



BRICS-T ÜLKELERİNDE EKONOMİK BÜYÜME VE İNSANİ GELİŞME İLİŞKİSİNİN EKONOMETRİK ANALİZİ

Sena TÜRKMEN¹
Hacı Hayrettin TIRAŞ²

Öz

İnsani gelişme milli gelir dışında bir refah göstergesi olup; gelir ile birlikte eğitim, sağlık ve iyi yaşam standartlarını içeren çok boyutlu bir kavramdır. Ülkelerin zenginliğinden ziyade insan hayatının zenginleşmesi ile ilgilenmekte, insanların kendilerine ve sahip olduğu fırsatlara odaklanmaktadır. Tüm insanlara daha fazla seçme şansı ve daha fazla fırsatın tanınması gerektiğini belirtmektedir. İnsani gelişme insan refahını gelirin ötesinde değerlendirmektedir. Bu çalışmanın amacı, BRICS-T (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika Cumhuriyeti ve Türkiye) ülkelerinde insani gelişme ve kentleşme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin panel veri analiz yöntemleri ile incelenmesidir. Çalışmada 1990-2019 dönemi insani gelişme endeksi değerleri, kentleşme ve kişi başı GSYH değişkenler olarak kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki ilişkiyi test etmek için Westerlund (2006) panel eş bütünleşme testinden yararlanılmıştır. Eşbütünleşme katsayılarının tahmininde Pesaran (2006) tarafından geliştirilen CCE (Common Correlated Effects) yöntemi kullanılmıştır. Buna göre, panel genelinde insani gelişme endeksi değişkeninin uzun dönem katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olduğu; kentleşme oranının uzun dönem katsayısının ise istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. Söz konusu ülke grubunda insani gelişme endeksindeki %1'lik bir artış kişi başına geliri %8,8 artırmaktadır.

Anahtar Kelimeler: İnsani Gelişme, Ekonomik Büyüme, Eşbütünleşme Testleri

Jel Sınıflandırması: O10, O15, C60

ECONOMETRIC ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP OF ECONOMIC GROWTH AND HUMAN DEVELOPMENT IN BRICS-T COUNTRIES

Abstract

Human development is an indicator of welfare other than national income; It is a multidimensional concept that includes education, health and good living standards along with income. It is concerned with the enrichment of human life rather than the wealth of countries, and focuses on the people themselves and the opportunities they have. It states that all people should be given more choice and more opportunities. Human development considers human well-being beyond income. The aim of this study is to examine the relationship between human development and urbanization and economic growth in BRICS-T (Brazil, Russia, India, China, Republic of South Africa and Turkey) countries with panel data analysis methods. In the study, human development index values for the period 1990-2019, urbanization and GDP per capita were used as variables. Westerlund (2006) panel cointegration test was used to test the relationship between the variables. The CCE (Common Correlated Effects) method developed by Pesaran (2006) was used to estimate the cointegration coefficients. Accordingly, the long-term coefficient of the human development index variable throughout the panel is statistically significant; It was determined that the long-term coefficient of the urbanization rate was

¹Doç. Dr., Niğde Ömer Halisdemir Üniversitesi, İ.İ.B.F, İktisat Bölümü, sena_dgn01@hotmail.com, ORCID iD: 0000-0002-8334-6466

²Dr. Öğr. Üyesi, Niğde Ömer Halisdemir Üniversitesi, Zübeyde Hanım Sağlık Bilimleri Fakültesi, Sağlık Yönetimi Bölümü, hhayrettintiras@hotmail.com, ORCID iD: 0000-0001-5197-9827

Atıf/To Cite: Türkmen, S. & Tıraş, H.H. (2022). BRICS-T Ülkelerinde Ekonomik Büyüme ve İnsani Gelişme İlişkisinin Ekonometrik Analizi. *Journal of Economics and Research*, 3(2), 1-16.

not statistically significant. A 1% increase in the human development index in the said country group increases the per capita income by 8,8%

Keywords: Human Development, Economic Growth, Cointegration Tests

Jel Classification: O10, O15, C60

GİRİŞ

Ülkelerin gelişmişlik düzeyleri ne olursa olsun hepsinin temel hedefi, iktisat biliminin temel konularından birisi olan ekonomik büyümeyi gerçekleştirmektir. İkinci dünya savaşından sonra, kalkınma hedeflerini gerçekleştirmek isteyen ülkeler büyüme odaklı bir anlayışa yönelmişlerdir. Ekonomik kalkınma 1970'lere kadar yoksulluğun ortadan kaldırılması düşüncesi ile ele alınmasına rağmen, bu dönemde ekonomik büyüme ve kişi başı gelir artışı kalkınmanın temel hedefi olmuş, yoksulluk ve eşitsizlik sorunları göz ardı edilmiştir (Ertekin Subaşı, 2018: 1654). Bu dönemde kalkınma ekonomik büyüme ile eş tutulmuş ve milli gelirdeki artışlarla ölçülmüştür.

1970'ler sonrası dönemde ülkelerin ekonomik büyümeyi gerçekleştirmelerine rağmen insanların yaşam koşullarında herhangi bir değişimin olmadığı görülmüştür. Dolayısıyla 1990'lı yıllarla birlikte toplumların kalkınma düzeylerinin sadece gelir temelli açıklanmasının doğru olmadığı, bununla birlikte ekonomik büyümenin insan merkezli gerçekleşmesi gerektiği görüşü tüm dünyada savunulur olmuştur (Erdem ve Çelik, 2019: 15). Böylece gelişmeyi, beşerî, sosyal, kültürel, çevresel ve mekânsal boyutları ile tanımlamaya çalışan yeni yaklaşımlar ortaya çıkmıştır. Bu dönemde ekonomik büyüme ile birlikte, işsizlik, yoksulluk, gelir dağılımı, beslenme, barınma ve bölgesel eşitsizlikler gibi kavramlarda kalkınma kavramının tanımlanmasında yer almaya başlamıştır (Başar vd., 2015: 846). Bu dönemde ortaya çıkan en önemli yaklaşımlardan birisi de gelir başta olmak üzere, gerekli ve yeterli bir bilgi düzeyi ile uzun ve sağlıklı bir yaşamı hedefleyen insani gelişme yaklaşımı olmuştur.

İnsani gelişme milli gelir dışında bir refah göstergesi olup; gelir ile birlikte eğitim, sağlık ve iyi yaşam standartlarını içeren çok boyutlu bir kavramdır. Kavram, ülkelerin zenginliğinden ziyade insan hayatının zenginleşmesi ile ilgilenmekte, insanların kendilerine ve sahip olduğu fırsatlara odaklanmaktadır. Tüm insanlara daha fazla seçme şansı ve daha fazla fırsatın tanınması gerektiğini belirtmektedir. İnsanların bireysel veya toplu olarak, kendi potansiyellerini geliştirebilmeleri, üretken ve yaratıcı bir hayat sürebilmeleri için gerekli şartların sağlanmasını hedeflemektedir (Ataseven ve Bakış, 2017: 8). Dolayısıyla insani gelişme Birleşmiş Milletler Kalkınma Programı (UNDP) tarafından (1990: 10), insanların seçeneklerini artırma süreci olarak tanımlanmaktadır. Aynı zamanda bir hedef olan insani gelişme, insan yaşamını iyileştirmek yoluyla kendi yaşamlarını şekillendiren süreçleri etkilemeleri gerektiğine vurgu yapmakta ve ekonomik büyümeyi insani gelişme için önemli bir araç olarak görmektedir (UNDP, 2016: 2). İnsani gelişmeye göre insan refahının gelirin ötesinde değerlendirilmesi gerekmektedir.

Gelişme konusunda insan merkezli yeni yaklaşımın ortaya çıkmasıyla birlikte UNDP tarafından, ilk kez 1990 yılında olmak üzere her yıl İnsani Gelişme Raporu yayımlanmaktadır. Bu raporla birlikte insanların uzun ve sağlıklı bir yaşam, gerekli ve yeterli seviyede bilgi ve makul bir yaşam standardını sağlayacak gelir düzeylerine sahip olmalarını göz önünde bulundurarak ülkeler için İnsani Gelişme Endeksi (İGE) yayımlanmaktadır (Taşöz Düşündere, 2020: 2). İGE, gelir başta olmak üzere eğitim ve sağlıktan oluşan üç temel gösterge ile hesaplanmaktadır. Satın alma gücü paritesine göre hesaplanan kişi başı gayrisafi milli gelir gelir değişkenini, ülkedeki doğumda beklenen yaşam süresi sağlık değişkenini ve ortalama ve beklenen okullaşma yıllarına ilişkin veriler

ise eğitim değişkenini oluşturmaktadır. İGE, ülkelerin ekonomik büyüklüklerinin gösterilmesi yanında insani gelişmişlik seviyelerinin de ülkeler arası karşılaştırılmasına imkân tanımaktadır. Ayrıca bu endeks, gelişmiş ve gelişmekte olan tüm ülkeleri birlikte izleme, kıyaslama ve değerlendirme imkânı sunmaktadır.

İnsani gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisini araştıran literatür incelendiğinde çeşitli çalışmaların yapıldığı ve bu çalışmalarda son dönemlerde yoğunlaştığı görülmektedir. Farklı ülke ve ülke grupları ile yapılan çalışmalarda birbirinden farklı sonuçlar elde edilmiştir. Dolayısıyla farklı değişkenler kullanarak yeni ve değişik metodlar ile ekonomik büyüme ve insani gelişme arasındaki ilişkinin analiz edilmesi literatüre önemli katkılar sağlayacaktır. Bu çalışmanın amacı, BRICS-T (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika Cumhuriyeti ve Türkiye) ülkelerinde insani gelişme ve kentleşme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin panel veri analiz yöntemleri ile incelenmesidir. Çalışmada UNDP'den alınan 1990-2019 İGE değerleri ile Dünya Bankası (WB)'nden alınan kişi başı Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYH) ve kentleşme verileri değişkenler olarak kullanılmıştır. Bu konuda ele alınan ülkelerle ilgili çalışmanın azlığından dolayı literatüre katkı sağlayacağına inanılmaktadır.

Çalışmanın giriş bölümünü takiben birinci bölümde teorik çerçeve ile ilgili çeşitli açıklayıcı bilgiler verilmiştir. İkinci bölümde çalışmaya ilişkin literatür incelemesinden örnekler sunulmuştur. Çalışmanın üçüncü bölümünde ampirik analizlerde kullanılan veri, model, metodoloji ve elde edilen bulgulara yer verilmiştir. En sonda ise analizlerden elde edilen bulguların değerlendirildiği sonuç bölümü ile çalışma sonlandırılmıştır.

1. TEORİK ÇERÇEVE

1.1. Ekonomik Büyümeden İnsani Gelişmeye

Ekonomik büyüme, bir ülkede genellikle bir yıl içerisinde reel GSYH'de meydana gelen artışlar olarak tanımlanmaktadır. Başka bir ifadeyle mal ve hizmet üretim kapasitesinin artmasıyla birlikte reel GSYH değerindeki artış olarak ifade edilebilir. Ekonomik büyüme vatandaşların hayat standartlarını yükseltmelerinin temel kaynağı olduğu için tüm ülkelerin en önemli hedeflerinden birisidir. Ancak faktör bileşenlerinin ülkeler arasındaki dağılımındaki değişkenliklerden dolayı her ülkenin büyüme oranları farklılık göstermektedir (Erdem ve Çelik, 2019: 16). Ekonomik büyüme 1970'lere kadar kalkınma ile birlikte değerlendirilmiş ve milli gelir değerleriyle ölçülmüştür. Birçok ülkede uzun yıllar kalkınma ile eşdeğer tutulan ekonomik büyümenin gerçekleşmesine rağmen, vatandaşların yaşam koşullarında bir değişimin olmaması bu yaklaşıma karşı eleştirilerin yükselmesine neden olmuştur. Bu yaklaşımın toplumun çeşitli sorunlarına, işsizliğe, yoksulluğa ve gelir dağılımı adaletsizliğine yeterince çözüm sağlayamadığı görüşü ön plana çıkmıştır.

Temelinde insan ihtiyaçlarının karşılanması ve refahın artırılması yatan ekonomik faaliyetler, günümüzde gelir artışını sağlamış olsa da bireylerin yaşam standartları ve refah düzeylerini yükseltmeyebilmektedir (Bulut vd., 2021: 93). Bundan dolayı büyüme ve kalkınma anlayışı değişmeye başlamış ve yerini insani gelişme anlayışına bırakmaya başlamıştır. Kalkınmanın odağına insanı koyan yeni yaklaşımla birlikte ülkelerin gelişmişlik düzeylerini belirleyebilmek amacıyla özellikle beşerî, sosyal, kültürel ve ekonomik olmak üzere çeşitli göstergeler kullanılmaya başlanmıştır (Karabulut vd., 2009: 2). İnsani gelişme, ekonomik büyüme ve kalkınma kavramı tartışmalarından ortaya çıkmış, temelinde bireylerin uzun, sağlıklı, mutlu ve özgür bir yaşam sürmelerini hedefleyen anlayış bulunmaktadır (Bulut vd., 2021: 93).

Birleşmiş Milletler Kalkınma Programı, bir ülkenin insani gelişmişlik seviyesinin sadece gelir unsurundan oluşmadığını, uzun ve sağlıklı bir ömür ile eğitim faktörlerinin de insani gelişmişlik üzerinde büyük etkilerinin olduğunu belirtmektedir (Günsoy, 2005: 38). İnsani gelişme, insanların yaşam kalitesinin iyileştirilmesi ve özgürlüklerinin artırılmasına daha fazla önem vermektedir. İGE, ekonomik ve sosyal kalkınmayı yakalamak için kişi başı GSYH'ye alternatif olarak oluşturulmuş, gelir, sağlık ve eğitim üzere üç temel üzerine kurulmuştur. Söz konusu değişkenlere ilişkin veriler sayısal değerlere dönüştürülerek belirli endeksler oluşturulmuştur. İnsani gelişme düzeyi ülkeler bazında ilk kez 1990 yılında UNDP tarafından İnsani Gelişme Endeksi (IGE) adı altında yayınlanmıştır. Bu endekslerde insan odaklı ekonomik veriler yerine sosyal verilerin dikkate alınması İGE'nin toplumların refah düzeylerinin karşılaştırılmasında etkili bir ölçüt olabileceğini göstermiştir.

İGE, 0 ile 1 arasında bir değer almakta ve tüm ülkeler için her yıl hesaplanmaktadır. Ülkelerin insani gelişim düzeylerinin değerlendirilebilmesi için sahip oldukları İGE değerlerine göre çeşitli gruplar oluşturulmuştur. Buna göre 2020 yılı İGE değerlerine göre ülkelerin hangi grupta olacağını gösteren değerler şöyledir (UNDP, 2020: 5);

- 0,800 puan ve üzeri: Çok yüksek insani gelişim
- 0,700-0,799 puan: Yüksek insani gelişim
- 0,550-0,699 puan: Orta insani gelişim
- 0,550 puan altı: Düşük insani gelişim

Hesaplanan İGE değerinin 1'e yakın olması daha yüksek bir insani gelişimin, 0'a yakın olması ise daha düşük bir insani gelişimin gerçekleştiğini ifade etmektedir.

1.2. Çalışmada Kullanılan Değişkenlerin Gelişim Durumu

Bu bölümde çalışmada kullanılan değişkenler ve bu değişkenlere ilişkin verilerin değerlendirilmesi bulunmaktadır. Kişi başı GSYH değerleri ve kentleşme verileri WB web sitesinden elde edilmiş, İGE değerleri ise UNDP web sitesinden elde edilmiştir. Değişkenlere ilişkin elde edilen veriler için ayrı ayrı tablolar oluşturulmuş, ülkelere ve yıllara göre izleme ve kıyaslama imkânı sağlanmaya çalışılmıştır. Değişkene ilişkin tablo ve yorumlar aşağıda verilmektedir.

Tablo 1: BRICS-T Ülkelerinde Kişi Başı GSYH

Ülkeler	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2019
Rusya	3.493	2.666	1.772	5.323	10.675	9.313	11.498
Türkiye	2.794	2.898	4.337	7.456	10.743	11.006	9.122
Brezilya	2.622	4.748	3.750	4.790	11.286	8.814	8.898
Çin	318	610	959	1.753	4.550	8.016	10.144
Güney Afrika Cumhuriyeti	3.140	4.145	3.375	6.033	8.149	6.260	6.625
Hindistan	368	374	443	715	1.358	1.606	2.101

Kaynak: (WB, WDI, 2022).

Ülkelerin ekonomik performanslarının değerlendirilmesinde ve insani gelişmişliğin ölçülmesinde kullanılan önemli göstergelerinden birisi gelirdir. Gelir artışı ile birlikte insanlar daha yüksek standartlarda bir yaşam sürmek istemektedirler. Gelirin artması daha sağlıklı, daha eğitilmiş ve daha sosyal bir hayat sürülmesine önayak olmaktadır. Yüksek kişi

başı gelire sahip ülkelerde sağlık ve eğitimin düzeyinin daha kaliteli ve yüksek olduğu, düşük gelire sahip ülkelerde ise daha düşük sağlık ve eğitim düzeylerinin olduğu, bunda üretim ve verimliliği etkileyerek hem insani gelişme hem de ekonomik büyümeye negatif yansıdığı belirtilmektedir. Buna göre gelir etkeni hem insani gelişmenin hem de ekonomik performansın en önemli belirleyicisi durumundadır. Ancak yüksek gelire sahip olmak yüksek insani gelişmişliğe sahip olmak anlamına gelmemektedir. Tablo 1 ve Tablo 2 bir arada incelendiğinde bu açıkça görülmektedir. Tablo 1'deki verilerden BRICS-T ülkeleri kişi başı gelire göre en yüksekten aşağıya; Rusya, Çin, Türkiye, Brezilya, Güney Afrika Cumhuriyeti ve Hindistan olarak sıralanmaktadır. En yüksek kişi başı gelir 11.498 \$ ile Rusya'da iken, en düşük kişi başı gelir 2101 \$ ile Hindistan'da bulunmaktadır.

Tablo 2: BRICS-T Ülkelerinde İGE Değerlerinin Değişimi

HDI Sırası	Ülkeler	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2019
52	Rusya	0.735	0.702	0.722	0.753	0.781	0.809	0.824
54	Türkiye	0.583	0.611	0.660	0.696	0.739	0.801	0.820
84	Brezilya	0.613	0.651	0.685	0.700	0.727	0.756	0.765
85	Çin	0.499	0.545	0.588	0.640	0.699	0.739	0.761
114	Güney Afrika Cum.	0.627	0.653	0.631	0.622	0.664	0.701	0.709
131	Hindistan	0.429	0.461	0.495	0.536	0.579	0.624	0.645

Kaynak: (WB, WDI, 2022).

UNDP tarafından ilk kez 1990 yılında yayımlanan İGE, bir yandan ülkelerin gelişim ve refah seviyesi hakkında bilgi verirken öbür yandan insana yaptıkları yatırımları, insani gelişmişliğe verdikleri önemi ölçmek ve ülkeler arasında karşılaştırma ve değerlendirme yapma imkânı sağlamaktadır (Durak, 2022: 5). Bununla birlikte insana yapılan her türlü yatırımın insani gelişmeyi kapsadığı, sağlıklı ve eğitimli insanların becerilerini daha da geliştirerek işgücü verimliliklerinin artacağı, bununda ekonomik büyümeye pozitif katkıda bulunacağı ifade edilmektedir (Tıraş ve Ağır, 2018: 24). Tablo 2'de ülkelere göre ayrı ayrı hesaplanan ve toplumun sosyo-ekonomik olarak yaşam standartlarını belirleyen İGE'nin, BRICS-T Ülkeleri için hesaplanan değerleri bulunmaktadır. Tablo 2'deki verilere ve İGE kriterlerine göre, Rusya ve Türkiye insani gelişmişlik açısından çok yüksek insani gelişim gösteren ülkeler arasında yer almaktadır. Brezilya, Çin ve Güney Afrika Cumhuriyeti ise yüksek insani gelişmişlik seviyesine sahiptir. Hindistan ise orta insani gelişmişlik seviyesi ile grupta en düşük insani gelişmişliğe sahip ülke konumundadır.

Tablo 3: BRICS-T Ülkelerinde Kentleşme Düzeyi

Ülkeler	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2019
Rusya	73,4	73,4	73,4	73,5	73,7	74,1	74,2
Türkiye	59,2	62,1	64,7	67,8	70,8	73,6	74,1
Brezilya	73,9	77,6	81,2	82,8	84,3	85,8	86,0
Çin	26,4	31,0	35,9	42,5	49,2	55,5	56,7
Güney Afrika Cumhuriyeti	52,0	54,5	56,9	59,5	62,2	64,8	65,3

Hindistan	25,5	26,6	27,7	29,2	30,9	32,8	33,2
------------------	------	------	------	------	------	------	------

Kaynak: (WB, WDI, 2022).

İnsani gelişmeye ve ekonomik büyümeye etki edebilecek veya onlardan etkilenebilecek faktörlerden biriside kentleşmedir. Özellikle sanayi devriminden sonra hızla artan kentleşme, insanların ihtiyaç duyduğu mal ve hizmetlere yakınlığı ile hayatı kolaylaştırmaktadır. Kentleşme, insanlara sunulan ekonomik, sosyal, kültürel, sağlık ve eğitim imkânlarını artırması yanında, ihtiyaç halinde ilaç, temiz su ve gıdaya erişimin hızlanması ile hayatı kolaylaştırarak insan yaşamı üzerinde pozitif etkilerde bulunabilir. Bununla birlikte kentleşmenin insan hayatına hava kirliliği, gürültü ve stres gibi bazı olumsuz etkileri de bulunmaktadır (Tıraş ve Özbek, 2021: 153-154). Bu bakımdan kentleşme insana sunmuş olduğu imkânlarla hem ekonomik büyüme hem de insani gelişme üzerinde önemli etkilerde bulunabilir. Ayrıca kentleşme ile bu değişkenler arasında karşılıklı bir etkileşimde söz konusu olabilir. Tablo 3’de BRICS-T ülkelerinde kentleşme oranlarının yıllar itibariyle seyri yer almaktadır. Buna göre ele alınan ülkelerden Brezilya’da nüfusun %86’sı, Rusya ve Türkiye’de %74’ten fazlası, Güney Afrika Cumhuriyeti’nde %65’den fazlası, Çin nüfusun yarısından fazlası ve Hindistan’ın yaklaşık 1/3’ü şehirlerde yaşamaktadır.

2. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

İnsani gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisine yönelik literatür incelendiğinde ulusal ve uluslararası nitelikte çeşitli çalışmaların yapıldığı görülmektedir. Bu çalışmaların bir kısmı doğrudan insani gelişme endeksini kullanarak, genel anlamda insani gelişme düzeyi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Bazı çalışmalar ise insani gelişme endeksini oluşturan sağlık, eğitim ve gelir alt endekslerini kullanarak insani gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi farklı açılardan ele almışlardır. Bunun yanında insani gelişmeye etki eden ve beşerî sermayenin oluşumuna katkı sağlayan farklı değişkenleri kullanan çalışmalarda mevcuttur. Aşağıda ekonomik büyüme ile insani gelişme arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmalardan bazıları özet olarak verilmektedir.

Ranis vd., (2000), ekonomik büyüme ve insani gelişme arasındaki ilişkiyi geliştirmekte olan ülkeler için 1970-1992 dönemi verilerini kullanarak araştırmışlardır. Yapılan analizlerde ekonomik büyüme ve insani gelişme arasında iki yönlü ve güçlü bir ilişkinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bununla birlikte yazarlar, insanların iyi beslenmelerinden kaynaklı olarak sağlık ve eğitim düzeylerinde meydana gelen artışların ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkiye sahip olacağını, bireylerin sağlık ve eğitim düzeylerinin yükselmesi ile birlikte çeşitli beceri ve yönetim kapasitelerinin de gelişeceğini ifade etmektedirler.

Ghosh (2006) tarafından Hindistan’ın 15 büyük eyaletini içine alan ve 1981-2001 dönemi verilerini kullanarak yapılan çalışmada insani gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışma sonucunda ele alınan eyaletler arasında önemli ölçüde kişi başı gelir farklılıklarının olmasına rağmen, insani gelişme bakımından bölgesel yakınsama konusunda güçlü kanıtlar elde edilmiştir. Bununla birlikte ekonomik büyümenin bu eyaletlerde tüm insani gelişme göstergeleri üzerinde önemli ölçüde olumlu etkisinin olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Bozkurt (2010), Türkiye için 1980-2005 dönemi verilerini kullanarak, ilköğretim, ortaöğretim ve yükseköğretim okullaşma oranı, doğuşta yaşam beklentisi, sağlık harcamalarının GSMH’ya oranı değişkenleri ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre sağlık ve eğitimde meydana gelen iyileşmelerin ekonomik büyümeyi pozitif etkilediği, eğitime göre sağlığın ekonomik büyüme üzerinde daha fazla etkili olduğu tespit edilmiştir.

Abraham ve Ahmed (2011), ekonomik büyüme ile insani gelişme arasındaki ilişkiyi Nijerya için 1975-2008 dönemi verilerini kullanarak analiz etmiştir. Elde edilen ampirik sonuçlara göre, ekonomik büyüme ile insani gelişme endeksi arasında kısa dönemde negatif ve anlamsız bir ilişki vardır. Uzun dönemde ise ekonomik büyüme ile insani gelişme arasında anlamlı ve pozitif bir ilişki söz konusudur. Araştırmacılar, kısa dönemde ekonomik büyümeyi hızlandırmaya yönelik politikaların insani gelişme üzerinde etkisiz olabileceğini, ancak uzun dönemde insani gelişme lehinde tekrar dengeleneceğini belirtmektedirler.

Gopalakrishna ve Rao (2012), Hindistan'ın 15 eyalet için 1981-2001 dönemi verilerini kullanarak insani gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmadan, insani gelişme ve kamu harcamaları arasında pozitif bir ilişkinin olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca, kamu harcamalarının insani gelişme üzerindeki etkisinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinden daha fazla olduğu tespit edilmiştir.

Şaşmaz ve Yayla (2018), Avrupa Birliği Geçiş Ekonomilerinden 11 ülkeyi kapsayan ve 2004-2015 dönemi verilerini kullanarak insani gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) nedensellik testi ile analiz etmiştir. Çalışmada doğrudan ve dolaylı vergi, insani gelişme ve ekonomik büyüme değişkenler olarak kullanılmıştır. Yapılan analizlerden elde edilen sonuçlara göre, doğrudan vergilerden hem insani gelişmeye hem de ekonomik büyümeye, insani gelişmeden de ekonomik büyümeye doğru tek yönlü ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Bununla birlikte dolaylı vergiler ile insani gelişme arasında çift yönlü nedenselliğin olduğu elde edilen sonuçlar arasındadır.

Uçan ve Koçak (2018), 1990-2015 döneminde Türkiye, ABD, Almanya, İtalya ve Norveç'in yer aldığı ülke grubu için, ülkelerdeki yaşam beklentisi, sağlık endeksi ve eğitim düzeyini içine alan insani gelişme endeksi verilerini kullanarak ekonomik büyüme ile ilişkisini panel veri analiz yöntemi ile araştırmıştır. Araştırmadan elde edilen bulgulara göre, gelir ile insani gelişme endeksi, sağlık harcamaları ve eğitim harcamaları arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu tespit edilmiştir.

Aydın (2019), Türkiye için 1990-2017 dönemi verilerini kullanarak ekonomik büyüme ve insani gelişme arasındaki ilişkiyi ARDL eşbütünleşme testi, Hacker ve Hatemi-J Bootstrap nedensellik testi ve DOLS ve FMOLS yöntemlerini kullanarak araştırmıştır. Çalışma sonucunda elde edilen bulgulara göre, ekonomik büyüme ile insani gelişme arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, ekonomik büyüme ve insani gelişmenin uzun dönemde birlikte hareket ettiği de elde edilen sonuçlar arasında yer almaktadır.

Erdem ve Çelik (2019), 33 Afrika ülkesinin yer aldığı çalışmalarında 1995-2014 dönemi verilerini kullanarak ekonomik büyüme ve insani gelişme arasındaki ilişkiyi panel ARDL yöntemi ile incelemişlerdir. Yapılan analizlerden elde edilen sonuçlara göre; kısa döneme, gelir ile insani gelişme arasında anlamlı ve pozitif bir ilişki, uzun dönemde ise negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, eğitim ve sağlık değişkenleri arasında pozitif ve anlamlı bir ilişkinin olduğu, gelir ile insani gelişme arasında ise iki yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu sonucu elde edilmiştir. Yazarlar, Afrika ülkelerinde ekonomik büyümeyi açıklarken tek başına gelirin değerlendirilmesinin yeterli olmadığını, eğitim ve sağlık değişkenlerinin de göz önünde bulundurulması gerektiğini belirtmişlerdir.

Balcı ve Özcan (2019), 54 OIC ülkesi için yaptıkları çalışmada, ekonomik büyüme ve insani gelişme arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. 2005-2017 dönemi verilerinin kullanıldığı çalışmada değişkenler arasındaki ilişki panel veri analiz yöntemi ile incelenmiştir. Çalışmadan elde edilen ampirik bulgulara göre, ekonomik büyüme ile insani gelişme arasında anlamlı bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir.

Akar vd., (2021), insani gelişmenin ekonomik büyüme üzerine etkisini 25 geçiş ekonomisi için 2002-2018 dönemi verilerini kullanarak panel veri analiz yöntemi ile araştırmıştır. Yapılan analizlerden elde edilen sonuçlara göre insani gelişme ile ekonomik büyüme arasında iki yönlü ve pozitif bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca ekonomik büyüme ile işsizlik arasında ters yönlü ilişkinin olduğu belirtilmiştir.

3. MODEL, METODOLOJİ ve BULGULAR

Bu bölümde veri setine ilişkin açıklayıcı bilgilere, araştırmada değişkenler arasındaki ilişkiyi tahmin etmek amacıyla oluşturulan modele ve uygulanan ampirik yöntemlere yer verilmektedir.

3.1. Model

Bu çalışmada, bağımsız değişkenler olarak UNDP web sitesinden alınan İGE (LHDI) ve WB'dan alınan kentleşme oranı (LUR) kullanılmıştır. Yine WB'dan alınan kişi başı GSYH (cari ABD doları- LGDP) değerleri bağımlı değişken olarak modele dâhil edilmiştir. Söz konusu değişkenlerle kurulan tam logaritmik model Denklem (1)'de gösterilmektedir:

$$LGDP_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} LHDI_{it} + \beta_{2i} LUR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(i= 1,...,6) ve (t= 1990,..., 2019)

Yapılan ampirik analizlere BRICS-T ülkeleri (Brezilya, Rusya, Çin, Hindistan, Güney Afrika Cumhuriyeti ve Türkiye) dahil edilmiştir.

3.2. Metodoloji

Bu çalışmada, BRICS-T ülkelerinin veri setleri ile insani gelişme endeksinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini tespit etmek amacıyla dinamik panel veri yönteminden yararlanılmaktadır. Bu amaçla, Westerlund (2006) tarafından geliştirilen çoklu yapısal kırılmaları dikkate alan panel eş bütünleşme testi uygulanmaktadır. Panel eş bütünleşme analizi yapılmadan önce yatay kesit bağımlılığı ve eğim homojenliği testlerinin yapılması gerekmektedir.

Kesitlerarası bağımlılığın tespitinde Breusch ve Pagan, 1980; Pesaran, 2004; Pesaran vd., 2008 tarafından öne sürülen testler kullanılmaktadır. Breusch ve Pagan (1980) tarafından ortaya konulan çalışmada test istatistiği Denklem (2)'deki gibi hesaplanmaktadır (Pesaran vd., 2008):

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

LM testi N boyutunun küçük, T boyutunun ise büyük olduğu durumlarda geçerlidir. Pesaran (2004) tarafından geliştirilen test istatistiği Denklem (3)'te yer almaktadır:

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

Boş hipotez altında, T yeterli büyüklükte iken $CD \rightarrow N(0,1)$ fonksiyonun limiti $N \rightarrow \infty$ 'dur.

Büyük paneller için $T \rightarrow \infty$ ve sonra $N \rightarrow \infty$ olduğu durumda, Pesaran vd., (2008), LM testinin düzeltilmiş versiyonunu önermektedir. Düzeltilmiş LM testi Denklem (4)'teki gibi ifade edilmektedir:

$$LM_{adj} = \sqrt{\left(\frac{2}{N(N-1)}\right)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^{2-\mu} T_{ij}}{\sqrt{v^2 T_{ij}}} \sim N(0,1) \quad (4)$$

Burada k , regresörlerin sayısı, μ_{Tij} ve v_{ij}^2 Pesaran vd., tarafından geliştirilen $(T-k)$ $\hat{\rho}_{ij}^2$ 'nin sırasıyla ortalaması ve varyansdır (Pesaran vd., 2008: 108).

Yatay kesit bağımlılık testlerinde hipotezler “ H_0 : Kesitler arası bağımlılık yoktur.” ve “ H_1 : Kesitler arası bağımlılık vardır.” şeklindedir. Test sonuçlarına göre, H_0 hipotezi reddedilemezse analize birinci nesil panel birim kök testleri ile devam edilir. Ancak, H_0 hipotezi reddedilmesi durumunda ikinci nesil panel birim kök testleri ile analize devam etmek doğru olacaktır (Baltagi, 2008: 284).

Ön testlerden bir diğeri, Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen ve eğim katsayılarının homojen olup olmadığını test etmeye yarayan delta testidir (Pesaran ve Yamagata, 2008: 67-69):

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{s}-k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (5)$$

Delta testi asimptotik normal dağılıma sahip olmakla birlikte test istatistiği Denklem (6)'daki gibi hesaplanmaktadır:

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{s}-E(\tilde{Z}_{iT})}{\sqrt{Var(\tilde{Z}_{iT})}} \right) \quad (6)$$

Yukarıdaki eşitlikte ortalama $E(\tilde{Z}_{iT}) = k$ ve varyans $Var(\tilde{Z}_{iT}) = \left(\frac{2k(T-k-1)}{T+1}\right)$, a eşittir. Homojenite testinde hipotezler “ H_0 : Eğim katsayıları homojendir” ve “ H_1 : Eğim katsayıları heterojendir” şeklindedir.

Yapılan analizler sonucunda, güncel ikinci nesil panel birim kök testlerinden biri olan ve yapısal kırılmaları dikkate alan Panel Fourier LM (Nazlıoğlu ve Karul, 2017) Birim Kök Testinden yararlanılmaktadır. Yapısal kırılmalı birim kök testlerinin güvenilirliği için en önemli husus kırılma tarihlerinin, sayılarının ve formlarının isabetli bir şekilde önceden tespit edilebilmiş olmasıdır. Burada meydana gelebilecek güçlükler Fourier birim kök testleri ile aşılmaya çalışılmaktadır. Zira bu tip testler sadece sert kırılmalara değil kademeli (gradual) kırılmalara (yumuşak geçişlere) da izin vermektedir ve testin modellenmesi aşamasında kırılma formunun ve tarihlerinin önceden biliniyor olmasına gerek yoktur (Türkmen ve Özbek, 2021: 546).

Panel Fourier LM (Nazlıoğlu ve Karul, 2017) birim kök testinde bireysel istatistiğin dağılımı sadece Fourier frekansına bağlıdır ve panel istatistiği standart bir normal dağılıma sahiptir. Testin küçük örneklem özellikleri, farklı veri üretme süreçleri için Monte Carlo simülasyonları ile incelenmiştir (Nazlıoğlu ve Karul, 2017).

Söz konusu testin boş hipotezi “birim kök vardır” varsayımı üzerine kuruludur. Bahsedilen bu boş hipotezi varsayımı altında test prosedürü şöyle açıklanmıştır;

$$y_{it} = \alpha_{i\lambda}(t) + r_{it} + \lambda_i F_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$r_{it} = R_{i,t-1} + \mu_{it} \quad (8)$$

(7) ve (8) numaralı denklemlerde, r_{it} , rassal yürüyüş sürecini, F_t , gözlemlenemeyen ortak faktörü, λ_i , ağırlıkları temsil etmektedir ve denklemin deterministik terimi, zamanın bir fonksiyonu olan $\alpha_{i\lambda}(t)$ olarak tanımlanmaktadır. (9) numaralı denklem ise, κ , fourier frekans olmak üzere, $b_i \neq 0$ iken de sabit terimde ve trendde oluşacak, formu önceden bilinmeyen yapısal kırılmaların Fourier sürecini göstermektedir.

$$\alpha_{it} = a_i + b_i t + \sum_{k=1}^n \gamma_{ki} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \gamma_{ki} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \quad n \leq T/2 \quad (9)$$

Kesitler arası bağımlılığın varlığı halinde denklem,

$Z_t = \left[1, \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)\right]'$, $\delta_i = [a_i b_i \gamma_{1i} \gamma_{2i}]'$, $\tilde{\delta}_i = \delta_i - \delta \tilde{\lambda}_i$ ve $\tilde{\lambda}_i = \frac{\lambda_i}{\lambda}$ olmak üzere ve ortak faktörün (F_t) yerini bağımlı değişkenin kesit ortalamasına (\bar{y}_t) bırakması suretiyle Denklem (10)'daki forma dönüşmektedir (Nazlıoğlu ve Karul, 2017: 189-190):

$$y_{it} = \alpha_r(t) + \lambda_r \bar{y}_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Enders ve Lee (2012) tarafından önerilen LM istatistiği:

$$\tilde{\tau}(k) = \phi''/se(\phi'')$$

$P_{LM}(k)$ panel istatistiği, k tane bireysel istatistiklerin ortalaması ile elde edilir ve

$$P_{LM}(k) = N^{-1} \sum_{k=1}^n \tilde{\tau}(k) \text{ şeklinde hesaplanır.}$$

$T \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ olduğu durumda yani Lindberg-Levy merkezi limit teoreminden, $P_{LM}(k)$, ortalama $\xi(k)$ ve varyans $\zeta(k)$ ile standart normal dağılıma yakınsayabilir. Yani;

$$Z_{LM}(k) = \frac{\sqrt{N}(P_{LM}(k) - \xi(k))}{\zeta(k)} \sim N(0,1) \quad (11)$$

Denklemleri elde edilir. Burada; $\xi(k)$ ve $\zeta(k)$, k . frekanstaki bireysel istatistiklerin sırasıyla ortalama ve varyansların ortalamasını ifade etmektedir ve bu değerler, kapalı form ifadesi mevcut değilse, test istatistiğinin sınırlayıcı dağılımına ilişkin Monte Carlo simülasyonu gerçekleştirilerek elde edilebilir (Westerlund ve Larsson, 2012).

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı ise yapısal kırılmaları dikkate alan, yatay kesit bağımlılığının olduğu ve olmadığı durumlarda kullanılabilen ve Westerlund (2006) tarafından geliştirilen çoklu yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testi ile analiz edilmektedir. Söz konusu test, ikinci nesil eş bütünleşme testlerinden olup, kırılmaların yarattığı etkiyi göz önünde bulundurarak eşbütünleşme ilişkisini tahmin etmekte ve yapısal kırılmaları dikkate almayan eşbütünleşme testlerinden daha güvenilir bulgular sunmaktadır. Uygulanan eşbütünleşme testi McCoskey ve Kao (1998)'nin LM testine dayanmakta hem sabitte hem de trendde yapısal kırılmaları tespit etmeye olanak sağlamaktadır (Özbek ve Türkmen, 2020: 2107). Bu eşbütünleşme testi, açıklayıcı değişkenler arasında içsellik sorunu ve çoklu doğrusal bağlantı durumlarında istatistiksel olarak güçlüdür ve her kesit için farklı sayıda ve farklı tarihlerdeki kırılmalara izin vermektedir. Westerlund (2006) zaman ve yatay kesit boyutu olan y_{it} değişkeni için aşağıdaki Denklem (12), (13) ve (14)'ten hareket etmektedir:

$$y_{it} = z'_{it} \gamma_{it} + x'_{it} \beta_i + e_{it} \quad (12)$$

$$e_{it} = r_{it} + u_{it} \quad (13)$$

$$r_{it} = r_{it-1} + \phi u_{it} \quad (14)$$

Burada $x_{it} = x_{it-1} + v_{it}$ K boyutlu açıklayıcı değişken vektörü, z_{it} ise deterministik bileşenler vektörüdür. j ile gösterilmekte olan indeks $j = 1, \dots, M_i + 1$ yapısal kırılmaları işaret etmektedir ve T_{i1}, \dots, T_{iM_i} dönemlerinde ortaya çıkmaktadır. Yapısal kırılma tarihleri Bai ve Perron (1998)'un kalıntı karelerinin toplamının global minimizasyonu yöntemi ile veriden içsel olarak elde edilmektedir.

$$T_1^* = \underset{T_i}{\operatorname{argmin}} \sum_{j=1}^{M_i+1} \sum_{t=T_{ij-1}+1}^{T_{ij}} (y_{it} - z'_{it} \gamma_{*it} - x'_{it} \beta_{*i})^2 \quad (15)$$

$w *_{i1,2}^2 = w *_{i1,1}^2 - w *_{i21}^2 \varphi *_{i22}^{-1} w *_{i21}$ ve $S_{it} \sum_{k=T_{ij-1}+1}^t e *_{ik}$ şeklinde tanımlandığında panel LM test istatistiği,

$$Z(M) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{M_i+1} \sum_{t=T_{ij-1}+1}^{T_{ij}} w *_{i1,2}^{-2} S_{it}^2 (T_{ij} - T_{ij-1})^{-2} \quad (16)$$

e_{ik} tahmininde DOLS veya FMDOLS tercih edilebilmektedir. Testte sıfır hipotez tüm yatay kesitlerde eşbütünleşmenin varlığı, alternatif hipotez ise bazı kesitlerde eşbütünleşmenin geçersiz olduğu biçimindedir.

$$H_0: \phi_i = 0, \text{ tüm } i = 1, \dots, N$$

$$H_0: \phi_i \neq 0, \text{ tüm } i = 1, \dots, N_1 \text{ ve } \phi_i \neq 0, i = N_1 + 1, \dots, N$$

Yatay kesit bağımlılığının varlığı durumunda kritik değerler bootstrap dağılımından elde edilmektedir. Değişkenlerin eşbütünleşme katsayıları ise heterojenlik varsayımı üzerine kurulu, yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulunduran ve Pesaran (2006) tarafından ileri sürülen CCE (Common Correlated Effects-Ortak İlişkili Etkiler) tahmincisi kullanılarak tahmin edilmiştir.

3.3. Bulgular

Bu bölümde yapılan ekonometrik test sonuçlarına yer verilmektedir. Eş bütünleşme analizinden önce yapılması gereken ön test bulguları Tablo 4'te yer almaktadır.

Tablo 4: Ön Test Sonuçları

Testler	Değişkenlerin Yatay Kesit Bağımlılığı					
	LGDP		LHDI		LUR	
	İst. Değeri	Olasılık Değeri	İst. Değeri	Olasılık Değeri	İst. Değeri	Olasılık Değeri
CD _{lm1} (BP,1980)	29.037**	0.016	47.258***	0.000	25.111**	0.048
CD _{lm2} (Pesaran, 2004)	2.563***	0.005	5.890***	0.000	1.846**	0.032
CD _{lm3} (Pesaran, 2004)	-2.961***	0.002	-3.028***	0.001	-3.591***	0.000
LM _{adj} (PUY, 2008)	12.892***	0.000	13.562***	0.005	10.994***	0.000
Eş Bütünleşme Denklemi Yatay Kesit Bağımlılığı						
	İstatistik Değeri			Olasılık Değeri		
CD _{lm1} (BP,1980)	152.218***			0.000		
CD _{lm2} (Pesaran, 2004)	25.052***			0.000		
CD _{lm3} (Pesaran, 2004)	11.159***			0.000		
LM _{adj} (PUY, 2008)	26.103***			0.000		
Eğim Homojenliği						
Testler	İstatistik Değeri			Olasılık Değeri		
$\tilde{\Delta}$	7.088***			0.000		
$\tilde{\Delta}_{adj}$	7.471***			0.000		
Not: “***” işareti %1 ve “**” işareti %5 seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir. Sabitli model kullanılmıştır.						

Tablo 4'te yer alan bulgulara göre değişkenlerde ve eş bütünleşme denkleminde kesitler arası bağımlılık olduğu ve kurulan modelin eğim katsayısının heterojen olduğu bulgusu elde edilmiştir. Elde edilen bulgular, ikinci nesil panel birim kök testlerinden Nazlıoğlu ve Karul (2017) tarafından geliştirilen, Fourier LM birim kök testini uygulamaya olanak sağlamaktadır. Tablo 5'te kişi başına gelir, insani gelişme endeksi ve kentleşme oranı birim kök test sonuçları yer almaktadır.

Tablo 5: Panel Fourier LM Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	LGDP			LHDI			LUR		
	Fourier tau LM ₁ k=1	Fourier tau LM ₂ k=2	Fourier tau LM ₃ k=3	Fourier tau LM ₁ k=1	Fourier tau LM ₂ k=2	Fourier tau LM ₃ k=3	Fourier tau LM ₁ k=1	Fourier tau LM ₂ k=2	Fourier tau LM ₃ k=3
Rusya	-1.435	-1.870	0.926	1.782	4.046	2.302	1.543	1.140	1.425
Brezilya	-1.513	0.454	-2.306	-0.932	-2.229	-3.031	-3.630	0.547	-1.841
Çin	-0.887	-0.083	-2.131	-0.976	-0.080	0.159	-2.051	-6.398	-4.947
Güney Afrika	-2.408	-1.171	-0.285	-0.608	-1.964	-1.062	0.180	0.680	0.550
Hindistan	0.397	0.700	0.616	-1.263	-0.465	0.249	4.818	5.063	6.399
Türkiye	-0.708	-1.956	-1.138	-0.809	0.026	-0.900	0.392	0.359	0.056
Panel Sonuçları									
Z _{LM} (İst. Değeri)	7.407	5.273	5.051	9.897	7.108	6.318	12.593	8.267	8.763
p- değeri	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

Panel Fourier LM birim kök testi sonuçlarında BRICS-T ülkelerinde bağımlı ve bağımsız değişkenlerin seviyede birim kök içerdiği bulgusu elde edilmiştir. Dolayısıyla değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığının analiz edilebilmesi mümkün hale gelmektedir.

Tablo 6'da Westerlund (2006) panel eş bütünleşme test sonuçları yer almaktadır. Tabloda aynı zamanda uygulanan panel eş bütünleşme testinin her bir ülke için belirlediği kırılma tarihi sunulmaktadır.

Tablo 6: Yapısal Kırılmalı Eş Bütünleşme Test Sonuçları

	LM Test İstatistiği	Asimptotik p-value	Bootstrap p-value
Yapısal Kırılmasız Model			
Sabitli	16.611	0.000	0.000
Sabit ve Trendli	2.887	0.002	0.340
Yapısal Kırılmalı Model			
Sabitli	6.515	0.000	0.680
Sabit ve Trendli	75.373	0.000	0.220
Kırılma Tarihleri			
	Sabitli Model	Sabit ve Trendli Model	
Rusya	2004	1998-2006-2013	
Brezilya	1995-2006	1996-2002-2011	
Çin	1995-2004-2010	1995-2002-2011	
Güney Afrika	2003	1995-2002-2012	
Hindistan	1995-2003-2009	2002-2011	
Türkiye	1997-2003-2009	2000-2007	

Yapılan eş bütünleşme test sonuçlarına göre, eş bütünleşme denkleminde yatay kesit bağımlılığı olduğundan bootstrap kritik değerleri dikkate alınmakta ve eşbütünleşme ilişkisinin varlığı üzerine kurulu sıfır hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla, yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi sonucunda değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu bulgusu elde edilmiştir. Kırılma tarihleri incelendiğinde ise söz konusu ülkelerde kriz dönemlerinin etkileri dikkat çekmektedir.

Panelin geneli için ve ülke bazında, uzun dönem eş bütünleşme parametreleri Pesaran (2006) tarafından geliştirilen CCE yöntemi ile hesaplanmaktadır. Uzun dönem katsayıları tahminlerini içeren bulgular Tablo 7'de yer almaktadır.

Tablo 7: Panel Eş Bütünleşme Katsayı Tahmin Sonuçları

	β_1			β_2		
	Katsayı	Std. Hata	p-değeri	Katsayı	Std. Hata	p-değeri
CCE	8.892***	1.559	0.000	0.420	4.010	0.916
Ülke Sonuçları						
Rusya	9.213***	1.719	0.000	6.740	14.095	0.633
Brezilya	11.562	8.658	0.182	3.988	12.046	0.741
Çin	12.225***	3.222	0.000	-12.690***	4.016	0.002
Güney Afrika Cum.	1.734	1.182	0.142	-11.526	31.404	0.714
Hindistan	8.072**	3.331	0.015	8.094***	1.514	0.000
Türkiye	10.548**	4.161	0.011	7.918	42.197	0.854

* , ** , *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde istatistiki anlamlılığı göstermektedir.

BRICS-T ülkelerinde 1990-2019 dönemi için uygulanan eş bütünleşme parametreleri incelendiğinde, panel genelinde insani gelişme endeksi değişkeninin uzun dönem katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olduğu; kentleşme oranının uzun dönem katsayısının ise istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. Buna göre söz konusu ülke grubunda insani gelişme endeksindeki %1’lik bir artış kişi başına geliri %8,8 artırmaktadır. Sonuçlar ülke bazında incelendiğinde ise, insani gelişme endeksindeki %1’lik bir artışın kişi başına geliri Rusya, Çin, Hindistan ve Türkiye’de sırasıyla %9,2; %12,2; %8 ve %10,5 oranında arttırdığı bulgusu elde edilmiştir. Diğer yandan, kentleşme oranındaki %1’lik bir artışın kişi başına geliri Çin’de yaklaşık %12,6 oranında azalttığı; Hindistan’da ise yaklaşık %8 oranında arttırdığı bulgusu tespit edilmiştir. Ayrıca insani gelişme endeksinin uzun dönem katsayısının Brezilya ve Güney Afrika’da; kentleşme oranının uzun dönem katsayısının ise Rusya, Brezilya, Güney Afrika ve Türkiye’de istatistiksel olarak anlamsız olduğu bulgusu elde edilmiştir.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Ekonomik büyüme, bir ülkede genellikle bir yıl içerisinde reel GSYH’de meydana gelen artışlar olarak tanımlanmaktadır. Vatandaşların hayat standartlarını yükseltmelerinin temel kaynağı olduğu için de tüm ülkelerin en önemli hedeflerinden birisidir. Uzun yıllar kalkınma ile eşdeğer tutulan ekonomik büyümenin birçok ülkede gerçekleşmesine rağmen, vatandaşların yaşam koşullarında bir değişimin olmaması bu yaklaşıma karşı eleştirilerin yükselmesine neden olmuştur. Bundan dolayı büyüme ve kalkınma anlayışı değişmeye başlamıştır. Kalkınmanın odağına insani koyan yeni yaklaşımla birlikte ülkelerin gelişmişlik düzeylerini belirleyebilmek amacıyla özellikle beşerî, sosyal, kültürel ve ekonomik olmak üzere çeşitli göstergeler kullanılmaya başlanmıştır. Birleşmiş Milletler Kalkınma Programı, bir ülkenin insani gelişmişlik seviyesinin sadece gelir unsurundan oluşmadığını, uzun ve sağlıklı bir ömür ile eğitim faktörlerinin de insani gelişmişlik üzerinde büyük etkilerinin olduğunu belirtmektedir. Bunun içinde her ülke için ayrı ayrı hesaplanan İGE her yıl yayınlanmaktadır. Endekslerde insan odaklı ekonomik veriler yerine sosyal verilerin dikkate alınması İGE’nin toplumların refah düzeylerinin karşılaştırılmasında etkili bir ölçüt olabileceğini göstermiştir.

Bu çalışmada BRICS-T (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika Cumhuriyeti ve Türkiye) ülkelerinde insani gelişme ve kentleşme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki panel veri analiz yöntemleri ile incelenmiştir. Çalışmada 1990-2019 dönemine ait İGE değerleri, kentleşme oranı ve kişi başı GSYH değişkenleri olarak kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki ilişkiyi test etmek için Westerlund (2006) panel eş bütünleşme testinden

yararlanılmıştır. Eşbütünleşme katsayılarının tahmininde Pesaran (2006) tarafından geliştirilen CCE (Common Correlated Effects) yöntemi kullanılmıştır.

Yapılan analizlerle elde edilen bulgulardan aşağıdaki sonuçlar çıkartılmıştır:

- Panel genelinde İGE değişkeninin uzun dönem katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olduğu; kentleşme oranının uzun dönem katsayısının ise istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir.
- Buna göre söz konusu ülke grubunda insani gelişme endeksindeki %1’lik bir artış kişi başına geliri %8,8 artırmaktadır.

Sonuçlar ülke bazında incelendiğinde ise;

- İGE’deki %1’lik bir artışın kişi başına geliri Rusya’da %9,2, Çin’de %12,2, Hindistan’da %8 ve Türkiye’de ise %10,5 oranında artırmaktadır.
- Kentleşme oranındaki %1’lik bir artışın kişi başına geliri Çin’de yaklaşık %12,6 oranında azalttığı; Hindistan’da ise yaklaşık %8 oranında arttırdığı bulgusu tespit edilmiştir.
- Ayrıca İGE’nin uzun dönem katsayısının Brezilya ve Güney Afrika Cumhuriyeti’nde; kentleşme oranının uzun dönem katsayısının ise Rusya, Brezilya, Güney Afrika Cumhuriyeti ve Türkiye’de istatistiksel olarak anlamsız olduğu bulgusu elde edilmiştir.

Elde edilen bu sonuçlara göre insani gelişmenin ekonomik büyüme üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu söylemek mümkün iken, aynı şeyi kentleşme için söylemek mümkün değildir. Ele alınan ülkelerde insani gelişmişlik seviyesinin yükseltilmesine yönelik yatırımlar aynı zamanda ekonomik büyümeye de katkı sağlayacaktır. Çalışmaya dâhil edilen BRICS-T ülkeleri her biri farklı düzeyde gelişmişlik düzeyine ve farklı nüfus yapısına sahip ülkelerden oluşmaktadır. Ayrıca analizde kullanılan değişkenlere ait verilerde ülkelere göre büyük farklılıklar arz etmektedir. Sonraki çalışmalarda benzer ekonomik ve sosyal gelişmişlik düzeyindeki ülkelerle analiz yapılması literatürü daha da zenginleştirecektir.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Yazarların Makaleye Katkı Oranları

Yazar 1’in makaleye katkısı %50, yazar 2’nin makaleye katkısı %50’dir.

Çıkar Beyanı

Yazarlar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

KAYNAKÇA

- Abraham, T. W. & Ahmed, U. A. (2011). Economic Growth and Human Development Index in Nigeria: An Error Correction Model Approach. *International Journal of Administration and Development Studies*, 2(1), 239-254.
- Akar, G., Sarıtaş, T. & Kızılkaya, O. (2021). İnsani Gelişmenin Ekonomik Büyümeye Etkisi: Geçiş Ekonomileri Üzerine Bir Uygulama. *Business and Economics Research Journal*, 12(2), 307-318.

- Ataseven, A. & Bakış, Ç. (2017). İnsani Gelişme Endeksi Kamuoyu (İGE-K2). *İnsani Gelişme Türkiye Kamuoyu Araştırması Raporu*, İngev (İnsani Gelişme Vakfı).
- Aydın, M. (2019). İnsani Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Üzerine Ampirik Bir Çalışma. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 7(4), 33-42.
- Bai, J. & Perron, P. (1988). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66(1), 47-78.
- Balcı, E. & Özcan, S. (2019). İnsani Gelişmişlik ve Büyüme Arasındaki İlişki: OIC Ülkeleri Üzerinde Bir Analiz. *Sakarya İktisat Dergisi*, 8(3), 222-235.
- Baltagi, B. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, Chichester.
- Başar, Eren, M. & Eren, M. (2015). Ülkelerin İnsani Gelişmişlik Endeksi Değişkenlerine Göre Etkilerinin İncelenmesi. *International Conference on Eurasian Economies*, SESSION 6E: Kalkınma I, 846-854.
- Bozkurt, H. (2010). Eğitim, Sağlık ve İktisadi Büyüme Arasındaki İlişkiler: Türkiye İçin Bir Analiz. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 5(1), 7-27.
- 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.
- Bulut, Ş., Babacan, A. & Ertekin, Ş. (2021). Ekonomik Büyümenin Belirleyicilerinin Farklı İnsani Gelişmişlik Düzeyindeki Ülkelere Göre Analizi. *Sayıştay Dergisi*, 32 (120), 89-114.
- Durak, İ. (2022). İslam İş Birliği Teşkilatı'na Üye Ülkelerin İnsani Gelişmişlik Endeksini Etkileyen Faktörlere Göre Yeniden Sınıflandırılması: Diskriminant ve Kümeleme Analiziyle Bir Uygulama. *BMIJ (Business & Management Studies: An International Journal)*, 10 (1), 1-21.
- Enders, W. & Lee, J. (2012). A Unit Root Test Using a Fourier Series to Approximate Smooth Breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4), 574-599.
- Erdem, E. & Çelik, B. (2019). İnsani Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Bazı Afrika Ülkeleri Üzerine Bir Uygulama. *Bingöl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 9(1), 13-36.
- Ertekin Subaşı, M. (2018). Yüksek Gelir Düzeyine Sahip İİT Üyesi Ülkelerin İnsani Gelişme Düzeyinin Değerlendirilmesi. *Ulakbilge*, 6(31), 1653-1669.
- Ghosh, M. (2006). Economic Growth and Human Development in Indian States. *Economic and Political Weekly*, 41(30), 3321-29.
- Gopalakrishna, B. V. & Rao, J. (2012). Economic Growth & Human Development: The Experience of Indian States. *Indian Journal of Industrial Relations*, 47(4), 634-644.
- Günsoy, G. (2005). İnsani Gelişme Kavramı ve Sağlıklı Yaşam Hakkı. *Zonguldak Karaelmas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 1(2), 35-52.
- Karabulut, T., Kaya, N. & Gürsoy, Z. (2009). Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütüne Üye Ülkelerin 2006 Yılı İnsani Gelişmişlik Düzeylerinin Analizi. *Niğde Üniversitesi İİBF Dergisi*, 2(2), 1-18.
- Mccoskey, S. & Kao, C. (1998). A Residual-Based Test of The Null of Cointegration in Panel Data. *Econometric Reviews*, 17(1), 57-84.
- Nazlıoğlu, S. & Karul, C. (2017). Panel Lm Unit Root Test with Gradual Structural Shifts. *40th International Panel Data Conference*, July 7-8, 2017, Thessaloniki Greece, 1-26.
- Özbek, S. & Türkmen, S. (2020). Finansallaşma, İşsizliği Artırıyor mu? E7 Ülkelerinden Yeni Kanıtlar. *Itobiad: Journal of The Human & Social Science Researches*, 9(3).
- Pesaran, M. H. & Yamagata, T. (2008). Testing Slope Homogeneity in Large Panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93.

- Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. University of Cambridge, *Cambridge Working Papers in Economics*, 435.
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with A Multifactor Error Structure. *Econometrica*, 74(4), 967-1012.
- Pesaran, M. H., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008). A Bias-Adjusted Lm Test of Error Cross-Section Independence. *The Econometrics Journal*, 11(1), 105-127.
- Ranis, G., Stewart, F. & Ramirez, A. (2000). Economic Growth and Human Development. *World Development*, 28(2), 197-219.
- Şaşmaz, M. Ü. & Yayla, Y. E. (2018). Vergiler ve Ekonomik Büyüme İle İnsani Gelişme Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Avrupa Birliği Geçiş Ekonomileri Örneği. *Sayıştay Dergisi*, 111, 79-99.
- Taşöz Düşündere, A. (2020). 81 İlde İnsani Gelişme Endeksi ve Türkiye'nin 2020 Küresel Performansı, *Değerlendirme Notu*, Türkiye Ekonomi Politikaları Araştırma Vakfı, Aralık, N202045.
- Tıraş, H. H & Ağır, H. (2018). İnsani Gelişmişlik Göstergeleri Açısından İslam İşbirliği Teşkilatı Üye Ülkelerinin Değerlendirilmesi. *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi (The Journal of Social Economic Research)*, 18(35), 20-40.
- Tıraş, H. H. & Özbek, S. (2021). E-7 Ülkelerinde Sosyo-Demografik Faktörlerin Sağlık Harcamalarına Etkisinin Ekonometrik Analizi. *Erciyes Akademi*, 35(2), 410-431.
- Türkmen, S. & Özbek, S. (2021). Is Unemployment Hysteresis Valid in BRICS-T Countries? Evidence from Panel Fourier LM Approach. *International Social Sciences Studies Journal*, 78, 542-549.
- Uçan, O. & Koçak, E. (2018). İnsani Gelişme Endeksi İle Büyüme İlişkisi: Pedroni Eşbütünlük Örneği. *Journal of Politics, Economy and Management (JOPEM)*, 1(2), 55-61.
- UNDP (United Nations Development Programme), (1990). *Human Development Report*. Work for Human Development, New York, Oxford University Press.
- UNDP (United Nations Development Programme), (2016). *Human Development Report 2016*. Human Development for Everyone Published for the United Nations Development Programme (UNDP).
- UNDP (United Nations Development Programme), (2020). *Human Development Report*. Technical Notes, 1-19.
- UNDP (United Nations Development Programme), (2022). Human Development Reports, <https://hdr.undp.org/en/data> (Erişim Tarihi: 10.02.2022).
- WB (World Bank), (2022). Databank, World Development Indicators (WDI), <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators> (Erişim Tarihi: 16.04.2022).
- Westerlund, J. (2006). Testing for Panel Cointegration with Multiple Structural Breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(1), 101-132.
- Westerlund, J. & Larsson, R. (2012). Testing for A Unit Root in A Random Coefficient Panel Data Model. *Journal of Econometrics*, 167(1), 254-273.



TEKNOLOJİK DEĞİŞİM VE EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ: TÜRKİYE ÜZERİNE BİR UYGULAMA¹

M. Akif KARA²
Tuba AKSU³

Öz

Bilginin üretimde kullanımı olarak ifade edilebilecek olan teknoloji, ekonomik verimlilik ve rekabetin en önemli unsuru olarak kabul edilmektedir. Teknolojik gelişimin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini açıklayan teoriler genel olarak Solow tarafından gündeme getirilen neo-klasik geleneğe dayanmakta ve bu teorilerde teknolojik gelişimin kaynağı dışsal varsayılmaktadır. 1980'li yılların sonlarından itibaren gündeme gelmeye başlayan içsel büyüme modellerinde ise büyümenin, ekonomik aktörlerin kâr maksimizasyonu kararlarının sonuçlandığı teknolojik değişimle içsel bir şekilde belirlendiği ifade edilmektedir. Türkiye ekonomisinde teknolojik gelişimin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini inceleyen bu çalışmada Dünya Bankası ve Türkiye İstatistik Kurumundan temin edilen ve 1990-2019 yıllarını kapsayan; Kişi Başına GSYH, Gayri Safi Sermaye Oluşumu, İşgücüne Katılım Oranı ve Ar-Ge Harcaması/GSYH verileri VAR ve Johansen Eşbütünleşme Analizi yöntemiyle test edilmiştir. Çalışma sonuçlarına göre teknolojik gelişme ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilemektedir.

Anahtar Kelimeler: Teknoloji, Teknolojik Gelişim, Ekonomik Büyüme

Jel Sınıflandırması: O4, F43, Q55

THE RELATIONSHIP BETWEEN TECHNOLOGICAL CHANGE AND ECONOMIC GROWTH: AN APPLICATION ON TURKEY

Abstract

Technology, which is defined as the use of knowledge in production, is accepted as the most important element of economic productivity and competition. The theories that explain the effect of technological development on economic growth is generally based on the neo-classical tradition brought forward by Solow, and according to these theories, the source of technological development is assumed to be external. In the endogenous growth models that have come to the fore since the late 1980s, it is stated that the growth is determined internally by the technological change that results from the profit maximization decisions of the economic actors. This study analyzes the effect of technological development on the economic growth in the Turkish economy for the period of 1990-2019 with GDP per Capita, Gross Capital Formation, Labor Force Participation Rate and R&D/GDP variables that were obtained from the websites of the World Bank and the Turkish Statistical Institute. According to the results of this study conducted with the VAR and Johansen Cointegration Analysis methods, it can be stated that technological development affects economic growth positively.

Keywords: Technology, Technological Development, Economic Growth

Jel Classification: O4, F43, Q55

¹Bu çalışma "Teknolojik Değişimin Büyümeye Katkısı: Türkiye Örneği" isimli yüksek lisans tezinden oluşturulmuştur.

²Doç. Dr., Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, akifkara@ksu.edu.tr, ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0001-6664-4755>

³Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, tubaksu94@gmail.com, ORCID ID: <https://0000-0001-5365-5076>

Atıf/To Cite: Kara, M.A. & Aksu, T. (2022). Teknolojik Değişim ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama. *Journal of Economics and Research*, 3(2), 17-35.

GİRİŞ

Ülkelerin zenginlik ve güç göstergesine tarihsel açıdan bakıldığında, öncelikle karşımıza nüfus, sonra değerli madenler, daha sonra tarım, son olarak ise teknoloji çıkmaktadır. Teknoloji insanoğlunun hayatında hep var olmuş, fakat insanoğlunun bunu fark edip kullanması 1800'lü yıllarda gerçekleşmiştir. 1760 yılında icat edilen buharlı makineler insanlığın hayatını birçok alanda etkilemiştir. Etkilediği alanlardan biri ise ekonomidir. Özellikle yeni ürünler ve üretim teknikleri birtakım kolaylıklar sağlarken, birçok değişikliğe de yol açmıştır. II. Dünya Savaşı sırasında kullanılan teknolojik silahlar, teknolojinin sadece askeri amaçlı olmayıp, ekonomi alanında da kullanılabileceği düşüncesini oluşturmuştur. Bu dönemde günümüzün gelişmiş ülkeleri teknoloji politikalarını uygulamaya sokmuşlardır. Ülkelerin uygulamış olduğu teknoloji politikalarına baktığımızda karşımıza; teknoloji transferleri, Ar-Ge yatırımları, vergi teşvikleri, sübvansiyonlar, teknopark (teknokent) uygulamaları, patent ve lisanslama anlaşmaları, ulusal ve bölgesel yenilik sistemleri çıkmaktadır.

Yeni ürün ve üretim tekniği (teknoloji) ekonomiyi sadece ürün ve üretim konusunda değil, işgücünden maliyetlere, verimlilikten dış ticarete, pazar yapısından üretici ve tüketici faydalarına kadar geniş bir yelpazede etkilemektedir. Uygulanan teknoloji politikaları ve ekonomik büyüme için teknolojinin önemli olduğu düşüncesi 1980'li yıllarda ekonomi literatürüne içsel büyüme modelleriyle girmiştir. Bu modellerin temelinde teknoloji, ekonomik büyümeyi oluşturan emek, doğal kaynak, sermaye gibi içsel bir faktör olarak kabul edilmektedir. Bu çalışmada ise, içsel büyüme modellerinin ortaya koyduğu “teknolojik gelişim ekonomik büyümeyi pozitif olarak artırmaktadır” hipotezinden yola çıkılarak bu hipotezin doğruluğu Türkiye için test edilmiştir.

1. TEKNOLOJİK GELİŞİMİN EKONOMİ AÇISINDAN ÖNEMİ

Teknoloji ve insanoğlu yüzyıllar boyunca etkileşim içinde olmuştur. Bu etkileşim tarım devriminden başlayıp günümüze kadar uzanarak eğitimden sosyal hayata, ekonomiden sağlığa kadar pek çok alanı etkisi altına almış ve bilim alanında birçok değişim meydana getirmiştir (Algan vd., 2017: 332, Yeşilorman ve Koç, 2014: 117). Teknolojiyi her bilim dalı kendi bakış açısı ile değerlendirdiğinden evrensel bir tanımı bulunmamaktadır (Çiftçi, 2014: 58). İktisatçılar teknolojiye; üretimde girdi olarak kullanılan bilgi, organizasyon ve tekniklerin bütünü olarak bakarken, mühendisler ise, bir malın üretimini kolaylaştıran araçlar bütünü olarak görmektedirler (Algan vd., 2017: 333; Taban ve Kar, 2008: 275). En yalın haliyle teknoloji, bilginin üretimde kullanılmasıdır. Genel bir ifade ile teknoloji; mal ve hizmet üretiminde fizibilite aşamasından başlayarak tüketicinin eline ulaşana kadarki süreçte elde edilen katma değer artışı ve üretim aşamasında kullanılan bilginin bütünüdür (Ünsal, 2007: 191).

Teknolojik değişim, mal ve hizmet üretiminde kullanılan teknik, araç-gereç ve bilginin yerini yeni üretim tekniğine, araç-gerece ve yeni bilgiye bırakmasıdır. Teknolojik değişim üç saç ayağı üstüne kurulmuştur. Bu saç ayakları; buluş, yenilik ve yayılmadır (Ağır, 2010: 45). Buluş; yeni bir fikrin, üretim tekniğinin veya ürünün ortaya çıkarılmasıdır. Yenilik ise, ortaya çıkartılan buluşun piyasaya sürülmesi, ticarete konu edilmesidir. Yayımla ise, piyasaya sürülen buluşun tüketiciler tarafından benimsenip kullanılmaya başlanmasıdır (Taban ve Kar, 2008: 272).

Günümüzde teknoloji, bir taraftan firmalar için pazarda var olma gücüyken, diğer yönden ülkeler için gelişmişlik göstergesidir. Ülkelerin refah seviyesi, zenginliği ve gelişimi sahip oldukları teknoloji düzeyi ile bağlantılıdır (Ağır, 2010: 45). Gelişmiş ülkelerde

ekonomik büyümenin ve refahın kaynağı üç temele dayanmaktadır. Bunlar; yeni ürün veya teknolojik araçları icat etmek, yeni üretim tekniklerini kullanmak ve uygulamak, ulusal ve uluslararası piyasaya büyük ölçekli üretim yapmak ve yeni ürünleri piyasaya sürmektir (Aksu, 2018: 2638). Teknolojik gelişim ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki son yüzyılda önem kazanmıştır. İktisadi görüşlerin teknolojiye bakış açısını incelediğimizde, bu konunun öncülerinden olan Karl Marx, üretimde kullanılan emeğin azalmasına ve istihdam kaybına yol açması nedeniyle teknolojiye olumlu bakmamıştır. Marx'a göre teknoloji, işçileri makinelere karşı bir rekabete zorlayacaktır. Bu durum ise toplumsal rahatsızlığı beraberinde getirecektir. Bu sebeple, teknoloji sanıldığı gibi muazzam bir şey değildir (Marx, 2016: 68-92). Neo-klasik iktisadın ünlü temsilcilerinden Arrow teknolojik gelişimi, yaparak öğrenme kavramı ile ele almıştır. Arrow'a göre, yaparak öğrenme sonucunda kazanılan tecrübe ve teknoloji bilgi artışına yol açmaktadır. Arrow çalışmasında bilginin öneminden bahsederek, bilginin çıktısının ürünün çıktısından daha değerli olduğunu vurgulamıştır (Erdoğan ve Canbay, 2016: 34). Y yaparak öğrenme ile kazanılan tecrübe işgücüne beceri ve üretkenlik kazandırmaktadır. Y yaparak öğrenme teknolojik gelişmeyi, teknolojik gelişim ise verimliliği beraberinde getirecektir (Demir vd., 2006: 33). Solow teknolojiyi ekonomik büyümeyi etkileyen dışsal bir faktör olarak kabul etmiştir. Bunun nedeni ise, modelinde kullandığı üretim fonksiyonunun sabit getirili olmasıdır. Solow'a göre, üretim sürecine dâhil edilen girdide meydana gelen değişim kadar çıktıda aynı oranda değişim gerçekleşmelidir (Parasız, 2008: 144). Yani, ekonomi kararlı bir durum sergilemelidir. Solow modelinde, ekonomi kararlı durumdayken karşılaşılabileceği şoklar üzerinde de durmuştur. Bu şoklar; tasarruf, nüfus artışı ve teknolojik gelişimdir.

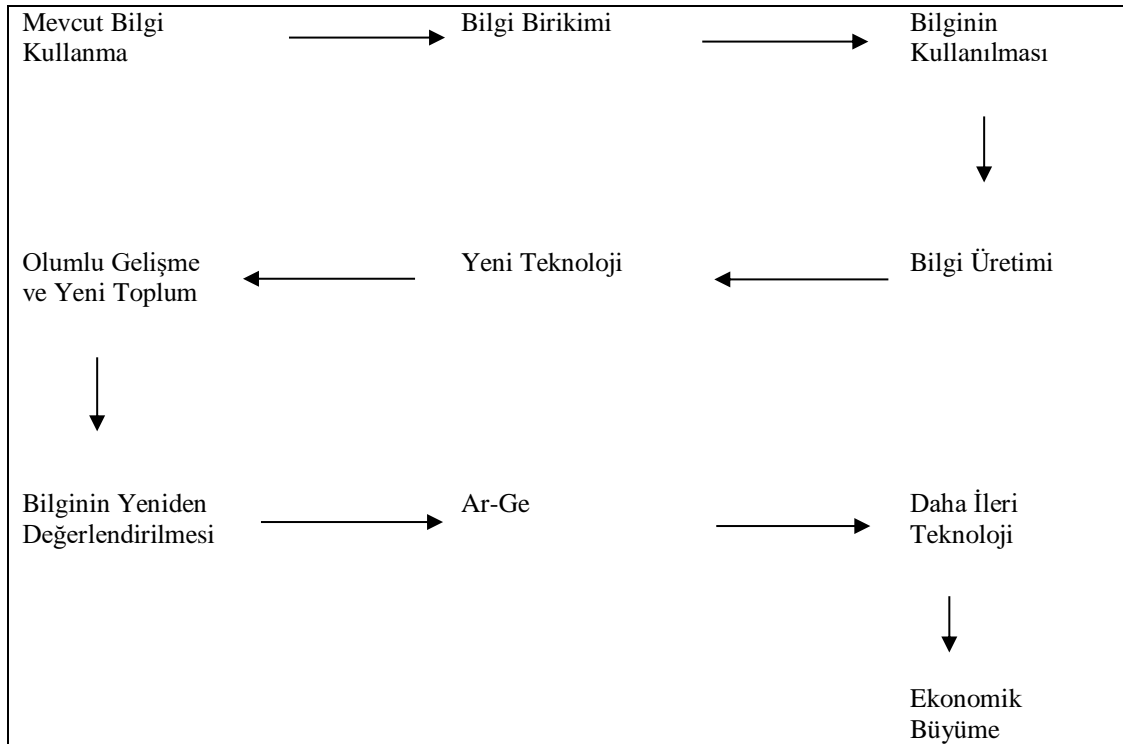
Teknolojik gelişime bir başka bakış açısı ise Schumpeter ile gerçekleşmiştir. Schumpeter ekonomik büyümenin temelinde yeniliğin ve araştırma ve geliştirme (Ar-Ge) çalışmalarının olduğunu savunmuştur. Schumpeter'e göre, yenilik faaliyetlerini yapanlar küçük girişimciler değil, büyük Ar-Ge merkezleridir. Schumpeter'e göre yenilik kavramının temelinde taklit bulunmaktadır. Yeni bir ürün taklit edilerek üretildiğinde, ürüne yeni unsurlar katılabilmektedir (Lundvall, 2007: 10). Yenilik ise, piyasalara yaratıcı yıkımı veya yaratıcı birikimi getirmektedir. Eğer firma yenilik talebine cevap vermeyip, aynı ürünü üretmeye devam ederse, yeni ürünler karşısında pazar payını kaybeder, yani yaratıcı yıkıma maruz kalarak piyasadaki çekilmek durumunda kalır. Eğer firma yenilik talebine cevap vererek ürününü geliştirme ve değiştirme yoluna giderse piyasada var olmaya devam edecektir (Fikirli ve Çetin, 2017: 34).

Diğer yandan, içsel büyüme teorisyenleri tarafından teknoloji, ekonomik büyümeyi etkileyen önemli bir faktörler olarak görülmüştür. Romer, büyüme modelinin timeline Ar-Ge faaliyetlerini koymuştur. Romer'e göre Ar-Ge faaliyetleri sermaye birikimi sağlamaktadır. Bu durum çıktı miktarında artışa yol açmaktadır. Romer, Ar-Ge faaliyetlerini ortaya çıkartan faktörün kamunun vermiş olduğu teşvikler ve destekler olduğunu belirtmektedir. Teşvikler ve desteklerden yararlanmak isteyenler bilinçli Ar-Ge çalışmaları yapmaktadırlar (Romer, 1989: 1). Bu nedenle teknoloji, ekonomik büyümenin içsel bir değişkeni olarak görülmüştür. Lucas ise, teknolojik gelişim ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi beşerî sermaye kavramına dayandırarak açıklamıştır. Lucas, teknolojiyi kullanan işgücünün üretimde üretkenliği artırdığını iddia etmiştir. Lucas'a göre kamu, teknolojiye ve teknolojiyi kullanabilip, üretebilecek insan kaynağına önem vermelidir (Lucas, 1988: 17-18). Barro, ekonomik büyüme ve teknoloji arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğunu ileri sürmüş, teknolojik gelişimi sağlamanın yolunun kamu harcamalarını artırmaktan geçtiğini savunmuştur. Barro'ya göre araştırma ve geliştirme faaliyetlerinin maliyetli olması sebebiyle özel sektör Ar-Ge çalışmalarına ve yeniliğe pek ilgilenmemektedir. Barro devlete Ar-Ge faaliyetlerini teşvik edecek, destekleyecek ve özendirilecek politikalar yapma görevi düştüğünü belirtmiştir (Barro, 1990: 104-106). Grossman ve Helpman ise, teknoloji ve

ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi dış ticaretle birlikte ele almışlardır. Üretilen her yeni ürün veya yenilik ticarete konu edilmiştir. Ar-Ge faaliyetlerine önem vermeyen veya yenilik üretemeyen ülkeler teknolojiye ulaşmak için teknoloji transfer etmektedirler (Erdoğan ve Canbay, 2016: 39).

Günümüz toplumları sosyal ve ekonomik gelişmeyi sağlayarak refah seviyesini yükseltmeyi amaçlamaktadırlar. Bu amaca ulaşmanın yolunun ise, üretilen mal ve hizmet miktarındaki sayısal artıştan geçtiği düşünülmektedir. Bu nedenle, üretim kapasitesindeki artışa önem verilmektedir. Teknolojik gelişimle birlikte değişen üretim yapısı; verimlilik, maliyet, girdi-çıkıtı gibi birçok alanı etkilemektedir. Teknolojik gelişimin sonucu olan yeni üretim yapısı, yeni üretim tekniklerini meydana getirerek bazı maliyet kalemlerini ortadan kaldırmakta, bu durum üretimde sayısal artışı sağlamaktadır (Gelgeç ve Hatırlı, 2018: 104).

Teknolojik gelişimin sonucu olan teknik bilgi üretime katıldığında girdi ve çıktı olarak çift yönlü kullanılmaktadır. Örneğin, bilişim teknolojilerinin gelişmesiyle bilişim ürünlerinde artış yaşanmıştır. Bilişim ürünlerinin sayısının artması ve kullanımının yaygınlaşması, üreticiyi daha kaliteli ve kullanışlı ürünler üretmeye itmiştir (Erdoğan, 2002: 18).



Şekil 1: Teknolojiyle Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki

Kaynak: (İşevi vd., 2004: 41).

Şekil 1’de teknoloji ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki anlatılmaya çalışılmıştır. Buna göre; bilginin kümülatif olması, kullanılabilir olması ve yeni bir mal ve hizmet ortaya çıkartması olumlu gelişmeler ortaya çıkartmıştır. Teknolojik gelişimin toplum tarafından benimsenmesi araştırma ve geliştirme faaliyetlerini ortaya çıkararak daha ileri teknolojiler yaratmıştır. Bütün bunlar ise ülkeye ekonomik büyüme olarak katkı sağlamıştır.

2. TÜRKİYE EKONOMİSİNDE TEKNOLOJİK GELİŞİM VE EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ

Türkiye’de teknolojiye 1960’lı yıllarda önem verilmeye başlanmıştır. Bu dönemde beşer yıllık kalkınma planları oluşturulmuştur. Birinci beş yıllık kalkınma planı bu dönemde hazırlanmıştır. Bu plan kapsamında Türkiye’de bilimsel araştırma ve geliştirme faaliyetlerini geliştirmek, yenilikleri ve bilim insanlarını desteklemek, bilimsel araştırma ve geliştirme faaliyetleri ve festivalleri düzenlemek, araştırma ve geliştirme çalışmalarını özendirmek ve bilimsel ve teknolojik çalışmaları koordine etmek amacıyla Türkiye Bilimsel ve Teknik Araştırma Kurumu (TÜBİTAK) kurulmuştur (TÜBİTAK, 1963). 1980’li yıllara gelindiğinde ilk kez teknoloji politikası oluşturma kararı alınmıştır. TÜBİTAK, Devlet Planlama Teşkilatı (DPT) iş birliği ve 300 bilim insanının katılımıyla Türk Bilim ve Teknoloji Politikası:1983-2003 isimli rapor hazırlanmıştır (Göker, 2001: 193). Bu rapor kapsamında ilk kez Türkiye’de Ar-Ge faaliyetlerinde görev yapan personel sayısı ve Ar-Ge harcamaları tespit edilmiş, uzun dönemli teknoloji hedefleri belirlenmiştir. 1993 yılında, Türk Bilim ve Teknoloji Politikası:1983-2003 raporundan çıkarılan dersler ile Türk Bilim ve Teknoloji Politikası: 1993-2003 isimli rapor oluşturulmuştur. Bu rapor kapsamında Ar-Ge/GSYH oranının %1 olması, özel sektörün Ar-Ge/GSYH oranının %30’a çıkartılması, Ar-Ge faaliyetlerinde tam zamanlı eşdeğer istihdam edilen personel sayısının %7’den %15’e çıkartılması hedeflenmiştir (Saatçioğlu, 2005: 194). Bu dönemde, araştırmacı ve vasıflı işgücüne iş imkânı yaratmak, ürün ve üretim yöntemi geliştirmek ve teknolojik bilginin ticarileştirilmesinin yanı sıra, ayrıca teknoloji yatırımlarını geliştirmek amacıyla teknoparkların kurulmasına başlanmıştır. 1995 yılına gelindiğinde ise, Türkiye yedi atılım alanı belirlemiş ve bu alanlarda çalışmalar sürdürmeyi hedeflemiştir (TÜBİTAK, 1997: 17).

- Enformatik toplum yapısını inşasını sağlayacak olan Ulusal Enformasyon Şebekesi ve Telematik Hizmetler Ağının kurulması,
- Sanayi sektörüne esnek üretim yapısının ve esnek otomasyon teknolojilerinin entegre edilmesi,
- Ulaşım alanında önemli bir yeri olan hızlı tren teknolojisinin benimsenmesi ve raylı sistemlerin kullanımının yaygınlaştırılması,
- Uzay ve havacılık teknolojilerinin savunma sanayinde kullanılması,
- Geleceğin konularından olan gen mühendisliği, biyoteknoloji alanlarında araştırma ve geliştirme faaliyetleri üzerinde durulması,
- Küresel iklim kriziyle mücadele etmek amacıyla çevre dostu teknolojiler üretilmeli,
- İleri malzeme teknolojilerinde diğer atılım alanlarını destekleyici yönde Ar-Ge ve uzantısındaki sınıî yatırımlar.

2000’li yıllara kadar uygulanan teknoloji politikasında amaç, ulusal yenilik sistemini oluşturmak ve bu sistemin etkin bir şekilde çalışmasını sağlamak olmuştur. 2000’li yıllara gelindiğinde ise, Bilim ve Teknoloji Uygulama Planı: 2005-2010, Vizyon 2023, Ulusal Bilim, Teknoloji ve Yenilik Sistemleri (UBTYS): 2011-2016, Bilim, Teknoloji ve İhtisas Komisyon Raporu gibi bilim ve teknolojiyi geliştirmeye yönelik çalışmalar yapılmıştır. Bilim, Teknoloji ve İhtisas Komisyon Raporu’nda; doku mühendisliği, gen mühendisliği ve nanoteknoloji gibi konulara ağırlık verilmiştir (Çağan vd., 2017: 710-715). 2004 yılı Kasım ayında TÜBİTAK tarafından hazırlanan Vizyon 2023 raporunda Ulusal Bilim ve Teknoloji Stratejisi’ne yer verilmiştir. Söz konusu stratejide izlenilecek yollar şu şekilde belirlenmiştir (TÜBİTAK, 2004: 32):

- Stratejik önem taşıyan teknoloji alanların desteklenmesi,

- Ar-Ge faaliyetlerine daha fazla kaynak ayrılması,
- Beşerî sermayeye önem verilmesi ve gerekli kaynağın ayrılması,
- Siyasi sahiplenmenin sağlanması,
- Yapılan yeniliklerin kamu farkındalığı yaratılması,
- Vizyon 2023 raporunun başarılı olup olmadığını tespit etmek ve değerlendirmek için bir sistem kurulması.

Vizyon 2023 raporunun amaçlarına ve hedeflerine ulaşabilmek için beşer yıllık uygulama planları hazırlanmıştır. 2005 yılında Bilim ve Teknoloji Yüksek Kurulu (BTYK), Bilim ve Teknoloji Politikaları Uygulama Planı (2005-2010) isimli eylem planını oluşturulmuştur. Bu eylem planının bir amacı ise, Türkiye Araştırma Alanı (TARAL) kurulmasıdır. TARAL, araştırma ve geliştirme faaliyetlerini sürdüren tüm sektörlerdeki aktörlerin bir araya toplanmasını ve etkileşim içerisinde olmalarını sağlamaktadır. Bilim ve Teknoloji Politikaları Uygulama Planı (2005-2010) kapsamında bilim ve teknoloji farkındalığının oluşturulması amacıyla bilim parklarının kurulması, halka açık bilim ve teknoloji kamplarının yapılması, okullarda bilim ve teknoloji günlerinin düzenlenmesi gibi faaliyetler yapılmıştır. Bilim insanı sayısının ve niteliğinin artırılması ve geliştirilmesi nedeniyle KOBİ'lerdeki araştırmacılar desteklenmiş ve teşvik edilmiş, teknoloji odaklı firmaların ortaya çıkmaları desteklenmiş, lisansüstü eğitim kapasitesi artırılmış, Ar-Ge altyapısındaki araçları kullanabilecek teknik eleman yetiştirilmesine odaklanılmıştır (TÜBİTAK, 2004: 9-27).

2019 yılında yayınlanan on birinci beş yıllık kalkınma planı kapsamında bilim, teknoloji ve yenilik alanında önemli adımlar atılmıştır. Üniversitelerin Ar-Ge ekosistemindeki rollerinin güçlendirilmesi, Ar-Ge personel sayısının ve niteliğinin artırılması, dene-yap teknoloji atölyelerinin yaygınlaştırılması ve 50.000 gencin teknoloji eğitimi alması, Ar-Ge faaliyetlerinin sürdürülebilirliği, araştırma ve geliştirme altyapısının oluşturulması, araştırmacı insan gücü açısından ulusal ve uluslararası bazda iş birliğine gidilmesi gibi konular başta olmak üzere birçok alanda önemli adımlar atılmıştır. Bu kalkınma planı kapsamında milli uzay programı hazırlanmış ve kutup araştırmalarına için Antarktika'da üst kurulmasına yönelik hazırlıklar yapılmıştır (T.C. Strateji ve Bütçe Başkanlığı, 2020).

3. LİTERATÜR TARAMASI

Teknolojik gelişim ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki ulusal ve uluslararası birçok çalışmaya konu olmuştur. Tablo 1'de literatürde yer alan hem ulusal hem de uluslararası çalışmalara yer verilmiştir.

Tablo 1: Literatür Taraması

Zaman Serisi İle Yapılan Çalışmalar			
Türkiye Örnekleri			
Çalışmanın Yazarı	Çalışmanın Dönemi	Kullanılan Modeller	Elde Edilen Bulgular
Öztürk ve Çınar (2021)	1990-200	Johansen eşbütünleşme,	Yapılan nedensellik analizi sonucunda ekonomik büyümenin nedeninin Ar-Ge harcamaları olduğu sonucuna varılmıştır.

		Granger nedensellik	Çalışmada kullanılan değişkenler arasında tek yönlü bir ilişki tespit edilmiştir.
Uçak vd., (2018)	1990-2016 Türkiye	ARDL sınır testi	Yapılan ARDL sınır testi sonuçlarına göre Ar-Ge ile Reel GSYH arasında uzun dönemli pozitif yönlü ilişki olduğu ortaya çıkmıştır.
Algan vd., (2017)	1996-2015 Türkiye	Johansen eşbütünleşme, Granger nedensellik testi	Yapılan nedensellik analizi sonucunda uzun dönemde Ar-Ge harcamalarından GSYH doğru ve patent başvuru sayısından GSYH doğru pozitif yönlü nedensellik tespit edilmiştir
Köse ve Şentürk (2017)	1989-2012 Türkiye	Basit regresyon analizi, ADF birim kök testi ve nedensellik testi	Çalışmada, patent harcamaları ile ekonomik büyüme arasında herhangi bir ilişki bulunamamış, Ar-Ge harcamaları ile ekonomik büyüme arasında ise güçlü bir ilişki olduğu ortaya çıkmıştır.
Taban ve Şengür (2014)	1990-2012 Türkiye	Johansen eşbütünleşme, Vektör hata düzeltme modeli	Yapılan analizin sonuçlarına göre Ar-Ge alanında istihdam edilen tam zamanlı eşdeğer çalışan sayısı ekonomik büyüme üzerinde pozitif bir etki yaratırken Ar-Ge harcamaları ekonomik büyüme üzerinde etki yaratmamaktadır.
Korkmaz (2010)	1990-2008 Türkiye	Birim kök testleri, VAR analizi, Johansen eşbütünleşme analizi	Ar-Ge yatırımlarının kısa ve uzun dönemde büyümeyle ilişkisinin olduğu ortaya konulmuştur.
Çin Örnekleri			
Peng (2010)	Çin 1987-2007	VAR Analizi, Johansen eşbütünleşme, Granger nedensellik testi	Çin’de teknolojik gelişim göstergesi olarak kabul edilen Ar-Ge faaliyetleriyle ekonomik büyüme arasında uzun dönemde pozitif yönlü ilişki bulunmaktadır
Yu-ming ve Jian-xia (2007)	1953-2004 Çin	VAR analizi, Johansen eşbütünleşme, Granger nedensellik testi	Ar-Ge yatırımları ile ekonomik büyüme dönemli ve sürdürülebilir bir büyüme ilişkisi belirlenmiştir.
Panel Veri Analizi İle Yapılan Çalışmalar			
Çalışmanın Yazarı	Çalışmanın Dönemi	Kullanılan Modeller	Elde Edilen Bulgular
Mladenovic vd., (2016)	2002-2012 28 AB ülkesi	Panel veri analizi	Ar-Ge yatırımlarının reel ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkisi bulunmaktadır. Ar-Ge harcamalarındaki %1’lik bir artış GSYH’de %2,2 oranında artışa neden olmaktadır.

Gülmez ve Akpolat (2014)	2000-2010 Türkiye ve 15 AB ülkesi	Dinamik panel veri analizi	Çalışma sonunda Ar-Ge harcamalarındaki %10'luk artışın GSYH'yi %3,27 artırdığı belirlenmiştir.
Eid (2012)	1981-2006 17 OECD ülkesi	Panel veri analizi	17 OECD ülkesinde Ar-Ge faaliyetleriyle reel GSYH arasında pozitif ilişki olduğu ortaya çıkmıştır.
Sadraoui ve Zina (2009)	1992-2004 23 ülke	Panel veri analizi	Analiz yapılan tüm ülkelerde Ar-Ge harcamaları ile ekonomik büyüme arasında pozitif yönlü ilişki bulunmuştur.
Goel vd., (2008)	1953-2000 ABD (federal ve federal olmayan bölgeler)	Eşbütünleşme analizi	Federal ve federal olmayan kesimlerde teknolojik gelişim ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilemektedir.
Falk (2007)	1970-2004 15 OECD ülkesi	Dinamik panel veri analizi	Ar-Ge faaliyetlerinin ve yüksek teknolojiye yönelik yatırımların kişi başına GSYH'yi pozitif yönde etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır.
Wang (2007)	2003-2004 27 OECD ülkesi, 3 OECD olmayan ülke	Skolastik sınır testi	Ar-Ge harcamalarının etkin bir şekilde kullanılması ekonomik büyüme performansını artırmaktadır.
Sylwester (2001)	1980-2000 20 OECD ülkesi	Çok değişkenli regresyon analizi	20 ülke üzerinde yapılan çalışmada gelişmiş ülkelerde(G7) Ar-Ge harcamalarıyla GSYH arasında pozitif ilişki bulunurken diğer ülkelerde söz konusu değişkenler arasında bir ilişki olmadığı sonucuna varılmıştır
Lichtenberg (1993)	1964-1989 7 ülke	Panel veri analizi	Özel sektör tarafında yapılan Ar-Ge harcamalarının ekonomik büyümeyi artırdığı, kamu sektörü tarafından yapılan Ar-Ge harcamalarının ise ekonomik büyümeye katkısı bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

İktisadi büyümenin içsel bir değişkeni olarak kabul edilen teknolojik gelişimiyle ilgili literatür çalışmalarına bakıldığında hem ulusal bazda yapılan çalışmalar hem de uluslararası bazda yapılan çalışmalar karşımıza çıkmaktadır. Türkiye bazlı yapılan zaman serisi analizlerinde Öztürk ve Çınar (2021), Köse ve Şentürk (2017), teknolojik gelişimle ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişki tespit edilmektedir. Yapılan nedensellik analizlerinde Algan vd., (2017) ise Ar-Ge harcamalarının kişi başına GSYH'nin artmasına neden olduğu belirtilmiştir. Yapılan çalışma ise literatürde yapılmış olan çalışmaların sonuçlarını desteklemektedir.

4. EKONOMETRİK YÖNTEM VE VERİ SETİ

1980'li yıllarda geleneksel üretim faktörlerine (emek, doğal kaynak, sermaye) teknolojiyi de ekleyen içsel büyüme modellerinin savunucuları teknolojiyi ekonomik

büyümenin içsel bir değişkeni olarak kabul etmişlerdir. 1980’li yıllardan sonra ülkeler teknolojiye önem verip teknoloji politikaları uygulamıştır.

Çalışmanın amacı ise, Türkiye’nin 1987 yılından beri uyguladığı teknoloji politikalarının tarihsel bazda ele almak ve teknoloji politikalarının ana omurgasını oluşturan Ar-Ge faaliyetlerinin Türkiye’deki ekonomik büyümeye olan katkısını tespit etmektir. Cobb-Douglas üretim fonksiyonu çerçevesinde ekonomik büyüme ile teknolojik gelişim arasındaki ilişki Türkiye bazında ampirik olarak incelemektir. Literatür çalışmasında da görüldüğü gibi teknolojik gelişim konusunda yeterli düzeyde veri olmamasında sebebiyle panel veri analizi yapılmıştır. Yapılan zaman serisi analizleri incelendiğinde ise eksik veri dönemleri bulunmuştur. Bu nedenle çalışmanın literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Cobb-Douglas üretim fonksiyonu temelinde; çıktı düzeyi (Y), sermaye (K), emek (L) ve teknoloji ise (A) harfi ile gösterilip, teknolojik gelişimin ihmal edilmesi durumunda aşağıdaki fonksiyonel ilişki yazılabilir:

$$Y=F(K, L)$$

Çıktıda meydana gelen artışın asıl nedeni emek ve sermayedir. Emek ve sermayenin marjinal verimlilikleri pozitif yönlüdür. Neo-klasik büyüme modelinde üretim fonksiyonuna büyümenin belirleyicisi olarak teknoloji dahil edilmiştir. Neo- Klasik üretim fonksiyonu şöyle ifade edilmektedir.

$$Y=F(K, L, A)$$

Cobb-Douglas üretim fonksiyonundan farklı olarak Neo-Klasik üretim fonksiyonunda A değişkeni bulunmaktadır. Fonksiyondaki A değişkeni teknolojik gelişim değişkenini ifade etmektedir. Neo-Klasik iktisatta teknolojik gelişim değişkenini ekonomik büyümenin belirleyici olarak gündeme getiren Solow olmuştur. Coe ve Mongham (1993) Cobb-Douglas tipi üretim fonksiyonunu Denklem (1)’deki gibi tahmin etmişlerdir. Bu çalışmada da Coe ve Mongham tarafından kullanılan eşitlik referans alınmıştır.

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_1 K + \beta_2 L + \beta_3 A + \varepsilon_t \quad (1)$$

Çalışmada kullanılan değişkenler Tablo 2’de verilmiştir. Y, kişi başına GSYH’yi, K, gayrisafi sermaye oluşumunu, L, işgücüne katılım oranını, A, Ar-Ge harcamaları/GSYH değişkenini; $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ parametre katsayılarını, α_1 sabit terimi, ε_t ise hata terimini temsil etmektedir. Analiz de kullanılan değişkenleri doğrusal bir şekle dönüştürmek için analiz değişkenler logaritmik yapıda kullanılmıştır. Bu nedenle analizde kullanılan denklem logaritmik formda Denklem (2)’de gösterilmektedir:

$$\ln Y_t = \alpha_1 + \ln \beta_1 K + \ln \beta_2 L + \ln \beta_3 A + \varepsilon_t \quad (2)$$

Tablo 2: Analizde Kullanılan Değişkenler

Değişkenler	Değişken Açıklaması	Kaynak	Yıl Aralığı
Y	Kişi Başına GSYH	Dünya Bankası	1990-2019
K	Gayri Safi Sermaye Oluşumu	Dünya Bankası	1990-2019
L	İşgücüne Katılım Oranı	Dünya Bankası	1990-2019
A	Ar-Ge Harcaması/GSYH	TÜİK	1990-2019

Literatürde teknoloji değişkeni olarak; Ar-Ge/GSYH, Ar-Ge’de tam zamanlı çalışan işgücü, Ar-Ge harcamalarının toplamı, toplam patent sayısı, yerli ve yabancı patent başvuru sayısı ve bilimsel makale sayısı kullanılmaktadır. Bu çalışmada teknoloji değişkeni olarak Ar-Ge/GSYH oranı kullanılmıştır.

Ekonometrik çalışmalarda kullanılan değişkenlerin zaman serisi özelliklerinin incelenmesi önemlilik arz etmektedir. Değişkenlerin zaman serisi özellikleri incelenmeden yapılan testlerde gerçekte var olmayan ilişkiler karşımıza çıkabilmektedir. Bu nedenle, zaman serisi içeren ekonometrik çalışmalara birim kök analizleri ile başlanmalıdır. Birim kök analizlerinde değişkenlerin durağan olup olmadıkları incelenmekte ve durağanlık seviyeleri belirlenmektedir. Eğer değişkenler durağan değil ise durağan hale getirilmektedir. Serilerin durağan olup olmadığı yani birim kök içerip içermediği Dickey-Fuller tarafından geliştirilen ADF birim kök testi ile incelenebilir (Köse ve Şentürk, 2017: 217). ADF birim kök testleri aslında DF birim kök testlerinin genişletilmiş halidir. DF birim kök testi, Denklem (3), (4), (5) ve (6)’da gösterilmektedir:

$$Y_t = Y_{t-1} + u \quad (3)$$

$$Y_t = PY_{t-1} + u \quad (4)$$

$$Y_t = (P - 1)Y_{t-1} + u \quad (5)$$

$$= \delta Y_{t-1} + u \quad (6)$$

$P = 1$ H_0 hipotezi altında geleneksel yöntemle hesaplanan t istatistiği τ (tau) olarak bilinmektedir. Dickey-Fuller sınavında üç test denklemi kullanılmaktadır. Bunlar; sabit ve trend içermeyen denklem, sabit terim içeren denklem, sabit ve trend değişkeni içeren denklemdir. Denklem (7), (8) ve (9)’da sırasıyla verilmiştir:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \lambda Y_{t-1} + u_t \quad (8)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + Y_{t-1} + u_t \quad (9)$$

Dickey-Fuller testine güvenilebilmesi için u_t ’lar otokorelasyonsuz ve sabit terimli olmalıdır. DF denkleminde meydana gelen bir otokorelasyon sorununa çözüm için Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi geliştirilmiştir. ADF testinde otokorelasyonu ortadan kaldıracak minimum sayıda gecikmeli bağımlı değişken bağımsız değişken olarak kullanılmaktadır. Hata terimleri (u_t) otokorelasyonlu ise ADF testi Denklem (10)’daki gibidir (Yıldıztan, 2010: 245-246);

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

H_0 = Seri durağan değildir (seri birim kök içermektedir)

H_1 = Seri durağandır (seri birim kök içermemektedir)

ADF birim kök test istatistik değerinin mutlak değeri MacKinnon kritik değerleri (%1, %5, %10) mutlak değerinden küçükse H_0 hipotezi reddedilememekte alternatif hipotez olan H_1 ise reddedilmektedir. Yani, serinin birim kök içerdiği ve durağan olmadığı kabul edilmektedir. Aksi durumda ADF birim kök istatistik değerinin mutlak değeri MacKinnon kritik değerleri (%1, %5, %10) mutlak değerinden büyükse, H_0 reddedilmekte, alternatif hipotez olan H_1 ise kabul edilmektedir (Kutlar, 2017: 164). Bu da serinin birim kök içermediği ve durağan olduğu şeklinde yorumlanmaktadır. Bir başka yorumlama ise, serinin olasılık değeri 0.05 (α)’den büyük olduğu durumda, serinin birim kök içerdiği, yani H_0 hipotezinin kabul edildiği şeklindedir. Ters durumda serinin olasılık değeri 0.05(α)’ten küçükse serinin birim kök içermediği, yani durağan olduğu kabul edilmektedir.

Serilerin durağan olduğu durumda, seriler arasındaki uzun dönemli ilişki test edilmektedir. Bunun için ise Johansen eşbütünleşme testi kullanılmaktadır. İki veya daha fazla durağan olmayan serinin arasındaki doğrusal ilişki durağansa bu değişim eşbütünleşme olarak adlandırılmaktadır. Eş bütünleşme testlerinden önce VAR analizi ile serinin uygun gecikme sayısının bulunması gerekmektedir (Yıldıztan, 2010:247).

Y ve X gibi iki değişken için basit bir VAR modeli:

$$Y_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{11i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{12i} X_{t-i} + u_{1t} \quad (11)$$

$$X_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^p \alpha_{21i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{22i} X_{t-i} + u_{2t} \quad (12)$$

Denklem (11)'deki α_{i0} sabit terimi, α_{ijk} i'nci denklemdeki j'nci değişkenin k gecikmesine ait parametreyi, u_{it} hata terimi ve p gecikme sayısını ifade etmektedir. Model, matris şeklinde:

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} \alpha_{11i} & \alpha_{12i} \\ \alpha_{21i} & \alpha_{22i} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} Y_{t-i} \\ X_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$$

biçiminde veya kısaca Denklem (13)'teki gibidir:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + u_t \quad (13)$$

Daha genel bir VAR modeli k sayıda değişken için Denklem (14)'te gösterilmiştir:

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (14)$$

Denklem (14)'te yer alan y_t ($K \times 1$) değişken vektörünü, c ($K \times 1$) sabit terimler vektörünü, A_i ($K \times K$) parametre matrisini ve u_t ise ($K \times 1$) hata terimi vektörünü ifade etmektedir. VAR modeli gecikme sayısı p dikkate alınarak p'inci dereceden VAR modeli olarak adlandırılmakta ve VAR(p) olarak gösterilmektedir. Modelde değişkenler için içsel dışsal ayrımı yapılmaksızın bütün değişkenler içsel kabul edilmektedir. Çalışmada kullanılan VAR modellerinin analiz sonuçları doğrultusunda diagnostik testlerin değerlendirmesi gerekmektedir (Tari, 2011: 455-456).

Modelde otokorelasyon olup olmadığının test edilmesi için LM testi kullanılmaktadır. LM testinin hipotez kurulumu ise şöyledir;

$$H_0 = P_1 = P_2 = P_3 = \dots = P_{12} = 0 \text{ (Otokorelasyon yoktur)}$$

$$H_1 = P_1 \neq P_2 \neq P_3 \neq \dots P_{12} \neq 0 \text{ (Otokorelasyon vardır)}$$

Yapılan test sonucunda LM olasılık değerinin hepsinin 0.05'ten büyük olması durumunda H_0 reddedilememektedir. Bu durum seride otokorelasyonun olmadığını göstermektedir. VAR analizi kapsamında incelenen bir diğer durum ise serilerin değişen varyans olup olmadığıdır. Bu inceleme White testi ile sınılanılmaktadır. White testinin hipotezleri ise aşağıda gösterildiği gibi kurulmaktadır:

$$H_0 = \text{Hata terimleri değişen varyanslı değildir}$$

$$H_1 = \text{Hata terimleri değişen varyanslıdır}$$

White testi yapılırken ortak olasılık değerine bakılmaktadır. Eğer hesaplanan χ^2 değeri tablo değerinden büyükse H_0 reddedilir. Yani VAR modeli değişen varyans sorunu var demektir. Eğer büyük değilse değişen varyans sorunu yoktur (Sümer, 2013:183).

VAR analizi yapıp modelin gecikme uzunluğu belirlenip diagnostik testler yapıldıktan sonra değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki test edilebilmektedir. Bunun için Johansen eş bütünleşme testi kullanılmaktadır. Johansen (1988) ve Juselius (1990) yaptıkları çalışmalarda değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi maximum eigen value

(en büyük öz değer) ve trace value (iz değer) istatistikleri ile incelemiştir. Eş bütünleşme analizlerinde VAR modelinde tespit edilen gecikme sayıları önem arz etmektedir (Kar ve Ağır, 2006: 62).

$$\text{Trace Test: } \lambda_{trace} = -T \cdot \sum_{i=1}^n \ln(1 - \lambda'_i)$$

$$\text{Maksimum Test: } \lambda_{max} = -T \cdot \ln(1 - \lambda'_{r+t})$$

Ho: $r = 0$ red ise > kritik değer

Ho: $r = 1$ red ise > kritik değer

Ho: $r = 2$ kabul ise $r = 2$ gibidir.

Trace Testinde Hipotez; Maximum Eigen Testinde Hipotez

$$H_0 = r \leq r_0 \quad H_0 = r = r_0$$

$$H_1 = r \geq r_0 + 1 \quad H_1 = r = r_0 + 1$$

şeklinde yazılmakta ve test istatistiğinin kritik değerden büyük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilememektedir (Tari, 2011: 428-429).

5. EKONOMETRİK TEST SONUÇLARI

Türkiye'deki teknolojik gelişim ve değişimin ekonomik büyümeye katkısını inceleyen bu araştırma 1990-2019 yıllarını kapsayan 30 yıllık bir veri seti kullanılarak yapılmıştır. Analizde Eviews 9 ekonometrik paket programı kullanılmıştır. Çalışmada öncelikle birim kök analizi yapılmıştır. Tablo 3'te ADF birim kök sonuçları paylaşılmıştır.

Tablo 3: Augmented Dickey Fuller (ADF) Birim Kök Test Sonuçları

	Seviye			Birinci Fark		
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitsiz ve Trendsiz	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitsiz ve Trendsiz
LY	-1.114894 (0.6961)	-1.345014 (0.8556)	1.267060 (0.9441)	-5.592313 (0.0001)	-5.624184 (0.0005)	-5.302517 (0.0000)
LK	-2.019332 (0.2774)	-2.418686 (0.3630)	0.173486 (0.7292)	-5.459470 (0.0001)	-5.341353 (0.0009)	-5.562150 (0.0000)
LL	-2,493537 (0.1289)	-0,755763 (0.9585)	-0,541932 (0.4735)	-4,946908 (0.0004)	-6,047227 (0.0002)	-4,983899 (0.0000)
LA	-0.141975 (0.9351)	-2.235504 (0.4511)	-1.235276 (0.1937)	-3.882012 (0.0072)	-3.767093 (0.0368)	-7.571174 (0.0000)
Kritik Değerler						
%1	-3.679322	-4.309824	-2.647120	-3.689194	-4.323979	-2.650145
%5	-2.967767	-3.574244	-1.952910	-2.971853	-3.580623	-1.953381
%10	-2.622989	-3.221728	-1.610011	-2.25121	-3.225334	-1.609798

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.

H_0 = Seri durağan değildir (seri birim kök içermektedir) şeklinde kurulan ADF birim kök testi hipotezinin sonuçları Tablo 3'te verilmiştir. Birim kök testinin, seviyede ve birinci farkında sabitli, sabitli ve trendli, sabitsiz ve trendsiz modelleri incelenmiştir. Serilerin tümü I(1) seviyesinde durağan hale gelmektedir. Bir başka ifadeyle değişkenler birinci farkları alındıktan sonra durağanlaşmıştır.

Johansen eşbütünleşme yöntemi VAR analizine dayanmaktadır. Modelde kullanılan değişkenler bağımlı, bağımsız değişken ayrımı yapılmaksızın incelenmektedir. VAR analizinde seçilen gecikme uzunluğu önem teşkil etmektedir. Tablo 4'te altı farklı kritere göre dört gecikme için sonuçlar yer almaktadır. Gecikme uzunluğunun seçiminde otokorelasyon olmaması da önem taşımaktadır. Tablo 5'te otokorelasyon ve değişen varyans sonuçları verilmiştir.

Tablo 4: VAR Modeli Uygun Gecikme Uzunluğu Seçimi

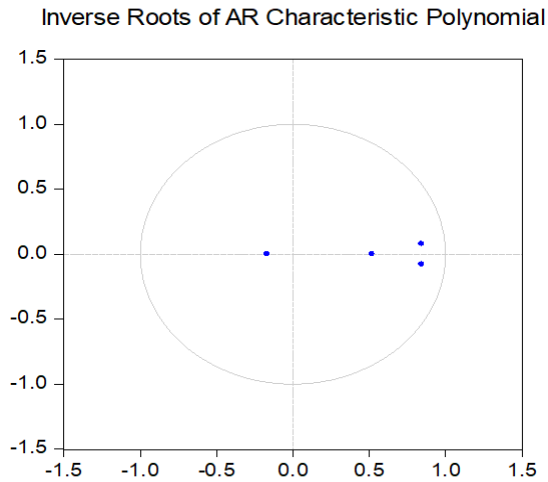
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	102.8238	NA	8.00e-09	-7.294138	-6.907031	-7.182665
1	151.8993	75.50082*	6.49e-10	-9.838410	-8.677090*	-9.503991
2	172.7537	25.66693	5.10e-10	-10.21182	-8.276290	-9.654460
3	197.2064	22.57175	3.75e-10	-10.86203	-8.152287	-10.08172
4	225.2985	17.28742	3.20e-10*	-11.79219*	-8.308232	-10.78894*

Not: *Kriter tarafından seçilen uygun gecikme uzunluğunu göstermektedir. FPE: Final prediction error, AIC: Akaike information criterion, SC: Schwarz information criterion, HQ: Hannan-Quinn information criterion.

Yıllık verilerle yapılan zaman serisi analizinde genel uygulamalarda bir gecikme uzunluğu en uygun gecikme uzunluğudur. Diğer yandan yıllık verileri yapılan zaman serisi analizlerinde bilgi kriteri olarak SC bilgi kriteri kullanılmaktadır.

Tablo 5: Diagnostik Testler

Var Modeli Otokorelasyon Testi		
Gecikme	Lm İst.	Olasılık
1	15.83599	0.4645
2	12.15687	0.7331
Var Modeli Değişen Varyans Testi		
Ki-Kare İst.		273.9158
Olasılık		0.0343



Şekil 2: Karakteristik Polinomların Ters Kökleri

Şekil 2 çalışmada kullanılan değişkenlerin karakteristik polinom ters kökleri birim çemberin içinde bulunduğunu göstermektedir. Bu durum ise kurulan VAR modelinin birim kök içermediğini yani modelin durağan olduğunu, birim kök içermediğini desteklemektedir.

Tablo 6: Johansen Eşbütünleşme Testleri

	Trace (İz) İstatistiği	%5 kritik değeri	Olasılık	Max. Eigen (Maksimum Özdeğer) İstatistiği	%5 kritik değeri	Olasılık
None*	54.72500	47.85613	0.0099	21.74621	27.58434	0.2337
At most 1*	32.97880	29.79707	0.0208	20.31265	21.13162	0.0648
At most 2	12.66614	15.49471	0.1276	9.417595	14.26460	0.2530
At most 3	3.248547	3.841466	0.0715	3.248547	3.841466	0.0715

Çalışmada takip edilen bir sonraki adım ise serilerin uzun dönemli ilişkilerinin tespitidir. Bu nedenle, Johansen eş bütünleşme testi yapılmıştır. Testin sonucuna göre, “Ho: Eş bütünleşme yoktur” boş hipotez kabul edilmemiş ve değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Johansen eş bütünleşme sonucuna göre trace istatistiği eşbütünleşme vektörünün varlığı tespit edilmiştir.

Tablo 7: Normalize Edilmiş Vektör

LY	LK	LL	LA
1.000000	-0.959880	3.424334	-1.164419
	(0.17642)	(0.34525)	(0.16489)
	(5.58)*	(10.15)*	(7.25)*

Not: (), değerlerin standart hataları (*), değerlerin t istatistiği

Kurulan modellerdeki değişkenler arasında tahmin edilen normalize edilmiş vektör Denklem (15)'te gösterilmiştir.

$$LY = 0,95LK - 3,42LL + 1,16LA \quad (15)$$

Çalışmada tahmin edilen ekonometrik modele göre, Türkiye'de ekonomik büyüme değişkeni olarak kullanılan kişi başına gelir (LY); sabit sermaye oluşumu (LK) ve Ar-Ge harcama / GSYH oranı (LA) değişkenleri pozitif olarak, işgücü değişkeni (LL) ise negatif olarak etkilemektedir. Çalışmada kullanılan değişkenler istatistiksel olarak anlamlıdır. Ar-Ge harcamalarındaki yüzde birlik bir artışın ekonomik büyümeyi %1,16 oranında artırdığı görülmektedir.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Teknolojik gelişim günümüzde ekonomik büyümenin temel belirleyicilerinden biri olarak kabul edilmekte ve teknolojik gelişimin ekonomik büyümeye katkısı farklı şekillerde gündeme gelmektedir. Teknolojinin bir üretim faktörü olarak kullanılması üretimde

verimlilik artışından ürün çeşitliliğine, maliyetlerin azalmasından yeni üretim tekniklerinin bulunmasına kadar geniş bir alanı etkilemektedir.

Çalışmada Türkiye'nin 1990-2019 yılları arasındaki teknolojik gelişimle ekonomik büyüme ilişkisi VAR analizi ve Johansen Eşbütünleşme testiyle incelenmiştir. Çalışmada Cobb-Douglas üretim fonksiyonu kullanılmış ve teknolojik gelişim göstergesi olarak ise Ar-Ge/GSYH değişkeni kullanılmıştır. Johansen eş bütünleşme testi sonucunda değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Çalışmada elde edilen sonuçlar Romer'in çalışmalarında bahsettiği Ar-Ge (teknoloji) ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi destekler niteliktedir. Ar-Ge/GSYH'deki %1'lik bir artış ekonomik büyümeyi %1,16 oranında artırmaktadır. Yapılan analizde elde edilen sonuçlar Köse ve Şentürk (2017); Algan vd., (2017); Korkmaz (2010) çalışmalarında elde edilen teknolojik gelişimle büyüme arasındaki ilişkisinin pozitif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulgusunu desteklemektedir. Bu sonuç, Türkiye için kurulan "Teknolojik gelişim ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkiler" hipotezini kanıtlar niteliktedir.

Ar-Ge faaliyetlerinin ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilemesinde Türkiye'nin 1980'li yıllardan bu yana uyguladığı teknoloji politikalarının önemli bir payı bulunmaktadır. Türkiye'de Ar-Ge faaliyetlerine özen gösterilmiş ve Ar-Ge/GSYH oranını %2 üstünde tutma hedefi konmuştur. Fakat bu hedef hala tutturulamamıştır. Ar-Ge faaliyetleri kapsamında araştırma personel sayısını artırmak hedeflenmiş ve araştırmacı yetiştirmek amacıyla yurtdışı eğitime önem verilmiştir. Ar-Ge alanındaki personel sayısı 2019 yılında 182.847 olmuştur. Söz konusu personelin %62,9'u özel sektörde, %32,3'ü Yüksek Öğretim Kurumunda ve %4,8'i ise kamu sektöründe bulunmaktadır. 1990'lı yılların başında ise, ulusal ve bölgesel yenilik sistemlerini kullanarak kamu sektörü-özel sektör- üniversite-sivil toplum iş birliği ile yenilikçi bir yapı oluşturmak amaçlanmıştır (T.C. Strateji ve Bütçe Başkanlığı, 2020).

Türkiye'nin teknolojik gelişiminin devamlılığı için gerekli politikalar ve öneriler şu şekilde sıralanabilir:

- Uluslararası arenada ülkeler söz sahibi olmak, rekabette önde olmak ve katma değerli üretim yapabilmek için Ar-Ge harcamalarına büyük önem vermektedirler.2020 yılında AR-Ge /GSYH oranı 1,09dur. Söz konusu rakamın hedef konulan %2'ye ulaşması gerekmektedir.
- 2020 yılı Ar-Ge harcamaları verilerine bakıldığında Ar-Ge harcamalarının %52,8'i personel giderleri, %39,1'i diğer cari giderler ve %8,1'i ise yatırımlardır (TÜİK, 2020). Ar-Ge harcamaları içerisinde Ar-Ge yatırımları çok düşük bir pay almaktadır. Ar-Ge harcamaları içerisinde yatırım oranı artırılmalıdır.
- 2020 yılı Ar-Ge alanında tam zaman eşdeğeri (TZE) cinsinden çalışan personel sayısı 199 bin 371 kişidir. Ar-Ge alanında tam zamanlı eşdeğeri cinsinden çalışan personel sayısı artırılmalıdır.
- İnsan kaynağına, yani beşerî sermayeye gerekli önem verilmelidir. Beşerî sermayenin oluşmasında ülkelerin uyguladıkları eğitim politikaları önem arz etmektedir. Doktoralı insan kaynağı nitel ve nicel açıdan geliştirilmeli, fen ve mühendislik alanındaki öğrencilerin bilgilerinin yanında beceri yetenekleri geliştirilmelidir.
- Türkiye üretim odaklı bir sanayileşme politikası izlemelidir. Sanayileşme politikası oluştururken ise teknolojiyi; arama, bulma, benimseme, uygulama ve değiştirmeyi (yenilemeyi) hedeflemelidir. Teknoloji ithal edip sadece kullanır, benimsemez ve

kendi üretim yapısına göre değiştirmezse teknoloji sadece ithal edilmiş bir mal ve hizmet olarak kalacaktır.

- Üniversite-Özel sektör- Kamu sektörü arasındaki ilişki geliştirilmelidir. Sektörler arasında ortak araştırma grupları oluşturulmalı ve bilgi paylaşımları yapılmalıdır. Üniversite ve sanayinin ortak araştırma yapmasına imkân sağlayan TEKNOPARK (TEKNOKENT) sayısı artırılmalıdır. Akademisyenlerin firmalarda, firma çalışanlarının üniversitelerde proje bazlı/egitim amaçlı olarak çalışmalarına yönelik kalıcı mekanizmalar oluşturulmalıdır.
- On birinci kalkınma planında da değinildiği gibi, milli teknoloji hamlesini gerçekleştirmeye yönelik olarak belirlenen; yapay zekâ, kuantum, robotik ve nano teknoloji gibi alanlara önem verilmelidir (T.C. Strateji ve Bütçe Başkanlığı, 2020).

Sonuç olarak, Türkiye’de ekonomik büyümenin sürdürülebilirliği açısından teknolojik gelişimin önemli bir faktör olduğu ortaya çıkmıştır.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Yazarların Makaleye Katkı Oranları

Yazar 1’in makaleye katkısı %50, yazar 2’nin makaleye katkısı %50’dir.

Çıkar Beyanı

Yazarlar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

KAYNAKÇA

- Ağır, H. (2010). Türkiye ve Güney Kore’de Bilim ve Teknoloji Politikalarının Karşılaştırılması. *The Journal of Knowledge Economy & Knowledge Management*, V Fall, 43-55.
- Aksu, B. (2018). Türkiye’de Bilim ve Teknoloji ile İktisadi Büyüme İlişkisinin; Sosyal, Ekonomik ve Stratejik Analizi. *Social Sciences Studies Journal*, 4(20), 2635-2670.
- Algan, N., Manga, M. & Tekeoğlu, M. (2017). Teknolojik Gelişme Göstergeleri ile Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *International Conference on Euroasian Economies 2017*, 332-338.
- Barro, R. J. (1990). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *NBER Working Paper Series*, 98(55), 103-125.
- Çağan, S., Aydemir, V. & Gökdeniz, K. (2017). Türkiye’de 1980 Sonrası Dönemde Uygulanan Bilim ve Teknoloji Politikaların Bölgesel Etkinliği Üzerine Bir İnceleme. *Uluslararası Sosyal Çalışmalar Dergisi*, 10(33), 708-717.
- Çiftçi, H. (2014). Türkiye’nin Bilim ve Teknoloji Stratejisi. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 13(1), 57-74.
- Coe, D. & Moghadam, R. (1993). Capital and Trade as An Engine of Growth in France. *IMF Staff Papers*, 40(3), 542-566.
- Demir, O., Üzümcü, A. & Duran, S. (2006). İçsel Büyümede İçselleştirme Süreçleri: Türkiye Örneği. *D.Ü.İ.İ.B.F Dergisi*, 21(1), 27-46.

- Erdoğan, S. & Canbay, Ş. (2016). İktisadi Büyüme ve Araştırma ve Geliştirme (Ar-Ge) Harcamaları İlişkisi Üzerine Teorik Bir İnceleme. *Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 4(2), 29-44.
- Erdoğan, S. (2002). Makroekonomik Etkileri Açısından Yeni Ekonomi. *I. Ulusal Bilgi, Ekonomi ve Yönetim Kongresi Bildiriler Kitabı*, 10-11 Mayıs 2002, Kocaeli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat ve İşletme Bölümleri, 13-22.
- Fikirli, Ö. & Çetin, A. K. (2017). İktisadi Doktrinde Schumpeteryan Yaratıcı Yıkımdan Yaratıcı Birikime. *Girişimcilik ve İnovasyon Yönetimi Dergisi*, 6(1), 27-64.
- Gelgeç, G. & Hatırlı, S. A. (2018). Bilgi Ekonomisi ve Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği, *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(1), 97-122.
- Goel, R. K., Payne, J. E. & Ram, R. (2008). R&D Expenditures and US Economic Growth: A Disaggregated Approach. *Journal of Policy Modeling*, 30(2), 237-250.
- Göker, A. (2001). İnovasyonda Yetkinleşmek: Rekabet Üstünlüğüne Giden Yol. *Ekonomik Yaklaşım Kongresi Dizisi II*, 7-8 Kasım 2001.
- Gülmez, A. & Akpolat, A. G. (2014). AR-GE, İnovasyon ve Ekonomik Büyüme: Türkiye ve AB Örneği İçin Dinamik Panel Veri Analizi. *AİBÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 14(2), 1-17.
- İşevi, A., Güner, Ü. & Sarısoy, S. (2006). Şirketlerde e- Dönüşüm: Bilginin Öne Çıkışı, In ÜNAK'04 "Bilgide Kaybolmamak İçin Bilgiyi Yönetmek" ve III. Tıbbi Bilgi Yönetim ve Teknolojileri Sempozyumu, İstanbul (Turkey), 23-24 Eylül 2004.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to The Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Jones, C. (2003). Growth, Capital Shares, and a New Perspective on Production Functions. *Proceedings* 12 June, 1-45.
- Kar, M. & Ağır, H. (2016). Türkiye'de Beşerî Sermaye ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Eşbütünleşme Yaklaşımı ile Nedensellik Testi, 1926-1944. *SÜ İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 6(11), 50-68.
- Korkmaz, S. (2010). Türkiye'de ARGE Yatırımları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin VAR Modeli Analizi. *Journal of Yasar University*, 20(5), 3320-3330.
- Köse, Z. & Şentürk, M. (2017). AR&GE-Patent Harcamaları ve Teknolojik İlerlemenin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: Ampirik Bir Uygulama. *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 9(17), 215-221.
- Kutlar, A. (2017). *Ekonometrik Zaman Serileri*. Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Lichtenberg, F. R. (1993). R&D Investment and International Productivity Differences. *NBER Working Paper Series*, Vol.W4161.
- Lucas, R. E. (1988). On The Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1988), 3-42.
- Lundvall, B. A. (2007). Innovation System Research and Policy: Where it Come from and Where it Might Go. *Paper to be Presented at CAS Seminar*, Oslo.
- Malatyali, Ö. (2016). Teknoloji Transferlerinin Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği 1989-2014. *Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2016(13), 62-73.
- Marx, K. (2016). *Das Kapital*. Ankara: Gece Kitabevi.

- Michl, T. R. (1999). Biased Technical Change and the Aggregate Production Function. *International Review of Applied Economics*, 13(2), 193-206.
- Mladenovic, S. S., Cvetanovic S. & Mladenovic, I. (2016). R&D Expenditure and Economic Growth: EU28 Evidence for the Period 2002-2012. *Economic Research*, 29(1), 1005-1020.
- Öztürk, S. & Çınar, U. (2021). İçsel Büyüme Teorileri Kapsamında Ar-Ge Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye İçin Zaman Serisi Analizi. *Al-Farabi Dergisi*, 6(2), 57-75.
- Parasız, İ. (2008). *Ekonomik Büyüme Teorileri*. Bursa: Ezgi Kitapevi.
- Peng, L. (2010). Study on Relationship between R&D Expenditure and Economic Growth of China. *Proceeding of the 7th International Conference on Innovation & Management: 1725-1728*.
- Romer, P. M. (1989). Endogenous Technological Change. *The Journal of Political Economy*, 95(5), 1-45.
- Saatçioğlu, C. (2005). Ulusal Yenilik Sistemi Çerçevesinde Uygulanan Bilim ve Teknoloji Politikaları: İsrail, AB ve Türkiye Örneği. *Sosyal Bilimler Dergisi*, 1(2005),179-198.
- Sadraoui, T. & Zina, N. B. (2009.) A Dynamic Panel Data Analysis for R&D Cooperation and Economic Growth. *International Journal of Foresight and Innovation Policy*, 5(4), 218-233.
- Sümer, K. (2013). *Ekonometriye Giriş*. İstanbul: Beşir Kitabevi.
- T.C. Strateji ve Bütçe Başkanlığı, <https://www.sbb.gov.tr/2000-1998-yayinlari/> (Erişim Tarihi: 11.06.2020).
- T.C. Strateji ve Bütçe Başkanlığı on Birinci Kalkınma Planı (2019-2023) <https://www.sbb.gov.tr/wp-content/uploads/2019/07/OnbirinciKalkinmaPlani.pdf> (Erişim Tarihi: 11.06.2020)
- Taban, S. & Şengür, M. (2014). Türkiye’de AR-GE ve Ekonomik Büyüme. *AİBÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 14(1), 355-376.
- Taban, S. & Kar, M. (2008). *Kalkınma Ekonomisi*. Bursa: Ekin Yayınevi.
- Tarı, R. (2011). *Ekonometri*. Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- TÜBİTAK (Türkiye Bilimsel ve Teknik Araştırmalar Kurumu), (1963). Türkiye Bilimsel ve Teknolojik Araştırma Kurumu Başkanlığına Bağlı Merkezlerin Kuruluş ve İşletmesine İlişkin Çerçeve Yönetmelik https://www.tubitak.gov.tr/tubitak_content_files/mevzuat/yonetmelik/yvnetmeII_1.pdf (Erişim Tarihi: 01.06.2020).
- TÜBİTAK (Türkiye Bilimsel ve Teknik Araştırmalar Kurumu), (1997). Türkiye’nin Bilim ve Teknoloji Politikası ve TÜBİTAK’ın Misyonu, https://www.tubitak.gov.tr/tubitak_content_files/BTYPD/arsiv/misyon.pdf (Erişim Tarihi: 01.06.2020).
- TÜBİTAK (Türkiye Bilimsel ve Teknik Araştırmalar Kurumu), (2004). Bilim ve Teknoloji Politikaları Uygulama Planı (BTP-UP): 2005-2010. https://www.tubitak.gov.tr/tubitak_content_files/BTYPD/strateji_belgeler/BTP_UP_2005_2010.pdf (Erişim Tarihi: 01.06.2020).
- TÜİK (Türkiye İstatistik Kurumu) <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=bilgi-teknojileri-ve-bilgi-toplumu-102&dil=1> (Erişim Tarihi: 01.06.2020).
- Uçak, S., Kuvat, Ö. & Aytekin, A. G. (2018). Türkiye’de AR-GE Harcamaları- Büyüme İlişkisi. R&D Spending in The High- Tech Sector and Economic Growth. *Research in Economics*, 61(3),140-147.
- Ünsal, E. M. (2007). *İktisadi Büyüme*. Ankara: İmaj Yayınları.
- Wang, E. C. (2007). R&D Efficiency and Economic Performance: A Cross-Country Analysis Using the Stochastic Frontier Approach. *Journal of Policy Modeling*, 29(2), 345-360.

- WDI (Dünya Bankası) <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators> (Erişim Tarihi: 01.06.2020).
- Yeşilorman, M. & Koç, F. (2014). Bilgi Toplumunun Teknolojik Temelleri Üzerine Eleştirel Bir Bakış. *Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 24(1), 117-133.
- Yıldırta, D. (2010). *E-Views Uygulamalı Temel Ekonometri*. İstanbul: Türkmen Kitabevi.
- Yu-Ming, W. & Jian-Xia, L. (2007). Co- Integration and Causality between R&D Expenditure and Economic Growth in Chain: 1953-2004. *International Conference on Public Administration*, ICPA 3rd.



FINANSAL GELİŞME İLE EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ: KIRILGAN BEŞLİ ÜLKELERİ ÜZERİNE AMPİRİK BİR ANALİZ

Ferid ÖNDER¹

Öz

Ülkelerin makroekonomik performanslarının ölçülmesinde birçok gösterge kullanılmaktadır. Ekonomide üretilen tüm mal ve hizmetlerin toplam değerindeki reel artışı ifade eden ekonomik büyüme hükümetlerin öncü hedefleri arasındadır. Finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkilerini olduğunu belirten çalışmalara literatürde sıkça rastlanmaktadır. Bu çalışmada Kırılgan Beşli olarak adlandırılan Brezilya, Hindistan, Güney Afrika, Endonezya ve Türkiye için 1990-2019 yıllarına ait verilerle finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesinde dinamik panel veri analizinden yararlanılmıştır. Yatay kesit bağımlılığını ve heterojenliğini dikkate alan Westerlund (2006) panel eşbütünleşme testiyle serilerin eşbütünleşik olduğu sonucunun elde edilmesiyle Pesaran (2006) tarafından geliştirilen Common Correlated Effects (CCE) tahmincisinden yararlanılmıştır. Elde edilen bulgular panel genelinde, finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerinde istatistik olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Finansal gelişmede meydana gelen %1'lik bir artış ise ekonomik büyümeyi %0,63 oranında azaltmaktadır. Ülkeler özelinde ise söz konusu katsayılar farklılıklar görülmektedir.

Anahtar Kelimeler: Finansal Gelişme, Ekonomik Büyüme, Kırılgan Beşli Ülkeleri

Jel Sınıflandırması: C23, E44, O11

THE RELATIONSHIP WITH FINANCIAL DEVELOPMENT AND ECONOMIC GROWTH: AN EMPIRICAL ANALYSIS ON FRAGILE FIVE COUNTRIES

Abstract

Many indicators are used to measure the macroeconomic performance of countries. Economic growth, which represents the real increase in the total value of all goods and services produced in the economy, is among the leading targets of governments. Studies stating that financial development has positive effects on economic growth are frequently encountered in the literature. In this study, dynamic panel data analysis was used to examine the relationship between financial development and economic growth with the data of 1990-2019 for Brazil, India, South Africa, Indonesia and Turkey, which are called the Fragile Five. The Common Correlated Effects (CCE) estimator developed by Pesaran (2006) was used to obtain the result that the series are cointegrated by the Westerlund (2006) panel cointegration test, which takes into account the cross-sectional dependence and heterogeneity. The findings show that financial development is statistically significant on economic growth throughout the panel. A 1% increase in financial development reduces economic growth by 0,63%. There are differences in the mentioned coefficients for countries.

Keywords: Financial Development, Economic Growth, Fragile Five Countries

Jel Classification: C23, E44, O11

¹Dr. Öğr. Üyesi, Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, Göksun Uygulamalı Bilimler Yüksekokulu, Finans ve Bankacılık Bölümü, feritonder@ksu.edu.tr, ORCID iD: [0000-0003-0211-757](https://orcid.org/0000-0003-0211-757)

Atıf/To Cite: Önder, F. (2022). Finansal Gelişme İle Ekonomik Büyüme İlişkisi: Kırılgan Beşli Ülkeleri Üzerine Ampirik Bir Analiz. *Journal of Economics and Research*, 3(2), 36-48.

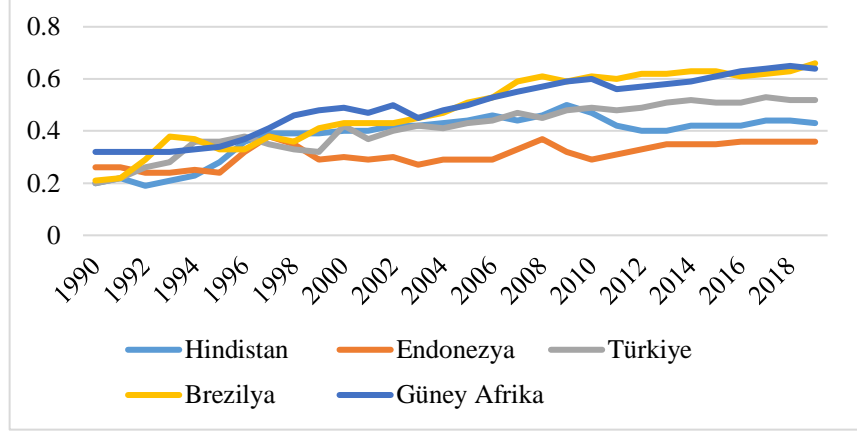
GİRİŞ

Ekonomik büyüme bir ekonomide belirli bir dönemde Gayri Safi Yurtiçi Hasıla'da (GSYH) meydana gelen değişimleri ifade eden bir kavramdır. Devletin ekonomiye müdahale etmesini reddeden klasik iktisadi ekolde ekonomik büyümenin iş bölümü, sermaye birikimi ve makineleşmeye bağlı olarak gerçekleşeceği kabul edilmekte ve ekonomik büyüme üretimde artış sağlamasından dolayı teknolojik gelişmeyle ilişkilendirilmiştir. Büyümenin kaynağı tasarruflar, buna bağlı olarak yatırımlar ve sermaye birikimidir. 1929 Dünya Ekonomik Bunalımından sonra Keynes ekonomik büyümenin sağlanması ve piyasalarda durgunluğun ortadan kalkması için hükümetlerin para ve maliye politikalarıyla piyasaya müdahale etmeleri gerektiğini ileri sürmüştür. Keynesci görüşün büyüyen bir ekonomide geçerliliğini araştıran Harrod (1939) ve Domar (1946)'nın çalışmaları modern büyüme teorisinin temelini oluşturmuştur. 1956 yılında Neo-Klasik büyüme modelinin ortaya çıkışına kadar büyüme teorisine egemen olan Harrod-Domar büyüme teorileri yerini günümüzde öne çıkan Neo-Klasik Büyüme Modelleri ve daha sonraları da teknolojiyi içselleştiren hükümet politikalarının ekonomik büyümeyi etkileme mekanizmasını öne çıkaran içsel büyüme modellerine bırakmıştır (Kar ve Taban, 2003: 147-149).

Finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki son dönemlerde sıklıkla tartışılan konulardan biri haline gelmiştir. Finansal piyasalarda kullanılan araçların, kurumların ve hizmetlerin çeşitliliğinin artması ve bunların daha yoğun kullanılması finansal gelişmişlik olarak ifade edilir (Önder ve Karabulut, 2017: 238). Finansal piyasalardaki gelişmeler ülke ekonomileri açısından birçok makroekonomik değişkene bağlı olduğu gibi ekonomik büyüme göstergesine de bağlı olabilmektedir (Ağır vd., 2020: 72). Literatürde finansal gelişmeyle ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyle ilgili farklı yaklaşımlar bulunmaktadır. İlk olarak finansal gelişmenin ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediğini belirten çalışmalar literatürde hâkim görüş olarak öne çıkmaktadır. Bu yaklaşıma göre finansal gelişme sermaye birikiminin etkinliğini artırarak tasarruf oranını ve yatırım seviyesini yükselterek ekonomik büyümeye katkı sağlamaktadır. İkinci olarak Robinson (1952) tarafından öne sürülen ekonomik büyümenin finansal gelişmeyi pozitif olarak etkilediğini savunan yaklaşımdır. Ekonominin üretim hacminin artmasıyla finansal hizmetlere olan talep artış gösterecek böylece finansal gelişme sağlanmış olacaktır. Üçüncü olarak ise Lucas (1988) tarafından geliştirilen finansal gelişmeyle ekonomik büyüme arasında herhangi bir ilişki olmadığını savunan görüştür (Al-Yousif, 2002: 132). Son olarak bu iki değişken arasında karşılıklı bir ilişki olduğunu savunan görüştür. (Öztürk vd., 2010: 113). Literatür taramasında uygulamalı çalışmaların çoğunluğunda teoriyle uyumlu sonuçlar alındığı görülmektedir. Fakat finansal piyasaları yeterli derinliğe sahip olmayan gelişmekte olan piyasalar için yapılan bazı çalışmalarda teoriyle uyumlu olmayan sonuçlara da rastlanmaktadır (Naceur ve Ghazouni, 2007: 313).

Finansal gelişmenin göstergesi olarak uygulamalı çalışmalarda farklı değişkenler kullanıldığı görülmektedir (Kar, 2001: 157; Kar ve Ağır 2005: 55; Ağır, 2010: 90; Oğul, 2022: 31). Uluslararası Para Fonu (IMF) tarafından kapsamlı bir şekilde ele alınarak hesaplanan finansal gelişme endeksinin çalışmalarda kullanılması oldukça popülerdir. Finansal gelişme endeksi 0 ile 1 arasında değer alarak ülkelerin finansal gelişmişlik düzeyini yansıtmaktadır (IMF, 2022). Türkiye'nin aralarında yer aldığı kırılgan ekonomi sınıflandırması ilk kez Morgan Stanley tarafından 2013 yılında yapılmıştır. Bu ülkelerin ortak özelliği cari açıklarının, enflasyon oranlarının ve dış yatırımlara olan ihtiyaçlarının benzerlik göstermesidir. Kırılgan beşli ülkelerinde Amerikan Dolarının ülke para birimleri üzerinde yoğun baskı oluşturması da bir diğer özelliğidir (Chadwick, 2019: 251). Bu ülkeler; Brezilya, Hindistan, Güney Afrika, Endonezya ve Türkiye'dir. Şekil 1'de Kırılgan Beşli

ülkelerine ait finansal gelişme endeksi görülmektedir. Finansal gelişme endeksine göre söz konusu ülkelerde finansal gelişmenin son yıllarda gelişme eğiliminde olduğu anlaşılmaktadır.



Şekil 1: Kırılgan Beşli Ülkelerinde Finansal Gelişme Endeksi (1990-2019)

Kaynak: (IMF, 2022).

Finansal gelişme ekonomik büyüme ilişkisine yönelik olarak ortaya çıkan görüş farklılıkları bu alandaki çalışmaların sayısını artırmıştır. Bu çalışmada Kırılgan Beşli (Brezilya, Hindistan, Güney Afrika, Endonezya ve Türkiye) ülkelerine ait 1990-2019 dönemine ait finansal gelişme, vergi gelirleri ile ekonomik büyüme değişkeni arasındaki ilişki incelenecektir.

Finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen literatür oldukça zengindir. Fakat son dönemde kırılılgan beşli ülkelerinde finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen güncel çalışmalara ulaşılamamasından dolayı bu çalışmanın literatüre zenginlik katacağı düşünülmektedir.

1. LİTERATÜR TARAMASI

Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların ortaya çıkışı eski olmasına rağmen halen güncel araştırma konuları arsında yer almaktadır. Bu alandaki öncü çalışmalardan Schumpeter (1911) ile Gurley ve Shaw (1960) bankacılık sistemindeki gelişmenin ekonomik büyümeye etkisinin pozitif olduğunu ortaya koymaktadır. Goldsmith (1969), finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişkinin olduğunu, McKinnon (1973) ve Shaw (1973) ise finansal gelişmenin tasarruf ve yatırımları artırmak sureti ile ekonomik büyümeyi pozitif etkilediğini belirtmektedir (Hayaloğlu, 2015: 134). Bu çalışmaları takiben literatürde finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen gerek zaman serisi yöntemleri gerek panel veri analizleri bulunmaktadır. Tablo 1'de finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen bazı çalışmalara yer verilmiştir.

Tablo 1: Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisine Dair Bazı Çalışmalar

Yazarlar	Dönem	Ülkeler	Yöntem	Değişkenler	Sonuç
Gökdeniz vd., (2003)	1989-2002	Türkiye	En küçük kareler yöntemi	Ekonomik büyüme, M2, özel bankaların varlık artışları, enflasyon oranı, tahvil değerleri	Sermaye piyasalarının ve banka varlıkları artış oranının büyümeyle desteklemediği, özel tahvillerin büyümeyle açıklayamadığı ancak para arzının büyümeyle açıkladığı enflasyonun ise büyümeyle olumsuz etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.
Beck ve Levine (2004)	1976-1988	Seçilmiş 40 ülke	Panel GMM (Genelleştirilmiş Momentler Metodu)	Borsa ve bankacılık piyasası gelişimi ile ekonomik büyüme	Borsa ve bankacılık sektörünün ekonomik büyüme üzerindeki etkisi pozitifdir.
Naceur ve Ghazouni (2007)	1979-2003	MENA ülkeleri	Panel veri analizi	Ekonomik büyüme, piyasa kapitalizasyon oranı, borsa işlem hacmi, ticari açıklık, özel sektöre verilen krediler, banka gelişme endeksi, doğrudan yabancı yatırımlar, petrol fiyatları, karaborsa primi, kamu harcamaları	Finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerinde negatif ya da anlamsız bir etkisi vardır.
Akimov vd., (2009)	1984-2004	27 Gelişmiş ve gelişmekte olan dönüşüm ekonomisi	Sabit etkiler ve dinamik panel testleri	Ekonomik büyüme, işgücü, fiziki sermaye, beşerî sermaye ve finansal gelişme göstergesi	Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasında pozitif ve güçlü bir ilişki vardır.
Öztürk vd., (2010)	1992-2007	Gelişmekte olan 10 Ülke	Panel veri analizi	Ekonomik büyüme, M2, M3, banka kredileri, banka kredileri artış oranı, özel sektöre verilen krediler, borsada işlem gören hisselerin toplam değeri	M2 ve özel sektöre verilen krediler ile büyüme arasında negatif bir ilişki vardır. M3, Banka kredileri, borsa işlem hacmi ile büyüme arasında pozitif ilişki vardır.
Ağayev (2012)	1995-2009	20 Geçiş ekonomisi	Pedroni panel ve Holtz-Eakin vd. nedensellik	Banka kesimi kredileri ve kişi başına gelir	Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli eşbütünlük ilişkisi ve finansal gelişmeden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik vardır.
Bozoklu ve Yılancı (2013)	1988-2011	Gelişmekte olan 14 ülke	Dumitrescu-Hurlin Panel	Yurtiçi krediler ve kişi başına gelir	Finansal gelişme ekonomik büyümeye neden olmaktadır.

			Granger nedensellik		
Akıncı vd., (2014)	1980-2011	OECD ülkeleri	Pedroni ve Kao eşbütünlüşme	Bankalar tarafından sağlanan yurtiçi krediler, para arzı göstergeleri, banka mevduatları ve kişi başına gelir	Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli eşbütünlüşme ilişkisi vardır.
Hayaloğlu (2015)	1990-2012	Kırılgan Beşli ülkeleri	Panel GMM (Genelleştirilmiş Momentler Metodu)	Kişi başına GSYH, özel sektöre verilen yurtiçi krediler, bankalar tarafından özel sektöre verilen yurtiçi krediler, nüfus, ticaret, doğrudan yabancı yatırımlar ve gayri safi sermaye oluşumu	Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasında pozitif yönlü ilişki vardır.
Aydın ve Malcıoğlu (2016)	1980-2014	OECD ülkeleri	Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik	Finansal sektör tarafından verilen krediler ve ekonomik büyüme	Finansal gelişmeden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik vardır.
İnançlı vd., (2016)	1997-2014	D-8 ülkeleri	Westerlund-Edgerton eşbütünlüşme ve CCMGE	Özel sektöre verilen krediler ve kişi başına gelir	Finansal gelişme ekonomi büyümeyi olumlu etkilemektedir.
Sağlam ve Sönmez (2017)	2001-2014	Avrupa, geçiş ekonomileri	Durbin-Hausman Westerlund eşbütünlüşme ve Dumitrescu ve Hurlin panel nedensellik	Banka likit rezervleri, özel sektör yurtiçi kredileri, bankalar tarafından özel sektöre verilen yurtiçi krediler, faiz yayılması ve M2 para arzı göstergeleri olarak finansal gelişme ve kişi başına gelir	Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasında eşbütünlüşme ilişkisi ve finansal gelişmeden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik vardır.
Bist (2018)	1995-2014	Afrika ve Afrika dışındaki 16 düşük gelirli ülke	Dumitrescu ve Hurlin panel nedensellik, Pedroni eşbütünlüşme, FMOLS ve DOLS	Sabit sermaye oluşumu, enflasyon, ticari açıklık, işgücü, özel sektör kredileri ve kişi başına gelir	Finansal gelişmeden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik vardır.
Aydın (2019)	1992-2016	Kırılgan Beşli ülkeleri	Westerlund eşbütünlüşme, DOLS ve FMOLS	Özel sektöre verilen yurt içi krediler ve ekonomik büyüme	Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli pozitif ilişki vardır.
Mike ve Alper (2021)	1980-2017	Kırılgan Beşli ülkeleri	Shin eşbütünlüşme, Fourier Shin eşbütünlüşme ve Toda-Yamamoto Nedensellik ve DOLS	Finansal gelişme, sabit sermaye stoku, insani gelişme endeksi, ticari açıklık ve ekonomik büyüme	Fourier Shin eşbütünlüşme testine göre Endonezya dışındaki ülkelerde ekonomik büyüme ile finansal gelişme, sabit sermaye stoku ve insani gelişme endeksi değişkenleri

					arasında; Shin eşbütünleşme testine göre Brezilya, Endonezya ve Güney Afrika için eşbütünleşme ilişkisi vardır. Endonezya ve Güney Afrika ülkeleri için finansal gelişmeden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik vardır.
--	--	--	--	--	---

2. AMPİRİK ANALİZ

2.1. Veri Seti, Model ve Metodoloji

Çalışmada kırılğan beşli ülkelere ait finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemek için Dünya Bankası (WDI) ve Uluslararası Para Fonu (IMF) istatistiklerinden yararlanılmıştır. Kullanılan değişkenlerin açıklaması Tablo 2’de gösterilmiştir.

Tablo 2: Değişkenlerin Açıklanması

Değişkenler	Açıklama	Kaynak	Dönem
LGDP	Kişi Başına Milli Gelir	Dünya Bankası	1990-2019 Yıllık
LFDI	Finansal Gelişme Endeksi	IMF	1990-2019 Yıllık

Analizde kullanılan değişkenlerin logaritmik dönüşümlerinden yararlanılarak oluşturulan modele ait Denklem (1)’de verilmiştir.

$$LGDP_{it} = a_i + \beta_{1i}LFDI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Denklemden (1) yer alan LGDP, logaritmik kişi başına geliri ve LFDI, logaritmik finansal gelişme endeksini göstermektedir. Ayrıca i ifadesi kesit boyutunu ve t ifadesi zaman boyutunu temsil etmektedir.

Kırılğan Beşli ülkelere ait finansal gelişme ve ekonomik büyüme değişkenleri ile dinamik panel ekonometrik tahminlere bu çalışmada yer verilmektedir. İkinci nesil eşbütünleşme testlerinden Westerlund (2006) tarafından geliştirilmiş olan çoklu yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme analizinden yararlanılmaktadır. Öncelikle değişkenlere ait bazı ön testler uygulanmaktadır. Bunlardan biri kesitler arasındaki bağımlılığı sınavan bir testtir. Yatay kesit bağımlılığının incelenmesi durumunda paneldeki bir ülkenin ekonomik bir şok ile karşılaşması halinde diğer ülkeleri etkileyip etkilemediği sonucuna ulaşılmaktadır. Değişkenlerde ve modelde kesitler arası bağımlılık, Breusch ve Pagan (1980) LM (Lagrange Multiplier) testi, Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CD (Cross Section Dependency) testi ve CD_{LM} testi ile Pesaran vd., (2008) tarafından geliştirilen LM_{adj} (Bias-Adjusted Cross Sectionally Dependence Lagrange Multiplier) testleri ile belirlenmektedir. Testin sıfır hipotezi kesitler arasında bağımlılığın olmadığı üzerine kurulmaktadır. Temel hipotezin reddedilemez olduğu durumda ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının olmadığı söylenebilmektedir. Öyle ki panelde yer alan ülke ekonomilerinden birinde meydana gelen bir ekonomik şok diğer ülkeleri etkilememektedir (Naimoğlu ve Özbek, 2022). Eğer böyle

bir sonuç elde edilirse birinci nesil panel birim kök testlerinin uygulanması gerekmektedir. Temel hipotezin reddedilmesi halinde ise ikinci nesil panel testlerinden yararlanılabilmektedir (Baltagi, 2008: 284; Nazlıoğlu, 2010: 142). Bu çalışmada ikinci nesil panel birim kök testlerinden Panel Fourier LM (Nazlıoğlu ve Karul, 2017) birim kök testinden faydalanılmaktadır. Bu test aynı zamanda yapısal kırılmaları dikkate almaktadır. Kırılgan birim kök testlerinin güvenilirliği için kırılma tarihlerinin ve sayılarının doğru bir biçimde önceden tespit edilebilmiş olması önem kazanmaktadır. Fourier birim kök testleri sayesinde bu durumlar aşılabilir. Eğim katsayılarının homojen ya da heterojen olması durumu da ön testlerden birini oluşturmaktadır. Eğim katsayılarının heterojen olması halinde heterojeniteyi dikkate alan eşbütünleşme analizlerinden yararlanılması gerekmektedir. Modelde eşbütünleşme denkleminin eğim katsayılarının homojen olup olmadığı; Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilmiş olan eğim homojenliği testiyle sınanmaktadır. Homojenite testi, ülke ekonomilerinden birinde gerçekleşen değişimle diğer ülkelerin aynı düzeyde etkilenip etkilenmediğini ortaya koymaktadır. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisine ait bilgilere yapısal kırılmaları dikkate alan, yatay kesit bağımlılığının olduğu ve olmadığı durumlarda da faydalanılabilen, Westerlund (2006) tarafından geliştirilmiş olan çoklu yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testiyle sınanmaktadır. Bu testte temel hipotez eşbütünleşme ilişkisinin olduğu yönündedir. Bu testte hem sabitte hem de trendde yapısal kırılmalar tespit edilebilmektedir. Eşbütünleşme testi, açıklayıcı değişkenler arasında içsellik sorunu ve çoklu doğrusal bağlantı durumlarında istatistiki olarak güçlü olup her kesit için farklı sayı ve tarihlerdeki kırılmalara izin vermektedir. Değişkenlerin uzun dönem katsayıları heterojeniteyi varsayan, kesitler arası bağımlılığı dikkate alan, Pesaran (2006) tarafından geliştirilmiş olan Common Correlated Effects (CCE) yöntemiyle analiz edilmektedir.

2.2. Analiz ve Bulgular

Panel veri analizlerindeki eşbütünleşme ilişkisi incelenmeden önce uygulanan ön testler arasında yatay kesit bağımlılığı testleri bulunmaktadır. Bu testler sonucunda birinci nesil ya da ikinci nesil testlerden hangisinin kullanılması gerektiğine karar verilebilmektedir. Tablo 3'te serilerin ve eşbütünleşme denkleminin kesitler arası bağımlılık test sonuçları gösterilmiştir.

Tablo 3: Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Değişkenler	LGDP		LFDI	
	İ.D.	O.D.	İ.D.	O.D.
LM	22.958**	0.011	19.204**	0.038
CD _{lm}	2.898***	0.002	2.058**	0.020
CD	-3.440***	0.000	-3.669***	0.000
LM _{adj}	9.469***	0.000	7.268***	0.000
Değişkenler	Eşbütünleşme Denklemi			
Testler	İ.D.		O.D.	
LM	146.792***		0.000	
CD _{lm}	19.410***		0.000	
CD	7.191***		0.000	
LM _{adj}	67.499***		0.000	

Not: **** ve ***** işaretleri sırasıyla %5 ve %1 seviyesinde anlamlılığı; İ.D. istatistik değeri ve O.D. ise olasılık değerini ifade etmektedir.

Tablo 3'te yatay kesit bağımlılığı test sonuçları kesitler arası bağımlılık olduğunu göstermektedir. Bir ülkede meydana gelen makroekonomik bir şokun paneldeki diğer ülkeleri etkilediği yorumu yapılabilmektedir. İkinci nesil panel birim kök testlerinden

Nazlıoğlu ve Karul (2017)'de önerilen yapısal kırılmaları dikkate alan ve kesitler arası bağımlılığa izin veren Panel Fourier LM birim kök testinin uygulanabilirliği sonucuna ulaşılmaktadır. Tablo 4'te değişkenlerin Panel Fourier LM birim kök test sonuçları gösterilmiştir.

Tablo 4: Panel Fourier LM Birim Kök Testi

Ülkeler	LGDP			LFDI		
	Fourier tau LM ₁ k=1	Fourier tau LM ₂ k=2	Fourier tau LM ₃ k=3	Fourier tau LM ₁ k=1	Fourier tau LM ₂ k=2	Fourier tau LM ₃ k=3
Hindistan	1.1323	0.4417	0.7554	-0.5394	-1.4517	-2.0324
Endonezya	-2.3588	-0.7946	-0.1070	0.3584	1.4485	1.4114
Türkiye	-0.8654	-1.8055	-1.1252	-1.3516	-2.0609	-1.5074
Brezilya	-1.4007	-1.2519	-2.7557	-0.9015	-2.4708	-3.0700
Güney Afrika	-2.8480	-1.8744	-0.3105	-0.0754	0.0381	-0.9279
Z _{LM} (İ.D.)	6.1242	3.5735	4.6492	8.9109	4.0594	2.8873
p- değeri	1.0000	0.9998	1.0000	1.0000	1.0000	0.9981

Not: İ.D. istatistik değerini ifade etmektedir.

Tablo 4'te verilen Panel Fourier LM birim kök testine göre Kırılgan Beşli ülkelerinde bağımlı ve bağımsız değişkenlerin seviyede birim kök içerdiği sonucuna ulaşılmaktadır. Bu sonuca göre eşbütünleşme testine geçilebilmektedir. Eşbütünleşme testinin uygulanmasından önce modelin eşbütünleşme katsayılarının homojen olup olmadığı sınanmaktadır. Tablo 5'te homojenite test sonuçlarına yer verilmiştir.

Tablo 5: Eğim Homojenliği Testi

Testler	İ.D.	O.D.
Delta Tilde	3.469***	0.000
Delta Tilde _{adj}	3.657***	0.000

Not: ***%1 seviyesinde anlamlılığı; belirtmekte, İ.D. istatistik değeri ve O.D. ise olasılık değeridir.

Tablo 5'te yer alan sonuçlara göre modelin eşbütünleşme katsayılarının heterojen olduğu bulgusu elde edilmiştir. Öyle ki finansal gelişmede ortaya çıkan bir değişikliğin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin ülkeden ülkeye farklılık gösterdiği bulgusuna ulaşılmıştır.

Değişkenlerin seviyede birim kök içermesi, çoklu yapısal kırılmalara izin veren, yatay kesit bağımlılığını ve heterojeniteyi dikkate alan Westerlund (2006) panel eşbütünleşme testinin uygulanabileceği sonucunu vermektedir. Tablo 6'da yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme test sonuçları verilmiştir.

Tablo 6: Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Testi

	LM Test İstatistiği	Asimptotik Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
	Yapısal Kırılmasız Model		
Sabitli	3.043	0.001	0.510
Sabitli ve Trendli	3.461	0.000	0.050
	Yapısal Kırılmalı Model		
Sabitli	6.629	0.000	0.820

Sabitli ve Trendli	45.888	0.000	0.540
Kırılma Tarihleri			
	Sabitli Model	Sabitli ve Trendli Model	
Hindistan	2007	2009	
Endonezya	2002	2003	
Türkiye	1998	2001-2009	
Brezilya	1997-2009	2003-2009	
Güney Afrika	-	2007	

Not: Bootstrap olasılık değerleri 100 tekrarlı dağılımdan elde edilmiştir. Asimptotik olasılık değerleri, standart normal dağılımdan elde edilmiştir.

Tablo 6’da verilen eşbütünleşme test sonuçlarına göre, serilerde yatay kesit bağımlılığı olduğu için bootstrap kritik değerleri dikkate alınmaktadır. Ayrıca eşbütünleşme ilişkisinin varlığı üzerine kurulu olan temel hipotez reddedilememektedir. Öyle ki değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucu elde edilmiştir. Yatay kesit birimleri için kırılma tarihleri incelendiğinde genel olarak Asya Krizi, Avrupa Borç Krizi ve Küresel Finans Krizi’nin öne çıktığı gözlenmektedir.

Uzun dönemli ilişkinin tespitinden sonra eşbütünleşme katsayıları, heterojeniteyi ve kesitler arası bağımlılığı dikkate alan Pesaran (2006) tarafından geliştirilmiş olan CCE yöntemi ile tahmin edilerek Tablo 7’de gösterilmektedir.

Tablo 7: Eşbütünleşme Katsayı Tahmini

Ülkeler	Katsayı	p-değeri
CCE	-0.688***	0.000
Hindistan	-0.543*	0.096
Endonezya	-0.177	0.618
Türkiye	-1.002***	0.005
Brezilya	-0.885**	0.022
Güney Afrika	-0.836**	0.010

Not: ***, **, * ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 7’ye göre panel genelinde, finansal gelişme temsil eden değişkenin uzun dönem katsayısının istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Panel genelinde finansal gelişmeyi temsil eden değişkenlerdeki artışlar ekonomik büyümeyi azaltmaktadır. %1 anlamlılık seviyesinde finansal gelişmede meydana gelen %1’lik bir değişim, ekonomik büyümeyi %0,69 oranında düşürmektedir. Ülkeler özelinde inceleme yapıldığında ise Endonezya’da eşbütünleşme katsayısının istatistiki olarak anlamsız olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Diğer ülkelerde incelendiğinde ise %1 anlamlılık seviyesinde Türkiye’de; %5 anlamlılık seviyesinde Brezilya ve Güney Afrika’da; %10 anlamlılık seviyesinde ise Hindistan’da eşbütünleşme katsayılarının istatistiki olarak anlamlı olduğu elde edilmektedir. Finansal gelişmede meydana gelen %1’lik bir artış ekonomik büyümeyi yaklaşık olarak Türkiye’de %1; Brezilya’da %0,89; Güney Afrika’da %0,84 ve Hindistan’da %0,54 oranında düşürmektedir.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Literatürde finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ampirik olarak test eden çalışmalarda farklı sonuçlara ulaşıldığı görülmektedir. Genel olarak finansal gelişmede ki artışların ekonomik büyümeyi artırdığını savunan görüşler hâkimdir. Bu görüşe göre ülkelerin sahip olduğu finansal gelişmişlik düzeyinin artması tasarrufların artmasına dolayısıyla tasarrufların finansal sistem aracılığıyla yatırımlara dönüşmesine sebep olacağı

ve bu şekilde ekonomik büyümenin sağlanacağı savunulmaktadır. Bununla birlikte ekonomik büyüme ile finansal gelişme arasında bir ilişki olmadığını, farklı bir görüşe göre ise ekonomik büyümenin finansal gelişmeyi yönlendirdiğini ve son olarak finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasında karşılıklı bir ilişki olduğunu savunan görüşler literatürde yer almaktadır.

Bu çalışmada dünya ekonomisindeki benzer konumlarından dolayı Kırılğan Beşli (Brezilya, Hindistan, Güney Afrika, Endonezya ve Türkiye) olarak adlandırılan ülkelerin 1990-2019 dönemine ait verilerle finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki ekonometrik yöntemlerle test edilmiştir. Dinamik panel veri analizi yöntemlerinin kullanıldığı çalışmada, yatay kesit bağımlılığını ve heterojenliği dikkate alan Westerlund (2006) panel eşbütünleşme testi ve CCE yönteminden yararlanılmıştır. Söz konusu ülkelerde finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerinde negatif etkisi bulunmaktadır. Literatürde yer alan birçok çalışma ile uyumlu olmayan bu sonuç söz konusu ülkelerin finansal piyasalarının yeterli derinliğe sahip olmadığı şeklinde yorumlanabilir. Ülkedeki finansal kurumların etkinliklerinin incelenmesi farklı bir araştırmanın konusu olabilir. Ayrıca bu ülkelerde finansal okuryazarlık düzeyinin yükseltmek suretiyle finansal piyasalara erişimin kolaylaştırılması, finansal araç çeşitliğinin artırılması, bireysel emeklilik sistemlerinin yaygınlaştırılması yastık altı tasarrufların finansal sisteme aktarımının sağlanması finansal gelişmeye katkı sağlayabilecektir.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Yazarların Makaleye Katkı Oranları

Yazarın makaleye katkısı %100'dür.

Çıkar Beyanı

Yazar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

KAYNAKÇA

- Ağayev, S. (2012). Geçiş Ekonomilerinde Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisi. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 32(1), 155-164.
- Ağır, H. (2010). *Türkiye'de Finansal Liberalizasyon ve Finansal Gelişme İlişkisinin Ekonometrik Analizi*. BDDK Kitapları, BDDK Aroks Doküman Merkezi No: 8, 210s.
- Ağır, H., Türkmen, S. & Özbek, S. (2020). Finansal Kuznets Eğrisi Yaklaşımı Çerçevesinde Finansallaşma ve gelir Eşitsizliği İlişkisi: E7 Ülkeleri Üzerine Ekonometrik Bir Tahmin. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 15(2), 71-84.
- Akinci, G. Y., Akinci, M. & Yılmaz, Ö. (2014). Financial Development-Economic Growth Nexus: A Panel Data Analysis upon OECD Countries. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 33-50.
- Akimov, A., Wijeweera, A. & Dollery, B. (2009). Financial Development and Economic Growth: Evidence from Transition Economies. *Applied Financial Economics*, 19(12), 999-1008.

- Al-Yousif, Y. K. (2002). Financial Development and Economic Growth: Another Look at the Evidence from Developing Countries. *Review of Financial Economics*, 11(2), 131-150.
- Aydın, M. & Malcıoğlu, G. (2016). Financial Development and Economic Growth Relationship: The Case of OECD Countries. *Journal of Applied Research in Finance and Economics*, 1-7.
- Aydın, Y. (2019). Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Kırılgan Beşli Ülkeleri İçin Analizi. *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 4(1), 37-49.
- Baltagi, B. H. (2008). Forecasting with Panel Data. *Journal of Forecasting*, 27(2), 153-173.
- Barro, R. J. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.
- Beck, T. & Levine, R. (2004). Stock Markets, Banks, and Growth: Panel Evidence. *Journal of Banking & Finance*, 423-442.
- Bist, J. P. (2018). Financial Development and Economic Growth: Evidence from a Panel of 16 African and Non-African Low-income Countries. *Cogent Economics & Finance*, 6(1), 1449780.
- Bozoklu, Ş. & Yılcı, V. (2013). Finansal Gelişme ve İktisadi Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Gelişmekte Olan Ekonomiler İçin Analiz. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 28(2), 161-187.
- 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.
- Chadwick, M. G. (2019). Dependence of the “Fragile Five” and “Troubled Ten” Emerging Market Financial Systems on US Monetary Policy and Monetary Policy Uncertainty. *Research in International Business and Finance*, 49, 251-268.
- Domar, E. D. (1946). Capital Expansion, Rate of Growth, and Employment. *Econometrica*, 14(2), 137-147.
- Goldsmith, R. W. (1969). *Financial Structure and Development*. Yale University Press, New Haven, CT.
- Gökdeniz, İ., Erdoğan, M. & Kalyüncü, K. (2003). Finansal Piyasaların Ekonomik Büyümeye Etkisi ve Türkiye Örneği (1989-2002). *Gazi Üniversitesi Ticaret ve Turizm Eğitim Fakültesi Dergisi*, 1(1), 107-117.
- Gurley, J. G. & Shaw, E. S. (1960). *Money in a Theory of Finance*. Washington, DC: Brookings Institution.
- Harrod, R.F. (1939). An Essay in Dynamic Theory. *The Economic Journal*, 49(193), 14-33.
- Hayaloğlu, P. (2015). Kırılgan Beşli Ülkelerinde Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Dinamik Panel Veri Analizi. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 11(1), 131-144.
- IMF (Uluslararası Para Fonu), <https://www.imf.org/en/Data> (Erişim Tarihi: 30.05.2022).
- İnançlı, S., Altıntaş, N. & İnal, V. (2016). Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: D-8 Örneği. *Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 14(4), 36-49.
- Japelli, T. & Pagano, M. (1994). Saving, Growth, and Liquidity Constraints. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(1), 93-109.
- Kar, M. & Ağır, H. (2005). Finansal Derinleşmenin Göstergeleri Üzerine Bir Değerlendirme. *Finans, Politik ve Ekonomik Yorumlar Dergisi*, 496, 50-67.

- Kar, M. & Taban, S. (2003). Kamu Harcama Çeşitlerinin Ekonomik Büyüme Üzerine Etkileri. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 58(3), 146-169.
- Kar, M. (2001). Finansal Kalkınma Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 22, 150-164.
- Lucas, R. E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Lucas, R. E. (1990). Supply-Side Economics: An Analytical Review. *Oxford Economic Papers, New Series*, 42(2), 293-316.
- McKinnon, R. (1973) *Money and Capital in Economic Development*. The Brooking Institute, Washington DC.
- Mike, F. & Alper, A. E. (2021). Kırılgan Ekonomilerde Finansal Gelişme Düzeyinin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi. *Business and Economics Research Journal*, 12(1), 49-64.
- Naceur, S. B. & Ghazouani, S. (2007). Stock Markets, Banks, and Economic Growth: Empirical Evidence from the MENA Region. *Research in International Business and Finance*, 21(2), 297-315.
- Naimoğlu, M. & Özbek, S. (2022). Doğrudan Yabancı Yatırımların Sosyo-Ekonomik Belirleyicileri: Yükselen Piyasa Ekonomilerinden Ampirik Kanıtlar. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 21(83), 1080-1097.
- Nazlıoğlu, Ş. & Karul, Ç. (2017). Panel LM Unit Root Test with Gradual Structural Shifts. *International Panel Data Conference, (IPDC-2017)*, July 7-8, Thessaloniki-Grece.
- OECD Database, <https://stats.oecd.org/> (30.05.2022).
- Oğul, B. (2022). Türkiye Özelinde Finansal Gelişmenin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: Eşbütünlük İlişkisi. *Fenerbahçe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 2(1), 25-38.
- Önder F. & Karabulut, T. (2017). Bireysel Emeklilik Sisteminin Finansal Derinleşmeye Etkisinin Ekonometrik Analizi. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 7(2), 237-256.
- Öztürk, N., Barışık, S. & Darıcı, H. (2010). Gelişmekte Olan Piyasalarda Finansal Derinleşme ve Büyüme İlişkisi: Panel Veri Analizi, *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(12), 95-119.
- Pesaran, M. H. & Yamagata, T. (2008). Testing Slope Homogeneity in Large Panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93.
- Pesaran, M. H. (2004). *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*.
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure. *Econometrica*, 74(4), 967-1012.
- Pesaran, M. H., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008). A Bias-adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence. *The Econometrics Journal*, 11(1), 105-127.
- Robinson, J. (1952). *The Rate of Interest and Other Essays*. The Generalization of the General Theory, London: Macmillan, 69-142.
- Sağlam, Y. & Sönmez, F. E. (2017). Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Avrupa Geçiş Ekonomileri Örneği. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 12(1), 121-140.
- Schumpeter, J. A. (1911). *The Theory of Economic Development*. Massachusetts: Cambridge.

Shaw, E. S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*. New York: Oxford University Press.

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

Westerlund, J. (2006). Testing for Panel Cointegration with Multiple Structural Breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(1), 101-132.

World Bank Indicators (WDI-Dünya Bankası Göstergeleri), (2022). <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators#> (Erişim Tarihi: 30.05.2022).



PHILLIPS EĞRİSİNİN GEÇERLİLİĞİ: G8 ÜLKELERİNDEN AMPİRİK KANITLAR

Tuba İSPİR¹
Dilek ATILGAN²

Öz

Enflasyon ve işsizlik oranları önemli makroekonomik göstergeler arasında yer almaktadır. İki gösterge arasındaki ilişki iktisat literatüründe Phillips Eğrisi yaklaşımıyla incelenmektedir. Bu yaklaşım enflasyon ve işsizlik arasında negatif yönlü bir ilişki olduğunu ileri sürmektedir. Çalışmanın amacı G8 ülkelerinde (Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, Rusya, İngiltere ve ABD) 1993-2020 yıllarını kapsayan dönemde Phillips Eğrisi'nin geçerliliğini test etmektir. Analizde öncelikle eş bütünleşme testi ile enflasyon ve işsizlik arasında uzun dönemli ilişkinin varlığına bakılmış ve değişkenler arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir. Eşbütünleşme testi sonucuna göre değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi ve ilişkinin yönü Konya (2006) Panel Nedensellik analiziyle incelenmiştir. Panel geneli için elde edilen bulgular, G8 ülkelerinde Phillips Eğrisinin geçerli olduğunu ortaya koymuştur. Bu sonuç, hükümetlerin ekonomide enflasyon ve işsizlik oranlarını en az düzeye indirmeleri yönünde politika yapmaları gerektiğini göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Enflasyon, İşsizlik, G8 Ülkeleri

Jel Sınıflandırması: E31, E24, O50

VALIDITY OF THE PHILLIPS CURVE: EMPIRICAL EVIDENCE FROM THE G8 COUNTRIES

Abstract

Inflation and unemployment rates are among the important macroeconomic indicators. The relationship between these two indicators is analyzed in the economics literature with the Phillips Curve approach. This approach claims that there is a negative relationship between inflation and unemployment. The aim of the study is to test the validity of the Phillips Curve in the G8 countries (Canada, France, Germany, Italy, Japan, Russia, England and the USA) in the period covering 1993-2020. In the analysis, first of all, the existence of a long-term relationship between inflation and unemployment was examined with the cointegration test, and a long-term relationship was determined between the variables. According to the results of the cointegration test, the causality relationship between the variables and the direction of the relationship were examined by Konya (2006) Panel Causality Analysis. Findings for the overall panel revealed that the Phillips Curve was valid in the G8 countries. This result shows that governments should make policies to minimize inflation and unemployment rates in the economy.

Keywords: Inflation, Unemployment, G8 Countries

Jel Classification: E31, E24, O50

¹YÖK 100/2000 Doktora Öğrencisi, Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, tubakara0203@gmail.com,
ORCID id: <https://orcid.org/0000-0002-2887-2711>

²YÖK 100/2000 Doktora Öğrencisi, Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, atlendilek@hotmail.com,
ORCID id: <https://orcid.org/0000-0002-2887-2711>

Atıf/To Cite: İspir, T. & Atılgan, D. (2022). Phillips Eğrisinin Geçerliliği: G8 Ülkelerinden Ampirik Kanıtlar. *Journal of Economics and Research*, 3(2), 49-60.

GİRİŞ

Enflasyon ve işsizlik oranları önemli makroekonomik göstergeler arasında yer almaktadır. Söz konusu makroekonomik göstergeler birbirleriyle karşılıklı etkileşim halindedir. Enflasyon, bir ekonomideki mal ve hizmetlerin fiyatlarında gözlenen sürekli ve genel kapsamlı artışı ifade etmektedir. İşsizlik ise, çalışma gücüne ve isteğine sahip olan bireylerin geçerli ücret ve çalışma koşullarında iş bulamamalarıdır. Bu gerekçelerden dolayı işsizlik ve enflasyon ülke ekonomilerinin makroekonomik dengelerini bozduğu için istenmeyen bir durumdur (Kırca ve Canbay, 2020: 132).

Enflasyon ve işsizlik neredeyse dünyadaki bütün ülkelerin temel makroekonomik sorunlarının başında yer almaktadır. Bu sorunların yaşandığı ülkelerde politika yapıcılar her iki sorunu da çözmek için farklı politika önerileri sunmaktadırlar. Ancak ekonomi için oldukça önem arz eden bu iktisadi sorunların çözülebilmesi, değişkenler arasındaki negatif yönlü ilişkinin varlığı nedeniyle çok mümkün görünmemektedir. Bu bağlamda, fiyatlar genel seviyesindeki sürekli artışları azaltmak amacıyla uygulanan daraltıcı para ve maliye politikaları da işsizliğin artmasına sebep olmaktadır. İşsizlik oranını azaltmak için uygulanan genişleyici politikalar ise enflasyon oranını arttırmaktadır. Enflasyon ve işsizlik arasında ters yönlü ilişki, iktisat literatüründe Phillips Eğrisi olarak ifade edilmektedir (Akiş, 2020: 404).

İktisat yazınında enflasyon ve işsizlik arasındaki negatif yönlü ilişkinin varlığını inceleyen Phillips Eğrisi 1960’larda Monetarist iktisatçılar tarafından eleştiriye maruz kalmıştır. Monetarist düşünce enflasyon ve işsizlik arasındaki negatif yönlü ilişkinin kısa dönem için geçerli olduğunu fakat uzun dönemde iki değişken arasında böyle bir ilişki olmadığını varsaymaktadır. Yeni Keynesyen görüş ise ani değişen politika uygulamalarının enflasyon ve işsizlik arasında kısa dönemde değiş tokuş olduğunu fakat böyle bir durumun uzun dönem için geçerli olmadığını ileri sürmektedir (Uğur, 2021: 2).

1970’lerde ortaya çıkan stagflasyon olgusuyla enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişki üzerinde tartışılan bir konu haline gelmesine rağmen ülke ekonomilerinde ve toplum üzerinde yarattığı maliyetler göz önünde bulundurulduğunda her dönem önemini korumaktadır. Küreselleşmenin de etkisiyle gelişmiş ve gelişmekte olan ülke grupları için farklı sonuçlar ortaya çıktığından söz konusu bu iki değişken arasındaki ilişkinin varlığının analiz edilmesi önem arz etmektedir (Türkmen ve Özbek, 2021: 2).

Çalışmanın amacı, endüstri devleri olarak nitelendirilen dünyanın en gelişmiş sekiz ülkesi olarak bilinen G8 ülkelerinde, 1993-2020 dönemi yıllık verileri kullanılarak, Phillips Eğrisinin geçerliliğini araştırmaktır. Bu kapsamda Phillips Eğrisinin geçerli olup olmadığını hem güncel ekonometrik testler hem de seçilen dönem aralığının güncelliği ile ortaya koymasının alan yazınına katkı sunacağı düşünülmektedir. Çalışmanın, birinci bölümünde Phillips Eğrisinin teorik alt yapısı açıklanmaktadır. İkinci bölümde literatür taramasına yer verilmiştir. Takip eden bölümde veri seti ve ekonometrik yöntem tanıtılmaktadır. Son bölümde ekonomik tahminler yapılmakta ve sonuçlar kısmında bulgular yorumlanarak politika önerilerine değinilmektedir.

1. TEORİK ÇERÇEVE

Enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişkinin temeli İngiliz İktisatçı A.W. Phillips’in (1958) İngiltere için ücret ile işsizlik arasındaki ilişkiyi inceleyen “*The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom*” ampirik çalışmasına dayanmaktadır. Çalışma nominal ücret ve işsizlik arasında negatif yönlü ilişki olduğunu tespit etmiştir. Phillips’in bu analizinden sonra 1960 yılında Paul Samuelson ve Robert Solow işsizlik ve ücret arasındaki ters yönlü ilişkiyi enflasyon oranı ve işsizlik

arasındaki negatif yönlü ilişkiye dönüştürmüştür. Başka bir ifadeyle orijinal Phillips Eğrisi olarak değiştirilmiştir. (Kırca ve Canbay, 2020: 132).

İşsizlik ile enflasyon arasındaki negatif yönlü bir ilişki olduğunu varsayan bu yaklaşım Denklem (1)'de gösterilmektedir:

$$\pi = -y(u - u_n) \quad (1)$$

Eşitlikte u işsizlik oranını, u_n doğal işsizlik oranını, π enflasyon oranını ve y sıfırdan büyük parametreleri belirtmektedir. Bu denklem doğrultusunda enflasyon oranındaki artışla birlikte işsizliğin doğal işsizlik oranının altında olacağı ifade edilmektedir.

Orijinal Phillips eğrisi yaklaşımına göre ülkeler para ve maliye politikalarını uygulayarak, ekonomide sorun teşkil eden enflasyon ve işsizlik oranını aynı anda düşürmenin mümkün olmadığını bilmektedir. Bu bağlamda, ekonomide politika yapımcıların temel hedefi ya düşük enflasyon ya da düşük işsizlik oranını tercih etmektir. Eğer politika yapımcılar ekonomide düşük oranlı enflasyon hedefliyorsa bir miktar işsizlik oranına katlanması gerekmektedir. Başka bir ifadeyle politika yapımcılar ekonomide fiyat istikrarını hedefliyorsa enflasyon yaratmayacak düzeyde bir işsizlik oranını kabul etmektedir (Ünsal, 2017: 129).

Monetarist iktisatçılar 1960'larda Phillips eğrisine Keynesyen görüşten farklı yaklaşım sergilemiştir. Bu iki yaklaşım arasında farklılığın oluşmasının nedeni o dönemlerde ekonomide yüksek enflasyon ve yüksek işsizliğin aynı anda yaşandığı stagflasyon olgusunun ortaya çıkmasıdır. Ayrıca Monetaristler enflasyon ile işsizlik arasındaki ilişkiyi kısa ve uzun dönem olarak analiz etmekte ve bu iki değişken arasındaki negatif yönlü ilişkinin yalnızca kısa dönem için geçerli olduğu belirtilerek uzun dönemde böyle bir ilişkinin söz konusu olmadığını savunmuştur. M. Friedman'a göre genişleyici bir para politikası, kısa dönemde enflasyonu arttırıp işsizlik oranını düşürmekte fakat uzun dönemde enflasyonist beklentilerin artmasından dolayı yalnızca enflasyona sebep olmakta ve işsizliği azaltmakta etkili olmamaktadır (Dinler, 2018: 514-515).

Monetarist yaklaşımın enflasyonist beklentileri de dahil ettiği Phillips eğrisi Denklem (2)'de sunulmaktadır:

$$\pi = \pi^e - y(u - u_n) \quad (2)$$

Söz konusu bu denklemin denklem (1)'den farkı beklenen enflasyon oranının (π^e) dahil edilmesidir. Bu bağlamda gerçekleşen enflasyonun beklenen enflasyon oranından yüksek olduğu ($\pi > \pi^e$) durumda ise işsizlik oranı doğal işsizliğin altında ($u < u_n$) gerçekleşecektir. Ancak bu analiz kısa dönemde gerçekleşirken uzun dönemde her zaman gerçekleşen enflasyon oranı beklenen enflasyona, mevcut işsizlik doğal işsizlik oranına eşit olmaktadır (Ünsal, 2017: 129).

Yeni Keynesyen iktisatçılar ise enflasyonist beklentilerin yanı sıra ücret ve fiyat yapışkanlığı varsayımları da kullanarak Phillips eğrisinde belirtilen ilişkinin gerçekleşebileceğini göstermektedirler. Başka bir deyişle ücret ve fiyatlardaki yapışkanlık nedeniyle ekonominin daima potansiyel üretim düzeyinde performans sergileyemeyeceğini belirtmektedirler. Fakat ekonomi kısa dönemde potansiyel üretim düzeyinden fazla ya da az olabilir. Bu yüzden genel işsizlik oranı da doğal işsizlik oranından düşük ya da yüksek olmaktadır (Yıldırım ve Sarı, 2021: 2210-2211).

2. LİTERATÜR TARAMASI

İktisat literatüründe enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişki uzun yıllardan beri tartışılmaktadır. Yapılan literatür araştırmasında Phillips Eğrisi teorisini destekleyen çalışmalara; (Phillips (1958), Hsing (1989), Tajra (1999), Uysal ve Erdoğan (2003), Altay vd., (2011), Bayrak ve Kanca (2013), ve teoriyi desteklemeyen çalışmalara; (Güven ve Ayvaz (2016), Sancar Özkök ve Atay Polat (2017), Wulandari (2019), Kırca ve Canbay (2020), Uğur (2021)) rastlanmaktadır. Bu bölümde enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişkiyi inceleyen ulusal ve uluslararası ampirik çalışmalara yer verilmektedir.

Phillips (1958) çalışmada İngiltere’de 1861-1957 yıllarını kapsayan dönem aralığında parasal ücretler ile enflasyon arasında doğrusal olmayan bir ilişkinin varlığını ortaya koymayı amaçlamıştır. Çalışma sonucunda incelenen dönem itibariyle ücretler ve enflasyon arasında negatif bir ilişki olduğu tespit edilmiştir.

Hsing (1989), çalışmasında ABD, Kanada, Japonya, Almanya, İtalya ve Birleşik Krallıklarda 1964-1986 yıllarını kapsayan dönemde Phillips Eğrisinin geçerliliğini araştırmıştır. Regresyon analizi neticesinde incelenen dönem aralığında söz konusu altı ülke için Phillips Eğrisinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tajra (1999) 1994-1999 dönemi kapsayan çalışmada Brezilya ekonomisi için Phillips Eğrisinin geçerliliği regresyon analizi yardımıyla test etmiştir. Yapılan çalışma sonucunda işsizlik ve enflasyon oranları arasında negatif yönlü ilişki tespit edilmiştir.

Uysal ve Erdoğan (2003), 1980-2002 yıllarını kapsayan dönem için Türkiye’de enflasyon ile işsizlik arasındaki ilişkinin varlığını regresyon ve nedensellik testi yardımıyla incelemiştir. Bu çalışmada değişkenler arasındaki ilişki iki alt dönemde incelenmekte; 1980-1990 dönemi için enflasyon ve işsizlik arasında aynı yönde korelasyon gerçekleştiği ve nedenselliğin işsizlikten enflasyona doğru olduğu tespit edilmiştir. 1990-2002 döneminde ise ters yönlü bir korelasyon gerçekleştiği gözlenmiştir. Serilerin tamamının dikkate alındığı 1980-2002 döneminde ise Phillips Eğrisini destekler şekilde değişkenler arasında negatif ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Altay vd., (2011), 2000:1-2009:4 dönemini kapsayan çalışmada G8 ülkelerinde enflasyon ve işsizlik ilişkinin varlığını incelemişler ve iki değişken arasındaki ilişkiyi test etmek amacıyla eşbütünlük ve nedensellik test yöntemleri kullanmışlardır. Eşbütünlük test sonucuna göre enflasyon ve işsizlik arasında ilişki bulunmuştur. Nedensellik test sonucu ise ilişkinin yönünün kısa dönemde enflasyondan işsizliğe uzun dönemde işsizlikten enflasyona doğru olduğunu göstermektedir.

Bayrak ve Kanca (2013) çalışmalarında, 1970-2010 dönemi için Türkiye ekonomisinde Phillips Eğrisinin geçerliliğini test etmişlerdir. Analize dahil edilen değişkenler arasındaki ilişkinin varlığı En küçük kareler yöntemi (EKK) ve Engle-Granger eşbütünlük test yöntemleri ile araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlar, enflasyon ve işsizlik arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığını göstermektedir. EKK tahmin sonucuna göre enflasyon ve işsizlik arasında ters yönlü ilişki olduğu ve Phillips Eğrisinin Türkiye ekonomisi için kısa dönemde geçerli olduğu sonucuna ortaya konulmuştur.

Güven ve Ayvaz (2016) çalışmalarında, Türkiye’de enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişkiyi 1990-2014 dönem aralığında yıllık veriler kullanarak analiz etmiştir. Ele alınan dönem itibariyle ampirik uygulamada Türkiye’de kısa ve uzun dönemde enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişkiyi tespit etmek amacıyla Johansen eşbütünlük, VAR modeli ve Granger nedensellik test yöntemleri kullanılmıştır. Elde edilen bulgular enflasyon ve işsizlik arasında uzun dönemli ilişki olduğu yönündedir. Nedensellik testi sonucunda işsizlik

oranından enflasyon oranına doğru nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Varyans ayrıştırması sonuçları ise değişkenler arasında güçlü bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur.

Sancar Özkök ve Atay Polat (2017), G7 ülkelerinde enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmada 1998:1-2016:1 dönemi için çeyreklik veriler kullanılmıştır. Analize dahil edilen örneklem grubu için enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişkinin varlığı Johansen-Fisher panel eşbütünleşme (1999) ve Dumitrescu-Hurlin (2012) nedensellik yöntemleriyle test edilmiştir. Elde edilen bulgular, enflasyon ve işsizlik arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını göstermiştir.

Wulandari vd., (2019), Endonezya ekonomisinde enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişkinin varlığını 1987-2018 dönemi yıllık veriler kullanarak incelemişlerdir. Çalışmada, ekonomi için önemli bu iki değişken arasındaki ilişkiyi test etmek amacıyla Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik test yöntemleri kullanılmıştır. Elde edilen bulgular, Endonezya’da kısa ve uzun dönemde işsizliğin enflasyonu etkilemediğini ve nedenselliğin yönünün enflasyondan işsizliğe doğru olduğunu göstermiştir.

Kırca ve Canbay (2020) çalışmalarında, Kırılğan Beşli ülkeleri olarak adlandırılan Brezilya, Endonezya, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye için Phillips Eğrisinin geçerli olup olmadığını sınımlamaktadır. Çalışmada örneklem ülke grubu için 1991-2019 dönemi verileri kullanılarak enflasyon ve işsizlik oranı arasındaki ilişki Konya (2006) panel nedensellik test yöntemiyle araştırılmıştır. Analiz sonucunda Hindistan’da işsizlikten enflasyona doğru negatif bir nedensellik ilişkisi olduğu ve Türkiye’de enflasyondan işsizliğe doğru negatif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Hindistan ve Türkiye dışındaki ülkelerde ise değişkenler arasında herhangi bir ilişki tespit edilmemiştir. Elde edilen bulgular Kırılğan Beşli için Phillips Eğrisinin geçerli olmadığını desteklemektedir.

Uğur (2021), BRICS ve Türkiye ekonomilerinde enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişkinin yönünü belirlemek amacıyla yaptığı çalışmada Konya (2006) panel nedensellik test yöntemini kullanmıştır. 1993-2018 dönemi işsizlik ve enflasyon oranı değişkenleri kullanılarak yapılan analizde BRICS ve Türkiye için enflasyondan işsizliğe doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu durum örneklem ülke grubu için Phillips Eğrisinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

3. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM

3.1. Veri Seti

Phillips eğrisinin geçerliliğinin test edildiği çalışmada, ekonometrik tahminler, 1993-2020 dönemi kapsamında, G8 ülkeleri için (Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, Rusya, İngiltere ve ABD) panel nedensellik yöntemiyle araştırılmıştır. Tahminlerde, işsizlik ve enflasyon verilerinin logaritmik dönüşümleri kullanılmıştır. Logaritmik dönüşüm, seriler arasındaki ilişkiyi doğrusal olarak ele alabilmek için yapılmaktadır (Kar ve Ağır, 2006: 61). Veriler Dünya Bankası veri tabanından elde edilmiştir.

3.2. Ekonometrik Yöntem

Phillips eğrisinin geçerliliğinin test edebilmek için panel nedensellik yönteminden yararlanılmıştır. Panel nedensellik testi yapılmadan önce bazı ön testlerin yapılması gerekmektedir. Ön testler arasında ilk olarak yatay kesit bağımlılığının sağlanıp sağlanmaması durumu bulunmaktadır. Bu durumu saptamak için Breusch ve Pagan (1980) LM testi, CD ve CDLM testi (Pesaran (2004)) ile Pesaran vd., (2008) ‘in geliştirdiği LM_{adj} testleri kullanılmaktadır. Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen test istatistiği

Denklem (3)'te gösterilmiştir. Buna göre \hat{P} , kalıntıların test ikili korelasyonunun örnek tahminidir. Sıfır hipotezi altında LM testi $N(N-1)/2$ serbestlik derecesinde asimptotik kıkare dağılımına sahip olmakla birlikte N küçük ve T yeterince büyük olduğu durumda geçerlidir.

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

Pesaran (2004), tarafından geliştirilen test istatistiği Denklem (4)'te gösterilmektedir. T yeterli büyüklükte iken $CD \rightarrow N(0,1)$ fonksiyonun limiti $N \rightarrow \infty$ 'dur.

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

Pesaran vd., (2008) tarafından geliştirilen test istatistiği Denklem (5)'te gösterilmekte ve k , regresörlerin sayısını, μ_{Tij} ve v_{ij}^2 Pesaran ve diğerleri tarafından sağlanan $(T-k)$ $\hat{\rho}_{ij}^2$ 'nin sırasıyla ortalaması ve varyansını ifade etmektedir.

$$LM_{adj} = \sqrt{\left(\frac{2}{N(N-1)}\right)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{\sqrt{v_{Tij}^2}} \sim N(0,1) \quad (5)$$

Yatay kesit bağımlılığının boş hipotezi “ H_0 : yatay kesit bağımlılığı yoktur” şeklindedir. Söz konusu hipotezin reddedilmesi “ikinci nesil panel birim kök testlerinin” uygulanmasına olanak sağlamaktadır (Nazlıoğlu, 2010: 142). Bu aşamaya kadar yapılan ön testler sonucunda, Nazlıoğlu ve Karul (2017) tarafından önerilen, “kesitler arası bağımlılığı ve yapısal kırılmaları dikkate alan Fourier yaklaşımına dayanan Panel LM birim kök testi” kullanılmaktadır.

Çalışmada bir diğer ön test ise “eğim katsayılarının homojen mi heterojen mi olduğunun” tespit edilmesidir. Bu ön test sonucunda hangi eş bütünleşme testinin kullanılacağına karar verilmektedir. Analiz sonucu, heterojen ise heterojeniteyi dikkate alan eşbütünleşme analizlerinin yapılması gerekmektedir (Polat ve Naimoğlu, 2019: 119). Eğim katsayılarının homojen mi heterojen mi olduğunun tespiti “Pesaran & Yamagata (2008) tarafından geliştirilen Eğim Homojenliği Testi” yardımıyla sınanmaktadır. Test istatistiği Denklem (6)'da ifade edilmektedir.

$$\Delta = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\hat{\delta} - k}{\sqrt{2k(T-k-1)/T+1}} \right) \sim N(0,1) \quad (6)$$

Δ testi, hata terimleri normal olarak dağıtıldığında N ve T 'nin göreceli genişleme hızları üzerinde hiçbir kısıtlama olmaksızın $(N, T) \rightarrow \infty$ olarak geçerlidir. Testin boş hipotezi “Eğim katsayıları homojendir” şeklindedir (Pesaran ve Yamagata, 2008).

Değişkenler arasındaki ilişki uzun dönemli ilişkinin varlığı “yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ve rejim değişimlerine izin veren Westerlund ve Edgerton (2008)'in” yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testi ile analiz edilmektedir. Yapısal kırılmaları içsel olarak belirlediği için her bir kesit için kırılmaların farklı zaman dilimlerinde gerçekleşmesine olanak sağlamaktadır (Büberkökü, 2016: 288). Test, “ H_0 : Eşbütünleşme ilişkisi yoktur” üzerine kuruludur. Test istatistikleri Denklem (7) ve (8)'de tanımlanmıştır.

$$Z_{\phi}(N) = \sqrt{N} \left(\overline{LM}_{\phi}(N) - E(B_{\phi}) \right) \quad (7)$$

$$Z_{\tau}(N) = \sqrt{N} \left(\overline{LM}_{\tau}(N) - E(B_{\tau}) \right) \quad (8)$$

Çalışmada değişkenlerin yönü Konya (2006) panel nedensellik analizi ile belirlenmiştir. Bu test, Wald istatistiklerini Bootstrap yöntemiyle elde edilen yatay kesit birimine özgü kritik değerlerle karşılaştırılarak sonuçları ortaya koymaktadır. Test istatistiği Denklem (9)'da gösterilmiştir (Konya, 2006: 982-983).

$$X_{N,t} = a_{2,N} + \sum_{i=1}^{ly_2} \beta_{2,N,i} Y_{N,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_2} \delta_{2,N,i} X_{N,t-i} + \varepsilon_{2,N,t} \quad (9)$$

Eşitlikte l Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri yardımıyla belirlenen uygun gecikme uzunluğunu ve N yatay kesit birim sayısını, t ise zaman boyutunu ifade etmektedir. Wald istatistiği ülkelere özgü bootstrap kritik değerlerden yüksek ise nedenselliğin olmadığını ifade eden boş hipotez reddedilmektedir (Şahin, 2018: 291).

4. EKONOMETRİK SONUÇLAR

Panel nedensellik testine geçmeden önce yatay kesit bağımlılığı sonuçları Tablo 1’de sunulmaktadır.

Tablo 1: Yatay Kesit Bağımlılığı ve Homojenlik Testi Sonuçları

Ön Testler	LNU		LNEN	
	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
CD _{lm1} (BP,1980)	63.147*	0.000	78.459*	0.000
CD _{lm2} (Pesaran, 2004)	4.697*	0.000	6.743*	0.000
CD _{lm3} (Pesaran, 2004)	-3.556*	0.000	-2.980*	0.001
LM _{adj} (PUY, 2008)	6.912*	0.000	6.593*	0.000
Eşbütünleşme Denklemi				
	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri		
CD _{lm1} (BP,1980)	174.47*	0.000		
CD _{lm2} (Pesaran, 2004)	19.574*	0.000		
CD _{lm3} (Pesaran, 2004)	11.076*	0.000		
LM _{adj} (PUY, 2008)	18.619*	0.000		

Not: “*” %1 düzeyinde istatistiki anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 1’de sunulan yatay kesit bağımlılığı sonuçlarına göre; yatay kesit bağımlılığının olmadığı üzerine kurulu boş hipotez reddedilerek yatay kesitin varlığı sonucuna ulaşılmıştır. Kesitler arası bağımlılığın varlığı, bir ülkede meydana gelen bir makroekonomik şokun, diğer ülkeleri de etkilediğini ifade etmektedir.

Test sonuçları, Nazlıoğlu & Karul (2017) tarafından öne sürülen ve “kesitler arası bağımlılığı ve yapısal kırılmaları dikkate alan Fourier yaklaşımına dayanan Panel LM birim kök testinin” uygulanmasına olanak sağlamaktadır. Tablo 2’de LNU ve LNEN değişkenlerine ait “Panel Fourier LM Birim Kök” test sonuçları gösterilmektedir.

Tablo 2: Fourier LM Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	Fourier tau LM ₁ k=1	Fourier tau LM ₂ k=2	Fourier tau LM ₃ k=3
LNU Değişkeni			
Kanada	-1.834	-0.563	-2.436
Fransa	-1.170	-1.867	-1.082
Almanya	-1.678	-0.175	-0.211
İtalya	-1.412	-0.796	-0.700
Japonya	-1.411	0.042	-1.083
Rusya	-1.374	-0.569	-0.952
İngiltere	-1.447	-1.301	-1.100
ABD	-1.748	-1.593	-1.676
Panel Sonuçları			
Z _{LM} (İstatistik Değeri)	6.634	5.315	3.953

Olasılık Değeri	1.000	1.000	1.000
LNEN Değişkeni			
Kanada	-1.816	-2.003	-2.240
Fransa	-1.036	-1.371	-0.945
Almanya	-2.439	-2.783	-2.716
İtalya	-2.854	-3.891	-3.146
Japonya	0.057	-0.502	-0.695
Rusya	-3.309	-2.608	-2.703
İngiltere	-2.308	-3.984	-2.192
ABD	-0.205	-0.798	-0.850
Panel Sonuçları			
Z _{LM} (İstatistik Değeri)	5.580	-0.105	0.585
Olasılık Değeri	1.000	0.458	0.720

Tablo 2’de LNU ve LNEN değişkenlerine ait Panel Fourier LM Birim Kök test sonuçlarına göre seviyede birim kök içerdiğini göstermektedir. Sonuç, eşbütünlüşme testinin yapılmasına olanak sağlamaktadır. Eşbütünlüşme testine geçmeden önce eşbütünlüşme katsayılarının homojen olup olmadığının belirlenmesi gerekmektedir. Sonuçlar Tablo 3’te sunulmaktadır.

Tablo 3: Homojenlik Test Sonuçları

Katsayı	β	
	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Delta Tilde	6.059*	0.000
Delta Tilde _{adj}	6.339*	0.000

Not: “***” %1 düzeyinde istatistiki anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 3’te ulaşılan sonuçlara göre, G8 ülkelerinde kurulan modelin eşbütünlüşme katsayılarının %1 anlamlılık düzeyinde reddedilerek heterojen olduğuna sonucuna varılmıştır. Bu durum, enflasyon ve işsizlik arasındaki etkinin ülkeden ülkeye farklılık gösterdiğini belirtmektedir (Türkmen ve Özbek, 2021: 426-430).

G8 ülkelerine ait LNU, LNEN değişkenlerinin seviyede birim kök içermesi ikinci nesil eşbütünlüşme testlerinden olan “yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ve rejim değişimlerine izin veren Westerlund ve Edgerton (2008)’nun” yapısal kırılmalı eşbütünlüşme testi uygulanmasına olanak sağlamaktadır. Tablo 4’te G8 ülkeleri için yapısal kırılmalı test sonuçları gösterilmektedir.

Tablo 4: Yapısal Kırılmalı Eşbütünlüşme Test Sonuçları

Model	Z _{T(N)}		Z _{φ(N)}	
	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
Kırılmasız	-1.531***	0.063	-2.128**	0.016
Sabitte Kırılma	-0.240	0.404	-0.942	0.172
Rejim Kırılması	-2.977*	0.001	-1.668**	0.047
Kırılma Tarihleri				
	Sabitte Kırılma		Rejimde Kırılma	
Kanada	2008		2008	
Fransa	2008		2008	
Almanya	2008		1996	
İtalya	2008		2011	
Japonya	2008		2008	
Rusya	1998		1999	
İngiltere	2014		2008	
ABD	2008		2008	

Not: *, ** ve *** işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyesinde anlamlılığı göstermektedir.

Panel eşbütünleşme test sonuçları Tablo 4’te sunulmuştur. Sonuçlar hem sabitte hem de rejim kırılmalarında anlamlılık göstermektedir. Dolayısıyla elde edilen sonuç, değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin olduğu yönündedir. Elde edilen sonuçlara ilaveten, bu test ülkelerdeki kırılma tarihlerini vermektedir. Kırılma tarihleri incelendiğinde, 1997 Doğu Asya mali krizinin ve 2008 küresel finans krizinin etkisi görülmektedir.

Değişkenlerin yönü Konya (2006) panel nedensellik analizi ile belirlenmiştir. Nedensellik testi sonuçları Tablo 5’te sunulmaktadır.

Tablo 5: Konya (2006) Panel Nedensellik Testi Sonuçları

Ülkeler	Wald İstatistiği	Bootstrap Olasılık Değeri	Kritik Değerler		
			%1	%5	%10
Kanada	1.388	0.510	37.647	22.826	16.221
Fransa	1.504	0.310	7.328	5.735	3.599
Almanya	3.037***	0.090	6.267	3.914	2.699
İtalya	2.008***	0.050	4.489	2.005	1.479
Japonya	0.866	0.940	25.860	20.747	16.695
Rusya	8.511***	0.010	8.121	5.363	3.843
İngiltere	2.412	0.530	27.264	12.080	9.559
ABD	1.353	0.450	14.039	10.926	6.838
Panel Fisher	İstatistik Değeri / Olasılık Değeri				
	26.697**			0.045	
Ülkeler	Wald İstatistiği	Bootstrap Olasılık Değeri	Kritik Değerler		
			%1	%5	%10
Kanada	14.147**	0.020	19.888	6.077	4.105
Fransa	1.439	0.350	10.885	6.765	5.233
Almanya	0.077	0.800	9.117	7.706	5.806
İtalya	0.734	0.430	3.948	2.563	2.127
Japonya	6.120	0.320	18.412	14.770	10.166
Rusya	4.990**	0.030	12.698	4.252	3.652
İngiltere	0.313	0.800	21.308	13.143	8.656
ABD	4.491	0.210	25.587	15.301	10.148
Panel Fisher	İstatistik Değeri / Olasılık Değeri				
	24.917***			0.071	

Not: Bootstrap olasılık değerleri 1000 tekrarlı dağılımdan elde edilmiştir. *, ** ve *** işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyesinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 5’te sunulan nedensellik test sonuçlarına göre “enflasyon işsizliğin nedeni değildir” boş hipotez panel geneli için %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Bu sonuca göre, enflasyon işsizliğin nedendir. Ülke bazında sonuçlar incelendiğinde, Almanya, İtalya ve Rusya için enflasyondan işsizliğe doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Aynı tabloda yer alan, “İşsizlik enflasyonun nedeni değildir” boş hipotez panel geneli için %10 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Bu sonuca göre, işsizlik enflasyonun nedenidir. Ülke bazında sonuçlar incelendiğinde, Kanada ve Rusya’da işsizlikten enflasyona doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu kapsamda panelin geneli için G8 ülkelerinde Phillips eğrisinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. 1993-2020 dönemi ile seçilmiş ülke grubu için incelenen ekonometrik yöntemler bağlamında Phillips eğrisinin geçerliliği sonucunun literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Ülke ekonomilerinin en önemli makroekonomik sorunları arasında işsizlik ve enflasyon yer almaktadır. İşsizliğin; üretim, gelir ve refah kaybına neden olmasının yanında bireylerin, psikolojik durumlarını etkileyerek birçok probleme yol açtığı bilinmektedir. Enflasyon ise, gelir dağılımı üzerinde bozucu etki yaratarak tasarruf ve yatırımlar üzerinde dengesizliğe neden olmaktadır. Bu nedenlerden dolayı hükümetler işsizlik ve enflasyonu ortadan kaldıracak ve bu sorunları engelleyecek politikalar geliştirmek zorundadır. İktisat literatüründe enflasyon ve işsizlik arasında ters yönlü ilişki Phillips Eğrisi yardımıyla analiz edilmektedir.

Bu çalışmada, endüstrileşme evresini tamamlamış G8 ülkelerinde, 1993-2020 dönemi yıllık verileri kullanılarak Phillips eğrisinin geçerliliği araştırılmıştır. Konya (2006) Panel nedensellik analizi bulguları, Phillips eğrisinin geçerli olduğunu göstermiştir. Ülke bazında sonuçlar incelendiğinde, Almanya, İtalya ve Rusya için enflasyondan işsizliğe doğru; Kanada ve Rusya'da işsizlikten enflasyona doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ülke grupları ve seçilen dönem aralığı ile değerlendirildiğinde çalışmanın ampirik bulguları; Uysal ve Erdoğan (2003), Altay vd., (2011), Bayrak ve Kanca (2013) ile benzer sonuçlar göstermektedir. G8 ülkeleri, ekonomik büyüklük, bilgi-iletişim teknolojisindeki gelişmişlik gibi birçok alanda dünya ekonomisinde önemli ağırlığa sahiptir. Almanya, İtalya ve Rusya'da yüksek işsizlik sorunlarını çözmek için enflasyon düşürücü politikalarından vazgeçilmesi, hükümetlerin istikrarlı ve sürdürülebilir şekilde ekonomik büyüme oranlarını arttırmaya yönelik politika uygulamaları gerekmektedir. Kanada ve Rusya'da ise istihdamı arttırmak amacıyla ihracat faaliyetlerini arttırmaya yönelik politikalar uygulanmalıdır. Söz konusu ülkelerde, enflasyon işsizliğe yol açarken; işsizliğin de enflasyona sebep olması bu konunun uzun yıllar boyunca tartışılacağına işaret etmektedir.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Yazarların Makaleye Katkı Oranları

Yazar 1'in makaleye katkısı %50, yazar 2'nin makaleye katkısı %50'dir.

Çıkar Beyanı

Yazarlar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

KAYNAKÇA

- Akiş, E. (2020). Türkiye'de Enflasyon ile İşsizlik Arasındaki İlişki (2005-2020). *Van Yüzyüncü Yıl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 49, 403-420.
- Altay, B., Tuğcu, T. C. & Topçu, M. (2011). İşsizlik ve Enflasyon Oranları Arasındaki Nedensellik İlişkisi: G8 Ülkeleri Örneği. *Afyon Kocatepe Üniversitesi İİBF Dergisi*, 13(2), 1-26.
- Güven, E. T. A. & Ayvaz, Y. Y. (2016). Türkiye'de Enflasyon ve İşsizlik Arasındaki İlişki: Zaman Serileri Analizi. *KSÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 13(1), 241-262.
- Bayrak, M. & Kanca, O.C. (2013). Türkiye'de Phillips Eğrisi Üzerine Bir Uygulama. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8(3), 97-115.

- 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.
- Büberkökü, Ö. (2016). Uluslararası Sermaye Hareketliliğinin İncelenmesi: Yükselen Piyasa Ekonomileri Üzerine Bir Uygulama. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 8(15), 281-298.
- Dinler, Z. (2018). *İktisada Giriş*. Bursa: Ekin Kitabevi.
- Hsing, Y. (1989). On the Relationship between Inflation and Unemployment: New Evidence from Six Industrialized Nations. *Journal of Post Keynesian Economics*, 12(1), 98-108.
- Kar, M. & Ağır, H. (2006). Türkiye'de Beşeri Sermaye ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Eşbütünlük Yaklaşımı İle Nedensellik Testi, 1926-1994. *Selçuk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 6(11), 51-68.
- Kırca, M. & Canbay, Ş. (2020). Kırılgan Beşli Ülkeler İçin Phillips Eğrisi Analizi. *İktisadi İdari ve Siyasal Araştırmalar Dergisi*, 5(12), 130-140.
- Konya, L. (2006). Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with a Panel Data Approach. *Economic Modeling*, C.23, 978-992.
- Nazlıoğlu, S. & Karul, C. (2017). Panel LM Unit Root Test with Gradual Structural Shifts. 40th International Panel Data Conference, July 7-8, 2017, Thessaloniki-Greece, 1-26.
- Nazlıoğlu, Ş. (2010). *Makro İktisat Politikalarının Tarım Sektörü Üzerindeki Etkileri: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkeler İçin Bir Karşılaştırma*. Yayınlanmamış Doktora Tezi, Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kayseri.
- Pesaran, M. H. & Yamagata, T. (2008). Testing Slope Homogeneity in Large Panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93.
- Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels Cambridge: University of Cambridge, Working Paper.
- Pesaran, M. H., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008). A Bias-adjusted LM test of Error Cross-Section Independence. *Econometrics Journal*, 11, 105-127.
- Phillips, A.W. (1958). The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25(100), 283-299.
- Polat, M. & Naimoğlu, M. (2019). Faiz Oranlarının Firmaların Piyasa Değerine Etkisi: Gelişmekte Olan Ülkeler Örneği. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(5), 115-121.
- Şahin, D. (2018). BRICS-T Ülkelerinde Ekonomik Özgürlükler ve Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları Arasındaki İlişki: Bootstrap Panel Nedensellik Testi. *Bingöl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi (BUSBED)*, 8(16), 285-294.
- Sancar, Özkök, C. & Atay, P. M. (2017). Enflasyon ve İşsizlik İlişkisi Üzerine Ampirik Bir Uygulama (G7 Ülkeleri Örneği). *Global Journal of Economics and Business Studies*, 6(12), 1-14.
- Tajra, H. F. (1999). The Phillis Curve in Brazilian Economy after Real Plan. The George Washington University, The Minevra Program, 1-49. https://www2.gwu.edu/~ibi/minerva/Fall1999/Tajra_Haroldo.pdf (Erişim Tarihi: 27.06.2022).
- Türkmen, S. & Özbek, S. (2021). Yeni Küreselleşme Döneminde Finansal Gelişmenin, Gelir Eşitsizliği Üzerine Etkileri: E7 Ülkelerinden Yeni Kanıtlar. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 17(2), 419-437.
- Uğur, B. (2021). BRICS ve Türkiye'de Enflasyon ve İşsizlik Arasındaki İlişki: Panel Nedensellik Analizi. *Erzincan Binali Yıldırım Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 3(2), 1-14.

- Ünsal, M. E. (2017). *Makro İktisat*. Ankara: Murat Yayınları.
- Uysal, D. & Erdoğan, S. (2003). Enflasyon İle İşsizlik Oranı Arasındaki İlişki ve Türkiye Örneği (1980-2002). *SÜ İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 3(6), 35-48.
- Westerlund, J. & Edgerton, D. L. (2008). A Simple Test for Cointegration in Dependent Panels with Structural Breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(5), 665-704.
- Wulandari, D., Utomo, H.S., Narmaditya, B.S. & Kamaludin, M. (2019). Nexus between Inflation and Unemployment: Evidence from Indonesia. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 6(2), 269-275.
- Yıldırım, S. & Sarı, S. (2021). Türkiye Ekonomisinde Phillips Eğrisinin Geçerliliğinin Analizi. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 10(3), 2206-2226.



TİCARİ DİŞA AÇIKLIK VE ENFLASYON İLİŞKİSİNİN AMPİRİK ANALİZİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Ahmet Yılmaz ATA¹
Tuğçe DALLI²

Öz

Ticari dışa açıklık ile enflasyon arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmalar son yıllarda artmaktadır. Bu çalışmalar içerisinde ise ön plana çıkan ve Romer hipotezi olarak isimlendirilen hipoteze göre küçük ve dışa açık ülkelerin ekonomilerinde ticari dışa açıklık arttıkça enflasyon oranı azalmaktadır. Bu çalışmada Türkiye’de ticari dışa açıklık ile enflasyon oranı arasındaki ilişkinin test edilmesi amaçlanmaktadır. Bu amaç doğrultusunda 1987-2021 yıllarına ait yıllık veriler kullanılarak geleneksel ADF, PP birim kök testi ve tek kırılmalı Zivot-Andrews birim kök testinin ardından Gregory Hansen eş bütünleşme testiyle FMOLS ve CCR analizi gerçekleştirilmiştir. Ulaşılan sonuçlara göre ticari dışa açıklıkla enflasyon değişkenleri arasında uzun dönemde negatif yönlü bir ilişki vardır.

Anahtar Kelimeler: Ticari Dışa Açıklık, Enflasyon, Romer Hipotezi

Jel Sınıflandırması: F41, F62, E00

EMPIRICAL ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP OF TRADE OPENNESS AND INFLATION: THE CASE OF TURKEY

Abstract

Studies investigating the relationship between trade openness and inflation have been increasing in recent years. According to the hypothesis called the Romer hypothesis, which stands out among these studies, the inflation rate decreases as trade openness increases in the economies of small and open countries. In this study, it is aimed to test the relationship between trade openness and inflation rate in Turkey. For this purpose, FMOLS and CCR analysis were carried out with the Gregory Hansen cointegration test, following the traditional ADF, PP unit root test and single break Zivot-Andrews unit root test, using annual data from 1987-2021. According to the results, there is a negative relationship between trade openness and inflation variables in the long run.

Keywords: Trade Openness, Inflation, Romer Hypothesis

Jel Classification: F41, F62, E00

¹Prof. Dr., Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, yilmazata75@gmail.com,

ORCID id: <https://orcid.org/0000-0001-5928-8801>.

²YÖK 100/2000 Doktora Öğrencisi, Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, dallitugce1@gmail.com,

ORCID id: <https://orcid.org/0000-0002-5862-1964>.

Atıf/To Cite: Ata, A.Y. & Dalli, T. (2022). Ticari Dışa Açıklık ve Enflasyon İlişkisinin Ampirik Analizi: Türkiye Örneği. *Journal of Economics and Research*, 3(2), 61-74.

GİRİŞ

Ticari faaliyetlerin serbestleştirilmesinin ülkelere, teknoloji transferi yönünden fayda sağlayacağı sıklıkla dile getirilmektedir. Nitekim teknolojik gelişmişlik seviyesi yüksek ülkelerle ticari faaliyetlerin gerçekleştirilmesi ve teknolojik bakımdan gelişmiş ürün ve hizmetler ithal etmenin aynı zamanda bilgi yayılımını artıracığı bilinmektedir. İleri teknoloji kompozisyonu içeren ürünlerin ithal edilmesiyle birlikte ülkelerin maliyetlerinin azalacağı ve ülkelerde faktör verimliliğinin sağlanmış olacağı ifade edilmektedir (Silajdzic ve Mehic, 2018: 10).

1990'lı yılların başında ticari serbestleşme hareketlerinin gelişmekte olan ülkelerde hız kazanmasıyla birlikte bu ülkelerde enflasyon hedeflemesi önemli bir politika aracı olarak ön plana çıkmaya başlamıştır. Bu politikalar neticesinde ise hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerin enflasyon oranlarında önemli düşüşler yaşandığı bilinmektedir (Bowdler ve Malik, 2005). Dolayısıyla ticari dışa açıklıkla enflasyon ilişkisinin tespit edilmesi hem dış ticaret politikalarının belirlenmesi ve enflasyon yüksek düzeyde ise kontrol altına alınmasında hem de ekonomik büyümenin gerçekleştirilmesinde önem arz etmektedir.

Ülkemizde ise 1980 kararlarıyla birlikte ithal ikameci politikalardan ihracata dayalı büyüme politikalarına geçilmiştir. Dolayısıyla 1980'lerde ticari faaliyetler hız kazanmışken 1989'de çıkartılan 32 sayılı kararname ile de finansal serbestleşmenin önü açılmıştır.

Diğer taraftan, ticari dışa açıklıkla enflasyon ilişkisinin teorik dayanağı Romer Hipotezidir. Bu hipoteze göre ticari açıklıktaki artış enflasyonu azaltmaktadır. Diğer bir deyişle, ticari dışa açıklık ve enflasyon arasındaki ilişkinin yönü negatiftir.

Çalışmada 1987-2021 döneminde Türkiye'de Romer Hipotezi'nin geçerli olup olmadığı test edilmiştir. Bu kapsamda, çalışma toplam üç bölümden oluşmaktadır. Çalışmanın birinci bölümünde kavramsal çerçevede Romer Hipotezi'nden bahsedilmiştir. İkinci bölümde literatür araştırmasına, üçüncü bölümde ise veri seti, yöntem ve ampirik bulgulara yer verilerek çalışma sonlandırılmıştır.

Bu çalışmanın diğer çalışmalardan farkı yapısal kırılmalı eş bütünleşme testiyle birlikte FMOLS ve CCR tahmincilerinin kullanılmasıyla ortaya çıkmaktadır. Nitekim diğer çalışmalarda genellikle yapısal kırılmayı dikkate almayan nedensellik ve eş bütünleşme testleri kullanılmıştır. Diğer taraftan örneklem döneminin 1987'den başlatılmasının nedeni ise Türkiye'de serbestleşmenin giderek hız kazandığı bir yıl olması nedeniyledir.

1. ROMER HİPOTEZİ: TEORİK ÇERÇEVE

Ticari açıklıkla enflasyon ilişkisinin teorik dayanağını Romer (1993)'in çalışması oluşturmaktadır. Bu çalışmada, 1973-1988 dönemine ait 114 ülkenin enflasyon, dışa açıklık ve kontrol değişkeni olarak kişi başına gelir kullanılmıştır. Çalışma neticesinde elde edilen bulgular görece daha açık ekonomilerde ticari dışa açıklıkla enflasyon arasında negatif bir ilişkinin olduğu yönündedir. Lane (1997) ise aynı veri setini kullanarak yaptığı çalışmada Romer (1993)'le benzer sonuçlara ulaşmıştır.

Diğer taraftan ticari açıklıkla enflasyon arasındaki ilişkiyi açıklayan literatürde iki farklı teorik temelli yaklaşım vardır. Birinci yaklaşım, ticari liberalizasyonu savunanların öne sürdüğü Yayılma Hipotezidir. Bu yaklaşımı geleneksel görüş de desteklemektedir. İkinci yaklaşım ise, ticari açıklığı savunmayanların öne sürdüğü Maliyet İtme Hipotezidir (Atgür, 2021: 47).

Ticari açıklığı savunanlara göre ticari açıklık, azalan fiyatlarla ilişkilidir. Ayrıca korumacı dış ticaret politikaları enflasyonun artmasına neden olmaktadır. Geleneksel

yaklaşım, diğer bir tabirle Yayılma Hipotezi'ni savunanlar, ticari dışa açıklığın fazla olduğu ülkelerin ekonomilerinde enflasyonun daha düşük olmasını farklı gerekçelere bağlamaktadır. Buna göre, şok parasal genişlemelerin dışa açık ülkelerin ekonomilerinde daha yüksek üretim maliyetlerine sebebiyet verdiği belirtilmektedir (Zakaria, 2010: 313-314).

Maliyet itme hipotezi, ticari liberalizasyonun enflasyonu artırdığını öne sürmektedir. Bu hipoteze göre yabancı tüketicilerin, kendi ülkesi dışında üretilen mallara yönelik talep elastikiyetinin katı olması, uluslararası piyasalardaki para otoritelerine monopol gücü sağlamaktadır. Bununla birlikte dışa açık ülke ekonomilerinde gerçekleştirilen mal veya hizmet ithalatı nedeniyle yabancı ülkelere enflasyonu ithal etmelerinin de mümkün olduğunu ve ticari dışa açıklıktaki artışın enflasyonun kontrol altına alınmasında para politikasının etkinliğini azalttığı öne sürülmektedir (Mukhtar vd., 2019: 49; Atgür, 2021: 48).

Öte yandan yeni büyüme teorisinde ise, ticari açıklıktaki artışın rekabeti, ekonomik büyümeyi ve optimum kaynak dağıtımının teşviki yoluyla küçük ve dışa açık ülkelere enflasyonun düşük olmasını sağlamaktadır (Mukhtar vd., 2019: 48). İçsel büyüme teorilerinde ise, ticari dışa açıklığın piyasalara yeni teknoloji girişlerini teşvik edeceği varsayılmaktadır (Harrison, 1996).

2. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Literatürde Romer Hipotezi'ni test eden birçok çalışmanın yer aldığı görülmektedir. Bu çalışmalarda elde edilen bulguların bir kısmında ticari dışa açıklığın enflasyonu negatif yönde etkilediği diğer bir kısmında ise pozitif yönde etkilediği belirtilmektedir. Dolayısıyla ticari dışa açıklıkla enflasyon arasındaki ilişkinin yönü üzerinde genel bir görüş birliğinin olmadığı belirtilebilir.

Ashra (2002) çalışmasında, 15 gelişmekte olan ülke (Arjantin, Bangladeş, Brezilya, Kolombiya, Şili, Endonezya, Hindistan, Nepal, Pakistan, Malezya, Filipinler, Tayland, Sri Lanka, Meksika ve Güney Kore) ekonomilerinde enflasyonla ticari dışa açıklık arasındaki ilişki 1980-1997 dönemleri için test etmiştir. Uygulamada sabit, rassal etki modelleriyle analiz gerçekleştirilmiştir. Ulaşılan sonuca göre az gelişmiş ülkelerde, ticari açıklığın enflasyonu negatif yönde etkilemektedir.

Bowdler ve Nunziata (2006), 19 OECD ülkesinde 1961-1993 döneminde enflasyonla ticari dışa açıklık ilişkisini sınıadıkları çalışmalarında regresyon tahmini için reel GSYH, TÜFE ve seçim değişkenleri kullanılmıştır. Ulaşılan sonuç ticari açıklıktaki artışın enflasyon oranını azalttığı yönündedir.

Hanif ve Batoool (2006) çalışmalarında, Pakistan'da ticari dışa açıklıkla enflasyon arasındaki ilişkiyi 1973-2005 dönemi için zaman serisi analizi gerçekleştirmişlerdir. Çalışmanın sonucunda ticari dışa açıklığın enflasyon üzerinde negatif etkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Mukhtar (2010) çalışmasında, ticari dışa açıklığın enflasyon üzerindeki etkisini analiz etmiştir. Pakistan örneğinde 1960-2007 yılları arası veriler kullanılarak Vektör Hata Düzeltme Modeli uygulandığı çalışmanın sonucunda uzun dönemde ticari açıklığın enflasyonu negatif yönde etkilediğine ulaşılmıştır.

Güneş ve Konur (2013) ise çalışmalarında, ticari dışa açıklıkla enflasyon oranı arasındaki ilişkiyi analiz etmek için Türkiye'de 2000Q1-2011Q4 dönemi çeyreklik veri setine eşbütünleşme, Granger nedensellik analizleri uygulamışlardır. Çalışma sonucunda

ticari dışa açıklık ve enflasyon arasında eşbütünleşme ilişkisinin söz konusu olduğunu, Granger nedensellik testi bulgularına göre de çift yönlü nedenselliğin olduğunu ifade etmişlerdir.

Loftalipour vd., (2013), MENA ülkelerinde, 1990-2010 döneminde ticari açıklık ve enflasyon ilişkisini test etmek için panel eşbütünleşme ve Hausman testlerinden yararlandığı çalışmalarında ticari açıklık ve enflasyon arasındaki ilişkinin negatif yönlü olduğunu tespit etmişlerdir.

Sikdar vd., (2013) çalışmalarında, Bangladeş'te 1976-2010 dönemi için Romer Hipotezinin geçerli olup olmadığını analiz etmişlerdir. Uygulamada eşbütünleşme analizinin gerçekleştirildiği çalışmada analiz sonucunda Bangladeş ekonomisinde enflasyonla ticari dışa açıklık arasında negatif bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir.

Sachsida ve Mendonça (2015) ise, 152 ülkede (Kuzey, Orta ve Güney Amerika, Afrika, Avrupa, Okyanusya ve OECD ülkeleri) 1950-1992 dönemleri için ticari dışa açıklıkla enflasyon arasındaki ilişkiyi analiz ettikleri çalışmalarında Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GLS)'den yararlanılmıştır. Analiz sonucunda ticari açıklıkla enflasyon arasında negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir.

Atabay (2016) çalışmasında, 1980-2011 döneminde Türkiye'de ticari dışa açıklıkla enflasyon arasındaki ilişkiyi test etmiştir. Uygulamada, Sıradan En Küçük Kareler (OLS) gerçekleştirilmiştir. Elde edilen bulgular enflasyonla ticari dışa açıklık arasında negatif bir ilişkinin olduğunu göstermektedir.

Özçağ ve Bölükbaş (2018), Türkiye ekonomisi için 1980-2015 dönemini dikkate alarak ticari dışa açıklıkla enflasyon arasındaki ilişkiyi Hatemi-J ve Irandoust saklı eşbütünleşme ile Hatemi-J asimetrik nedensellik testleriyle analiz ettiği çalışmasında ticari dışa açıklık ve enflasyon arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu ortaya koymuştur.

Doru ve Düşünceli (2021), Türkiye ekonomisi için 2003-2020 arası çeyrek dönemlik veriler kullanılarak ticari dışa açıklıkla enflasyon arasındaki ilişki test edilmiştir. Uygulamada, ARDL ve Toda-Yamamoto nedensellik analizinin gerçekleştirildiği çalışmada, eşbütünleşme ilişkisiyle birlikte ticari dışa açıklıktan enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu belirtilmiştir.

Tablo 1: Romer Hipotezinin Reddedildiği Çalışmalar

Kaynak	Dönem/Ülkeler	Yöntem	Ticari Açıklık	Enflasyon
Alfaro (2005)	1973-1998/ 130 ülke	Panel veri analizi	+	+
Sekmen (2007)	1950-2003/ Türkiye	OLS (Sıradan En Küçük Kareler)	+	+
Zakaria (2010)	1947-2007/ Pakistan	GMM	+	+
Munir ve Kiani (2011)	1976-2010/ Pakistan	Johansen ve Juselius eşbütünleşme, Vektör hata düzeltme modeli	+	+
Thomas (2012)	1980-2009/ 8 Karayip ülkesi	Panel Pedroni eşbütünleşme testi	+	+

Kurihara (2013)	1990-2011/ Asya ve OECD ülkeleri	Panel GMM	+	+
Haq vd., (2014)	1968-2010/ Sri Lanka	Johansen eşbütünleşme ve Vektör hata düzeltme modeli	+	+
Kızılgöl ve İpek (2015)	1992-2013/ Türkiye	ARDL sınır testi	+	+
Sepehrivand ve Azizi (2016)	2001-2013/ D8 ülkeleri	Panel veri analizi	+	+
Sahu ve Sharma (2018)	2000-2016/ Hindistan	ARDL sınır testi	+	+
Şimşek ve Hepaktan (2019)	2005-2018/ Türkiye	Johansen eşbütünleşme, Granger nedensellik ve VAR modeli	+	+
Chhabra ve Alam (2020)	1974-2016/ Hindistan	ARDL sınır testi	+	+
Çoban (2020)	1996-2018/ Next11 ülkeleri	Panel ARDL	+	+

Tablo 1’de Romer Hipotezi’nin geçerli olmadığı çalışmalara yer verilmiştir. Romer Hipotezi’nde ticari açıklık ile enflasyon arasındaki ilişki negatifken, bu çalışmalarda ticari açıklık ve enflasyon arasındaki ilişki pozitifdir.

3. VERİ SETİ, YÖNTEM VE BULGULAR

Bu bölüm, analizde yer alan veri seti akabinde ise yöntem ve bulgular olmak üzere üç alt başlıktan oluşmaktadır.

3.1. Veri Seti

Çalışmada, Türkiye’de 1987-2021 döneminde Romer Hipotezi’nin geçerli olup olmadığı test edilmiştir. Bu kapsamda analizde yer alan değişkenlerin veri seti Tablo 2’de gösterilmiştir.

Tablo 2: Analizdeki Veri Seti

Değişkenler	Açıklama	Dönem	Kaynak
Ticari Dışa Açıklık	İhracat ve ithalat değerlerinin toplamının GSYH’deki payı	1987-2021 dönemi yıllık veriler	Dünya Bankası
Enflasyon	Tüketici fiyatları, enflasyon (yıllık, %)	1987-2021 dönemi yıllık veriler	Dünya Bankası
GDP	2010 sabit fiyatlarla dolar cinsinden GSYH	1987-2021 dönemi yıllık veriler	Dünya Bankası

Enflasyon ile ticari dışa açıklık ilişkisi ise Denklem 1’de gösterildiği şekilde kurulmuştur:

$$\ln \text{Enf}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{tda}_t + \ln \text{GDP} + \mu_t \quad (1)$$

Denklem 1’de lnEnf notasyonu doğal logaritması alınmış enflasyon oranını temsil etmekle birlikte bağımlı değişkeni, α_0 sabit terimi, tda ticari dışa açıklığı, lnGDP ise doğal logaritması alınmış GSYH’yi göstermektedir. Aynı zamanda tda ve lnGDP bağımsız değişkenleri temsil etmektedir.

3.2. Yöntem

Bu bölümde ADF, PP ve yapısal kırılmalı Zivot-Andrews testi, Gregory-Hansen eşbütünleşme testiyle eşbütünleşme katsayılarının tahmininden bahsedilecektir.

a. ADF ve PP Birim Kök Testleri

ADF (Augmented Dickey-Fuller) ve PP (Phillips ve Perron) birim kök testlerinin hipotezleri şu şekildedir:

H_0 : Seri birim köke sahiptir.

H_1 : Seri birim köke sahip değildir.

Çalışmada Dickey-Fuller (1981) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller testinden yararlanılmıştır. ADF sınaması için (sabit, sabitli ve trendli) regresyonlara Denklem (2) ve (3)’te yer verilmiştir:

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \sum \lambda_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 trend + \sum \lambda_i = I \Delta X_{t-i} + u_t \quad (3)$$

Denklem (2) ve (3)’te X ele alınan seriyi, Δ notasyonu farkı, β ile λ parametreleri sırasıyla trend ve doğrusal zaman trendini, u_t notasyonu ise hata terimini ifade etmektedir. Araştırmada ADF testinin eksikliklerini gidermesi ve alternatif oluşturması açısından Phillips ve Perron birim kök testinden de yararlanılmıştır. PP testine ait hipotez testleri ADF testiyle örtüşmekle birlikte Denklem (4) ve (5)’te gösterilmektedir (Phillips ve Perron, 1988: 338):

$$y_t = \mu + \alpha \hat{y}_{t-1} + \hat{u}_t \quad (4)$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} (t-1/2 \lambda) + \tilde{\alpha} \hat{y}_{t-1} + \tilde{u}_t \quad (5)$$

Diğer taraftan, Phillips ve Perron (1988)’un hata terimlerine ilişkin daha esnek varsayımları içeren bir Dickey-Fuller süreci oluşturduğu söylenebilir. Nitekim ADF testi, hata terimlerini analizde bağımsız ve homojen varsayarken PP birim kök testi hata terimlerinin zayıf, bağımlı ve heterojen dağılımlı olmasına imkân tanımaktadır. Ayrıca PP birim kök testinin ADF birim kök testinden farkı, alternatif formlarından hiçbirinde bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin yer almamasıdır.

b. Yapısal Kırılmalı Zivot-Andrews Birim Kök Testi

Zivot-Andrews (1992), çalışmalarında kırılma zamanını farklı bir yaklaşımla içsel olarak tahmin eden model ileri sürmüştür. Model A düzeyde tek kırılmaya, Model B, eğimde tek kırılmaya ve Model C ise eğimin yanı sıra düzeyde de tek kırılmaya izin vermekle birlikte bu analizde üç model bulunmaktadır (Zivot ve Andrews, 1992: 254):

$$\text{Model A: } \mu + at + \beta y_t - 1 + 61 DU(\theta) + \sum_{i=1}^k ci \Delta y_t - i + et \quad (6)$$

$$\text{Model B: } \mu + at + \beta y_t - 1 + 62 DT(\theta) + \sum_{i=1}^k ci \Delta y_t - i + et \quad (7)$$

$$\text{Model C: } \mu + \alpha t + \beta y_t - 1 + 62 DT(\theta) + 61 DU(\theta) + \sum_{i=1}^k ci \Delta y_t - i + et \quad (8)$$

Denklem (6), (7) ve (8)'de yer alan t zaman, TB kırılma zamanı, $\tau = TB / T$ ise kırılma noktasını ifade etmektedir. Bununla birlikte DU_t , $t > TB$ iken 1, diğer durumlarda ise 0 değerini alan sabit terimde, ortalamada meydana gelen kırılmayı göstermekte; DT_t , $t > TB$ iken t-TB, diğer durumlarda 0 değerini alan ve trendde meydana gelen kırılma için kukla değişkenini göstermektedir. Δy_{t-i} ise modelde hata teriminde meydana gelebilecek otokorelasyonu engellemek için denklemlere eklenmektedir (Polat, 2017: 305).

c. Gregory-Hansen Eşbütünleşme Testi

Gregory ve Hansen (1996) çalışmalarında, yapısal kırılmayı dikkate almayan geleneksel eşbütünleşme analizlerinin, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerini açıklamakta yetersiz kalacağını belirtmişlerdir. Gregory-Hansen eşbütünleşme testinde yapısal kırılma tarihi içsel olarak belirlenmektedir. Bununla birlikte bu eşbütünleşme testinde yapısal kırılma altında eşbütünleşme ilişkisini araştırmak için üç model geliştirilmiştir. Birinci model, düzeyde, ikinci model trendle birlikte düzeyde ve üçüncü model ise rejimdeki kırılmayı ifade etmektedir (Gregory ve Hansen, 1996: 103).

Model 1: Düzeyde Kırılma (C)

$$Y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \Phi_{t\tau} + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (9)$$

Denklem 9'da μ_1 notasyonu kırılmadan önceki sabit terimi, μ_2 notasyonu kırılmanın sabit terimde yapmış olduğu değişikliği, t ise zamanı göstermektedir.

Model 2: Eğimde Kırılma (C/T)

$$Y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \Phi_{t\tau} + \beta_t + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (10)$$

Model 3: Rejim Değişikliği (C/S)

$$Y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \Phi_{t\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \Phi_{t\tau} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (11)$$

Gregory-Hansen eşbütünleşme analizinde H_0 hipotezi eşbütünleşmenin olmadığı şeklinde kurulmaktadır. Bu analizde test istatistik değerleri hesaplanan kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük olması durumunda H_0 hipotezi reddedilmektedir (Gregory ve Hansen, 1996).

Yapısal değişimleri modele dahil eden kukla değişkenleri ise, Denklem (12)'de gösterilmektedir (Küçükaksoy vd., 2015: 704):

$$\Phi_{t\tau} = \{0, \text{ eğer } t \leq [n\tau]; 1 \text{ eğer } t > [n\tau]\} \quad (12)$$

Denklem 12'de n gözlem sayısını, $t \in (0,1)$ kırılma noktasını, $[n\tau]$ kırılmanın gerçekleştiği dönemi göstermektedir.

d. Eşbütünleşme Katsayılarının Tahmini

Analizde yer alan değişkenler arasında eşbütünleşme, diğer bir deyişle, uzun dönemli bir ilişki tespit edildiği için seriler arasındaki uzun dönem katsayı tahminleri FMOLS (Full Modified Ordinary Least Square) yöntemiyle elde edilebilmektedir. Phillips ve Hansen (1990)'in çalışmasına dayanan FMOLS yönteminde, tahminlerdeki sapmalar giderilip değişen varyans ve otokorelasyon problemine karşı dirençli tahminler geliştirilmiştir.

FMOLS yöntemi hem içsellik hem de otokorelasyon problemini dikkate almakla birlikte sıradan En Küçük Kareler (OLS) yönteminin geliştirilmesiyle elde edilmiştir. FMOLS yöntemiyle elde edilen tahmin bulgularıyla standart tahminlerdeki sorunlar ortadan kaldırılmaktadır (Çorak, 2018: 80; Akt: Sertçelik, 2021: 97).

FMOLS ve CCR katsayı tahminlerinden yararlanılabilmesi için analizdeki değişkenlerin birinci farkta durağan olması gerekmektedir. Ayrıca bu yöntemle, elde edilen katsayıların yorumlanabilme olanağının olması önemli bir avantajdır (Bulut ve Yılmaz: 2019: 55).

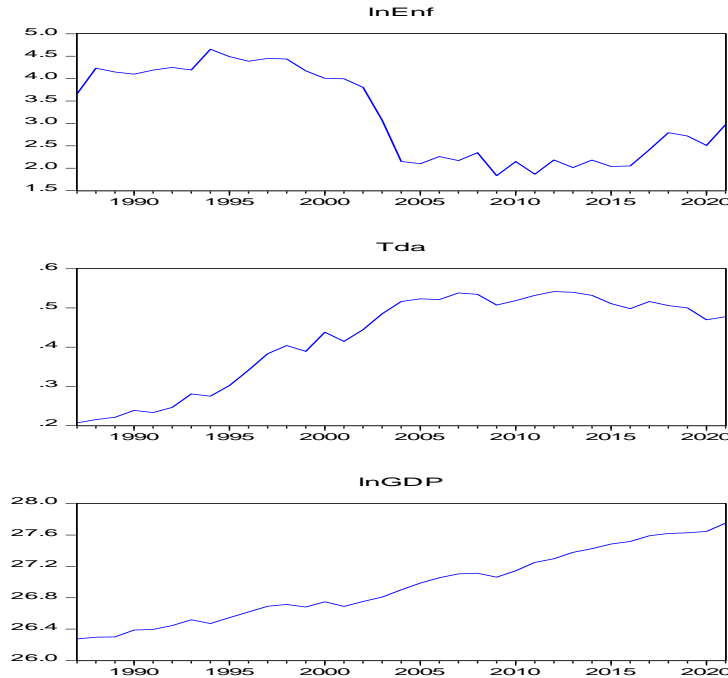
3.3. Bulgular

Ampirik analize geçmeden önce çalışmadaki tüm değişkenlerin tanımlayıcı istatistiklerine Tablo 3'te yer verilmiştir.

Tablo 3: Değişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	Enf	Tda	GDP
Ortalama	3.171348	0.422927	26.95133
Maksimum	4.656006	0.541804	27.75047
Minimum	1.832738	0.207012	26.27434
Standart Sapma	1.005032	0.116929	0.454366
Çarpıklık	0.081477	-0.706843	0.188184
Basıklık	1.281362	1.935519	1.770928
Jarque-Bera (Olasılık Değeri)	4.346230 (0.113823)	4.566953 (0.101929)	2.409562 (0.299758)
Gözlem Sayısı	35	35	35

Tablo 3'e göre Jarque-Bera (JB) testi, değişkenlerin normal dağıldığını gösteren H_0 hipotezinin reddedilemediğini, diğer bir deyişle değişkenlerin normal dağılıma sahip olduğunu göstermektedir. Serilerin çarpıklık değerleri 0'a, basıklık değerleri ise 2'ye yakındır.



Şekil 1: Değişkenlere Ait Zaman Seyir Grafiği

Şekil 1 ise analizde yer alan değişkenlerin zaman seyir grafiğini göstermektedir. Değişkenlerin dalgalı bir seyir izlediği gözlenmektedir.

Tablo 4: ADF Testi Bulguları

	lnEnf	Tda	lnGDP	Kritik Değerler
I(0) Sabit	-0.9513(0.759)	-2.2067(0.208)	0.5431(0.986)	%1: -3.6394 %5:-2.9511 %10:-2.6143
I(0) Sabit ve Trendli	-1.2415(0.885)	0.0045(0.995)	-2.6018(0.282)	%1: -4.2529 %5:-3.5485 %10:-3.2071
Birinci Fark Sabit	-5.3536*(0.000)	-5.0668*(0.000)	-6.0148*(0.000)	%1: -3.6463 %5:-2.9540 %10:-2.6158
Birinci Fark Sabit ve Trendli	-5.3051*(0.001)	-6.1176*(0.000)	-6.0187*(0.000)	%1: -4.2627 %5:-3.5530 %10:-3.2096

Not: Gecikme uzunluğu seçiminde Schwarz Bilgi kriteri (SIC) kullanılmıştır. Maksimum gecikme uzunluğu 8'dir. Parantez içerisindeki değerler ise olasılık değerlerini göstermektedir. "***" notasyonu ise, %5 anlamlılık düzeyindeki durağanlığı ifade etmektedir.

Tablo 4'te Enf, Tda ve GDP değişkenlerine ait ADF birim kök testi sonuçları gösterilmiştir. ADF test istatistiği sonuçlarına göre I(0)'da değişkenlerin tablo değerleri %5 önem düzeyinde, MacKinnon (1996) kritik değerlerinden mutlak değer olarak küçük olduğu için serilerin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Yani seriler %5 anlamlılık düzeyinde birim kök içermektedir. Bu nedenle serilerin birinci farkları alınmıştır. I(1)'de ise, ADF test istatistiği tablo değerleri %5 anlamlılık düzeyinde MacKinnon kritik değerlerinden mutlak olarak büyük olduğu için "H₀: seriler birim kök içermektedir" hipotezi reddedilmektedir. Yani seriler I(1)'de durağan hale gelmektedir.

Tablo 5: PP Testi Bulguları

	lnEnf	Tda	lnGDP	Kritik Değerler
Sabit	-0.9827(0.748)	-2.1706(0.220)	1.6281(0.999)	%1: -3.6394 %5:-2.9511 %10:-2.6143
I(0) Sabit ve Trendli	-1.4513(0.827)	0.1754(0.997)	-2.6499(0.262)	%1: -4.2529 %5:-3.5485 %10:-3.2071
Birinci Fark Sabit	-5.3536*(0.000)	-5.1300*(0.000)	-6.7544*(0.000)	%1: -3.6463 %5:-2.9540 %10:-2.6158
Birinci Fark Sabit ve Trendli	-5.3044*(0.001)	-6.1525*(0.000)	-7.7988*(0.000)	%1: -4.2627 %5:-3.5530 %10:-3.2096

Not: Gecikme uzunluğu seçiminde Schwarz Bilgi kriteri (SIC) kullanılmıştır. Parantez içerisindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir. "***" notasyonu ise, %5 anlamlılık düzeyindeki durağanlığı ifade etmektedir.

Tablo 5'te Enf, Tda ve GDP değişkenlerine ait PP birim kök testi sonuçları gösterilmiştir. PP test istatistiği sonuçlarına göre tüm değişkenlerin I(0)'daki tablo değerleri %5 anlamlılık düzeyinde MacKinnon (1996) kritik değerlerinden mutlak değer olarak küçük olduğu için serilerin durağan olmadığı tespit edilmiştir. Birinci farkları alınan serilerin birim kök testi sonuçlarına göre PP test istatistiği tablo değerleri %5 anlamlılık düzeyindeki MacKinnon kritik değerlerinden mutlak olarak büyük olması nedeniyle "H₀: seriler birim kök içermektedir" hipotezi reddedilmektedir. PP birim kök testi ADF testi ile benzer sonuçlar vermiştir. Analizde yer alan değişkenler I(0)'da durağan olmayıp I(1)'de durağan hale gelmiştir.

Öte yandan literatürdeki çalışmalarda oldukça yaygın bir biçimde kullanılan ADF ve PP testleri, serilerde kırılma ihtimalini dikkate almayan testlerdir. Bu nedenle çalışmada geleneksel birim kök testlerinin yanı sıra Zivot-Andrews yapısal kırılmalı birim kök testi uygulanmıştır. Literatürde, Zivot-Andrews birim kök testi uygulanırken Model B kullanılmamakta; genellikle Model A ve C tercih edilmektedir. Dolayısıyla bu çalışmada da literatüre benzer şekilde A ve C modelleri tercih edilmiştir. Zivot-Andrews bulguları Tablo 6'da gösterilmiştir.

Tablo 6: Zivot-Andrews Testi Bulguları

Değişkenler	Model	Kırılma Tarihi	T istatistiği
lnEnf	A	2003	-4.6825
	C	2003	-4.5716
Tda	A	1996	-1.7690
	C	2003	-4.1211
lnGDP	A	1999	-4.0373
	C	1999	-4.1961
Δ lnEnf	A	1999	-6.3504
	C	2006	-7.2035
Δ Tda	A	1995	-7.0088
	C	1999	-7.1077
Δ lnGDP	A	2003	-6.3359
	C	2003	-6.2394
Kritik Değerler			
	%1	%5	%10
Model A	-5.34	-4.93	-4.58
Model C	-5.57	-5.08	-4.82

Not: Akaike Bilgi Kriteri'ne (AIC) göre bulunmuş optimum gecikme sayısı 4'tür. Kritik değerlerin tümü Zivot ve Andrews (1992)'den alınmıştır.

Tablo 6'da görüleceği üzere Model A sabitteki kırılmayı, model C ise hem sabit hem de trendde kırılmayı ifade etmektedir. Diğer taraftan analizde yer alan tüm değişkenlerin Model A ve C'de hesaplanan test istatistiği değerlerinin kritik tablo değerlerinden mutlak değer olarak %5 anlamlılık düzeyinde küçük olduğundan I(0)'da durağan olmadıkları tespit edilmiştir. Bu nedenle de modelde yer alan tüm değişkenlerin birinci farkı alınmıştır. I(1)'de %5 anlamlılık düzeyinde analizdeki tüm değişkenlerin test istatistikleri kritik tablo değerlerinden mutlak değer olarak büyük olmakla birlikte serilerin I(1)'de durağan oldukları sonucuna ulaşılmıştır. Bu bulgulara göre analizde yer alan bütün değişkenlerin incelenen dönemde yapısal kırılmalara maruz kaldığı tespit edilmekle birlikte bu değişkenlerin yapısal kırılmalarla birlikte I(0)'da değil de I(1)'de durağan hale gelmektedir.

Tablo 7: Gregory-Hansen Testi Bulguları

	Test İstatistiği	Gecikme Uzunluğu	Kırılma Tarihi	Kritik Değerler
ADF	-6.64*	2	2000	%1: -6.45 %5: -5.96 %10: -5.72
Z_t	-6.37*	2	2002	%1: -79.65 %5: -68.43 %10: -63.10
Z_a	-37.70	2	2002	%1: -79.65 %5: -68.43 %10: -63.10

Not: Kritik değerler Gregory ve Hansen (1996)'in çalışmasından alınmıştır. "***" notasyonu, %5 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 7'de görüleceği üzere ADF ve Z_t test istatistiği değerlerinin %5'teki kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Dolayısıyla Türkiye için enflasyon, ticari dışa açıklıkla GDP arasında uzun dönemde bir ilişkinin varlığına ulaşılmaktadır. Gregory-Hansen (1996) eşbütünleşme testinden elde edilen kırılma tarihlerinin 2000 ve 2002 yılı

olması ise, Türkiye ekonomisinde yaşanan 2000-2001 bankacılık krizlerinin GSYH, enflasyon ve ticari dışa açıklık gibi ekonomik değişkenleri olumsuz yönde etkilediği söylenebilir.

Diğer taraftan Türkiye’de 1987-2021 döneminde enflasyon ile ticari dışa açıklık arasında uzun dönemdeki ilişki Gregory-Hansen (1996) eşbütünleşme analiziyle gösterildikten sonra uzun dönem katsayılarını elde etmek için yapısal kırılmalar (2000 ve 2002 yılı) kukla değişken olarak modele (FMOLS ve CCR tahmincileri) dahil edilmiştir. FMOLS ve CCR tahmin bulgularına ise, Tablo 8’de yer verilmiştir.

Tablo 8: FMOLS ve CCR Uzun Dönem Katsayı Tahmin Bulguları

Bağımlı Değişken	FMOLS			CCR		
	Bağımsız Değişken			Bağımsız Değişken		
	Tda	lnGDP	Dummy	Tda	lnGDP	Dummy
lnEnf	-7.639 *(0.000)	0.250 (0.581)	1.027 *(0.038)	-8.490 *(0.000)	0.554 (0.306)	1.027 *(0.023)

Not: *** notasyonu, %5 anlamlılık düzeyini göstermekte ve parantez içerisindeki değerler ise olasılık değerini ifade etmektedir.

Tablo 8’de FMOLS ve CCR tahmincilerinde katsayıların büyüklüğü ve işareti yaklaşık birbirine benzer sonuçlar göstermektedir. Türkiye’de 1987-2021 döneminde Romer Hipotezi’ne uyumlu bir biçimde ticari dışa açıklıktaki artış enflasyon oranında azalışa yol açmaktadır. GDP değişkeninin olasılık değeri 0.581 olup yüzde 5’ten büyük olduğu için istatistiksel olarak anlamlı değildir. Katsayılar incelendiğinde, ticari dışa açıklıktaki %1’lik artış enflasyon oranını yaklaşık %7 azaltmaktadır.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Çalışma kapsamında Türkiye’de 1987-2021 dönemine ait yıllık veriler kullanılarak ticari dışa açıklıkla enflasyon arasındaki ilişki test edilmiştir. İlk etapta ADF ve PP birim kök testi ardından yapısal kırılmalı Zivot-Andrews testi yapılmıştır. ADF ve PP birim kök testleri sonucunda değişkenlerin birinci farklarında durağan olduğu tespit edilmiştir. Zivot Andrews bulguları ise analizde yer alan değişkenlerin yapısal kırılmalarla birlikte I(0)’da değil de I(1)’de alındığında durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ardından analizdeki yer alan değişkenler arasında uzun dönemde ilişkinin olup olmadığını sınamak için Gregory-Hansen eşbütünleşme analizi gerçekleştirilmiştir. Bu testin sonuçlarına göre enflasyon, ticari dışa açıklıkla GDP arasında uzun dönemde bir ilişki tespit edilmiştir. Bu testteki yapısal kırılma tarihleri (2000 ve 2002 yılı) FMOLS ve CCR tahmincilerine kukla değişken olarak eklenerek analiz sonlandırılmıştır. FMOLS ve CCR testi sonuçlarına göre Türkiye’de 1987-2021 döneminde Romer Hipotezi’ne uyumlu bir biçimde ticari dışa açıklıktaki artışın enflasyon oranında azalışa yol açtığı gözlenmiştir. Bu sonuca göre ticari serbestleşmenin önünde herhangi bir engel olmamasının ülke ekonomisinde önemli problemlerden biri olan enflasyonun çözümüne katkıda bulunabilecektir.

Çalışmada elde edilen bulgular, teorik beklentilerle örtüşmekle birlikte Türkiye’ye yönelik yapılan literatürdeki çalışmalardan; Güneş ve Konur (2013), Atabay (2016), Şimşek ve Hepaktan (2019) ve Atgür (2021)’ün ticari açıklıkla enflasyon arasındaki ilişkinin negatif yönde ilişkinin olduğunu tespit eden çalışmalarla benzerlikler göstermektedir.

Bu çalışmada, 1987-2021 döneminde Türkiye’de ticari dışa açıklıkla enflasyon arasındaki ilişkinin yönüne dair elde edilen sonuçlar, ülkemizdeki dış ticaret politikalarında

ileriye yönelik sonuçların kestirilebilmesi, ekonomide fiyat istikrarı ve bunun sürdürülebilirliğinin sağlanabilmesi açısından oldukça önem arz ettiği söylenebilir. Bu kapsamda, fiyat istikrarı hedefine yönelik uygulanacak politikalarda ticari dışa açıklık düzeyinde meydana gelebilecek gelişmelerin de dikkate alınmasıyla uygulanacak politikaların etkisi artabilir.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Yazarların Makaleye Katkı Oranları

Yazar 1'in makaleye katkısı %50, yazar 2'nin makaleye katkısı %50'dir.

Çıkar Beyanı

Yazarlar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

KAYNAKÇA

- Alfaro, L. (2005). Inflation, Openness, and Exchange Rate Regimes: The Quest for Short-Term Commitment. *Journal of Development Economics*, 77, 229-249.
- Ashra, S. (2002). Inflation and Openness: A Study of Selected Developing Economies. Working Paper No. (84), *Indian Council for Research on International Economic Relations*. New Delhi, India.
- Atabay, R. (2016). The Relationship between Trade Openness and Inflation in Turkey. *International Journal of Research in Business & Social Science*, 5(3), 137-145.
- Atgür, M. (2021). Türkiye'de Ticari Açıklık ve Enflasyon İlişkisi: Romer Hipotezi Türkiye'de Geçerli Midir? *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 30(1), 45-57.
- Bowdler, C. & Malik, A. (2017). Openness and Inflation Volatility: Panel Data Evidence. *The North American Journal of Economics and Finance*, 41, 57-69.
- Bowdler, C. & Nunziata, L. (2006). Trade Openness and Inflation Episodes in the OECD. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(2), 553-563.
- Bulut, Ö.U. & Yılmaz, H. (2019). Finansal Liberalizasyonun Uzun Dönemde İstihdam Yaratıcı Etkisinin FMOLS, DOLS ve CCR Yöntemi ile Analizi. *Uluslararası İşletme ve Ekonomi Çalışmaları Dergisi*, 1(2), 53-59.
- Chhabra, M. & Alam, Q. (2020). An Empirical Study of Trade Openness and Inflation in India. *Indian Institute of Management Calcutta*, 47(1), 79-90.
- Çoban, M. N. (2020). Romer Hipotezi Kapsamında Ticari Dışa Açıklık ve Enflasyon İlişkisi: Next 11 Ülkeleri İçin Panel ARDL Analizi. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 11(3), 651-660.
- Dickey, D. A. & Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Doru, Ö. & Düşünceli, F. (2021). Türkiye'de Ticari Dışa Açıklık ve Enflasyon İlişkisi: ARDL Sınır Testi ve Nedensellik Analizi. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 12(23), 37-54.

- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- Güneş, Ş. & Konur, F. (2013). Türkiye Ekonomisinde Dışa Açıklık ve Enflasyon İlişkisi Üzerine Ampirik Bir Analiz. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 8(2).
- Hanif, M. & Batool, I. (2006). Openness and Inflation: A Case Study of Pakistan. *MPRA Paper*, 10214.
- Haq, I. U., Alotaish, M. S. M., Kumara, N. G. S. & Otamurodov, S. (2014). Revisiting the Romer's Hypothesis: Time Series Evidence from Small Open Economy. *Pakistan Journal of Applied Economics*, 24(1), 1-15.
- Harrison, A. (1996). Openness and Growth: A Time Series, Cross-Country Analysis for Developing Countries. *Journal of Development Economics*, 48, 419-447.
- Kızılgöl, Ö.A. & İpek, E. (2015). Türkiye'de Enflasyon ile Ticaret Açıklığı Arasındaki İlişki. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(4), 43-54.
- Küçükaksoy, İ., Çifçi, İ. & Özbek, R. İ. (2015). İhracata Dayalı Büyüme Hipotezi: Türkiye Uygulaması. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(2), 691-720.
- Kurihara, Y. (2013). International Trade Openness and Inflation in Asia. *Research in World Economy*, 4(1), 70-75.
- Lane, P. R. (1997). Inflation in Open Economies. *Journal of International Economics*, 42(1), 327-347.
- Lotfalipour, M.R., Montazeri, S. & Sedighi, S. (2013). Trade Openness and Inflation: Evidence from MENA Region Countries. *Economic Insights -Trends and Challenges*, 2(115), 1-11.
- MacKinnon, J.G. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601-618.
- Mukhtar, T. (2010). Does Trade Openness Reduce Inflation? Empirical Evidence from Pakistan, *The Lahore Journal of Economics*, 15(2), 35-50.
- Mukhtar, T., Jehan, Z. & Bilquees, F. (2019). Is Trade Openness Inflationary in Developing Economies: An Asymmetric Analysis for Pakistan. *Pakistan Economic and Social Review*, 57(1), 47-68.
- Munir, S. & Kiani, A.K. (2011). Relationship between Trade Openness and Inflation: Empirical Evidences from Pakistan (1976–2010). *The Pakistan Development Review, Pakistan Institute of Development Economics*, 50(4), 853-876.
- Özçağ, M. & Bölükbaş, M. (2018). Ticari Dışa Açıklık ve Enflasyon İlişkisi: Romer Hipotezi Çerçevesinde Türkiye İçin Bir Analiz. *Maliye Dergisi*, 0(174), 112-130.
- Phillips, P. & Hansen, B. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Review of Economic Studies*, 57, 99-125.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for A Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Polat, M.A. (2017). Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye'de Enerji Tüketiminin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(2), 299-313.
- Ramzan, M., Fatima, K. & Yousaf, Z. (2013). An Analysis of the Relationship between Inflation and Trade Openness. *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*, 5(3), 215-229.
- Romer, D. (1993). Openness and Inflation: Theory and Evidence. *Quarterly Journal of Economics*, 108(4), 869- 903.
- Sachsida, A. & Mendonça, M.J.C. (2015). Inflation and Trade Openness Revised: An Analysis Using Panel Data. Discussion Papers 1148, *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada-IPEA*.
- Sahu, P. & Sharma, N.K. (2018). Impact of Trade Openness on Inflation in India: An Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach. *The Empirical Economics Letters*, 17(1).
- Sekmen, F. (2007). Açıklık ve Para Politikasının Etkinliği: Türkiye Uygulaması. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 33, 171-177.

- Sepehrivand, A. & Azizi, J. (2016). The Effect of Trade Openness on Inflation in D-8 Member Countries with an Emphasis on Romer Theory. *Asian Journal of Economic Modelling*, 4(4), 162-167.
- Sertçelik, Ş. (2019). Kadınların İşgücüne Katılım Oranının Belirleyicileri: Türkiye İçin Yapısal Kırılmalı Zaman Serisi Analizi. *R&S Research Studies Anatolia Journal*, 4(2), 91-102.
- Sikdar, A., Kundu, N. & Khan, Z. S. (2013). Trade Openness and Inflation: A Test of Romer Hypothesis for Bangladesh. MPRA Paper No. 65244, Munich Personal RePEc Archive, Munich.
- Silajdzic, S. & Mehic, E. (2017). Trade Openness and Economic Growth: Emprical Evidence from Transitions Economies. Management International Conference, Italy, 24-27 May, 581-594.
- Şimşek, D. & Hepaktan, E. (2019). Ticari Açıklık, İstihdam ve Enflasyon İlişkisi. *Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 17(4), 316-336.
- Thomas, C. (2012). Trade Openness and Inflation: Panel Data Evidence for the Caribbean. *International Business & Economics Research Journal (IBER)*, 11(5), 507-516.
- Toda, H. Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Process. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- WB (World Bank). (2022). Databank, World Development Indicators (WDI), <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators> (Erişim Tarihi: 10.03.2022).
- Zakaria, M. (2010). Openness and Inflation: Evidence from Time Series Data. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11(2), 313-322.
- Zivot, E. & Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

