

PANEL ARDL YAKLAŞIMIYLA YOKSULLAŞTIRAN BÜYÜME HİPOTEZİNE EKONOMİK KARMAŞIKLIK MERCEĞİNDEN BİR BAKIŞ

A PANEL ARDL APPROACH TO THE IMMISERIZING GROWTH HYPOTHESIS THROUGH THE LENS OF ECONOMIC COMPLEXITY

*Yusuf Ünsal*¹

¹Araştırma Grv., Anadolu Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, y_unsal@anadolu.edu.tr, Orcid: 0000-0002-7856-5402

MAKALEBİLGİSİ

Anahtar Kelimeler

*Ekonomik karmaşıklık,
Yoksullaştıran büyüme, Net
ihracat, Tüketim harcamaları,
Panel ARDL*

Jel Kodları:

E21, F19, O40

Makale Geçmişi:

Başvuru Tarihi: 13 Kasım 2023
Düzeltilme Tarihi: 28 Kasım 2023
Kabul Tarihi: 14 Aralık 2023

ARTICLE INFO

Keywords

*Economic complexity,
Immiserizing growth, Net export,
Consumption expenditures, Panel
ARDL*

Jel Codes:

E21, F19, O40

Article History:

Received: 13 November 2023
Received in revised form:
28 November 2023
Accepted: 14 December 2023

ÖZET

Ekonomik büyüme tüm ekonomiler açısından arzu edilen bir sonuç olarak görülebilir. Ancak bazı durumlarda, ekonomik büyüme belirli bireyler veya gruplar lehine ve toplumun geri kalanı aleyhine sonuçlar doğurabilir. Buradan hareketle bu çalışma, yoksullaştıran büyüme ve ekonomik karmaşıklık arasındaki ilişkiyi ortaya koymayı amaçlamaktadır. 2003-2020 yılları arasındaki yıllık verileri içeren 95 ülke üzerinde gerçekleştirilen analizler, eş bütünleşme ve Panel Otoregresif Dağıtılmış Gecikme (ARDL) yöntemleri kullanılarak yürütülmüştür. Bulgular, ekonomik karmaşıklığın uzun vadede ekonomik büyümeyi açıklamada önemli bir rol oynadığını göstermektedir. Ayrıca, ekonomik büyümenin net ihracat üzerinde olumsuz bir etkisi olduğu belirlenmiştir; yani ekonomik büyüme artışı ithalatı artırırken ihracatı azaltmaktadır. Sonuç olarak, çalışmada ekonomik karmaşıklık ile tüketim harcamaları arasındaki ilişki konusunda kesin bulgulara ulaşılamamıştır. Bu bulgulardan hareketle, yoksullaştıran büyümenin varlığına ilişkin kesin kanıtlar elde edilemediği ifade edilebilir.

ABSTRACT

Economic growth is often regarded as a favorable goal for all economies, however, in some cases, economic growth can result in favor of certain individuals or groups and against the rest of society. Consequently, the primary objective of this research is to investigate the association between immiserizing growth and economic complexity. The analysis encompasses 95 countries, utilizing annual data spanning from 2003 to 2020, and employs both cointegration and Panel Autoregressive Distributed Lag (ARDL) methods. The results highlight the significant role of economic complexity in elucidating long-term economic growth. Furthermore, it is observed that economic growth exerts a negative influence on net exports, meaning that an upswing in economic growth leads to increased imports and reduced exports. In summary, this study does not yield definitive evidence regarding the correlation between economic complexity and consumption expenditures. These findings imply that conclusive proof of immiserizing growth's existence remains elusive.

Atf vermek için / To cite: Ünsal, Y. (2023). Panel ARDL yaklaşımıyla yoksullaştıran büyüme hipotezine ekonomik karmaşıklık merceğinden bir bakış. Dumlupınar Üniversitesi İİBF Dergisi, 12, --- DOI: 10.58627/dpuiibf.1389959



Ekonomik büyüme tüm ekonomiler açısından arzu edilen bir sonuç olarak görülebilir. Çünkü ekonomik büyüme beraberinde artan zenginlik ve yaşam standartlarında iyileşmeyi getirmektedir. Ancak bazı durumlarda, ekonomik büyüme belirli bireyler veya gruplar lehine ve toplumun geri kalanı aleyhine sonuçlar doğurabilir. Bu açıdan toplumun belirli bir kesiminin durumu kötüleşirken, ancak belirli bir grubun koşullarında iyileşmeden bahsedilebilir. Buna yoksullaştıran büyüme adı verilmektedir (Bhagwati, 1958; Johnson, 1967). Bhagwati (1958), yoksullaştıran büyümenin olumsuz etkilerinden kaçınmak için dengeli ve çeşitli bir ihracat yapısının önemini vurgulamaktadır. Çeşitli endüstri ve ürünleri teşvik ederek, ülkeler ekonomik büyümenin faydalarını daha iyi dağıtabilir ve ihracat odaklı büyümenin olumsuz sonuçlarını önleyebilirler.

Ekonomik karmaşıklık, bir ekonominin endüstri ve ürünlerinin çeşitliliği ve karmaşıklığını ifade eder. Yüksek bir ekonomik karmaşıklık düzeyine sahip bir ekonomi, daha ileri düzeyde bilgi kullanarak çeşitli mal ve hizmet üreten bir ekonomidir (Hausmann vd., 2014). Yüksek bir ekonomik karmaşıklık düzeyi, bir ekonomiye daha fazla üretkenlik, daha yüksek inovasyon kapasitesi ve şoklara karşı daha fazla direnç gösterme gibi birçok fayda sağlayabilir. Buna ilaveten, ekonomik büyüme zenginlik ve refah getirebilirken, büyümenin etkisi ekonomik karmaşıklık derecesinden önemli ölçüde etkilenebilir. Ekonomik büyüme çeşitli ve karmaşık bir ekonomi tarafından yönlendirildiğinde, toplumun daha geniş bir kesimine fayda sağlama potansiyeline sahiptir. Ancak, bu karmaşıklığın faydaları adil bir şekilde dağıtılmadığında, bazı bireyler ya da gruplar, genel ekonomik genişlemeye rağmen daha kötü durumda oldukları bir durum olarak yoksullaştıran büyüme yaşayabilir. Dolayısıyla, ekonomik büyüme ve karmaşıklık arasındaki etkileşim, bir toplumdaki zenginlik ve refah eşitsizliklerini azaltabilir ya da daha da kötüleştirebilir. Özetle, ekonomik büyüme ve ekonomik karmaşıklık arasındaki ilişki, bir ekonomideki refah ve eşitsizlik dinamiklerini anlamak için çok önemlidir. Ekonomik karmaşıklık büyümenin olumlu etkilerini artırarak üretkenlik ve yenilikçiliğin artmasına yol açabilir, ancak faydalar eşit olmayan bir şekilde dağıtılsa eşitsizlikleri de tetikleyebilir. Bu etkileşimin tanınması ve ele alınması, karmaşık ve gelişen bir ekonomik ortamda kapsayıcı büyümeyi ve sosyal uyumu teşvik etmek isteyen politika yapımcılar için oldukça önemlidir. Buradan hareketle bu çalışmanın amacı, yoksullaştıran büyüme ve ekonomik karmaşıklık arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktır. Bu kapsamda, ekonomik büyüme ve karmaşıklık arasındaki etkileşimi derinlemesine analiz ederek, yoksullaştıran büyümenin altında yatan nedenlerin ve mekanizmaların ortaya konulmasına ışık tutması açısından bu çalışmanın literatüre katkı sağlaması hedeflenmektedir. Buna ilaveten, şimdiki kadar literatürde ekonomik karmaşıklığın ekonomik büyüme gibi üretken artışına etkilerinin yanında, eşitsizliklerin derinleşmesi şeklinde çift yönlü etkilerinin de anlaşılmasına katkıda bulunulacak olması çalışmanın önemini artırmaktadır. Son olarak çalışma, ekonomik karmaşıklığın toplumsal etkilerinin daha iyi anlaşılmasına ve bu bilgilerin politika yapım süreçlerine dâhil edilmesine olanak sağlayacak olması açısından da özgün bir katkı sunmaktadır.

Çalışmanın geri kalanı aşağıdaki gibi organize edilmiştir. İkinci bölümde ekonomik karmaşıklık ve yoksullaştıran büyüme literatürü ele alınmıştır. Ardından, üçüncü bölümde çalışmada kullanılan veriler ve analiz yöntemi sunulmuştur. Dördüncü bölüm analiz bulgularına ayrılmış ve son bölümde sonuç ve tartışmalarla birlikte potansiyel politika önerilerine yer verilmiştir.

2. AMPİRİK VE TEORİK LİTERATÜR

2.1. Ekonomik Karmaşıklık Literatürü

Bu bölümde ekonomik karmaşıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalara yer verilecektir. Literatüre bakıldığında zaman, ekonomik karmaşıklık endeksi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki son yıllarda büyük ilgi görmektedir. Ekonomik karmaşıklık endeksini ilk defa hesaplayan Hidalgo ve Hausmann (2009), ekonomik büyüme ve ekonomik karmaşıklık arasında güçlü bir ilişki olduğunu ifade etmişlerdir. Yapılan çalışmalarda genel olarak ekonomik karmaşıklığın, ekonomik büyüme üzerinde pozitif bir etki oluşturduğu sonucuna ulaşılmakla birlikte (Hausmann vd. (2014), Albeik vd. (2017), Çeştepe ve Çağlar (2017), Özgüzer ve Oğuş Binatlı (2017), Stojkoski ve Kocarev (2017), Xu-Lybbert (2017), Zhu ve Li (2017), Gao ve Zhou (2018), Boğa (2019), Kılıç ve Balan (2019), Lee-Lee (2019), Yıldız ve Akbulut Yıldız (2019), Doğan, Lorente ve Nasir (2020)) bazı çalışmalarda ise bu etkinin negatif olduğuna yönelik bulgulara da rastlanmıştır. Gala vd. (2018), 147 ülke ile 1979-2011 dönemini kapsayan çalışmalarında ekonomik karmaşıklık endeksinin ekonomik büyümeyi negatif etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Bunun yanında Soyyiğit vd. (2019) tarafından G-20 ülke grubu kapsamında yapılan çalışmada ekonomik karmaşıklık endeksinin milli gelir düzeyini pozitif etkilediğini gösteren ülkelerin yanında, negatif etki saptanan; Avustralya, Arjantin, Suudi Arabistan, Kanada ve Birleşik Krallık ülkeler de görülmüştür.

Ekonomik karmaşıklık yaklaşımının anlayışımıza getirdiği yeni perspektifleri kabul etmekle birlikte Hidalgo ve Hausmann'ın (2009) ekonomik karmaşıklık yaklaşımı, Tacchella ve diğerleri (2012) tarafından hesaplamalı doğrusal yapısı nedeniyle eleştiriye maruz kalmıştır. Bu nedenle, sabit nokta iterasyon algoritmasına dayanan ekonomik fitness ölçütü, ülkelerin ekonomilerinin karmaşıklığını ölçmek için alternatif bir yöntem olarak önerilmiştir. Ekonomik fitness, gayrisafi yurtiçi hasıla (GSYH) büyümesini (Cristelli vd., 2013; Vinci ve Benzi, 2018), orta gelir tuzağını (Zhou vd., 2018) ve yoksulluk tuzağını (Pugliese vd., 2017) açıklamak için ülkeler arası çalışmalarda, ekonomik karmaşıklığın göstergesi olarak başarıyla

uygulanmıştır. Ayrıca, ülkeler arası çalışmalara kıyasla daha homojen bir kültürel, siyasi ve coğrafi analiz ortamı sağlayan bölgesel düzeyde ekonomik karmaşıklık ile gelir artışı arasındaki ilişkiyi inceleyen bölgesel çalışmalar da mevcuttur (Gao ve Zhou, 2018; Operti vd., 2018; Castañeda ve Romero-Padilla, 2018; Chakraborty vd., 2020; Çınar vd., 2022).

2.2. Yoksullaştırıcı Büyüme Literatürü

Yoksullaştırıcı büyüme hipotezi, dış ticaret temelli ekonomik büyümenin zamanla dış ticaret hadleri üzerinde bozucu bir etki yarattığını ifade etmektedir. Söz konusu bu bozucu etkinin varlığı ilk defa Edgeworth tarafından gözlemlenmiştir. Daha sonra bu etki Bhagwati (1958) ve Johnson (1967) tarafında geliştirilerek bir model haline getirilmiştir (Yiğit ve Yiğit, 2105; 2018). Yoksullaştırıcı büyüme hipotezi ortaya atıldığı tarihten itibaren iktisat literatüründe popüler bir konu haline gelmiş ve çeşitli çalışmalar yapılmıştır. Ancak literatüre bakıldığı zaman yoksullaştırıcı büyümenin varlığı hakkında kesin bir sonuca ulaşılamadığı görülmektedir. Yoksullaştırıcı büyüme çeşitli ülkelerde çeşitli sektörlerde araştırılmıştır. Alston ve Martin (1995), Barrett (1998), Yeh (1999), Baş (2009), Astorga (2010), Yiğit ve Yiğit (2018), Konak (2019), Sarıdoğan ve Çetin (2016), Aytekin ve Aksoy (2021) çalışmalarında yoksullaştırıcı büyüme hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bunun yanında, Ateş ve Bostan (2007), Lin ve Zhang (2007), Pryor (2007), Sağlam ve Egeli (2014), Aytekin (2021), Gu ve Kulkarni (2022) ise yoksullaştırıcı büyüme hipotezinin ya geçerli olmadığı ya da çok zayıf bir geçerliliğinden bahsetmektedir.

Ekonomik karmaşıklık, ekonomik büyümenin sonuçlarını büyük ölçüde etkileyebilir ve bu bağlamda ülkelerin üretim yapılarındaki ekonomik karmaşıklığın artması, büyümenin daha geniş bir kesime yayılmasına yardımcı olabilir. Yoksullaştırıcı büyüme konusundaki kesin kanıtların eksikliği, bu olgunun ekonomik karmaşıklık ile birleştiğinde daha da sofistike bir resmin ortaya çıkabileceğini işaret etmektedir. Bu nedenle, ekonomik büyüme hedefleri belirlenirken sadece büyüme miktarı değil, aynı zamanda ekonomik karmaşıklığın da dikkate alınması gerekmektedir. Bu çalışmanın bulguları, ekonomi politikalarının daha dengeli ve kapsayıcı bir büyüme sağlamak için nasıl şekillendirilebileceği konusunda önemli bir yol haritası sunmakta ve bu alandaki tartışmalar için bir başlangıç noktası sunacaktır.

3. VERİ VE YÖNTEM

Bu çalışmada, ekonomik karmaşıklık hesaplamaları için Centre D'Etudes Prospectives et D'Informations Internationales (CEPII) tarafından yayımlanan International Trade Database at the Product-Level (BACI) veri seti kullanılmıştır. Bu veri seti, 200'den fazla ülkenin 5000'den fazla ürün grubuna yönelik ihracat verilerini içermekte ve Birleşmiş Milletler International Trade Statistics Database (COMTRADE) verilerini kullanarak dış ticaret bilgilerini sunmaktadır. Ayrıca, verilerin daha sağlıklı hesaplanabilmesi için Hidalgo'nun (2021) yaklaşımı takip ederek filtreleme işlemi uygulanmıştır. Bu sayede, her yıl için 1 Milyar Dolar altında ihracatı olan ülkeler, 1 Milyonun altındaki nüfusa sahip ülkeler ve 500 Milyon doların altında global ihracat değerine sahip ürünler veri setinden çıkarılmıştır (Gaulier ve Zignago, 2010; Cristelli vd., 2013; Çınar vd., 2021; Hidalgo, 2021). Bu kapsamda çalışmada 95 ülke¹ ve 2003-2020 arası yıllık veriler üzerinden analizler gerçekleştirilmiştir. Ayrıca, çalışmamız kapsamında kullanılan ülkeler düzeyinde işgücü, brüt sabit sermaye oluşumunun GSYH içerisindeki oranı, kişi başına GSYH, GSYH, ihracat ve ithalat farkı alınarak oluşturulan net ihracat, nihai tüketim harcamaları ve kişi başına nihai tüketim harcamaları verileri Dünya Bankası World Development Indicators (WDI) veri tabanından belirlenen ülkeler ve yıllar için temin edilmiştir.

Çalışmada ilk olarak değişkenler ve modeller için yatay kesit bağımlılığı ve homojenlik testi yapılmıştır. Bu testler sonucunda analizlerimizde yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ve heterojen paneller için kullanılan, Pesaran (2007) tarafından önerilen CIPS birim kök testi uygulanmıştır. Daha sonra sırasıyla Westerlund (2007) eş bütünleşme testi, Hausman testi ve Panel ARDL modeline dayanan Havuzlanmış Ortalama Grup (PMG) tahmincisi ve Ortalama Grup (MG) tahmincisi yöntemleri kullanılmıştır.

Çalışmada eş bütünleşme analizi için Westerlund (2007) eş bütünleşme testi kullanılmıştır. Westerlund (2007) tarafından önerilen eş bütünleşme testi, panel veri çerçevesinde eş bütünleşmeyi test etmek için kullanılan önemli testlerden biridir. Westerlund (2007) tarafından geliştirilen bu yöntem, eş bütünleşme olup olmadığını belirlemek için dört test kullanır. Bu testlerden ikisi (Gt ve Ga) grup istatistiklerini ve ikisi (Pt ve Pa) panel istatistiklerini gösterir. Grup istatistikleri paneldeki birimler için çıkarım sağlarken, panel istatistikleri tüm panel için çıkarım yapar. Bu yöntemdeki temel mantık, tek tek panel üyeleri veya tüm panel için hata düzeltmeleri olup olmadığını belirleyerek eş bütünleşmeyi test etmektir. Bu yöntem, birim kök ve yatay kesit bağımlılığı durumunda kullanılacak en uygun eş bütünleşme testi yöntemlerinden biridir (Durak ve Eroğlu, 2019: 217). Westerlund (2007) tarafından geliştirilen bu eş bütünleşme testi homojenitenin yanında modellerin heterojeniteleri hakkında da bilgi vermektedir. Eş bütünleşme testinin ardından çalışmada Pesaran vd. (1999) tarafından geliştirilen Panel ARDL yaklaşımı kullanılmıştır. ARDL yöntemi serilerin eşit entegrasyonunu gerektirmeden seriler arasında bir eş bütünleşme ilişkisinin varlığını test etmektedir. Pesaran vd. (1999), PMG tahmincisini, hem uzun vadeli katsayılarındaki homojenlik kısıtlamalarının ima ettiği havuzu hem de tahmini hata düzeltme katsayılarının araçlarını elde etmek için kullanılan gruplar

1 Analizlere dahil edilen ülkeler Ek-1'de tablo halinde sunulmuştur.

arasındaki ortalamayı ve modelin diğer kısa vadeli parametrelerini vurgulamak için havuzlanmış ortalama grup tahmin edicisi olarak ifade etmiştir. Panel ARDL denklemi aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^p \gamma_{ij} Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Denklem (1) de $i=1,2,3\dots$ toplam ülke sayısını, $t=1,2,3\dots$ veri setinde yer alan zaman periyodunu, μ_i sabit etkisini, j = gecikme sayısını, $Y_{i,t-j}$ bağımlı değişkenin gecikmeli değeri, $X_{i,t}$ bağımsız değişkenler vektörünü, γ_{ij} bağımlı değişkenin gecikmelerinin katsayısı ve δ_{ij} katsayı vektörünü ifade etmektedir.

Denklem (1) de yer alan seviyedeki değişkenler gruplandırdıktan sonra yeniden düzenlenebilir ve aşağıdaki hata düzeltme denklemi olarak yazılabilir (Durak ve Eroğlu,2019;217);

$$\Delta Y_{it} = \mu_i + \Phi_i(Y_{i,t-1} + \Theta'_i X_{i,t}) + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij}^* \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Denklem (2) de $\Phi_i = -\left(\frac{\beta_i}{\phi_i}\right)$, Y_{it} ve X_{it} arasındaki uzun dönemli ya da denge ilişkisini ifade eder. γ_{ij}^* modelde yer alan bağımlı değişkenin önceki dönem katsayılarını ifade eder. δ_{ij}^* gecikmeli bağımsız değişkenlerin kısa vadeli katsayılarını göstermektedir. Hata düzeltme katsayısı, bağımsız değişkenlerdeki değişiklikleri takiben uzun vadeli denge değerine yakınsama oranının ölçüm değeridir. Hata düzeltme katsayısı negatif bir değere sahip ve istatistiksel olarak anlamlı ise Y_{it} ve $X_{i,t}$ arasında bir eş bütünlüme ilişkisinin varlığından söz edilebilir.

Çalışmamızda yer alan modellerin, panel ARDL denklemi şeklinde yazılışı aşağıdaki şekildedir;

Model 1.

$$\ln gdp_{it} = \sum_{j=1}^p \gamma_{ij} \ln gdp_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Model 2.

$$nx_{it} = \sum_{j=1}^p \gamma_{ij} nx_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Model 3.

$$\ln finalpc_{it} = \sum_{j=1}^p \gamma_{ij} \ln finalpc_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Model 4.

$$\ln finalc_{it} = \sum_{j=1}^p \gamma_{ij} \ln finalc_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Denklem (3), (4), (5) ve (6)'da X_{it} açıklayıcı değişkenlerin vektörünü ifade etmektedir. Denklem (3), (4), (5) ve (6)'da yer alan modellerin hata düzeltme denklemi şeklindeki yazılışı şu şekildedir;

Model 1.

$$\Delta \ln gdp_{it} = \mu_i + \Phi_i(\ln gdp_{i,t-1} + \Theta'_i X_{i,t}) + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij}^* \Delta \ln gdp_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Model 2.

$$\Delta nx_{it} = \mu_i + \Phi_i(nx_{i,t-1} + \Theta'_i X_{i,t}) + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij}^* \Delta nx_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Model 3.

$$\Delta \ln finalpc_{it} = \mu_i + \Phi_i(\ln finalpc_{i,t-1} + \Theta'_i X_{i,t}) + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij}^* \Delta \ln finalpc_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Model 4.

$$\Delta \ln finalc_{it} = \mu_i + \Phi_i(\ln finalc_{i,t-1} + \Theta'_i X_{i,t}) + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij}^* \Delta \ln finalc_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Denklem (7), (8), (9) ve (10)'de X_{it} ; ekonomik karmaşıklık, işgücü, gayri safi yurtiçi hasıla, sermaye oluşumunun gayri safi hasıla içindeki payı olmak üzere açıklayıcı değişkenler matrisini ifade etmektedir. $\ln gdp$ logaritması alınmış GSYİH, nx net ihracat, $\ln finalpc$ logaritması alınmış kişi başına nihai tüketim harcamaları ve $\ln finalc$ logaritması alınmış nihai tüketim harcamaları değişkenlerini göstermektedir. Değişkenlere ilişkin açıklamalar Tablo 1'de gösterilmiştir.

Tablo 1. Değişkenlere İlişkin Açıklamalar

| Değişken | Açıklaması | Kaynak |
|---------------|--|--|
| lngdp | Logaritması alınmış GSYİH (sabit 2015 dolar fiyatıyla) | Dünya Bankası |
| lnfinalpc | Logaritması alınmış kişi başına hane halkı tüketim harcaması | Dünya Bankası |
| lnfinalc | Logaritması alınmış hane halkı tüketim harcaması | Dünya Bankası |
| lnfit | Logaritması alınmış ekonomik karmaşıklık endeksi | BACİ veri seti kullanılarak tarafımızca hesaplanmıştır |
| lnlforce | Logaritması alınmış iş gücü (toplam) | Dünya Bankası |
| gfcf_yuzdegdp | Brüt sabit sermaye oluşumu (GSYİH'nın yüzdesi) | Dünya Bankası |
| lngdppc | Logaritması alınmış kişi başına GSYİH (sabit 2015 dolar fiyatıyla) | Dünya Bankası |
| gdp | GSYİH (sabit 2015 dolar fiyatıyla) | Dünya Bankası |
| fit | Ekonomik karmaşıklık endeksi | BACİ veri seti kullanılarak tarafımızca hesaplanmıştır |
| nx | Net ihracat | Dünya Bankası |

4. BULGULAR

Eş bütünleşme testleri yapılmadan önce birim kökün varlığına ilişkin testlerin yapılması gerekmektedir. Bu kapsamda, en uygun birim kök testini kullanabilmek amacıyla öncelikle yatay kesit bağımlılığı ve homojenite testleri gerçekleştirilmiştir.

Tablo 1. modellerde kullanılan değişkenler için yatay kesit bağımlılığı testlerine ilişkin sonuçları raporlamaktadır.

Tablo 2. Değişkenler İçin Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

| Değişken | Olasılık Değeri | Sonuç |
|---------------|-----------------|---------|
| lngdp | 0.0000 | CD var. |
| lnfinalpc | 0.0000 | CD var. |
| lnfinalc | 0.0000 | CD var. |
| lnfit | 0.0000 | CD var. |
| lnlforce | 0.0000 | CD var. |
| gfcf_yuzdegdp | 0.0000 | CD var. |
| lngdppc | 0.0000 | CD var. |
| gdp | 0.0000 | CD var. |
| fit | 0.0000 | CD var. |
| nx | 0.0000 | CD var. |

Ho: Değişkenlerin yatay kesit bağımlılığı yoktur.

Tablo 2'de raporlanan sonuçlara bakıldığında bütün değişkenler için yatay kesit bağımlılığının varlığı görülebilmektedir. Buna ilave olarak, Tablo 2'de raporlanan homojenite testlerine bakılacak olursa modellerimizin heterojen olduğu sonucuna varılabilir. Buna göre, yapılan analizlerde yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ve heterojen paneller için birim kök testlerinin uygulanması gerektiğine karar verilmiştir.

Tablo 3. Homojenlik Test Sonuçları

| Model | Delta değeri | Olasılık Değeri | Sonuç |
|---------|--------------|-----------------|-----------|
| Model 1 | 34.781 | 0.000 | Heterojen |
| Model 2 | 21.520 | 0.000 | Heterojen |
| Model 3 | 34.781 | 0.000 | Heterojen |
| Model 4 | 36.541 | 0.000 | Heterojen |

Ho: Eğim katsayıları homojendir.

Bu kapsamda, Pesaran (2007) tarafından önerilen panel birim kök testi kullanılmıştır. Buna ilişkin sonuçlar Tablo 4'te raporlanmaktadır.

Tablo 4. Panel Birim Kök Test Sonuçları

| Değişken | Sabitli model | | | Trendli ve sabitli model | | | |
|---------------|-----------------|------|------------------------|--------------------------|----------------------|------------------------|-------|
| | Düzye de değeri | Cips | 1.derecede Cips değeri | Sonuç | Düzye de Cips değeri | 1.derecede Cips değeri | Sonuç |
| lngdp | -1.264 | | -2.330 *** | I(1) | -1.274 | -2.631 ** | I(1) |
| gdp | -1.118 | | -2.110** | I(1) | -1.407 | -2.654** | |
| lnfinalpc | -1.462 | | -2.583*** | I(1) | -1.470 | -2.844*** | I(1) |
| lnfinalc | -1.498 | | -2.559*** | I(1) | -1.422 | -2.766*** | I(1) |
| lnfit | -2.298*** | | | I(0) | -3.093*** | | I(0) |
| fit | -2.165** | | | I(0) | -2.939*** | | I(0) |
| lnlforce | -1.473 | | -2.969*** | I(1) | -2.047 | -3.169*** | I(1) |
| gfcf_yuzdegdp | -1.625 | | -3.544*** | I(1) | -1.864 | -3.788*** | I(1) |
| lngdppc | -1.293 | | -2.310*** | I(1) | -1.358 | -2.632** | I(1) |
| nx | -1.344 | | -3.507*** | I(1) | -1.945 | -3.628*** | (1) |

*Ho: Değişkenler durağan değildir. (CIPS test istatistik değerleri, kritik tablo değerlerinden mutlak değerce büyükse H0 reddedilir). Sabitli modelde kritik tablo değerleri sırasıyla; %1=-2, %5=-2.07, %10=-2.18 şeklindedir. Trendli ve sabit modelde kritik tablo değerleri; %1***=-2.51, %5***=-2.57, %10*=-2.7 şeklindedir.*

Tablo 4'e bakıldığı zaman *lnfit* ve *fit* hariç diğer değişkenlerin birinci dereceden durağan olduğu görülmektedir. Değişkenlerin düzeyde ve birinci dereceden durağan olarak karışık bir halde bulunmaları bizi panel ARDL yöntemini kullanmaya yönlendirmiştir. Buna ilişkin testlere geçmeden önce eş bütünleşmenin varlığına ilişkin olarak Westerlund (2007) tarafından geliştirilen hata düzeltme modeli kullanılmıştır.

Tablo 5. Westerlund Eşbütünleşme Testi Sonuçları

| Model | Test | İstatistik değeri | z-değeri | p- Değeri | Dirençli Değeri | Olasılık |
|---------|------|-------------------|----------|-----------|-----------------|----------|
| Model 1 | Gt | -1.820 | -1.055 | 0.146 | 0.060 | |
| | Ga | -0.223 | 11.825 | 1.000 | 0.000 | |
| | Pt | -4.517 | 6.347 | 1.000 | 0.000 | |
| | Pa | -0.123 | 6.400 | 1.000 | 0.250 | |
| Model 2 | Gt | -1.566 | -1.718 | 0.043 | 0.030 | |
| | Ga | -1.743 | 7.273 | 1.000 | 0.810 | |
| | Pt | -8.096 | 0.780 | 0.782 | 0.350 | |
| | Pa | -0.921 | 3.137 | 0.999 | 0.030 | |
| Model 3 | Gt | -1.526 | -1.342 | 0.090 | 0.042 | |
| | Ga | -2.469 | 5.981 | 1.000 | 0.190 | |
| | Pt | -11.655 | -1.898 | 0.029 | 0.040 | |
| | Pa | -1.821 | 1.347 | 0.911 | 0.090 | |
| Model 4 | Gt | -1.523 | -1.319 | 0.094 | 0.030 | |
| | Ga | -2.811 | 5.370 | 1.000 | 0.040 | |
| | Pt | -8.230 | 0.679 | 0.752 | 0.400 | |
| | Pa | -1.412 | 2.162 | 0.985 | 0.320 | |

Ho: Eşbütünleşme Yok.

Westerlund (2007) için temel hipotez eş bütünleşmenin olmadığıdır. Eğer, analizde kullanılan panel veri homojense panel istatistiklerini (Pt ve Pa), heterojense grup istatistiklerini (Ga ve Gt) kullanmak gerekmektedir. Benzer şekilde, yatay kesit bağımlılığı olması durumunda bootstrapping ile test edilmesi ve dirençli p değerlerinin incelenmesi gerekmektedir. Tablo 5'te raporlanan Westerlund (2007) test sonuçlarına göre bütün modeller için eş bütünleşmenin varlığından söz edilebilmektedir.

Eşbütünleşme testlerinin ardından Panel ARDL testlerine geçilmiştir. Bunun için PMG ve MG tahmincileri kullanılmaktadır. Bu tahmincilerden hangisinin kullanılması gerektiğiyle ilgili olarak Hausman testi yapılmıştır. Buna ilişkin sonuçlar Tablo 6'da raporlanmıştır.

Tablo 6. Hausman Test Sonuçları

| Model | Olasılık Değeri | Sonuç |
|---------|-----------------|-------|
| Model 1 | 0.6434 | pmg |
| Model 2 | 0.6063 | pmg |
| Model 3 | 0.2411 | pmg |
| Model 4 | 0.4517 | pmg |

H₀: PMG tahmincisi MG tahmincisinden daha efektif bir tahmincidir. H₁: MG tahmincisi PMG tahmincisinden daha efektif bir tahmincidir.

Tablo 6'ya göre çalışmada kullanılan her dört model için de PMG tahmincisi üzerinden Panel ARDL yapılmıştır. Tablo 5'de her dört model içinde olasılık değerleri 0.05'ten büyük olduğu için H₀ hipotezi kabul edilmiştir ve PMG tahmincisi analiz için seçilmiştir. Tahmin edilen dört modele ilişkin Panel ARDL sonuçları Tablo 7, Tablo 8, Tablo 9 ve Tablo 10'da raporlanmaktadır.

Tablo 7. Model 1 Panel ARDL Tahmin Sonuçları

| Bağımlı Değişken:LNGDP | PMG | | MG | |
|-------------------------|------------|---------------|------------|---------------|
| | Katsayılar | Standart hata | Katsayılar | Standart hata |
| Uzun dönem katsayılar | | | | |
| Lnfit | 0.0425*** | 0.0131 | 3.9048 | 3.272 |
| Lnforce | 1.5632*** | 0.0238 | 1.1575 | 1.35904 |
| Gfcf_yuzdegdp | 0.0143*** | 0.0015 | 0.0531 | 0.0454 |
| Kısa dönem Katsayılar | | | | |
| Hata Düzeltme Katsayısı | -0.1765*** | 0.0254 | -0.3871*** | 0.0450 |
| D1(Lnfit) | 0.0155 | 0.0114 | -0.0034 | 0.0142 |
| D1(lnforce) | 0.8128*** | 0.1491 | 0.3070* | 0.1926 |
| D1(gfcf_yuzdegdp) | 0.0062*** | 0.0009 | 0.0050*** | 0.0011 |
| Sabit Terim | 1.0721*** | 0.0533 | 0.6015 | 1.2165 |

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$ ve *** $p < 0.01$ düzeyinde anlamlılıkları göstermektedir. Tablo 7'de PMG (havuzlanmış ortalama grup) ve MG (ortalama grup) sonuçları raporlanmıştır. Lngdp bağımlı değişkendir. Lnfit, ln force ve Gfcf_yuzdegdp bağımsız değişkenleridir. Birinci panel uzun dönem katsayılarını, ikinci panel ise kısa dönem katsayılarını ve kısa dönem hata düzeltme katsayısını göstermektedir.

Tablo 7'de Lnfit, lnforce ve Gfcf_yuzdegdp değişkenlerinin lngdp değişkeni ile uzun ve kısa vadeli ilişkilerini belirlemek için PMG ve MG tahmincisi sonuçları verilmiştir. PMG ve MG tahmincilerinden hangisinin kullanılacağı, Hausman test yardımı ile karar verilmiştir ve bu doğrultuda PMG tahmincisi, Model 1 için kullanılmıştır. Bu bağlamda, Tablo 7'de elde edilen sonuçlar incelendiğinde, hata düzeltme katsayısı istatistiksel olarak anlamlıdır ve negatif bir işarete sahiptir. Bu durumda bize lngdp, lnforce ve Gfcf_yuzdegdp değişkenleri arasında kısa dönemde yaşanacak herhangi bir sapmanın, uzun vadeli dengeye yaklaşacağını göstermektedir. Tablo 7'de PMG tahmincisi sonuçlarına bakıldığında zaman Lnfit değişkeninin kısa dönemde anlamlı olmadığı ancak lnforce ve Gfcf_yuzdegdp değişkenlerinin %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Bu da Lnfit değişkeninde meydana gelecek herhangi bir değişimin, kısa dönemde lngdp bağımlı değişkenini üzerinde bir etkisi olmayacağını göstermektedir. Ancak lnforce ve Gfcf_yuzdegdp değişkenlerinde meydana gelecek %1 değişim, kısa dönemde lngdp bağımlı değişkeni üzerinde bir değişim meydana getirecektir.

Tablo 7'de PMG uzun dönem sonuçlarına bakıldığında ise lnfit, lnforce ve Gfcf_yuzdegdp bağımsız değişkenlerinin %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Yani uzun dönemde lnfit değişkeninde yaşanacak %1 artışın uzun dönemde lngdp değişkenini yaklaşık olarak %4 oranında bir artış meydana getirecektir. Benzer şekilde lnforce değişkeninde yaşanacak %1 artışın uzun dönemde lngdp değişkenini yaklaşık olarak %156 oranında bir değişim meydana getirecektir. Son olarak da Gfcf_yuzdegdp değişkeninde yaşanacak %1 artışın uzun dönemde lngdp değişkenini yaklaşık olarak %2 oranında bir pozitif değişim meydana getirecektir.

Tablo 8. Model 2 Panel ARDL Tahmin Sonuçları

| Bağımlı Değişken: nx | PMG | | MG | |
|-------------------------|------------|---------------|------------|---------------|
| | Katsayılar | Standart hata | Katsayılar | Standart hata |
| Uzun dönem katsayılar | | | | |
| fit | -0.9012*** | 0.1938 | -0.0147 | 0.0174 |
| gdp | -0.0401*** | 0.0043 | -0.0418 | 0.1351 |
| Kısa dönem Katsayılar | | | | |
| Hata Düzeltme Katsayısı | -0.2588** | 0.0254 | -0.5223*** | 0.0369 |
| D1(fit) | 0.0001 | 0.0004 | -0.0047 | 0.0320 |
| D1(gdp) | -0.135*** | 0.0392 | 0.0970*** | 0.0349 |
| Sabit Terim | 0.00658*** | 0.0137 | -0.0235 | 0.0002 |

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$ ve *** $p < 0.01$ düzeyinde anlamlılıkları göstermektedir. Tablo 7’de PMG (havuzlanmış ortalama grup) ve MG (ortalama grup) sonuçları raporlanmıştır. nx bağımlı değişkendir. fit, ve gdp bağımsız değişkenlerdir. Birinci panel uzun dönem katsayılarını, ikinci panel ise kısa dönem katsayılarını ve kısa dönem hata düzeltme katsayısını göstermektedir.

Tablo 8’de fit ve gdp değişkenlerinin nx değişkeni ile uzun ve kısa vadeli ilişkilerini belirlemek için PMG ve MG tahmincisi sonuçları verilmiştir. PMG ve MG tahmincilerinden hangisinin kullanılacağı, Hausman test yardımı ile karar verilmiştir ve bu doğrultuda PMG tahmincisi, Model 2 için kullanılmıştır. Bu bağlamda, Tablo 8’de elde edilen sonuçlar incelendiğinde, hata düzeltme katsayısı istatistiksel olarak anlamlıdır ve negatif bir işarete sahiptir. Bu durumda bize nx, fit ve gdp değişkenleri arasında kısa dönemde yaşanacak herhangi bir sapmanın, uzun vadeli dengeye yaklaşacağını göstermektedir. Tablo 8’de PMG tahmincisi sonuçlarına bakıldığı zaman fit açıklayıcı değişkenin kısa dönemde anlamlı olmadığı ancak gdp açıklayıcı değişkenin %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Bu da fit değişkeninde meydana gelecek herhangi bir değişimin kısa dönemde nx bağımlı değişkenini üzerinde bir etkisi olmayacağını göstermektedir. Ancak gdp değişkeninde meydana gelecek %1 değişim kısa dönemde nx bağımlı değişkenini yaklaşık olarak %13 azaltacaktır. Tablo 8’de PMG uzun dönem sonuçlarına bakıldığı zaman ise fit ve gdp bağımsız değişkenlerinin %1 düzeyinde anlamlı ve negatif işaretli olduğu görülmektedir. Buna göre uzun dönemde fit ve gdp değişkenlerinde yaşanacak herhangi bir artış uzun dönemde nx değişkeni üzerinde azaltıcı bir değişim meydana getirecektir.

Tablo 9. Model 3 Panel ARDL Tahmin Sonuçları

| Bağımlı Değişken: Infinalpc | PMG | | MG | |
|-----------------------------|------------|---------------|------------|---------------|
| | Katsayılar | Standart hata | Katsayılar | Standart hata |
| Uzun Dönem Katsayılar | | | | |
| Lnfit | -0.0051 | 0.0096 | -0.2368* | 0.1404 |
| Lngdppc | 1.0893*** | 0.0085 | 2.0088*** | 0.6440 |
| Kısa dönem Katsayılar | | | | |
| Hata Düzeltme Katsayısı | -0.2165*** | 0.0213 | -0.3302*** | 0.0306 |
| D1(Lnfit) | 0.0016 | 0.0078 | -0.0022 | 0.0101 |
| D1(Lngdppc) | 0.5313*** | 0.0392 | 0.2945*** | 0.0399 |
| Sabit Terim | -0.2081*** | 0.0204 | 5.0753*** | 0.5699 |

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$ ve *** $p < 0.01$ düzeyinde anlamlılıkları göstermektedir. Tablo 7’de PMG (havuzlanmış ortalama grup) ve MG (ortalama grup) sonuçları raporlanmıştır. Lngdp bağımlı değişkendir. Lnfit, ln force ve Gfcf yuzdegdp bağımsız değişkenlerdir. Birinci panel uzun dönem katsayılarını, ikinci panel ise kısa dönem katsayılarını ve kısa dönem hata düzeltme katsayısını göstermektedir.

Tablo 9’da Lnfit ve Lngdppc değişkenlerinin Infinalpc değişkeni ile uzun ve kısa vadeli ilişkilerini belirlemek için PMG ve MG tahmincisi sonuçları verilmiştir. PMG ve MG tahmincilerinden hangisinin kullanılacağı, Hausman test yardımı ile karar verilmiştir ve bu doğrultuda PMG tahmincisi, Model 3 için kullanılmıştır. Bu bağlamda, Tablo 9’da elde edilen sonuçlar incelendiğinde, hata düzeltme katsayısı istatistiksel olarak anlamlıdır ve negatif bir işarete sahiptir. Bu durumda Infinalpc, Lnfit ve Lngdppc değişkenleri arasında kısa dönemde yaşanacak herhangi bir sapmanın, uzun vadeli dengeye yaklaşacağını göstermektedir. Tablo 9’da PMG tahmincisi sonuçlarına bakıldığı zaman Lnfit açıklayıcı değişkenin kısa dönemde anlamlı olmadığı ancak Lngdppc açıklayıcı değişkenin %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Bu da Lnfit değişkeninde meydana gelecek herhangi bir değişimin kısa dönemde Infinalpc bağımlı değişkenini üzerinde bir etkisi olmayacağını göstermektedir. Ancak Lngdppc değişkeninde meydana gelecek %1 artışın kısa dönemde Infinalpc bağımlı değişkenini yaklaşık olarak %53 arttıracığını göstermektedir. Tablo 9’da PMG uzun dönem sonuçlarına bakıldığı zaman ise Lnfit değişkeninin anlamlı olmadığı fakat Lngdppc bağımsız değişkeninin %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Yani uzun dönemde Lngdppc değişkeninde yaşanacak bir değişim uzun dönemde Infinalpc değişkenini üzerinde pozitif yönlü bir değişim meydana getirecektir. Ancak Lnfit değişkeninde meydana gelecek herhangi bir değişimin Infinalpc üzerinde bir etkisi olmayacaktır.

Tablo 10. Model 4 Panel ARDL Tahmin Sonuçları

| Bağımlı Değişken: lnfinalc | PMG | | MG | |
|------------------------------|------------|---------------|------------|---------------|
| | Katsayılar | Standart hata | Katsayılar | Standart hata |
| Uzun Dönem Katsayılar | | | | |
| Lnfit | -0.0375*** | 0.0091 | 0.2983 | 0.2196 |
| Lngdp | 0.9785*** | 0.0059 | 0.6745** | 0.3002 |
| Kısa dönem Katsayılar | | | | |
| Hata Düzeltme Katsayısı | -0.2434*** | 0.0231 | -0.4596*** | 0.0289 |
| D1(Lnfit) | -0.0001 | 0.0075 | -0.0024 | 0.0095 |
| D1(Lngdp) | 0.5177*** | 0.0413 | 0.2891*** | 0.0348 |
| Sabit Terim | -0.1191*** | 0.0105 | 0.6854* | 0.4128 |

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$ ve *** $p < 0.01$ düzeyinde anlamlılıkları göstermektedir. Tablo 7'de PMG (havuzlanmış ortalama grup) ve MG (ortalama grup) sonuçları raporlanmıştır. Lngdp bağımlı değişkendir. Lnfit, ln force ve Gfcf_yuzdegdp bağımsız değişkenleridir. Birinci panel uzun dönem katsayılarını, ikinci panel ise kısa dönem katsayılarını ve kısa dönem hata düzeltme katsayısını göstermektedir.

Tablo 10'da Lnfit ve Lngdp değişkenlerinin lnfinalc değişkeni ile uzun ve kısa vadeli ilişkilerini belirlemek için PMG ve MG tahmincisi sonuçları verilmiştir. PMG ve MG tahmincilerinden hangisinin kullanılacağı, Hausman test yardımı ile karar verilmiştir ve bu doğrultuda PMG tahmincisi, Model 4 için kullanılmıştır. Bu bağlamda, Tablo 10'da elde edilen sonuçlar incelendiğinde, hata düzeltme katsayısı istatistiksel olarak anlamlıdır ve negatif bir işarete sahiptir. Bu durum lnfinalc, Lnfit ve Lngdp değişkenleri arasında kısa dönemde yaşanacak herhangi bir sapmanın, uzun vadeli dengeye yaklaşacağını göstermektedir. Tablo 10'da PMG tahmincisi sonuçlarına bakıldığında zaman Lnfit değişkenin kısa dönemde anlamlı olmadığı ancak Lngdp değişkeninin ise %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Bu da Lnfit değişkeninde meydana gelecek herhangi bir değişimin kısa dönemde lnfinalc bağımlı değişkenini üzerinde bir etkisi olmayacağını göstermektedir. Ancak Lngdp değişkeninde meydana gelecek %1 değişim kısa dönemde lnfinalc bağımlı değişkenini yaklaşık olarak %52 arttıracak olduğunu göstermektedir. Tablo 10'da PMG uzun dönem sonuçlarına bakıldığında zaman Lnfit ve Lngdp bağımsız değişkenlerinin %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Bu duruma göre uzun dönemde Lnfit değişkeninde yaşanacak %1 artışın uzun dönemde lnfinalc değişkeninde yaklaşık olarak %4 oranında bir azalış meydana getirecektir. Bunun yanında Lngdp değişkeninde yaşanacak %1'lik değişim uzun dönemde lnfinalc değişkeninde yaklaşık olarak %98 oranında bir değişim meydana getirecektir.

5. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada yoksullaştıran büyüme ile ekonomik karmaşıklık arasındaki ilişki incelenmiştir. Elde edilen bulgular, literatürle tutarlı şekilde ekonomik karmaşıklığın uzun vadede ekonomik büyümeyi açıklamada önemli bir değişken olduğunu göstermektedir. Burada, ekonomik büyümenin kendisinin net ihracat üzerinde aşağı yönlü bir baskı oluşturduğu gösterilmiştir. Yani ekonomik büyümedeki artış ithalatı artırıcı yönde ihracatı ise azaltıcı yönde bir seyir izlemektedir. Ek olarak, net ihracat üzerindeki kısa vadeli etkiler belirgin olmasa da uzun vadede ekonomik karmaşıklığın olumsuz bir etkisi olduğu görülmekte ve bu da gelişen küresel pazarın karmaşıklıklarını dikkate alan dengeli bir ticaret politikasının önemine işaret etmektedir. Ekonomik karmaşıklık ve tüketim harcamaları analizleri için kullanılan iki modelde birbirinden farklı sonuçlar elde edilmiştir. Buradan hareketle çalışmada ekonomik karmaşıklığın tüketim harcamalarını kesin olarak artırdığına yönelik kesin bulgulara ulaşılamamıştır. Çalışmada elde edilen sonuçlar; Ateş ve Bostan (2007), Lin ve Zhang (2007), Pryor (2007), Sağlam ve Egeli (2014), Aytekin (2021), Gu ve Kulkarni (2022) çalışmaları ile benzerlik gösterirken, Alston ve Martin (1995), Barrett (1998), Yeh (1999), Baş (2009), Astorga (2010), Yiğit ve Yiğit (2018), Konak (2019), Saridoğan ve Çetin (2016), Aytekin ve Aksoy (2021) çalışmaları ile benzerlik göstermemektedir.

Genel olarak, ekonomik büyüme ve ekonomik karmaşıklık arasında önemli bir ilişki varken, bu ilişki çok basit görünmemektedir. Ticaret politikalarının serbestleştirilmesi, ekonominin yapısı ve büyümenin faydalarının dağılımı da dahil olmak üzere bir dizi faktöre bağlı olabilir. Ekonomik büyümenin kapsayıcı ve sürdürülebilir olması için bu faktörlerin dikkatle değerlendirilmesi ve büyümenin faydalarını daha eşit bir şekilde dağıtılabilecek politikaların tasarlanması önemlidir.

Ülkelerin sürdürülebilir ekonomik büyüme ve rekabet gücü arzusu göz önüne alındığında, politika yapıcılarını inovasyon, teknoloji ve sektörlerin çeşitlendirilmesine yönelik yatırımlar yoluyla ekonomik karmaşıklığı teşvik etmeye odaklanması önemlidir. Ancak, ekonomik karmaşıklık ve ekonomik büyüme ile net ihracat arasında bir denge kurulması da oldukça önemlidir, zira karmaşıklığa ve büyümeye aşırı odaklanmak uzun vadede ticaret dengesizliklerine yol açabilir. Ayrıca, ekonomik büyüme ve ekonomik karmaşıklığın net ihracat ve nihai tüketim harcamaları üzerindeki olumsuz etkilerinin ele alınması, hedefe yönelik müdahaleler ve ticaret reformları yoluyla dikkatli bir politika planlaması gerektirmektedir.

Bu alanda gelecekte yapılacak araştırmalar için, ekonomik karmaşıklığın incelikli dinamiklerini ve ekonomik büyümenin çeşitli yönleri üzerindeki etkilerini daha derinlemesine incelemek zorunludur. Ayrıca, farklı ülkeler ve bölgeler arasında karşılaştırmalı çalışmalar yürütmek, bu bulguların genellenebilirliği konusunda değerli bilgiler sağlayabilir. Ayrıca, ekonomik karmaşıklık çerçevesinde belirli endüstrilerin ve sektörlerin rolünün ve farklı ekonomik değişkenler üzerindeki etkisinin

incelenmesi, bu karmaşık ilişkilere dair anlayışımızı geliştirebilir ve nihayetinde hem ulusal hem de küresel düzeyde daha etkili ekonomi politikalarına ve stratejilerine katkıda bulunabilir.

YAZAR BEYANI

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı: Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Etik Kurul Onayı: Bu araştırma etik kurul izni gerektiren analizleri kapsamadığından etik kurul onayı gerektirmemektedir.

Yazar Katkıları: Yazar çalışmanın tümünü tek başına gerçekleştirmiştir.

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

KAYNAKÇA

- Altson, J. M. & Martin, W. J. (1995). Reversal of fortune: Immiserizing technical change in agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, 77(2), ss.251-259.
- Astorga, P. (2010). A century of economic growth in Latin America. *Journal of Development Economics*, 92, ss.232–243.
- Ateş, İ. & Bostan, A. (2007). Türkiye’de dış ticaretin serbestleşmesi ve yoksullaştırıcı büyüme (1989 – 2004). *Muğla Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi (İLKE)*, 18, ss.1-10.
- Aytekin, İ. (2021). Türkiye’de yoksullaştırıcı büyüme ve turizm sektörü. *Mustafa METE (Der.)*, İktisadi ve İdari Bilimlerde Araştırmalar Ve Değerlendirmeler (ss.309-323). Ankara: Gece Kitaplığı.
- Aytekin, İ. & Aksoy, E. (2021). Yoksullaştırıcı büyüme teorisinin kuru kayısı ihracatına uygulanması: Türkiye örneği. *Fiscaeconomia*, 5(2), ss.538-555.
- Barrent, C. B. (1998). Immiserized growth in liberalized agriculture. *World Development*, 26(5), ss.743-753.
- Baş, K. (2009). Küreselleşme ve gelir eşitsizliği. *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 18(1), ss.49–70.
- Bhagwati, J.N. 1958 Immiserizing growth: A geometric note. *Review of Economic Studies*. 2, Ss.201-205.
- Castañeda, G., & Romero-Padilla, J. (2018). Subnational analysis of economic fitness and income dynamic: The case of Mexican states. *Entropy*, 20(11), 841.
- Chakraborty, A., Inoue, H., & Fujiwara, Y. (2020). Economic complexity of prefectures in Japan. *PLoS ONE*, 15(8), ss.1–13.
- Cristelli, M., Gabrielli, A., Tacchella, A., Caldarelli, G. & Pietronero, L. (2013). Measuring the intangibles: A Metrics for the economic complexity of countries and products. *PLoS ONE*, 8 (8), ss.1-20.
- Çınar, İ. T., Korkmaz, İ., & Baycan, T. (2021). Ekonomik karmaşıklık ve ekonomik seçim üzerine Türkiye’de bölgesel düzeyde bir değerlendirme, İçinde: M. Tahsin Şahin ve Fatih Altuğ (Ed.), *Yerel ve Bölgesel Kalkınmada Değişen Dinamikler- Teori, Politikalar ve Uygulamalar*. Nobel Yayınevi.
- Çınar, İ. T., Korkmaz, İ., & Baycan, T. (2022). Regions economic fitness and sectoral labor productivity: Evidence from Turkey. *Regional Science Policy & Practice*, 14(3), ss.575–598.
- Durak, İ., & Eroğlu, E. (2019). The Nexus of economic growth, trade openness and banking sector depth in OIC: An application of panel data analysis. *Alphanumeric Journal*, 7(2), ss.205-238.
- Gao, J., & Zhou, T. (2018). Quantifying China’s regional economic complexity. *Physica A: Statistical Mechanics and its applications*, 492, ss.1591–1603.
- Gaulier, G., & Zignago, S. (2010). BACI: International trade database at the product-level (the 1994-2007 version). *CEPII Working Paper 2010-23*, October 2010, CEPII.
- Gu, T. S. & Kulkarni, K. G. (2022). From Vanilla to immiserizing growth, better economy and worse living conditions: A case of Madagascar. *SIBM Pune Research Journal*, 24, ss.1-8.
- Hidalgo, C. A. (2021). Economic complexity theory and applications. *Nature Reviews Physics*, 3(2), ss.92-113.
- Konak, A. (2019). Ticari liberalizasyon kapsamında yoksullaştırıcı büyüme hipotezi geçerli mi? Türkiye örneği. *Sakarya İktisat Dergisi* 8(1), ss.34-55.
- Lin, G. L. & Zhang, Y. Q. (2007). Deterioration of terms of trade and immiserizing growth: Evidence from China. *Journal of International Trade*, 33(1), ss.3-9.
- Operti, F. G., Pugliese, E., Andrade, J. S. Jr., Pietronero, L., & Gabrielli, A. (2018). Dynamics in the fitness-income plane: Brazilian states vs world countries. *PLoS ONE*, 13(6), ss.1–20.
- Pesaran, M., Shin, Y. & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94 (446), ss.621-634.
- Pugliese, E., Chiarotti, G. L., Zaccaria, A., & Pietronero, L. (2017). Complex economies have a lateral escape from the poverty trap. *PLoS ONE*, 12(1), e0168540.
- Pryor, F. L. (2007). Immiserizing growth as seen by Bhagwati Samuelson and others, *The Journal of Economic Education*, 38(2), ss.208-214.
- Sağlam, Y. & Egeli, H. A. (2014). Reel döviz kurunun dış ticaret üzerine etkisi ve yoksullaştırıcı büyüme: 2003-2013 Türkiye örneği. *Uluslararası Avrasya Ekonomileri Konferansı*, ss.419-427, Makedonya.
- Sarıdoğan, H.Ö ve Çetin, D. (2016), Turizm ve yoksullaştırıcı büyüme. *İnsan Ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 5(4), ss.922-932.
- Tacchella, A., Cristelli, M., Caldarelli, G., Gabrielli, A., & Pietronero, L. (2012). A new metrics for countries fitness and products complexity. *Scientific Reports*, 2, 723.
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69(6), ss. 709-748.
- Vinci, G. V., & Benzi, R. (2018). Economic complexity: Correlations between gross domestic product and fitness. *Entropy*, 20(10), 766.
- Yeh, Y. H. (1999). Tariffs import quotas voluntary export restraints and immiserizing growth, *The American Economist*, 43(1), ss.88-90.

- Yiğit, A. G. & Yiğit, M. (2018). Yoksullaştıran büyüme hipotezinin sınaması: 2003 – 2018 Türkiye örneği. İzmir International Congress on Economics and Administrative Sciences İZCEAS 2018, İzmir, Türkiye, 2103-2114.
- Zhou, M. Y., Xiong, W. M., Li, X. Y., & Liao, H. (2018). The middle-income trap and the coping strategies from network-based perspectives. Entropy, 20(10), 725.

EKLER

Ek 1. Analizde Kullanılan Ülkeler

| | | |
|------------------------------|-------------------|----------------|
| ABD | Honduras | Moldova |
| Almanya | Hırvatistan | Moritanya |
| Angola | Hindistan | Nijer |
| Arjantin | Hollanda | Nijerya |
| Arnavutluk | İngiltere | Nikaragua |
| Avustralya | Güney Kore | Mali |
| Avusturya | Hırvatistan | Meksika |
| Bangladeş | Honduras | Mısır |
| Belarus | İran | Norveç |
| Belçika | İrlanda | Özbekistan |
| Benin | İspanya | Pakistan |
| Birleşik Arap Emirlikleri | İsrail | Paraguay |
| Bolivya | İsveç | Peru |
| Bosna Hersek | İsviçre | Polonya |
| Brezilya | İtalya | Portekiz |
| Bulgaristan | Japonya | Romanya |
| Cezayir | Kamboçya | Rusya |
| Çek Cumhuriyeti | Kamerun | Senegal |
| Danimarka | Kanada | Slovakya |
| Dominik Cumhuriyeti | Kazakistan | Sri Lanka |
| Ekvator | Kenya | Sudi Arabistan |
| El Salvador | Kırgızistan | Şili |
| Endonezya | Kolombiya | Yeni Zelanda |
| Ermenistan | Kongo Cumhuriyeti | Yunanistan |
| Demokratik Kongo Cumhuriyeti | Kosta Rika | Tanzanya |
| Fas | Kuzey Makedonya | Türkiye |
| Fil Dişi Sahilleri | Litvanya | Uganda |
| Filipinler | Lübnan | Ukrayna |
| Finlandiya | Küba | Umman |
| Fransa | Macaristan | Uruguay |
| Gabon | Madagaskar | Vietnam |
| Guatemala | Malezya | |