı olmamak; ısrarcı olmadığında ise ısrarcı olmaktır. Bu bağlamda tavuk oyunu, anti-koordinasyon oyunudur denilebilir (Dixit vd., 1999).

Geyik Oyunu

Bu oyundaki oyuncular, geyik avlamak isteyen avcılardan oluşmaktadır. Avcıların en önemli ortak özelliği aç olmaları ve geyiğin onları doyuracağıdır. Eğer birlikte hareket ederlerse geyiği avlayıp, her iki avcı için en yüksek fayda düzeyini yakalayacaklardır. Eğer işbirliği olmazsa geyik kaçacaktır. Çünkü geyiği yakalamaları, ancak işbirliği yapmalarından geçmektedir. Fakat avcılar tek başına tavşana odaklanıp onu yakalamak için pusuyu terk ederse tavşanı avlayacaklar ya da avlayamayacaklardır. Avcılardan biri tavşanı yakalarsa fayda düzeyi düşük ölçüde tatmin edilmiş olacak, ancak bu şekilde hem bireysel hem de kolektif fayda düzeyi düşük olacaktır. Fakat işbirliği olsa hem bireysel hem de kolektif fayda düzeyi optimal olacaktır. Sonuç olarak avcılar için iki seçenek vardır. Avcılar ya kolektif hareket edip yüksek fayda elde edecekler ya da bireysel fayda peşinde koşacaklardır (Deusch, 1988).

Tablo 6. Geyik Oyununun Normal Form ile Gösterimi

	İkinci Oyuncu		
Birinci Oyuncu		***Geyik***	***Tavşan***
	Geyik	2,2	0,1
	Tavşan	1,0	1,1

Kaynak: Deusch, (1988).

Tablo 6'daki oyunda iki tane Nash dengesi vardır. Bunlar (geyik, geyik) ve (tavşan, tavşan) stratejileridir. Eğer oyunculardan biri rakip oyuncunun geyik hareketini oynayacağını düşünürse; bu oyuncu için en iyi hareket geyik oynamak olur. Eğer oyunculardan biri rakibinin geyik hareketini oynamaya devam edeceğini düşünürse o da geyik hareketini oynamaya devam edecektir.

Eğer oyunculardan biri tavşan hareketini oynarsa, rakibi de tavşan hareketini oynamayı isteyecektir. Çünkü bu durumda geyik hareketini oynamak zararlı olacaktır. Sonuç olarak oyuncuların aynı hareketleri oynamaları rasyoneldir. Yani oyunculardan biri tavşan hareketini oynadığında tavşan, geyik hareketini oynadığında ise geyik oynamak oyuncular için daha faydalı olacaktır (Deusch, 1988).

Koordinasyon Oyunu

Tablo 7'de gösterilen iki kişilik koordinasyon oyununda, hareket kümesi $\{A, B\}$'dir. Eğer oyuncular farklı stratejileri seçerse ikisinin zarar ettiği bir durum söz konusu olur. Eğer oyuncular aynı stratejileri seçerse ikisi içinde faydalı olacaktır. Ancak seçtikleri ortak strateji (A, A) olursa yüksek fayda düzeyi yüksek, (B, B) olursa fayda düzeyleri düşük olur (Easley ve Kleinberg, 2010).

Tablo 7. Koordinasyon Oyununun Normal Form ile Gösterimi

	İkinci Oyuncu		
Birinci Oyuncu		***A***	***B***
	A	2, 2	0, 0
	B	0, 0	1, 1

Kaynak: Easley ve Kleinberg (2010: 170).

Sonuç olarak iki oyuncunun (A, A) stratejisini seçmesi her ikisi için daha iyi sonuç doğurur. Çoğu iktisatçı, oynanan oyunun sonucunu tahmin etmek için pareto etkin dengeyi göstermektedirler. Eğer oyuncular, oyun öncesi iletişim kurabilseydiler bu dengenin rahatlıkla ortaya çıkması mümkün olurdu. Burada temel soru iletişim olmadığında sonucun ne olacağıdır. Acaba pareto etkin denge geçerli midir?

Koordinasyon oyununa benzer oyunlarda da benzer durumlar yaşanabilmektedir. Bu tür oyunlarda da oyuncular arasında iletişim kurulup koordineli hareket etme fırsatı yakalandığında, oyuncular daha

yüksek fayda düzeyine ulaşabilme imkânı bulurlar. Bu bağlamda birçok Nash dengesi olan bu tür oyunlarda, koordinasyon söz konusu olduğundan bu koordinasyonlar için tercih sıralaması yapılabilir. Örneğin koordinasyon oyununda olduğu gibi (A, A) stratejisinin (B, B) stratejisinden daha faydalı olduğu ifade edilebilir. Bundan dolayı bu tür koordinasyon oyunlarına sıralı pareto koordinasyon oyunu denilmektedir (Yılmaz, 2016; Easley ve Kleinberg, 2010).

3.2. Karma Stratejiler

Bu kısma kadar gerçek hayatta görülen ve anlaşılması kolay olan pür stratejiler üzerine analizler yapılmıştır. Bu kısımdan sonra ise oyuncuların belli olasılıklar ile pür stratejilerini belirledikleri karma stratejiler üzerine odaklanılmıştır.

Tahminlere dayalı oyunlarda tek bir Nash dengesi bulma imkânı yoktur. Çünkü oyuncuların ne yapacağına dair bir belirsizlik vardır. İşte bu belirsizliği yorumlayabilmek için karma stratejiler geliştirilmiştir (Giz, 2003).

Karma strateji, birden çok stratejinin olduğu durumlarda karşımıza çıkmaktadır. Bazı oyunlarda birden fazla denge söz konusu olabilir. Bu durumda karma stratejiler, oyuncular için en iyi karar strateji demeti sunar. Böylece oyuncular, rakiplerine karşı hamlelerinin bir kısmında bir strateji, diğer kısmında ise farklı bir strateji ya da stratejiler uygulama fırsatı bulur (Ramusen, 1989).

Tanım; i oyuncusunun karma stratejisi, S_i strateji kümesinde yer alan saf stratejilere ilişkin bir olasılık dağılımı şeklindedir. Karma strateji, σ_i sembolü ile gösterilir ve i oyuncusunun S_i strateji kümesinde $[0,1]$ aralığında tanımlanmış bir fonksiyondur. Yani i oyuncusunun her s_i stratejisi için $[0,1]$ aralığında değerler alır. i oyuncusunun oynadığı karma strateji, saf stratejilerden biri ($s_i \in S_i$) ise bu durumda i oyuncusunun s_i stratejisini seçme olasılığı $\sigma_i(s_i)$ şeklinde gösterilir. Bir karma stratejinin saf stratejilerle olasılık değerlerinin toplamı 1'e eşittir;

$$\sum_{si \in Si} \sigma_i(si) = 1.$$

i oyuncusunun karma stratejisi, saf stratejilerine karşılık gelen olasılıkların listesini ifade eder. Herhangi bir oyunda n sayıdaki oyuncuların karma stratejilerin birleşimine, karma strateji profili ($\sigma = \sigma_{1,} \dots \sigma_n$) denir (Karabacak, 2018).

***Karma Stratejilerde Beklenen Fayda*:** Deterministik (içinde olasılık bulunmayan) fayda fonksiyonu, oyuncuların kendi tercihleri üzerinde

sıralama yapması için kullanılır. Örneğin herhangi bir oyuncunun hareket kümesinde a ve b gibi hareketleri olsun. Oyuncunun hareketleri arasındaki tercihi u(a) $>$ u(b) ise oyuncu, a hareketini b hareketine (a$\geq b$) tercih ediyor demektir. Görüldüğü gibi, oyuncular deterministik oyunlarda strateji profillerini kesin olarak bilirler, fakat bu örnekte varsayıldığının aksine bazı durumlarda oyunun sonunda elde edilecek fayda durumu bilinmeyebilir. İşte böyle belirsizliklerin olduğu durumlarda, denge durumunun yakalanması için beklenen fayda hipotezi kullanılır (Yılmaz, 2016).

Örneğin; iki oyunculu bir oyunda, oyuncuların strateji profilinde (10, 20) gibi kazanç çiftinin alınması için birinci oyuncunun X, ikinci oyuncunu Y stratejisini seçmesi gerekir. Birinci oyuncunun X seçme ihtimali 0.4, ikinci oyuncunun Y seçme ihtimalinin 0.6 olduğu bir durumda beklenen faydalar ne olur?

Tanım; i oyuncusunun karma stratejisinden beklenen faydası; Eu_i (σ) şeklinde gösterilir. Bazı durumlara Eu_i (σ) yerine u_i gösterimi tercih edilebilir. Strateji profillerinin s = (s_1, s_2,…, s_n) gerçekleşme olasılığı, her i oyuncusunun s_i stratejisini oynama olasılığına çarpımına eşittir ve $\sigma_i(s_i)$ şeklinde gösterilir. Bu bağlamda n oyunculu bir oyunda bir stratejinin oynama olasılığı (Yılmaz, 2016; Karabacak, 2018);

Pr(s)= Pr (s_1, s_2,…, s_n) = $\sigma_1(s_1)$ $\sigma_2(s_2)$,……., $\sigma_n(s_n) = \prod_{i=1}^{n} \sigma_i(si)$ şeklinde olur.

Örnekte ifade edildiği gibi birinci oyuncunun X stratejisini 0.4, ikinci oyuncunun Y stratejisini 0.6 ihtimalle seçme olasılığı durumunda, (X, Y) stratejinin çıkma ihtimali; 0.4 x 0.6 = 0.24 olur ve bu oran da strateji profilinin olasılık kat sayısıdır.

$\sigma = \sigma_1, \sigma_2,\ldots\ldots., \sigma_n$ karma stratejili bir oyunda, i oyuncusunun beklenen faydasını bulmak için öncelikle her saf stratejisinin beklenen faydası bulunur. i oyuncusunun n oyunculu bir oyunda beklenen faydası;

u(σ) = Eu_i (σ) = $\sum$ Pr(s) . u_i (s)=$\sum[\prod \sigma_i(s_i)]\, u_i\,(s)$ şeklinde olur.

Yukarıda oyuncuların (X, Y) stratejisini oynama ihtimalleri 0.24 bulunmuştu ve birinci oyuncunun bu profilden kazancı 10 birimdi. Bu durumda birinci oyuncunun X strateji oynamasından beklenen fayda 10 x 0.24 =2.4 olur. Eğer bu oyun, 4 farklı stratejili bir oyun olarak farz edilirse 1. oyuncunun diğer 3 strateji profilinden beklenen faydası sırasıyla; 1.6,

2.4, 3.6 olursa 1. oyuncunun bu oyunda beklenen toplam faydası 2.4 + 1.6 + 2.4 + 3.6 = 10 olur (Karabacak, 2018).[4]

Refah oyunu

Bu oyunda iki oyuncu vardır. Oyunculardan biri hükümet, diğeri ise yoksul olan bir işsizdir. Hükümet, eğer yoksul vatandaş iş ararsa yardım edeceği, iş aramazsa yardım etmeyeceği bir durum söz konusudur.

Refah oyununun Nash dengesinin bulunması için muhtemel bütün stratejilerin tek tek incelenmesi gerekmektedir (Ramusen, 1989). Muhtemel stratejiler:

- Strateji profili (Yardım et, İş ara) Nash dengesi değildir. Çünkü devlet yardım etmeyi tercih ettiğinde, yoksul vatandaş için "iş arama" daha avantajlı olduğu için onu tercih edecektir.
- Strateji profili (Yardım et, İş arama) Nash dengesi değildir. Çünkü bu durum, yoksul vatandaş için karlı olsa da hükmet için zararlı olacaktır.
- Strateji profili (Yardım etme, İş ara) Nash dengesi değildir. Çünkü bu durum hükümet için zararlı olacaktır.
- Strateji profili (Yardım etme, İş arama) Nash dengesi değildir. Bu stratejide her iki oyuncu için ne kar ne zarar söz konusudur. Ancak hükümet yardım etmemeyi seçtiğinde yoksul vatandaş için iş aramak daha karlı olacağı için Nash dengesi yine olmaz (Ramusen, 1989).

Tablo 8. Refah Oyununun Normal Form ile Gösterimi

	Yoksul		
Hükümet		***İş Ara*** ***(q)***	***İş Arama*** ***(1-q)***
	Yardım Et ***(p)***	3, 2	-1, 3
	Yardım Etme ***(1-p)***	-1, 1	0, 0

Kaynak: Ramusen (1989: 67).

[4] Birinci oyuncunun X oynaması p, Y oynaması 1-p; ikinci oyuncunun X oynaması q, Y oynaması 1-q olasılıkla oynandığı farz edilirse p=0,4, q=0,4 olur. Bu durumda oyuncuların (X, X) oynaması 0,16, (Y, X) oyması 0,24, (Y, Y) oynaması 0,36 olur.

Bu refah oyununda hiçbir oyuncunun dominant stratejisi olmadığı gibi, oyunda Nash dengesi de yoktur. Bu durumda karma strateji Nash dengesi olup olmadığına bakılır:

Eğer hükümet p olasılıkla yardım etse ve yoksul vatandaş da q olasılıkla iş ararsa hükümetin beklenen getirisi aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\mathrm{E}u_{hükümet} = p.[3.q + (-1)(1-q)] + (1-p)[-1q + 0(1-q)]$$
$$= p[3q - 1 + q] - q + p.q$$
$$= p[5q - 1] - p$$

Maksimizasyon yaklaşımını kullanarak 1. derece koşul için türev alınırsa

$$\frac{\partial \mathrm{E}u_{hükümet}}{dp} = 5q - 1 \;\; \rightarrow q = 0.2 \; olur$$

Karma strateji dengesinde, yoksul vatandaşın iş araması % 20 ihtimal dâhilindedir. Bu durumun bir köşe çözümü vardır. Yoksul vatandaşın stratejisine bağlı olarak üç stratejiden biri hükümetin beklenen getirisini en yüksek seviyeye çıkarır. Birincisi, yoksul vatandaşın çalışma ihtimalinin olmaması durumunda, hükümet yardım etmez (p= 0). İkincisi, yoksul vatandaşın çalışmasının muhtemel olması durumunda, hükümet yardım eder (p=1). Üçüncüsü, yoksul vatandaşın çalışma olasılığının % 20 (q=0.20) olması dâhilinde, hükümet kayıtsız kalır (Yılmaz, 2016).

Karma stratejinin olması için üç ihtimal vardır. Ancak hükümet için bir optimal karma strateji vardır. Eğer yoksul vatandaş iş aramayı en az %20 olasılıkla seçerse hükümet her zaman yardım etmeyi seçecektir. Eğer yoksul vatandaş % 20 olasılığın altında seçerse hükümet hiçbir zaman yardım etmeyecektir. Bu bağlamda hükümet için karma strateji optimal ise yoksul vatandaşın % 20 olasılıkla iş aramayı seçmesi gerekir. Hükümetin yardım etmeyi seçmesi için yoksul vatandaşın en yüksek getiri fonksiyonuna bakılır;

$$\mathrm{E}u_{yoksul} = p.[2.q + 3(1-q)] + (1-p)[1.q + 0(1-q)]$$
$$= 2pq + 3p - 3pq + q - pq$$
$$= -q(2p - 1) + 3p$$

Birinci sıra koşulu; $\frac{\partial \mathrm{E}u_{yoksul}}{dq} = -(2p - 1) = 0 \;\rightarrow p = \frac{1}{2} \rightarrow p = 0.5 \; olur$

Eğer yoksul vatandaş % 20 olasılıkla iş aramayı tercih ederse hükümet % 100 ya da % 0 olasılıkla yardım etme noktasında kararsızdır. Eğer

stratejiler bir Nash dengesi oluşturuyorsa hükümet (p= 0.5) olasılıkla seçer. Bu bağlamda hükümet 0.5 olasılıkla yardım etmeyi, yoksul vatandaş da 0.2 olasılıkla iş aramayı tercih eder. Denge sonucu dört strateji profilinden biri olabilir. En yüksek olasılığa (0.4=0.5 (1-0.2) sahip olan strateji profilleri (yardım yapma, iş arama) ve (yardım yap, iş arama)'dir (Ramusen, 1989).

Eşleşen Paralar Oyunu

Eşleşen paralar oyununda iki oyuncu vardır. Oyuncular ellerindeki parayı havaya atıp, yazı mı tura mı geldiğini birbirlerine göstermeye karar veriyorlar. Eğer oyuncuların seçimleri aynı olursa ikinci oyuncu, birinci oyuncuya 1 birim verirken; eğer oyuncuların seçimleri farklı olursa birinci oyuncu, ikinci oyuncuya 1 birim veriyor. Oyuncular, bu durumu esas alarak kendi kazanacakları paraya odaklanıyorlar (Börü, 2011; Fudenberg ve Tirole, 1991). Ancak Tablo 9'da görüldüğü gibi bu oyunda, saf strateji Nash dengesinin olmadığı görülmektedir. Çünkü durağan bir dengenin olmadığı bu oyunda, birinin kazançlı olduğu durum diğeri için kayıptır. Oyuncuların biri kazanırken diğerinin kaybettiği bu oyun, aynı zamanda sıfır toplamlı oyunlara bir örnek teşkil etmektedir (Fudenberg ve Tirole, 1991).

Tablo 9. Karma Stratejilerde Eşleşen Paralar Oyununun Normal Form ile Gösterimi

	İkinci Oyuncu		
Birinci Oyuncu		**Tura – T (q)**	**Yazı –Y (1-q)**
	Tura – T (p)	1, -1	-1, 1
	Yazı- Y (1-p)	-1, 1	1, -1

Kaynak: Koçkesen ve Ok (2007: 71).

Diğer yandan eşleşen paralar oyunu, karma strateji bağlamında değerlendirildiğinde her bir oyuncu için iki tür hareket olduğu görülmektedir. Bunlar yazı (Y) ve tura (T)'dir. Birinci oyuncunun turayı p, ikinci oyuncunun ise q olasılıkla seçtiğini varsayılır. Olasılıkların toplamı bir olduğundan sırasıyla oyuncuların yazı seçme olasılıkları 1-p ve 1-q olacaktır (Yılmaz, 2016).

Birinci oyuncunun beklenen faydası (Yılmaz, 2016);

$$E(u_1) = p.[q.(1) + (1-q).(-1)] + (1-p).[q.(-1) + (1-q).(1)]$$
$$= p.(2q-1) + (1-p).(1-2q)$$

İkinci oyuncunun beklenen faydası;

$$E(u_2) = q.[p.(-1) + (1-p).(1)] + (1-q).[p.(1) + (1-p).(-1)]$$
$$= q.(1-2p) + (1-q).(2p-1)$$

Şimdi p ve q değerlerini bulmak için türev alıyoruz;

$$\frac{\delta E(u_1)}{\delta p} = 2q - 1 - (1-2q) = 0 \rightarrow q = 1/2$$

$$\frac{\delta E(u_2)}{\delta q} = (1-2p) - (2p-1) = 0 \rightarrow p = 1/2$$

q=1/2 olduğunda birinci oyuncunun beklenen faydası sıfır olacaktır;

$$E(u_1) = p.\left(2.\frac{1}{2} - 1\right) + (1-p).\left(1 - 2.\frac{1}{2}\right) = 0$$

Birinci oyuncu için en iyi tepki fonksiyonunu şu şekilde yorumlayabiliriz (Gibbons, 1992);

$$B_1(q) = \begin{cases} (0) & eğer\ \ q < \frac{1}{2} \\ (p: 0 \leq p\ \leq 1\ ) & eğer\ \ q = \frac{1}{2} \\ (1), & eğer\ q > \frac{1}{2} \end{cases}$$

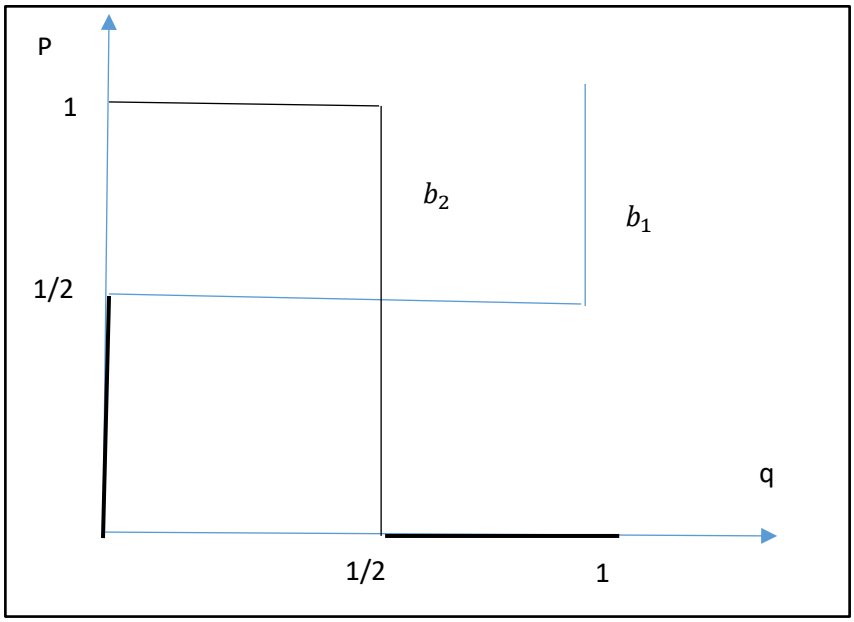
Eğer ikinci oyuncu $q = \frac{1}{2}$ olasılığını seçerse birinci oyuncu için herhangi bir p değeri en iyi tepkidir. Eğer ikinci oyuncunun stratejisi $q \neq \frac{1}{2}$ olursa birinci oyuncu için en iyi tepki pür strateji olur. Yani $q > \frac{1}{2}$ olursa her zaman birinci oyuncu tura oynar, $q < \frac{1}{2}$ olursa birinci oyuncu her zaman yazı oynar.

İkinci oyuncu için en iyi tepki fonksiyonunu da şu şekilde yorumlayabiliriz:

$$B_2(p) = \begin{cases} (0) & eğer\ \ p < \frac{1}{2} \\ (q: 0 \leq q\ \leq 1) & eğer\ \ p = \frac{1}{2} \\ (1), & eğer\ p > \frac{1}{2} \end{cases}.$$

Her iki oyuncunun tepki fonksiyonları Şekil 2'de verilmektedir. Eğer birinci oyuncu $p = \frac{1}{2}$ olasılıkla stratejilerini rastlaştırırsa herhangi bir q değeri, ikinci oyuncu için en iyi tepkidir. Eğer birinci oyuncunun stratejisi $p \neq \frac{1}{2}$ olursa, ikinci oyuncu için en iyi tepki pür strateji olur. Yani $p > \frac{1}{2}$ olursa her zaman ikinci oyuncu tura oynar, $p < \frac{1}{2}$ olursa ikinci oyuncu her zaman yazı oynar (Karabacak, 2018; Koçkesen ve Ok, 2007).

Şekil 2. Eşleşen Paralar Oyununun En İyi Tepki Fonksiyonları



Kaynak: Gibbons (1992: 39).

Bu aşamaya kadar elde edilen bütün sonuçlar göz önüne alarak karma strateji Nash dengesi bulunabilir. Eğer birinci oyuncu için p seçimi, ikinci oyuncunun q seçimine en iyi tepki olursa birinci oyuncunun stratejisi p=0, p=1 ve $0 < p < 1$ olabilir. Eğer ikinci oyuncu için q seçimi, ikinci oyuncunun p seçimine en iyi tepki olursa birinci oyuncunun stratejisi q=0, q=1 ve $0 < q < 1$ olabilir (Gibbons, 1992).

Sonuç olarak her bir oyuncunun üçer tane seçimi vardır. Bu da 9 tane Nash dengesi seçeneğini verir ve bunlar aşağıdaki gibi olur:

- Birincisi (p=1, q=1), (p=1,q=0), (p=0,q=1), (p=0,q=0),
- İkincisi bir karma strateji adayı ($0< p < 1$, $0< q < 1$),
- Üçüncüsü (p=1, $0< q < 1$), (p=0, $0< q < 1$), ($0< p < 1$, q=0), ($0< p < 1$, q=1), dört pür strateji adayı birleşirse oyuncuların birbirlerine karşı en iyi tepkileri değildir, yani pür Nash dengesi yoktur.

Fakat karma strateji Nash dengesi; $q = \frac{1}{2}$ iken birinci oyuncunun $0< p <$ 1 arasındaki seçimi en iyi seçimi ve $p = \frac{1}{2}$ iken ikinci oyuncunun $0< q <$ 1 arasındaki seçimi en iyi seçimdir. Yani oyuncuların birbirine karşı en iyi tepkileri $p = q = \frac{1}{2}$ olacaktır.

Sonuç olarak bu karma strateji Nash dengesidir. Bu da Şekil 2'de oyuncuların en iyi tepki fonksiyonlarının kesiştiği noktadır (Gibbons, 1992).

4. Sonuç

Klasik oyunlar, geçmişten günümüze iktisat ve siyaset bilimi başta olmak üzere birçok bilimsel çalışmada kullanılmıştır. Özellikle firmalar arasındaki rekabetin yoğun olduğu duopol, oligopol ve iki yanlı tekel piyasaların sorunlarının çözümlemesinde kullanılan önemli yöntemlerden biri olmuştur.

Çalışmada klasik oyunlar, hem teorik hem de örnekler yardımıyla ifade edilmiştir. Bu kapsamda mahkûmlar ikilemi, cinsiyetler savaşı, korkak tavuk, geyik, koordinasyon, refah ve eşleşen paralar oyunu ele alınmıştır. İlk olarak Nash dengesi, teorik olarak tanımlanmış ve daha sonra saf ve karma strateji bağlamında klasik oyunlar örnekler yardımıyla ifade edilmiştir. Bilimsel çalışmalarda en yaygın kullanılan mahkûmlar ikilemi oyunu, işbirliksiz tam bilgili statik oyuna güzel bir örnektir. Bu oyunda mahkûmlar birbirine güvenmediği ve birbirlerinin hareketlerini gözlemleme fırsatı bulmadıkları için oyunun dengesi, Nash dengesi olarak gerçekleşmiştir.

Cinsiyetler savaşı, kokak tavuk, geyik ve koordinasyon oyunlarının çözümünde, her bir oyun için ikişer Nash dengesi bulunmaktadır. Cinsiyetler savaşı oyununda, baskın strateji Nash dengesi yoktur. Ancak cinsiyetler savaşı oyununda pareto etkinlik söz konusudur. Yani oyuncuların strateji profillerine bakıldığında, hiçbir oyuncunun faydasını düşürmeden karşı tarafın faydasını artıramadığı bir durum söz konusudur. Bu da oyuncuların tercihleri arasında çatışma olsa bile, birlikte hareket

etmenin (aynı hareketi seçmenin) daha faydalı olacağını göstermektedir. Kokak tavuk oyunu, bir anti-koordinasyon oyunudur. Oyunun çözümü, rakip ısrarcı olduğunda ısrarcı olmamak; ısrarcı olmadığında ise ısrarcı olmaktır. Böyle bir strateji, en iyi çözüm olur. Geyik oyunu, kokak tavuk oyunun tersine oyuncuların aynı hareketleri oynamasını gerekli kılmaktadır. Koordinasyon oyununda, oyuncular koordineli hareket ederek daha yüksek fayda düzeyine ulaşabilme fırsatı bulabilmektedirler. Karma strateji örneklerinde ise pür strateji Nash dengesi olmadığı için belli olasılık hesaplamaları sonucunda karma strateji Nash dengeleri elde edilmektedir.

Genel olarak değerlendirildiğinde, klasik oyun türlerinin her birinin farklı özelliklere sahip olduğu görülmektedir. Bu da klasik oyunların, karar vericilerin karşı karşıya olabilecekleri şartlara göre modellendiklerini göstermektedir. Günümüzde küreselleşmeyle birlikte özellikle firmalar ve devletler gibi karar vericiler, sağlıktan sanayiye, eğitimden güvenliğe, elektronikten tekstile, hukuktan hizmet sektörüne kadar birçok alanda çok hızlı teknolojik gelişme ve değişmelerin yaşandığı bir dünyada sürekli devam eden ve gittikçe artan bir rekabet ortamında devamlılıklarını sürdürmeye çalışmaktadırlar. Yaşanan bu değişim ve yenilikleri görmezden gelen ve bu dinamiklere ayak uyduramayan karar vericiler, ayakta kalmak noktasında güçlüklerle karşılaşmaktadırlar. Bu durum karar vericilere, birçok fırsat sağladığı gibi birçok tehdidi de beraberinde getirmektedir. İşte böyle bir durumda, oyun teorisi teknikleri özelikle de klasik oyunların stratejik çözümlemelerinin önemi daha net anlaşılmaktadır.

Kaynakça

Ateş, S. (2018). *Oyun Teorisi ve Uygulamaları.* Erişim: 18.05.2019, https://idari.cu.edu.tr/sanli/oyun.pdf.

Arı, T. (2013). *Uluslararası İlişkiler Kuramı I.* Eskişehir: Anadolu Üniversitesi.

Allan, P., & Dupont, C. (1999). International Relation Theory and Game Theory: Baroque Modeling Choices and Empirical Robustness. *International Political Science Review*, 1(20), 23-47.

Börü, F. (2011). *Gelişmekte Olan Ülkelerde Meydana Gelen Döviz Krizleri Üzerine Bir Oyun Teorisi Modeli.* İstanbul: İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.

Brandenburger, A. M., & Nalebuff, B. (1995). *The Right Game: Use Game Theory to Shape Strategy.* Harward Business Review.

Church, j., & Ware, R. (2000). *Industrial Organzations.* Boston: McGraw-Hill.

Deusch, K. W. (1988). *The Analysis of International Relation* . London: Ennlewood Cliffs.

Dutta, P. K. (1999). *Strategies and Games: Theory and Practice.* Massachusetts: The MIT,1-8

Dixit, A. K., Skeath, S., & Reiley, D. H. (1999). *Game of Strategy.* New York: W.W. Norton & Company.

Evyapan, B. (2009). *Oyun Teorisi ve İMKB'de Sektörel Bir Uygulama.* İzmir: Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.

Easley, D., & Kleinberg, J. (2010). *From the Book Networks, Crowds, and Markets: Reasoning about a Highly Connected World.* New York: Cambridge University.

Fudenberg, D., & Tirole, J. (1991). *Game Theory*. London: The MIT Press.

Gıntıs, H. (2006). *Game Theory Evolving.* New Jersey: Princeton Universitey.

Gibbons, R. (1992). *Game Theory for Applied Economists* . New Jersey: Princeton University.

Giz, D. (2003). *OyunTeorisi ve İktisadi Uygulamalar.* İstanbul: Filiz.

Hargreavs-Heap, S., & Varoufakis, Y. (2004). *Game Theory*. London: Routledge.

Harsanyi, J. C. (1967). Games with İncomplete İnformation played by 'Bayesian' players. *Management Science, Part I, Part II and Part III*, 159-182,320-334 and 486-502.

Karabacak, H. (2008). *Oyun Teorisi ve Kamuyu Aydınlatmada Bir Deneme Modeli*. (Yayınlammamış Doktora Tezi). Ankara: Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.

Karabacak, H. (2018). *Yeni Başlayanlar için Oyun Teorisi.* Ankara: Seçkin.

Kelly, A. (2003). *Decision Making using Game Theory*. New York: Cambridge University.

Koçkesen, L., & Ok, E. A. (2007). *An Introduction to Game Theory*. New York: Erişim: 16.02.2019, http://home.ku.edu.tr/~lkockesen/teaching/econ333/lectnotes/uggame.pdf.

Myerson, R. B. (1991). *Game Theory, Analysis of Conflict.* Cambridge: Massachusetts:Harvard Üniversty.

Neumann, J. V., & Morgenstern, O. (1944). *Theory of Games and Economic Behavior*. New York : USA: Princeton University.

Osborne, M. J., & Rubinstein, A. (1994). *A Course in Game Theory*. The MIT.

Özdamar, Ö. (2007). Oyun Kuramının Uluslararası İlişkiler Yazınına Katkıları. *Uluslararası İlişkiler, 4*(5), 33-65.

Ramusen, E. (1989). *Games and Information: An Introduction to Game Theory*. Cambridge: Basil Blackwell.

Romp, G. (1997). *Game Theory, Introduction and Applications.* New York: Oxford University.

Selten, R., (1965). Spieltheoretische Behanglung enines Oligopolmedells mit Nachfragetragheit. *Zeitschrift fur die gesamte Staatswissenchaft*, (121), 301-324.

Shy, O. (1996). *Industrial Organization: Theory and Applications.* Cambridge: The MIT.

Tirole, J. (1989). *The Theory of Industrial Organization.* London: MIT.

Uçan, O., & Aytekin, i. (2013). Oyun Teorisi Çerçevesinde Ekonominin Dinanmik Oyun Modellerine Uygulanması. *International Journal of Social Science*, 3(6), 747-757.

Yıldız, M. (2005). *Oyun Teorisinin Ekonomik Uygulamaları*. Erişim: 10.20.2018, http://www.acikders.org.tr/course/view.php?id=106.

Yılmaz, E. (2016). *Oyun Teorisi*. İstanbul: Literatür.

Celepler
MATBAACILIK BASIM YAYIN VE DAĞITIM
Sanayi Mahallesi Rize Caddesi Gül Sk. No.5 Ortahisar/TRABZON
Tel.: 0462 325 93 94 Gsm.: 0538 839 85 47
www.celeplermatbaacilik.com

ISBN:978-605-2099-54-4
9 786052 099544