



ADİYAMAN ÜNİVERSİTESİ SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ DERGİSİ
ISSN: 1308-9196 / e-ISSN:1308-7363

Yıl : 15 Sayı : 42 Aralık 2022

Yayın Geliş Tarihi: 06.05.2022 Yayına Kabul Tarihi: 08.11.2022

DOI Numarası: <https://doi.org/10.14520/adyusbd.1113281>

Makale Türü: Araştırma Makalesi/ Research Article

Atıf/Citation: Koçbulut, Ö. (2022). BRICS-T Ülkelerinde Gelir Eşitsizliğinin Toplam Faktör Verimliliği Üzerine Etkileri: Ekonometrik Bir Analiz. *Adiyaman Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (42), 706-733.

BRICS-T ÜLKELERİNDE GELİR EŞİTSİZLİĞİNİN TOPLAM FAKTÖR VERİMLİLİĞİ ÜZERİNE ETKİLERİ: EKONOMETRİK BİR ANALİZ

Özgür KOÇBULUT*

Öz

Gelir eşitsizliği, bir ülkedeki bireyler, bir popülasyonu oluşturan gruplar veya ülkeler arasındaki gelir dağılımının düzensiz olduğunu ifade eder. Gelir eşitsizliğini azaltmak, sadece daha adil bir gelir dağılımı elde etmek ve artan gelir eşitsizliğinin yarattığı sosyal kaygıları gidermek için değil, aynı zamanda ekonomik büyüme ve toplam faktör verimliliğinin (TFV) artırılması açısından iyi bir ortam sağlamak için de önemlidir. Bu çalışmada, BRICS-T ülkelerinde 1994-2019 dönemi için gelir eşitsizliği ile TFV arasındaki ilişkinin belirlenmesi amaçlanmıştır. Üç aşamalı bir ampirik yöntemin kullanıldığı çalışmada Panel FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Squares) ve DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares) tahmincilerinden elde edilen sonuçlar, gelir eşitsizliğinin TFV'yi negatif etkilediğini göstermektedir. Çalışmanın bulgularına dayanarak, gelir eşitsizliğinin negatif etkilerini en aza indirebilmek amacıyla bazı politika önerileri sunulabilir. BRICS-T ülkelerinde öncelikle gelir dağılımı adaletsizliğini azaltmayı amaçlayan uzun vadeli makroekonomik politikalar oluşturulmalı ve iyi koordine edilmelidir. Bu ülkelerde politika yapıcılar, daha adil bir gelir dağılımı

*  Dr. Öğr. Üyesi., Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi, Turhal Meslek Yüksekokulu Yönetim ve Organizasyon Bölümü, o.kocbulut@gmail.com, Tokat-Türkiye

sağlamak için artan oranlı vergi ve asgari ücret gibi yasal uygulamaların etkilerini dikkatle izlemelidirler.

Anahtar Kelimeler: Gelir Eşitsizliği, Toplam Faktör Verimliliği, BRICS-T Ülkeleri, Panel FMOLS-DOLS.

THE EFFECTS OF INCOME INEQUALITY ON TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY IN BRICS-T COUNTRIES: AN ECONOMETRIC ANALYSIS

Abstract

Income inequality refers to the unequal distribution of national income in an economy. Reducing income inequality is important not only to achieve a more equitable income distribution and to address social concerns caused by increasing income inequality, but also to provide a good ambience in terms of economic growth and increasing total factor productivity (TFP). In this study, it is aimed to determine the relationship between income inequality and TFP in BRICS-T countries for the period 1994-2019. In the study, in which a three-stage empirical procedure was used, the results obtained from the Panel FMOLS and DOLS estimators show that income inequality negatively affects TFP. Based on the findings of the study, some policy recommendations can be made to minimize the negative effects of income inequality. In BRICS-T countries, long-term macroeconomic policies aiming to reduce income inequality should be established and good organized. Policy makers in these countries should carefully monitor the effects of legal practices such as progressive taxes and minimum wages to ensure a more equitable distribution of income.

Keywords: Income Inequality, Total Factor Productivity, BRICS-T Countries, Panel FMOLS-DOLS.

1. GİRİŞ

Verimlilik, üretimde kullanılan faktörlerin daha üretken şekilde kullanımını ifade eder. TFV ise emek, sermaye ve diğer faktörlerin miktarı ile açıklanmayan çıktı artışı olarak tanımlanmaktadır. TFV'nin ölçülmesi, bir ülkenin önceki ve mevcut ekonomik performansının değerlendirilmesi bakımından oldukça önemlidir (Gömleksiz vd., 2017:65; Biatour vd., 2011). Kurumlar veya firmalar, verimlilik artışının arkasındaki faktörleri ve nasıl işlediklerini doğru bir şekilde belirleyebilirlerse, bu onları verimlilik artışını sürdürmek için bilinçli bir şekilde politika yürütebilecek bir konuma yerleştirecektir. TFV'nin ölçülmesi konusunda yapılan çalışmaların Abramovitz (1956) ve Solow'a (1957) kadar uzandığı söylenebilir. Abramovitz, TFV'yi bir "artık" olarak değerlendirmiştir. Abramovitz'e göre bu artık, üretim artışının emek, sermaye gibi girdiler ile açıklanamayan kısmını temsil etmektedir. Dolayısıyla bu artık, bir ekonomide eğitim ve sağlık hizmetlerindeki gelişmeler, teknolojik yenilikler, kurumsal yapıda meydana gelen değişiklikler gibi üretimi direkt yada endirekt şekilde etkileyebilecek faktörlerin yanı sıra çeşitli ölçüm hatalarından da kaynaklanabilir (Ateş, 2012:4). Solow ise (1957) sabit bir faktör bileşimi kullanıldığında ortaya çıkan üretim artışlarını, teknolojik gelişmelere ya da bu teknolojik gelişmelerin verimlilik üzerindeki pozitif etkilerine dayandırmaktadır (Gömleksiz vd., 2017:65).

Literatürde, TFV'yi etkileyen faktörlerin analizine ilişkin olarak; (Coe ve Helpman, 1995; Ascari ve Di Cosmo, 2004; Khan, 2006; Nachege ve Fontaine, 2006; Arazmuradov vd., 2014; Akinlo ve Adejumo, 2016; Olomola ve Osinubi, 2018; Gao vd., 2021) birçok çalışmada beşeri sermaye, dışa açıklık, yabancı yatırımlar, ar-ge, enflasyon, enerji gibi çeşitli kurumsal değişkenlerin incelendiği görülmektedir. Küresel ekonomi, son dönemde

finansal kriz, borç krizleri ve ticaret savaşları gibi birtakım olumsuzlukların etkisinde kalmış ve bu süre içerisinde tüm dünyada aşağı yönlü riskler ağırlık kazanmıştır. Bu durum, birçok ülkede yoksulluk ve gelir dağılımı eşitsizliği gibi temel problemlerin hızla artmasına neden olmuştur. Her ne kadar bu problemlerin giderilebilmesi amacıyla birçok ülke veya ülke grupları tarafından çeşitli politikalar uygulanmış olsa da dünya genelinde gelir eşitsizliği sorunu halen devam etmektedir. Paris merkezli Dünya Eşitsizlik Laboratuvarı (World Inequality Lab) verilerine göre Orta Doğu, Latin Amerika ve Afrika gelir dağılımı bakımından 2020 yılında dünyanın en eşitsiz bölgeleri olarak belirlenmiştir. Bu bölgelerde, nüfusun en zengin %10'u milli gelirin sırasıyla %56, %54 ve %50'sini almaktadır. Aynı dönemde bu oranlar; Hindistan'da %56, Rusya'da %46, Çin'de %41 olarak gerçekleşmiştir. Avrupa ise %35'lik oran ile tüm bölgeler arasında en eşit konumda yer almaktadır. Bu durum beşeri sermaye, dışa açıklık, yabancı yatırımlar değişkenleri gibi gelir eşitsizliğinin de TFV üzerinde etkili olabileceğini göstermektedir (<https://wid.world/news-article/2020-regional-updates/>).

Birçok araştırmada gelir eşitsizliğinin ekonomik büyümeyi olumsuz etkilediği ileri sürülmektedir. Bu araştırmalar, Kuznets'in (1955) büyümenin gelir dağılımı üzerindeki etkisine odaklanan ufuk açıcı çalışmasını takip etmektedir. Kuznets'e göre, ekonomik büyüme sürecinde gelir eşitsizliği büyüme ile beraber artmakta, ancak büyüme arttıkça gelir eşitsizliği azalmaktadır. Son zamanlarda büyüme konusunda yapılan çalışmalarda, gelir dağılımı eşitsizliğinin sermaye birikimini ve büyümeyi nasıl yavaşlatabileceği, üç aktarım kanalı ile açıklanmaya çalışılmıştır. Bunlardan ilki, eşitsizliğin, tasarruf ve yatırım teşviklerini baltalayan sosyo-politik bir istikrarsızlık yaratabileceği hususudur. İkincisi, artan gelir eşitsizliği nedeniyle ortaya çıkan sosyo-politik istikrarsızlığın, ekonomik teşvikleri azaltması ve böylece sermaye birikimini ve ekonomik büyümeyi

yavaşlatarak gelirin yeniden dağıtılması için hükümet üzerinde baskı oluşturması durumudur. Son kanal ise beşeri sermaye birikimi yoluyla çalışmaktadır. Gelir eşitsizliği, bir yoksulluk döngüsüne neden olur ve yoksulların kendileri ve kendilerinden sonra gelen bireyler için beşeri sermayeye yatırım yapmalarını zorlaştırarak işgücünün ortalama beceri düzeyini düşürür (Mo, 2000:293). Buna göre gelir eşitsizliğini azaltmak, sadece daha adil bir gelir dağılımı elde etmek ve artan gelir eşitsizliklerinin yarattığı sosyal kaygıları gidermek için değil, aynı zamanda ekonomik büyüme ve verimlilik açısından iyi bir ortam sağlamak için de önemlidir (Sequeira vd., 2017:89). Bu nedenle, günümüzde artan gelir eşitsizliği sorunu ve bunun ülkelerin ekonomik büyümesi üzerinde ortaya çıkardığı etkiler; iktisatçıların, yerel ve küresel politika yapımcıların en önemli meşguliyetlerinden biri olmaya devam etmektedir. Fakat bu konuda yapılan çalışmalardan elde edilen ampirik bulgular arasında tam bir tutarlılık yoktur. Bazı çalışmalarda, eşitsizliğin büyüme üzerinde olumsuz bir etkisi olduğu ileri sürülürken (Alesina ve Rodrik 1994; Clarke 1995; Alesina ve Perotti 1996; Deininger ve Squire 1998), diğer bazı çalışmalarda ise (Li ve Zou 1998; Forbes 2000; Frank 2008; Pede vd. 2018) eşitsizliğin büyümeyi destekleyen önemli bir faktör olduğu ileri sürülmektedir (Espoir ve Ngepah, 2021a:662).

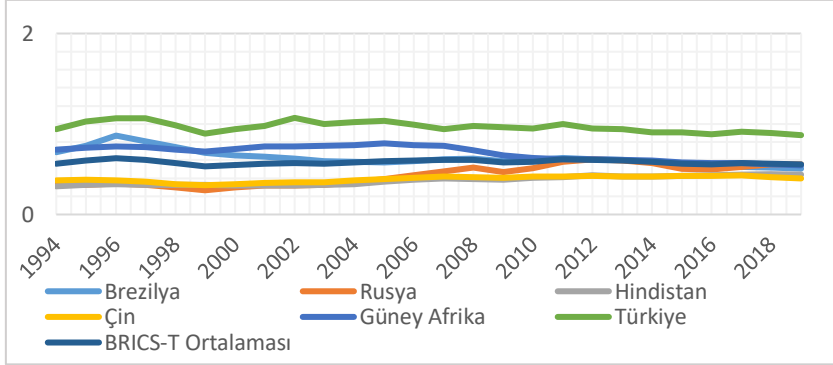
Lloyd-Ellis (2003) yaptığı çalışmada, eşitsizlik artışı ile verimlilik arasındaki ilişkiyi serbest piyasa paradigması ile açıklamaya çalışmıştır. Buna göre, piyasalarının kusursuz işlediği ve ticaretinin önünde hiçbir engelin bulunmadığı bir dünyada, eşitsizliğin verimlilik ve ekonomik büyüme üzerinde önemli bir etkisinin olmayacağı ileri sürülmektedir. Bunun nedeni, büyüme kaynaklı elde edilen marjinal ürünün yeniden dağıtılarak, emtia piyasalarına katılanların ve katılmayanların çıkarlarının görünmez bir el tarafından otomatik olarak düzenlenmesidir. Fakat, bu paradigma gelir dağılımını etkilemeye yönelik kamu müdahalelerinin verimliliği olumsuz

etkileyeceğini varsaymaktadır. Örneğin, Lloyd-Ellis (2003) çalışmasında eşitsizliği hafifletmeye yönelik artan oranlı bir gelir vergisi tarifesinin yürürlüğe konulmasının sosyal refah açısından makul olabileceğini, ancak bunun da daha düşük üretkenlik ve çıktı artışı ile sonuçlanabileceğini ileri sürmektedir. DiPietro (2014) ise bir ekonomide üretkenliği teşvik etmek için asgari düzeyde bir eşitsizliğin gerekli olduğunu, ancak bunun oldukça düşük olması gerektiğini ileri sürmektedir. Aksi takdirde eşitsizliğin yüksek olması, ekonomide verimlilik artışının azalmasına yol açabilecektir. Ekonomide gelir eşitsizliği artışının verimlilik artışı üzerinde olumsuz bir etki yaratmasının nedeni, toplumdaki çeşitli sınıfların mutlak ve göreceli güçlerinin, yani gelir düzeyi yüksek üst sınıf ile toplumun geri kalanı arasındaki ilişki dinamiklerinin değişecek olmasıdır. Toplumda gelir eşitsizliği ne kadar yüksek ise üst sınıflar; yargı, medya ve hükümet üzerinde daha fazla baskı oluşturarak üretken yollarla değil, sadece sistemi manipüle ederek rant yoluyla daha fazla gelir elde etme imkânı elde edebileceklerdir. Bu durum, ekonomide kaynakların üretken yatırımlardan ziyade başka amaçlar için kullanılmasına neden olabileceğinden dolayı TFV'nin düşmesine yol açabilecektir. Ayrıca, eşitsizlik düzeyinin yüksek olması toplumun alt ve orta gelirli grupları tarafından gelir dağılımı adaletsizliğinin daha iyi algılanmasına neden olur ve onların hem çalışma çabalarını hem de verimliliklerini düşürmektedir. Bu gerçekler gelir eşitsizliğinin, üretim faktörlerinin ne kadar etkin kullanıldığına bir ölçütü olan TFV üzerinde ne kadar etkili olduğu konusunu gündeme getirmektedir. Bu nedenle çalışmada, BRICS-T ülkelerinde gelir eşitsizliğinin TFV üzerindeki etkisinin belirlenmesi amaçlanmıştır.

BRICS ülkeleri birbirine benzer ekonomik yapıları nedeniyle Goldman Sachs Yatırım Bankası Yönetim Kurulu Başkanı Jim O'Neill tarafından önce BRIC (Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin) ülkeleri olarak gruplandırılmıştır. Sonra,

2011 yılında bu gruba Güney Afrika'nın katılması ile birlikte bu ülke grubu BRICS olarak adlandırılmıştır. Türkiye ile BRICS ülkeleri her ne kadar birbirinden farklı bölgelerde olsalar da son dönemde küreselleşmenin de etkisiyle Türkiye'nin BRICS ülkeleri ile ticaretinin hızla arttığı ve bu ülkelere benzer bir ekonomik büyüme ve gelişme gösterdiği görülmektedir. Dolayısıyla bu durum yapılacak analizde Türkiye'nin de bu ülke grubuna dahil edilebileceğini göstermektedir (Karakurt, 2021:2).

Günümüzde BRICS-T ülkeleri dünya üretiminin yaklaşık yüzde 25'ini, dünya nüfusunun ise yaklaşık yüzde 43'ünü oluşturmalarına rağmen bu ülkelerin TFV katsayıları incelendiğinde (Şekil 1) yıllar itibariyle kayda değer bir artış olmadığı görülmektedir. Aynı zamanda bu ülkelerde gelir eşitsizliği katsayılarının yüksek olması, bu eşitsizliğin TFV üzerindeki etkisini belirlemeyi zorunlu hale getirmiştir.



Şekil 1. BRICS-T Ülkelerinde Toplam Faktör Verimliliği

Kaynak: Penn World Table-Version 10.0

Çalışma, BRICS-T ülkelerinde gelir eşitsizliğinin TFV üzerindeki etkisini belirlemeyi amaçlayan ilk çalışma olması bakımından önemlidir. Bu nedenle

çalışmanın bu alanda literatüre katkı yapacağı ve BRICS-T ülkelerinde politika yapıcıların istifade edebileceği bir çalışma olacağı düşünülmektedir.

Çalışma aşağıdaki gibi yapılandırılmıştır. İkinci bölümde konu ile ilgili literatür incelemesi yapılmış; üçüncü bölümde veri seti ve modelleme hakkında bilgi verilmiş; dördüncü bölümde metodolojik çerçeve anlatılmış; beşinci bölümde ampirik bulgular yorumlanmış; sonuç bölümünde ise sonuçlar ve politika önerileri raporlanarak çalışma tamamlanmıştır.

2. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Solow (1956) çalışmasında, uzun dönemli ekonomik büyümede TFV'nin etkisini açıklamaya çalışmış ve TFV'yi emek ve sermaye birikiminden kaynaklanmayan çıktıdaki büyüme oranı olarak tanımlamıştır. Bu teorik kavramsallaştırmadan, büyüme ekonomisinde verimliliği etkileyen faktörlerin neler olduğu sorusu ortaya çıkar ki, gelir eşitsizliği de bunlar arasında sayılabilmektedir (Espoir ve Ngepah, 2021a:664). Literatürde gelir eşitsizliğinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini açıklamaya yönelik hem küresel hem de bölgesel baz da çok sayıda çalışma yapılmış olmasına rağmen, toplam faktör verimliliği üzerindeki etkisini açıklamaya yönelik çalışmalar hala eksiktir. Son dönemde eşitsizliğin verimlilik artışı üzerindeki etkilerine odaklanan bir ampirik literatür oluşmaya başlamış (Sequeira vd., 2017; Espoir ve Ngepah, 2021a; Espoir ve Ngepah, 2021b), ancak gelir eşitsizliğinin TFV üzerindeki etkileri konusunda tam bir fikir birliği sağlanamamıştır.

Konu ile ilgili tanımlanan ilk çalışmalardan Freeman ve Medoff (1984), ABD'de imalat sanayiinde faaliyet gösteren firmaların temsili bir örneğini kullanarak firma düzeyinde üretkenliği ve firma içi ücret eşitsizliğini araştırmışlardır. Çalışmanın bulguları, ücret eşitsizliğindeki azalışların

verimliliği artırdığını göstermektedir. Hayes vd. (1994), ABD’de eşitsizliğin çalışanların konsantrasyonunu olumsuz etkileyebileceğini, bunun da emek üretkenliğini azaltabileceğini ileri sürmüştürler. Grafton vd. (2001), 31 gelişmekte olan ülke için sosyal ayrışmayı temsil ettiği varsayılan gelir, eğitim, etnik ve dilsel farklılık değişkenleri ile TFV arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Sonuçlar, faktör birikiminden kaynaklanan etkilerden ayrı olarak, daha yüksek sosyal ayrışma seviyelerinin daha düşük toplam faktör verimliliği seviyelerine yol açtığını göstermektedir. Kim ve Sakamoto (2008), 1979-1996 dönemi için ABD imalat sanayinde ücret eşitsizliğinin üretkenlik üzerindeki net etkisini araştırmışlardır. Yazarların bulguları, ücret eşitsizliği artışlarının üretkenliği artırdığını ileri süren SBTC (Beceri Temelli Teknolojik Değişim) hipotezini reddetmektedir. Yamamura ve Shin (2009), ülkeler arasında verimlilik iyileştirme ve sermaye birikimi kanalları yoluyla eşitsizliğin TFV’yi nasıl etkilediğini araştırmak için sistem GMM (Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi) yöntemini kullanmışlar ve eşitsizliğin verimlilik iyileştirmelerini artırdığını, ancak eşitsizlik artışlarının verimlilik iyileştirmelerini olumsuz etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Mahy vd. (2011), Belçika’da ücret dağılımının firma verimliliği üzerinde olumlu bir etkisi olduğunu, ancak bu etkinin daha yüksek ücret dağılımı seviyelerinde azaldığını bulmuşlardır. Fuentes vd. (2014), gelişmekte olan ülkelerde somutlaştırılmış teknik değişimin TFV üzerindeki potansiyel uzun vadeli etkisini ortaya koymak için çok değişkenli istatistiksel bir analiz kullanmışlardır. Bulgular, gelişmekte olan ülkelerde gelir eşitsizliğinin TFV üzerinde olumsuz bir etkisi olduğunu göstermektedir. Sequeira vd. (2017), ülkeler arası verileri kullanarak beşeri sermaye, ticari açıklık ve TFV’nin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Sonuçlar, ülkeler arası gelir eşitsizliğini açıklamada sadece beşeri sermayenin önemli olduğunu, TFV’nin gelir eşitsizliği ile pozitif ilişkili olduğunu ancak TFV’nin marjinal etkisinin

istatistiksel olarak anlamlı olmadığını göstermektedir. Teknolojik değişimin ve rantın gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini inceleyen Antonelli ve Gehringer (2017), teknolojik değişimin alternatif bir göstergesi olarak TFV'nin gelir dağılımı eşitsizliğini azaltmada önemli bir etki yaptığını ilişkin Schumpeterian görüş altında yirmi OECD ülkesinden oluşan bir örneklem kullanmışlardır. Yazarlar, metodolojik olarak kantil regresyon tekniklerini kullanmışlar ve TFV'nin gelir eşitsizliği üzerinde negatif ve anlamlı bir etkisi olduğunu bulmuşlardır. Espoir ve Ngepah (2021a), son yıllarda gelir eşitsizliği artışlarının üretkenliği artırdığını ileri süren SBTC hipotezini ampirik olarak değerlendirmek amacıyla FMOLS ve Rolling OLS tekniklerini kullanarak 1990-2014 dönemi için ülkeler genelinde gelir eşitsizliği ile TFV arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Yazarlar, gelişmekte olan ülkelerde gelir eşitsizliğinin uzun dönemde TFV'yi önemli ölçüde azalttığını bulmuşlar, gelişmiş ülkelerde ise gelir eşitsizliğinin TFV'yi etkilediğine dair herhangi bir kanıt bulamamışlardır. Espoir ve Ngepah (2021b), farklı bir çalışma ile Güney Afrika'da 1995-2015 dönemi için mekânsal ekonometrik teknikler kullanarak gelir eşitsizliği artışının TFV'yi artırıp artırmadığını araştırmışlardır. Analiz sonuçları, gelir eşitsizliğinin TFV üzerinde pozitif mekânsal etkileşimlerin varlığını, ayrıca yerel olarak ilçelerde gelir eşitsizliğinin TFV üzerindeki doğrudan etkisinin negatif, dolaylı etkisinin ise pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

3. VERİ SETİ VE MODEL

Değişkenlere ait veriler BRICS-T Ülkeleri (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye) için 1994-2019 dönemini kapsamaktadır. Değişkenler, logaritmik olarak analize dahil edilmiş olup, bunlara ait tanımlayıcı bilgiler tablo 1'de gösterilmektedir.

Tablo 1. Değişkenler, Tanımları ve İstatistik Özeti

Değişkenler	Tanımları	Kaynak	Gözlem Sayısı	
<i>TFP</i>	Toplam faktör verimliliği	Penn World Table (PWT 10.0)	156	
<i>IINQ</i>	Gelir eşitsizliği	World Income Inequality Database (WIID)	156	
<i>HC</i>	Beşeri sermaye indeksi	Penn World Table (PWT 10.0)	156	
<i>TO</i>	Ticari açıklık (% GDP)	World Development Indicators (WDI)	156	
Değişkenler	Ort.	Standart Sapma	Min.	Max.
<i>TFP</i>	-0.617	0.374	-1.318	0.065
<i>IINQ</i>	3.894	0.195	3.542	4.307
<i>HC</i>	0.858	0.191	0.455	1.233
<i>TO</i>	3.732	0.351	2.749	4.288

Çalışmada kullanılan ampirik model, gelir eşitsizliğinin TFV üzerine etkisini inceleyen çalışmalarda (Sequeira vd., 2017; Espoir ve Ngepah, 2021a; Espoir ve Ngepah, 2021b) kullanılan modeller temel alınarak belirlenmiştir. Ayrıca gelir eşitsizliğinin dışında TFV'yi etkilediği düşünülen beşeri sermaye ve ticari açıklık değişkenleri de modele dahil edilmiştir. Gelir eşitsizliğinin ölçülmesinde kullanılan en yaygın yöntem Gini katsayısıdır. Bu katsayı, 0 ile 1 arasında bir değer alır. 0, gelirin tam eşit, 1 ise gelirin tam eşitsiz dağıtıldığını ifade eder. Bu nedenle modelde gelir eşitsizliği değişkeni için ülkelerin gini katsayısı verileri kullanılmış olup, model fonksiyonel formda eşitlik 1'de gösterilmiştir.

$$TFP = f(IINQ, HC, TO) \quad (1)$$

1 nolu eşitlik basit bir panel regresyon çerçevesinde 2 nolu eşitlikte gösterildiği gibi yeniden yazılabilir:

$$\ln TFP_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \ln INQ_{it} + \beta_{2i} \ln HC_{it} + \beta_{3i} \ln TO_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Modelde, $i(i = 1 \dots, N)$, $t(t = 1 \dots, T)$ ve ε sırasıyla yatay kesit birimleri, zamanı ve hata terimini; β_0 sabiti, β_1 , β_2 ve β_3 ise yine sırasıyla gelir eşitsizliği, beşeri sermaye ve ticari açıklık elastikiyetlerini göstermektedir.

4. METEDOLOJİ

Çalışmada, gelir eşitsizliğinin TFV üzerindeki etkisini tespit etmek amacıyla farklı ekonometrik testlerin tercih edildiği üç aşamalı bir yöntem kullanılmıştır. Birinci aşamada Levin, Lee ve Chu (LLC) (2002) ve Im, Pesaran ve Shin (IPS) (2003) tarafından geliştirilen panel birim kök testleri kullanılarak değişkenlerin entegrasyon derecesi belirlenmiştir. İkinci aşamada, Pedroni (1999) panel eşbütünleşme testi kullanılarak değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Son aşamada ise sırasıyla Pedroni (2000) ve Kao ve Chiang (2001) tarafından geliştirilen panel FMOLS ve panel DOLS tahmincileri kullanılarak uzun dönem eşbütünleşme katsayıları tahmin edilmiştir.

4.1. Panel Birim Kök Testleri

Panel veri analizlerinde sıradan en küçük kareler (OLS) tahmincisi kullanıldığında sahte regresyon sorunu yaşanabileceğinden dolayı öncelikle değişkenlerin entegrasyon derecesini belirlemek gerekmektedir. Bu bağlamda, değişkenlerin durağan olup olmadığını belirlemek amacıyla LLC (2002) ve IPS (2003) tarafından geliştirilen panel birim kök testleri kullanılmıştır.

LLC birim kök testinde, paneldeki tüm birimlerin aynı otoregresif parametreye sahip olduğu ve $\{y_{it}\}$, stokastik sürecin aşağıda gösterilen üç modelden biri ile oluşturulduğu varsayılmaktadır (Levin vd., 2002:4).

$$\text{Model 1: } \Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Model 2: } \Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \delta y_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Model 3: } \Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}t + \delta y_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

LLC testinde $i = 1, \dots, N$ yatay kesit birimleri, $t = 1, \dots, T$ zamanı temsil etmekte ve test prosedürü eşitlik 3'te gösterilmektedir.

$$\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad m = 1, 2, 3. \quad (3)$$

3 nolu eşitlikte d_{mt} , deterministik değişkenler vektörünü, α_{mi} , değişkenler vektörünün katsayılarını, L ise gecikme uzunluğunu temsil etmektedir. ε_{it} , hata terimi ise yatay kesit birimler arasında korelasyonsuzdur ve $\varepsilon_{it} = \sum_{j=1}^{\infty} \theta_{ij} \varepsilon_{it-j} + u_{it}$ şeklinde bir ARMA sürecini takip etmektedir. LLC testinin hipotezleri ise şu şekilde oluşturulur. 1. Model'de serilerin birim kök içerdiğini varsayan boş hipotez $H_0: \delta = 0$, serilerin durağan olduğunu varsayan alternatif hipoteze $H_1: \delta \neq 0$ karşı sınanmaktadır. 2. Model'de y_{it} , zaman trendi içermez ancak bireysel spesifik bir ortalamaya sahiptir ve tüm i 'ler için testin boş hipotezi $H_0: \delta = 0$ ve α_{0i} şeklinde oluşturulmaktadır. 3. Model'de ise y_{it} 'nin hem zaman trendi içermesi hem de bireysel spesifik ortalamaya sahip olmasından dolayı testin boş hipotezi $H_0: \delta = 0$ ve α_{1i} şeklinde oluşturulmaktadır (Baltagi, 2013:278).

IPS (2003) panel birim kök testi, heterojen paneller için geliştirilmiş olup 3 nolu eşitlikten hareketle tüm bireysel ADF test istatistiklerinin ortalamasını alan alternatif bir test prosedürü önerir. Bu testin en önemli özelliği, verileri birleştirmek yerine tüm birimler için zaman serilerine ayrı ayrı birim kök uygulamasıdır. Testin serilerin durağan olmadığını varsayan boş hipotezi $H_0: \delta_i = 0$ (tüm i 'ler için), alternatif hipoteze

$H_1: \begin{cases} \delta_i < 0 & i = 1, \dots, N_1 \\ \delta_i = 0 & i = N_1 + 1, \dots, N \end{cases}$ karşı sınanmaktadır (Im vd., 2003:54-55; Baltagi, 2005:242).

4.2. Panel Eşbütünleşme Testi

Eşbütünleşme ilişkisi, değişkenler arasında uzun dönem denge ilişkisinin olup olmadığının incelendiği bir süreci ifade etmektedir. Bu ilişki, Pedroni (1999) panel eşbütünleşme testi ile araştırılmıştır. Bu testte öncelikle eşbütünleşme regresyonundan elde edilen regresyon kalıntıları hesaplanır (4 nolu eşitlik). Sonrasında ise Pedroni, panel veri modellerinde eşbütünleşme için heterojenliğe izin veren ve boş hipotezi seriler arasında eşbütünleşme yoktur şeklinde tanımlanan ilk dördü kesit-içi (within-dimension) havuzlanmış, son üçü ise kesitler-arası (between-dimension) olmak üzere 5 nolu eşitlik setinde gösterilen toplam yedi adet eşbütünleşme testi önermiştir.

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \gamma_{1i}x_{1i,t} + \gamma_{2i}x_{2i,t} + \dots + \gamma_{Mi}x_{Mi,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

($t = 1, \dots, T; i = 1, \dots, N; m = 1, \dots, M$ için)

4 nolu eşitlikte T , gözlem sayısını, N , yatay kesit sayısını, M , değişken sayısını göstermektedir. $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ eğim katsayılarını, α_i sabiti, δ_i ise deterministik zaman trendini temsil etmektedir (Pedroni, 1999:656).

1. Panel v istatistiği:

$$T^2 N^{3/2} Z_{\hat{v}_{NT}} \equiv T^2 N^{3/2} (\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2)^{-1} \quad (5.1)$$

2. Panel ρ istatistiği:

$$T \sqrt{N} Z_{\hat{\rho}_{NT}} - 1 \equiv T \sqrt{N} (\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1}^2 \Delta \hat{e}_{i,t}^2 - \hat{\lambda}_i) \quad (5.2)$$

3. Panel t istatistiği (parametrik olmayan):

$$Z_{tNT} \equiv (\tilde{\sigma}_{N,T}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1}^2 \Delta \hat{e}_{i,t}^2 - \hat{\lambda}_i) \quad (5.3)$$

4. Panel t istatistiği (parametrik):

$$Z_{tN,T}^* \equiv (\tilde{S}_{N,T}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2})^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \Delta \hat{e}_{i,t}^* \quad (5.4)$$

5. Grup ρ istatistiği:

$$TN^{-1/2} \tilde{Z}_{\rho N,T-1} \equiv TN^{-1/2} \sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (5.5)$$

6. Grup t istatistiği (parametrik olmayan):

$$N^{-1/2} \tilde{Z}_{\rho N,T} \equiv N^{-1/2} \sum_{i=1}^N (\hat{\sigma}_i^2 \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (5.6)$$

7. Grup t istatistiği (parametrik):

$$N^{-1/2} \tilde{Z}_{tN,T}^* \equiv N^{-1/2} \sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T \hat{S}_i^{*2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2})^{-1/2} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^* \quad (5.7)$$

4.3. Panel FMOLS-DOLS Tahmincileri

Değişkenler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisi belirlendikten sonra bağımsız değişkenlerin uzun dönem katsayıları, sırasıyla Pedroni (2000) ve Kao ve Chiang (2001) tarafından geliştirilen panel FMOLS ve panel DOLS tahmincileri ile tahmin edilmiştir. Her iki tahminci de regresörlerin olası içsellliği ve seri korelasyon için küçük örneklerde daha tutarlı tahminler üretmektedir (Boubellouta ve Kusch-Brandt, 2021). Panel FMOLS tahmincisi için öncelikle 6 nolu eşitlikte gösterilen panel regresyon modeli dikkate alınır (Pedroni, 2000:98):

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \mu_{it} \quad i = 1 \dots N, t = 1 \dots T \quad (6)$$

6 nolu eşitlikte N yatay kesit birimleri, T zaman sürecindeki gözlem sayısıdır. y_{it} bağımlı değişkeni, α_i yatay kesit birimlere özgü etkileri, β eşbütünlüşme vektörünü, x_{it} tüm yatay kesitler için bağımsız değişkeni, μ_{it} ise hata terimini temsil etmektedir. Panel FMOLS tahmincisi 7 nolu eşitlikte gösterilmiştir (Pedroni, 2000:102-108).

$$\hat{\beta}_{FMOLS} = (\sum_{i=1}^N \hat{L}_{22i}^{-2} \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2)^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^{-1} \hat{L}_{22i}^{-1} (\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) y_{it}^* - T \hat{\delta}_i) \quad (7)$$

7 nolu eşitlikte y_{it} bağımlı değişken ve $\hat{\delta}_i$ seri korelasyon parametresi, 8 ve 9 nolu eşitlikte olduğu gibi tanımlanmaktadır.

$$y_{it}^* = (y_{it} - \hat{y}_i) - \left(\frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}}\right) \Delta X_{it} \left(\frac{\hat{L}_{21i} - \hat{L}_{22i}}{\hat{L}_{22i}}\right) \beta (x_{it} - \bar{x}_i) \quad (8)$$

$$\hat{\delta}_i = \hat{T}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \left(\frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}}\right) (\hat{T}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^0) \quad (9)$$

Panel DOLS tahmincisi, modele gecikmeli farkları ekleyerek otokorelasyonu düzelten parametrik bir yaklaşımdır. Bu durum, Panel DOLS tahmincisinin, hem homojen hem de heterojen panellerde FMOLS tahmincisine göre daha iyi performans göstermesini sağlar. Panel DOLS'un regresyon denklemi 10 nolu eşitlikte gösterilmektedir (Kao ve Chiang, 2001:188):

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it} \beta + \sum_{j=-q}^q c_{ij} \Delta x_{it-j} + \mu_{it} \quad (10)$$

10 nolu eşitlikte β eşbütünlüşme vektörünü, c_{ij} açıklayıcı değişkenin birinci farkının gecikmeli değerini, μ_{it} ise hata terimini temsil etmektedir.

5. EKONOMETRİK BULGULAR

Modeldeki değişkenlere ait birim kök test sonuçları tablo 2'de gösterilmektedir. Buna göre, her iki birim kök testinde serilerin durağan olmadığını varsayan boş hipotez reddedilememektedir. Ancak, serilerin birinci farkı alındıktan sonra durağan oldukları ispatlanmıştır. Bu durum tüm serilerin $[I(1)]$, yada birinci dereceden entegre olduklarını göstermektedir. Panel eşbütünlüşme test sonuçları tablo 3'te verilmiştir. Pedroni (1999) test sonuçları incelendiğinde, sabitli ve trendli modellerin her ikisinde Panel PP, Panel ADF, Grup PP ve Grup ADF testlerinden elde edilen test istatistikleri

H_0 hipotezinin reddedildiğini ve değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin varlığını göstermektedir.

Tablo 2. Panel Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	LLC		IPS	
	Sabitli	Sabitli Trendli	Sabitli	Sabitli Trendli
<i>TFP</i>	-0.205 (0.418)	-0.528 (0.298)	0.823 (0.794)	-1.265 (0.102)
<i>IINQ</i>	-2.712 (0.003)***	0.356 (0.639)	-0.280 (0.389)	1.487 (0.931)
<i>HC</i>	1.755 (0.960)	-0.116 (0.453)	3.487 (0.999)	-4.472 (0.000)***
<i>TO</i>	-0.981 (0.163)	-0.173 (0.431)	-0.457 (0.323)	0.079 (0.531)
ΔTFP	-4.617 (0.000)***	-3.180 (0,000)***	-5.580 (0,000)***	-3.971 (0,000)***
$\Delta IINQ$	-2.969 (0,000)***	-4.174 (0,000)***	-4.079 (0,000)***	-4.193 (0,000)***
ΔHC	-2.473 (0.006)***	-2.491 (0.006)***	-3.673 (0,000)***	-1.951 (0.025)***
ΔTO	-7.260 (0.000)***	-6.394 (0.000)***	-7.942 (0.000)***	-7.500 (0.000)***

Not: Δ : Birinci derece fark operatörüdür. Parantez içi değerler olasılık değerlerini, ***, ** ve * ise sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Tablo 3. Panel Eşbütünlüşme Test Sonuçları

Testler	Sabitli	Sabitli-Trendli
<i>Kesit-içi (Within-dimension)</i>		
Panel v-statistic	0.902 (0.183)	1.535 (0.062)
Panel rho-statistic	-0.373 (0.354)	0.295 (0.616)
Panel PP-statistic	-1.843 (0.032)***	-2.191 (0.014)***
Panel ADF-statistic	-3.549 (0.000)***	-3.685 (0.000)***
<i>Kesitlerarası (Between-dimension)</i>		
Grup rho-statistic	0.783 (0.783)	0.827 (0.796)
Grup PP-statistic	-1.565 (0.058)**	-2.836 (0.002)***
Grup ADF-statistic	-3.228 (0.000)***	-4.938 (0.000)***

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini, ***, ** ve * ise sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. ADF: Augmented Dickey-Fuller

Panel FMOLS ve DOLS tahmincilerinden elde edilen uzun dönem katsayılar tablo 4’te verilmiştir. Tabloda raporlanan sonuçlara göre, panel FMOLS tahmincisinin trendli modelinde ticari açıklık, DOLS tahmincisinin trendli modelinde beşeri sermaye ve sabitli modelinde ise ticari açıklık değişkeni dışındaki tüm değişkenlere ait katsayıların istatistikî olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Her iki tahminden elde edilen sonuçlara göre gelir eşitsizliği katsayısı negatiftir. Dolayısıyla BRICS-T ülkelerinde gelir eşitsizliğinin TFP’yi olumsuz etkilediği söylenebilir. Gelir eşitsizliği esneklik katsayıları, bu değişkendeki %1’lik bir artışın FMOLS tahmincisinin sabitli ve trendli modellerinde TFP’yi sırasıyla %0.70 ve %0.19, DOLS tahmincisinde ise her iki modelde TFP’yi yaklaşık %1 azalttığını göstermektedir. Bu sonuçlar, literatürde Fuentes vd. (2014), Espoir ve Ngepah (2021a) ve Espoir ve Ngepah’in (2021b) çalışmalarında elde edilen bulgular ile tutarlılık göstermektedir.

Tablo 4. Panel FMOLS ve DOLS Test Sonuçları (TFP bağımlı değişken)

Değişkenler	Panel FMOLS		Panel DOLS	
	Sabitli	Sabitli Trendli	Sabitli	Sabitli Trendli
<i>IINQ</i>	-0.705 (0.000)***	-0.196 (0.094)*	-1.020 (0.080)**	-1.057 (0.034)***
<i>HC</i>	-0.429 (0.000)***	-2.715 (0.000)***	-0.828 (0.001)***	-2.361 (0.251)
<i>TO</i>	0.081 (0.011)***	-0.020 (0.440)	-0.054 (0.626)	0.158 (0.026)***
R^2	0.860	0.968	0.984	0.993
Adjusted R^2	0.853	0.965	0.960	0.981

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini *** ve **, sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Modele dâhil edilen değişkenlerden beşeri sermaye katsayısının negatif olduğu görülmektedir. Beşeri sermayenin TFP’yi teşvik etmedeki rolü, birçok ekonomik teori tarafından desteklenmektedir. Nelson ve Phelps

(1966), Romer (1990a, 1990b) ve Aghion ve Howitt (1998) beşeri sermayenin teknoloji yayılımını kolaylaştırarak ve yerel teknolojik yenilikleri hızlandırarak TFV'yi artırabileceğini ileri sürmüşlerdir. Bu çalışmalar doğrultusunda BRICS-T ülkelerinde beşeri sermayenin genel olarak toplam faktör verimliliğine olumlu katkı sağlaması beklenmektedir. Ancak tablo 4'teki sonuçlar bunun aksini göstermektedir. Bu durum gelişmekte olan ülkelerde genellikle beşeri sermaye kalitesinin düşük olması ile ilişkilendirilmektedir. Tablo 4'te ticari açıklık katsayısının FMOLS tahmincisinin sabitli, DOLS tahmincisinin ise trendli modelinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif olduğu görülmektedir. Bu durum, Krugman (1981), Grossman ve Helpman'a (1991) göre pozitif ölçek ekonomileri ile açıklanmaktadır.

6. SONUÇ

Gelir eşitsizliği, gelirin bir ülkedeki bireyler arasında tam olarak eşit dağıtılmadığını ifade eder. Birçok araştırmada gelir eşitsizliğinin ekonomik büyümeyi ve dolayısıyla iktisadi refah düzeyini olumsuz etkilediği ileri sürülmektedir. Buna göre gelir eşitsizliğini azaltmak, sadece daha adil bir gelir dağılımı elde etmek ve artan gelir eşitsizliklerinin yarattığı sosyal kaygıları gidermek için değil, aynı zamanda ekonomik büyüme ve verimlilik açısından iyi bir ortam sağlamak için de önemlidir. Bu nedenle, günümüzde artan gelir eşitsizliği sorunu ve bunun ülkelerin ekonomik büyümesi ve TFV üzerinde ortaya çıkardığı etkiler; iktisatçıların, yerel ve küresel politika yapımcıların en önemli meşguliyetlerinden biri olmaya devam etmektedir.

Günümüzde BRICS-T ülkeleri dünya nüfusunun yaklaşık yüzde 43'ünü, dünya üretiminin ise yaklaşık yüzde 25'ini oluşturmalarına karşılık bu ülkelerde gelir eşitsizliği katsayılarının da oldukça yüksek olduğu görülmektedir. Bu nedenle çalışmada, BRICS-T ülkelerinde 1994-2019 dönemi için gelir

eşitsizliği ile TFV arasındaki ilişkinin belirlenmesi amaçlanmıştır. Yapılan analizde üç aşamalı bir yöntem kullanılmıştır. İlk aşamada, tüm serilerin birinci dereceden $[I(1)]$ entegre olduğu ispatlanmıştır. İkinci aşamada, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkinin olup olmadığı araştırılmış ve panel eşbütünleşme test sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı kabul edilmiştir. Son aşamada ise değişkenler arasındaki uzun dönem eşbütünleşme katsayıları tahmin edilmiştir. Panel FMOLS ve DOLS tahmincilerinden elde edilen sonuçlara göre gelir eşitsizliğinin TFV üzerindeki etkisi negatiftir. BRICS-T ülkelerinde gelir eşitsizliğindeki %1'lik bir artış FMOLS tahmincisinin sabitli ve trendli modellerinde TFV'yi sırasıyla %0.70 ve %0.19, DOLS tahmincisinde ise yaklaşık %1 azaltmaktadır. Modele dâhil edilen değişkenlerden beşeri sermaye TFV'yi negatif etkilerken, ticari açıklık değişkeni ise pozitif etkilemektedir. Bu sonuçlar, literatürde Fuentes vd. (2014), Espoir ve Ngepah (2021a) ve Espoir ve Ngepah'in (2021b) çalışmalarında elde edilen sonuçlar ile tutarlılık göstermektedir.

BRICS-T ülkelerinde gelir eşitsizliği artışının TFV üzerinde olumsuz bir etki yaratmasının nedeni, toplumdaki gelir düzeyi yüksek üst sınıf ile toplumun geri kalanı arasındaki ilişki dinamiklerinin farklı olmasıdır. Gelir eşitsizliğinin artması siyasal istikrarsızlığı destekler ve üst sınıflar, yargı, medya ve hükümet üzerinde daha fazla baskı oluşturarak üretken yollarla değil, sadece sistemi manipüle ederek daha fazla gelir elde etme imkânı elde edebilirler. Bu durum, ekonomide kaynakların üretken yatırımlardan ziyade başka amaçlar için kullanılmasına neden olabileceğinden dolayı TFV'nin düşmesine yol açabilir. Ayrıca, eşitsizlik düzeyinin yüksek olması toplumun alt ve orta gelirli grupları tarafından gelir dağılımı adaletsizliğinin daha iyi algılanmasına neden olur ve bu durum onların hem çalışma çabalarını hem de verimliliklerini düşürür.

Çalışmada, kontrol değişkenlerden beşeri sermayenin teorik olarak TFV'yi olumlu etkileyeceği beklenilmiş olsa da, sonuçlar bunun aksini göstermektedir. Bu negatif marjinal etki, özellikle gelişmekte olan ülkelerde beşeri sermaye kalitesinin düşüklüğü ile açıklanmaktadır. Örneğin, Wei ve Hao (2011) ve Fadiran ve Akanbi'ye (2017) göre bu ülkelerde düşük beceri gerektiren üretim tekniklerinin daha yoğun olması, vasıflı işgücü talebini zayıflatmakta ve beşeri sermayeyi gereksiz bir faktör haline getirerek TFV'yi negatif etkilemektedir. Diğer bir kontrol değişkeni olan ticari açıklığın TFV üzerindeki etkisi konusunda literatürde tam bir fikir birliği sağlanmış olmasa da, Krugman (1981), Grossman ve Helpman'a (1991) göre ticari açıklık artışının, pozitif ölçek ekonomilerinden kaynaklı kazançlar nedeniyle TFV'yi olumlu etkileyebileceği varsayılmaktadır. Ayrıca Ticari dış açıklık ile birlikte yeni üretim tekniklerinin transferlerinin kolaylaşması ve dolayısıyla da TFV'nin de bu durumdan olumlu etkilenmesi beklenir.

Bu çalışmanın bulgularına dayanarak, gelir eşitsizliğinin negatif etkilerini en aza indirebilmek amacıyla çeşitli politika önerileri sunulabilir:

- BRICS-T ülkelerinde öncelikle gelir dağılımı adaletsizliğini azaltmayı amaçlayan uzun dönemli makroekonomik politikaların oluşturulması ve daha iyi koordine edilmesi gerekmektedir.
- Bu ülkelerde politika yapıcılar, yüksek olan eşitsizliğin TFV üzerindeki olumsuz etkilerini azaltabilmek için daha fazla yeniden dağıtıcı programlar uygulamalıdır.
- Hükümetler, daha adil bir gelir dağılımı sağlamak için artan oranlı vergi ve asgari ücret gibi yasal uygulamaların etkilerini dikkatle izlemelidirler.
- Ayrıca, hükümetler mevcut gelir eşitsizliğini gidermek ve gelecekteki artışları önlemek amacıyla özellikle yoksulların eğitimi için daha fazla kaynak ayırmalıdır. Bu politika, BRICS-T ülkelerinde verimlilik artışı için yararlı olan nitelikli işgücü arzını artırmak için uygun bir araç olabilir.

KAYNAKÇA

- Abramovitz, M. (1956). "Resource and output trends in the United States since 1870." National Bureau of Economic Research, Occasional Paper 52.
- Aghion, P. ve Howitt, P. (1998). *Endogenous Growth Theory*. Cambridge, Mass, MIT Press, London, England.
- Akinlo, A. E. ve Adejumo, O. O. (2016). "Determinants of total factor productivity growth in Nigeria, 1970-2009." *Global Business Review*, 17(2): 257-270.
- Alesina, A. ve Perotti, R. (1996). "Income distribution, political instability and investment." *European Economic Review*, 40(6): 1203-1228.
- Alesina, A. ve Rodrik, D. (1994). "Distributive politics and economic growth." *Quarterly Journal of Economics*, 109(2): 465-490.
- Antonelli, C. ve Gehringer, A. (2017). "Technological change, rent and income inequalities: a Schumpeterian approach." *Technological Forecasting & Social Change*, 115: 85-98.
- Arazmuradov, A., Martini, G. ve Scotti, D. (2014). "Determinants of total factor productivity in former Soviet Union economies: A stochastic frontier approach". *Economic Systems*, 38(1): 115-135.
- Ascari, G. ve Di Cosmo, V. (2004). "Determination of total factor productivity in Italian regions." *Quaderni di Dipartimento-EPMQ*, No. 170.
- Ateş, S. (2012). "Türkiye imalat sanayinde toplam faktör verimliliği ve uzun dönem büyüme ilişkileri." *Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni 2012/70*.
- Baltagi, H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data (Third Edition)*. West Sussex: John Wiley and Sons, England.
- Baltagi, H. (2013). *Econometric Analysis of Panel Data (Fifth Edition)*. West Sussex: John Wiley and Sons, England.
- Biatour, B., Dumont, M. ve Kegels, C. (2011). "The determinants of industry-level total factor productivity in Belgium." *Federal Planning Bureau, Working Paper 7-11*.

- Boubellouta, B. ve Kusch-Brandt, S. (2021). "Relationship between economic growth and mismanaged e-waste: panel data evidence from 27 EU countries analyzed under the Kuznets curve hypothesis." *Waste Management*, 120: 85-97.
- Clarke, G. (1995). "More evidence on income distribution and growth." *Journal of Development Economics*, 47: 403-427.
- Coe, D. ve Helpman, E. (1995). "International R&D spillovers." *European Economic Review*, 39(5): 859-887.
- Deininger, K. ve Squire, L. (1998). "New ways of looking at old issues in equality and growth." *Journal of Development Economics*, 57(2): 259-287.
- DiPietro, R. (2014). "Productivity growth and income inequality." *Journal of Economics and Development Studies*, 2(3): 01-08.
- Espoir, D. K. ve Ngepah, N. (2021a). "Income distribution and total factor productivity: A cross-country panel cointegration analysis." *International Economics and Economic Policy*, 18: 661-698.
- Espoir, D. K. ve Ngepah, N. (2021b). "The effects of inequality on total factor productivity across districts in South Africa: A spatial econometric analysis." *GeoJournal*, 86(6): 2607-2638.
- Fadiran, D. ve Akanbi, O.A. (2017). "Institutions and other determinants of total factor productivity in Sub-Saharan Africa." *ERSA working paper*, 714.
- Forbes, K. (2000). "A reassessment of the relationship between inequality and growth." *American Economic Review*, 90(4): 869-887.
- Frank, M. (2008). "Inequality and growth in the United States: Evidence from a new state-level panel of income inequality measures." *Western Economic Association International*, 47(1): 55-68.
- Freeman, R.B. ve Medoff, J.L. (1984). *What Do Unions Do?* Basic Books, New York.
- Fuentes, R., Mishrab, T., Scaviac, J. ve Parhi, M. (2014). "On optimal long-term relationship between TFP, institutions, and income inequality under embodied technical progress." *Structural Change and Economic Dynamics*, 31: 89-100.
- Gao, Y., Zhang, M. ve Zheng, J. (2021). "Accounting and determinants analysis of China's provincial total factor productivity considering carbon emissions." *China Economic Review*, 65, 101576.

- Gömleksiz, M., Şahbaz, A. ve Mercan, B. (2017). "Toplam faktör verimliliğinin belirleyicileri üzerine ampirik bir inceleme: Seçilmiş OECD ülkeleri örneği." Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 12(2): 65-82.
- Grafton, R.Q., Knowles, S. ve Owen, P. D. (2001). "Social divergence and economic performance." CREDIT Research Paper, No. 01/08.
- Grossman, G.M. ve Helpman, E. (1991). "Quality ladders in the theory of growth." The Review of Economic Studies, 58(1): 43-61.
- Hayes, K.J., Nieswiaz, M., Slottje, D.J., Redfearn, M. ve Wolff, E.N. (1994). "Productivity and income inequality growth rates in the United States." Contributions to Economic Analysis, 223: 299-327.
- <https://wid.world/news-article/2020-regional-updates/> 30 Aralık 2021 tarihinde Dünya Eşitsizlik veri tabanından alınmıştır.
- <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/?lang=en> 30 Aralık 2021 tarihinde University of Groningen sitesinden alınmıştır.
- Im, K. S., Pesaran, M. H. ve Shin, Y. (2003). "Testing for unit roots in heterogeneous panels." Journal of Econometrics, 115: 53-74.
- Kao, C. ve Chiang, M.H. (2001). *On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data*. Baltagi, B.H., Fomby, T.B. and Carter Hill, R. (Ed.), Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels (Advances in Econometrics, Vol. 15), Emerald Group Publishing Limited, Bingley, 179-222.
- Karakurt, I. (2021). "Modelling and forecasting the oil consumptions of the BRICS-T countries." Energy, 220, 119720.
- Khan, S. U. (2006). "Macro Determinants of Total Factor Productivity in Pakistan." SBP Research Bulletin, 2(2): 383-401.
- Kim, C. ve Sakamoto, A. (2008). "Does inequality increase productivity? Evidence from US manufacturing industries, 1979 to 1996." Work and Occupations, 35(1): 85-114.
- Krugman, P. (1981). "Intraindustry specialization and the gains from trade." Journal of Political Economy, 89(5): 959-973.
- Kuznets, S. (1955). "Economic growth and income inequality." American Economic Review, 45: 1-28.
- Levin, A., Lin, C-F. ve Chu, C-S. J. (2002). "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties." Journal of Econometrics, 108: 1-24.

- Li, H. ve Zou, H. (1998). "Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence." *Review of Development Economics*, 2(3): 318-334.
- Lloyd-Ellis, H. (2003). "On the impact of inequality on productivity growth in the short and long term: a synthesis." *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques*, 29: 65-86.
- Mahy, B., Rycx, F. ve Volral, M. (2011). "Wage dispersion and firm productivity in different working environments." *British Journal of Industrial Relations*, 49(3): 460-485.
- Mo, P. H. (2000). "Income inequality and economic growth." *Kyklos*, 53(3): 293-316.
- Nachegea, J. C. ve Fontaine, T. (2006). "Economic growth and total factor productivity in Niger". IMF Working Paper, WP/06/208.
- Nelson, R.R. ve Phelps, E.S. (1966). "Investment in humans, technological diffusion, and economic growth." *American Economic Review*, 56, 1/2: 69-75.
- Olomola, P. A. ve Osinubi, T. T. (2018). "Determinants of total factor productivity in Mexico, Indonesia, Nigeria, and Turkey (1980–2014)." *Emerging Economy Studies*, 4(2): 192-217.
- Pede, V. O., Barboza, G., Sparks, A. H. ve McKinley, J. (2018). "The inequality-growth link revisited with spatial considerations: The case of provinces in the Philippines." *Journal of the Asia Pacific Economy*, 23(3): 411-427.
- Pedroni, P. (1999). "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61: 653-670.
- Pedroni, P. (2000). "Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels." *Advances in Econometrics*, 15: 93-130.
- Romer, P.M. (1990a). "Endogenous technological change." *Journal of Political Economy*, 98, 5(2): 71-102.
- Romer, P.M. (1990b). "Human capital and growth: theory and evidence." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 32: 251-286.
- Sequeira, T. N., Ferreira-Lopes, F. ve Santos, M. (2017). "Income inequality, TFP, and human capital." *Economic Record*, 939(300): 89-111.
- Solow, R. (1956). "A Contribution to the theory of economic growth." *The quarterly journal of economics*, 70(1): 65-94.

- Solow, R. (1957). "Technical change and the aggregate production function." *Review of Economics and Statistics*, 39(3): 312-320.
- Wei, Z. ve Hao. R. (2011). "The role of human capital in China's total factor productivity growth: A cross-province analysis." *The Developing Economies*, 49(1): 1-35.
- Yamamura, E. ve Shin, I. (2009). "Effects of income inequality on growth through efficiency improvement and capital accumulation." *International Economic Journal*, 23(2): 237-258.

EXTENDED ABSTRACT

Introduction

The global economy has been under the influence of some negativities such as financial crisis, debt crises and trade wars in the recent period, and downside risks have gained weight all over the world during this period. This situation has led to a rapid increase in basic problems such as poverty and income inequality in many countries. Income inequality refers to the unevenness of income distribution between countries and groups that make up a population of people in a country. Many studies argue that income inequality negatively affects economic growth and therefore the level of economic welfare. Accordingly, reducing income inequality is important not only to achieve a more equitable income distribution and to eliminate social concerns caused by increasing income inequalities, but also to provide a good environment for economic growth and productivity. The problem of rising income inequality today and its effects on the economic growth of countries and TFP; It continues to be one of the most important preoccupations of economists, local and global policy makers.

Lloyd-Ellis (2003) tries to explain the relationship between increased inequality and productivity with the free market paradigm. Accordingly, it is argued that inequality will not have a significant impact on productivity and economic growth in a world where markets operate flawlessly and there are no barriers to trade. This is because by the redistribution of the marginal product derived from growth, the interests of those who participating and non-participating in commodity markets are automatically regulated by an invisible hand. However, this paradigm assumes that public interventions to affect income distribution will negatively affect productivity. For example, Lloyd-Ellis (2003) argues that introducing a progressive income tax tariff to

decrease inequality may be acceptable from a social welfare perspective, but may result in lower productivity and output growth. DiPietro (2014), on the other side, argues that a minimum level of inequality is necessary to promote productivity in an economy, but it must be quite low. Otherwise, high inequality may cause to a reduce in productivity growth in the economy. The reason why the increase in income inequality in the economy has a negative effect on productivity growth is that the absolute and relative strengths of various classes in the society, that is, the relationship dynamics between the high-income upper class and the rest of the society will change. The higher the income inequality in the society, the more pressure the upper classes will have on the judiciary, the media and the government, and they will be able to obtain more income through rent, not by productive means, but by manipulating the system. This may lead to a decrease in TFP as it may cause resources in the economy to be used for other purposes rather than productive investments. In addition, the high level of inequality causes a better perception of income distribution injustice by the lower and middle-income groups of the society, which reduces both their working efforts and their productivity. Today, although the BRICS-T countries constitute approximately 43 percent of the world population and approximately 25 percent of the world production, it is seen that the coefficients of income inequality in these countries are also quite high. Therefore, in this study, it is targeted to find out the relationship between income inequality and TFP in BRICS-T countries for the period 1994-2019.

Method

In the first stage of the econometric analysis, the degree of integration of the variables was determined by using panel unit root tests developed by Levin, Lee, and Chu (2002) and Im, Pesaran, and Shin (2003). In the second stage, the cointegration relationship between the variables was determined by using the Pedroni (1999) panel cointegration test. In the last step, long-term cointegration coefficients were estimated using panel FMOLS and panel DOLS estimators developed by Pedroni (2000) and Kao and Chiang (2001), respectively.

Findings

In accordance with the results obtained from the panel FMOLS and DOLS estimators, the effect of income inequality on TFP is negative. A 1% increase in income inequality in the BRICS-T countries reduces TFP by 0.70% and 0.19% in the fixed and trended models of the FMOLS estimator, and approximately 1% in the DOLS estimator. Among the variables included in the model, human capital affects TFP negatively, while the variable of trade

openness affects positively. These results reject the hypothesis that the increase in income inequality supports TFP, and Fuentes et al. (2014), Espoir and Ngepah (2021a) and Espoir and Ngepah (2021b) are consistent with the results obtained in their studies.

Conclusion

According to the findings of the study, some policy recommendations can be made to minimize the negative effects of income inequality. In the BRICS-T countries, long-term macroeconomic policies aiming to decrease income inequality should be made up and better organized. Policy makers in these countries should implement more redistributive policy programs to decrease the negative effects of high inequality on TFP. They should carefully monitor the effects of legal practices such as progressive taxes and minimum wages to ensure a more equitable distribution of income. In addition, governments should allocate more resources, especially for the education of the poor, to address income inequality and prevent future increases. Because a quality education can be an appropriate tool to increase the skilled labor supply required for productivity growth in these countries.