



## Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi

The International Journal of Economic and Social Research

2022, 18(2)

### Gelişmekte Olan Ülkelerde Ar-Ge Harcamaları Yoksulluk İlişkisi<sup>1</sup>

R&D Expenditures and Poverty Nexus in Developing Countries

Mehmet ŞENGÜR<sup>2</sup>, Müslime SÖZEN<sup>3</sup>

Geliş Tarihi (Received): 17 Haziran 2022

Kabul Tarihi (Accepted): 26 Ekim 2022

Yayın Tarihi (Published): 30 Aralık 2022

**Öz:** Çalışmada, gelişmekte olan ülkelerde Ar-Ge harcamaları ile yoksulluk ilişkisi panel veri analizi ile incelenmiştir. Çalışmanın temel varsayımı, gelişmekte olan ülkelerdeki Ar-Ge harcamalarının GSYİH'ı pozitif olarak etkilediği ve yoksulluk oranlarını azaltıcı etkiye sahip olduğudur. Gelişmekte olan ülkeler (Brezilya, Meksika, Polonya, Rusya, Tayland, Türkiye, Arjantin, Ukrayna, Uruguay, Ermenistan, Kazakistan ve Kırgızistan gibi) 2003-2018 yıllık gözlem dönemi kullanılmış ve çalışmada birbirini takip eden iki farklı model kurulmuştur. Değişkenlere uygulanan Delta Testinin homojenlik sonuçlarına göre her iki modelde heterojen dağılım görülmektedir. Heterojen dağılıma sahip modellere uygulanan test ile yatay kesit bağımlılığının varlığı belirlenmiştir. İkinci nesil panel birim kök testi (ADF Birim Kök Testi) kullanılarak değişkenlerin düzeyde durağan olduğu belirlenmiştir. Değişkenlerin hem düzeyde durağan hem de heterojen olması nedeniyle analiz Gengenbach, Urbain ve Westerlund Panel Eşbütünleşme testi ile yapılmıştır. Bulgulara göre Ar-Ge ile GSYİH arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur. Fakat GSYİH ile yoksulluk değişkeni arasında eşbütünleşme ilişkisi saptanmıştır. Nedensellik analizi sonucuna göre, birinci modelde GSYİH değişkeninden Ar-Ge harcamalarına yönelik tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. İkinci modelde GSYİH'den yoksulluk değişkenine ve yoksulluk değişkeninden GSYİH değişkenine çift taraflı bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Birinci modelde eşbütünleşme ve nedensellik testlerinin zayıf olmasına rağmen, sonuçlar çalışmanın temel varsayımını doğrulamaktadır. Gelişmekte olan ülkelerde yoksulluk oranını azaltmak için Ar-Ge harcamalarına ve yatırımlara daha fazla önem verilmelidir.

**Anahtar Kelimeler:** Ar-Ge Harcamaları, GSYİH, Yoksulluk, Panel Veri Analizi, Gelişmekte Olan Ülkeler.

&

**Abstract:** In study, the effect of R&D expenditures on poverty in developing countries was tested by panel data analysis method. The basic assumption of the study is that R&D expenditures in developing countries affect GDP positively and have a reducing effect on poverty rates. Developing countries (such as Brazil, Mexico, Poland, Russia, Thailand, Turkey, Argentina, Ukraine, Uruguay, Armenia, Kazakhstan and Kyrgyzstan) 2003-2018 annual period of observation were used and two successive different models were established in the study. Heterogeneous distribution is observed in both models regards to the homogeneity findings of the Delta Test applied to the variables. Cross section dependency was determined as a result of the cross section dependency test applied to heterogeneously distributed models. It was determined that the variables were stationary at the level by using the second generation panel unit root test (ADF Unit Root Test). Analysis was performed with Gengenbach, Urbain and Westerlund Panel Cointegration Test since the variables are both stationary at level and heterogeneous. According to the findings, there is no cointegration relationship between R&D variable and GDP. But a cointegration relationship was found between the GDP and the Poverty variable. Results of the causality test, a unidirectional causality relationship from the GDP variable to R&D expenditures was found in the first model. In the second model, it has been determined that there is a bi-directional causality relationship from GDP to Poverty variable and from Poverty variable to GDP variable. Although the of the cointegration and causality tests are weak in the first model, results approve the basic assumption of the study. More attention should be paid to R&D expenditures and investments in order to reduce the poverty rate in developing countries.

**Keywords:** R&D Expenditures, GDP, Poverty, Panel Data Analysis, Developing Countries.

**Atıf/Cite as:** Şengür, M. & Sözen, M. (2022). Gelişmekte Olan Ülkelerde Ar-Ge Harcamaları Yoksulluk İlişkisi. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*. 18(2). 58-70.

**İntihal-Plagiarizm/Etik-Ethic:** Bu makale, en az iki hakem tarafından incelenmiş ve intihal içermediği, araştırma ve yayın etiğine uyulduğu teyit edilmiştir. / This article has been reviewed by at least two referees and it has been confirmed that it is plagiarism-free and complies with research and publication ethics. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ijaws>

**Copyright** © Published by Bolu Abant İzzet Baysal University, Since 2005 – Bolu

<sup>1</sup> Bu çalışma 20 Mayıs 2021 tarihinde "V. International Kaoru Ishikawa Business Administration and Economy Congress'te" sunulan bildirinin geliştirilmiş halidir.

<sup>2</sup> Doç. Dr., Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, İktisat Bölümü, [msengur@ogu.edu.tr](mailto:msengur@ogu.edu.tr), ORCID: 0000-0002-2173-9977 (Sorumlu Yazar)

<sup>3</sup> Bilim Uzmanı, [muslimesozen@gmail.com](mailto:muslimesozen@gmail.com), ORCID: 0000-0003-1381-6052

## 1. Giriş

Gelişmekte olan ülkelerin, yoksulluk oranlarında yaşanan artış veya dengesizlik ülkelerin ekonomik kalkınmasını olumsuz yönde etkilemektedir. Ekonomik kalkınmanın bir ayağı da ekonomik büyümenin oransal olarak artış göstermesidir. Gelişmekte olan ülkeler ekonomik büyümeyi birçok farklı yoldan sağlamaktadır. Ülkeler için günümüzde ön planda olan büyüme kanallarından birisi de Ar-Ge harcamalarına (yeni ürün geliştirme, bilgi ve teknoloji geliştirme, bilişim, yazılım sistemleri, yapay zekâ) verilen önemdir. Bu sebepten, Ar-Ge günümüzde ekonomik büyümenin temel itici güçlerinden biri olarak kabul edilmektedir. Ekonomik büyüme, bir ülkenin refah düzeyinin bir göstergesi olarak bilinmektedir. Gelişmiş ya da gelişmekte olan tüm ülkelerin temel hedeflerden birisi ekonomik büyüme iken, ülkelerin büyük bir kısmının Ar-Ge politikalarına odaklandığı görülmektedir. Ar-Ge faaliyetleri, ekonomik büyümeyi, bilgi üretimini, yeniliği, üretkenliği ve teknolojik ilerlemeyi hızlandıran itici bir güç oluşturmaktadır. Birkaç on yıl boyunca ekonomik kalkınma alanının en önemli sorunlarından biri, ekonomik büyümenin doğrudan yoksulluğun azalmasına yol açıp açmadığıdır. 1970'lerden buyana belirli bir ülkede yoksulluk azalmıyorsa, o zaman ülkenin ekonomik kalkınma yaşadığını söyleyemiyordu. Son otuz yılda, iktisatçılar arasında genel kabul gören görüş, ekonomik büyümenin yoksullukla ters bir ilişki içeride olduğudur (Dollar ve Kraay, 2002; Alvaredo, 2018; Ravallion ve Chen, 2003). Ama günümüzde tartışma, sadece büyümenin etkisinin ne kadar güçlü olduğunu belirlemeye odaklanan çalışmalar ile doludur. Büyüme modelinin ve yapısının yoksulluk üzerindeki etkisine dair yapılan araştırmalarda da pek çok tartışmalı görüşte vardır (Thorbecke, 1984). Yoksulluk ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki, ekonomik kalkınma literatürün de geniş çapta yer almaktadır. Bununla birlikte, bu araştırmanın çoğu kesitsel çalışmalara dayanmaktadır ve çok az çalışma bu önemli konuyu analiz etmek için zaman serisi tekniklerini kullanmıştır.

## 2. Literatür

1980'lerin sonlarına doğru Ar-Ge harcamalarını temel alan içsel büyüme modelleri geliştirilerek birçok teorik analiz yapılmıştır. Belirli bir zaman kapsamında yapılan makroekonomik ve mikroekonomik çalışmalar ampirik literatürde de yerini almıştır. Mikroekonomik düzeydeki Ekonomik büyüme ile Ar-Ge harcamaları ilişkisini farklı ülke grupları üzerinde belirli zaman dilimi içinde inceleyen ve panel veri yöntemi kullanan çok sayıda çalışma görülmektedir:

Lichtenberg (1993), çalışmada 74 Ülkenin 1964-1989 dönemi verilerini kullanarak Ar-Ge harcamaları ve ekonomik büyüme arasında nedensellik tespit edilmiştir. Bassanini ve Scarpetta (2001), OECD ülkelerinden 21 tanesini kapsayan araştırmasında, Ar-Ge harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Ar-Ge harcamalarında oluşan %1 oranındaki bir değişim büyüme üzerinde %0,4'lük etki yaptığı tespit edilmiştir. Ülkü (2004), OECD üyesi ve OECD üyesi olmayan 30 ülkeyi, 1981-1997 dönemine ait verileri kullanılarak Ar-Ge harcamaları ile GSYİH arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Sonuçta ülkelerin hepsini her iki değişken arasında güçlü ve pozitif yönde ilişki tespit edilmiştir. Ar-Ge harcamalarına verilen desteğin ekonomik büyümeyi olumlu etkileyeceği sonucuna ulaşılmıştır. Wu ve Zhou (2007), Çin üzerinde 1953-2004 dönemini kapsayan çalışmalarında Ar-Ge harcamaları ile GSYİH arasındaki nedensellik analiz yapılmıştır. Ar-Ge harcamaları ile GSYİH'nin uzun dönem için birlikte ve çift taraflı nedensellik ilişkisinin varlığı saptanmıştır. Altın ve Kaya (2009), 1990-2005 yılları için Türkiye örneğinde yapılan çalışmada üzerinde yaptığı çalışmada Ar-Ge harcamaları ile büyüme arasında kısa ve uzun dönemde nedensellik ilişkisinin varlığı saptamıştır. Korkmaz (2010), Türkiye için 1990-2008 yıllarına ait verilerle, Ar-Ge harcamaları ile büyüme arasındaki ilişkiyi tespit etmek için yaptığı çalışmada uzun dönemde nedensellik ilişkisinin varlığı tespit etmiştir. Genç ve Atasoy (2010), araştırmasında 1997-2008 dönemi verilerini kullanarak 34 ülke için Ar-Ge harcamaları ile ekonomik büyüme arasında Ar-Ge'den büyümeye doğru tek taraflı nedensellik ilişkisinin olduğunu belirtmişlerdir. Gülmez ve Yardımcıoğlu (2013), OECD ülkelerinin 1990 ile 2010 yılları arasındaki verilerini kullanmışlardır. İki değişken arasında iki taraflı nedensellik ilişkisi bulunmuş ve Ar-Ge harcamalarında gerçekleşen %1'lik bir değişimin

büyüme %0,77'i etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Bozkurt (2015), çalışmasında 1998 ile 2013 yılları arasında kapsayan Ar-ge'ye yapılan harcamalarla büyüme arasındaki ilişkiyi tespit etmeye çalışmıştır. Analiz sonuçlarına göre eşbütünleşme ilişkisine rastlanmazken, ekonomik büyüme yönünden Ar-Ge'ye doğru tek taraflı bir nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. Güneş (2019), OECD üyesi 32 ülke için Ar-Ge harcamaları ile büyüme arasındaki ilişkinin tespiti için nedensellik testi uygulamıştır. Bulgularda, büyümeden Ar-Ge harcamalarına tek taraflı nedenselliğin var olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Literatürde, Ekonomik büyüme ile yoksulluk arasındaki ilişkiyi inceleyen ilk çalışmalar Kuznets (1955) çalışmalarına dayanmaktadır. Kuznets Hipotezi olarak adlandırılan bu çalışmada kırsal kesimde çalışan iş gücünün sanayileşme ile beraber sanayi sektörüne geçişini analiz etmiştir. Bu çalışma sonrasında benzer bir çok çalışma (Papanek ve Kyn, 1986; Dawson, 1997; Bruno vd., 1998; Huang, 2004; Barro, 2008) yapılmıştır. Bu çalışmalar sonucunda büyüme ile yoksulluk arasında beklenen bir ilişki tespit edilmiştir. Günümüze yapılan çalışmalara baktığımızda bunun tersi durumu gösteren çalışmalarda mevcuttur; Stevans ve Sessions (2005), Amerika Birleşik Devletleri üzerinde yaptığı araştırmada, ekonomik büyüme oranı ile yoksulluk oranı arasında; ekonomik büyüme oranları artarken, yoksulluk oranlarının da attığını tespit etmişlerdir. Wahiba ve Weriemmi (2014), 1984-2011 yılları arasında Tunus'un ekonomik büyüme ve yoksulluk ilişkisini araştırmış ve ekonomik büyüme artarken eşzamanlı olarak yoksulluğunda arttığı sonucuna ulaşmıştır. Bunun yanında, Bruno vd. (1999), çalışmasında 20 farklı ülkede 1984-1993 yılları arasında baz alarak ekonomik büyümenin yoksulluk üzerindeki etkisini incelemiş ve araştırma sonuçlarında ekonomik büyüme oranları %10'luk artış gösterirken yoksulluk üzerinde %21,2'lik azalışa sebep olduğu görülmüştür. Dollar ve Kraay (2001), gelişmekte olan 47 ülke verilerini 1980-1990 dönemlerini kullanarak ekonomik büyüme ve gelir dağılımının yoksulluk üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Ekonomik büyüme, gelir eşitsizliği ve yoksulluk arasındaki oransal farkın sebeplerini uygulanan devlet politikalarına bağlayarak, ekonomik büyüme ve gelir eşitsizliği artış veya azalışının yoksulluk üzerinde bir etkisinin olmadığını görmüşlerdir. Kraay (2006), 1980-1990 yılları arasında 80 gelişmekte olan ülke kapsamında ekonomik büyümenin yoksulluğu azaltması için üç kaynağın gerektiğini savunmuş ve bu kaynakları, gelirden yüksek düzeyde artış sağlanması, yoksulluğun büyümeyle karşı yüksek duyarlılığı ve nispi gerçekleşen gelirdeki artışın yoksulluk üzerinde azaltıcı etkisi olarak sıralamıştır. Şeker ve Jenkins (2015), Türkiye'de 2003-2012 yılları arasında yoksulluk değişimlerinin nasıl bir trend izlediğini incelemiştir. Türkiye'de yoksulluk trendlerinin ekonomik büyüme oranlarına göre artış veya azalış yönünde etkilendiğini ve ekonomik büyümede gerçekleşen artışın ülkenin mutlak yoksulluk oranını azalttığı sonucuna ulaşmıştır. Fosu (2017), gelişmekte olan 80 ülkenin 1980-2007 yılları arasındaki verilerini ekonomik büyüme ve gelir eşitsizliği oranlarının yoksulluk oranlarını nasıl etkilediğini araştırmışlardır. Gelirden oluşan artışın yoksulluk oranlarını doğru orantılı olarak etkilediği ama ekonomik büyümede gerçekleşen bir artış veya azalışın her ülkede yoksulluk üzerinde etkili olmadığı görülmüştür. Yoksullukla mücadele eden ülkeler, ülkenin yapısına göre uygun politikalara ihtiyaç duymaktadır sonucuna ulaşmışlardır. Garza (2018), Meksika'da 1960-2016 dönemi için Meksika'daki yoksulluk ile büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Uzun vadede büyümedeki %1'lik bir artışın kişi başına tüketimde %2,4'lük bir artışa (ve dolayısıyla yoksulluğun azalmasına) yol açtığı sonucuna ulaşmışlardır. Evcim vd. (2019), Türkiye'nin de içinde bulunduğu 8 MENA ülkesinde yoksulluğun ekonomik belirleyicileri üzerinde, 1990-2013 dönemi arasında yer alan verileri kullanarak bir araştırma yapmıştır. Ekonomik büyümenin ve kadın işgücü oranlarının artış göstermesi ile yoksulluğun belirgin seviyelerde azalacağını belirtmiştir. Mohembe ve Odhiambo (2019) 82 ülkeyi kapsayan 1981-2013 dönemi verilerini kullanarak dış yardım, yoksulluk ve büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Kısa vadede, büyüme ile yoksulluk için çift taraflı bir nedensellik varlığı ve uzun vadede, dış yardımın büyüme ve yoksulluktaki değişikliklere yanıt olarak uzun vadeli denge yoluna yaklaşma yönelimi izlediği saptanmıştır.

### 3.Yöntem, Model ve Bulgular

#### 3.1. Veri Seti ve Model

Brezilya, Meksiko, Polonya, Rusya, Tayland, Türkiye, Arjantin, Ukrayna, Uruguay, Ermenistan, Kazakistan, Kırgızistan olmak üzere verisine ulaşılan on iki gelişmekte olan ülkenin 2003-2018 dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılmıştır. Bu kapsamda; Ar-Ge Harcamaları (GSYİH'nin yüzdesi), GSYİH büyümesi (cari ABD doları) ve Yoksul Kişi Sayısı Oranı (Günde 1,90 Dolar için nüfusun yüzdesi) değişkenleri Dünya Bankası'ndan alınan veriler ile kullanılmıştır.

Çalışmanın temel hipotezi gelişmekte olan ülkelerde Ar-Ge harcamaları arttığı zaman, GSYİH'nin da artacağı ve artan GSYİH ile yoksul nüfusun azalacağıdır.

Çalışmanın temel modeli aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur (Aghion ve Howitt: 1992; Özer ve Çiftçi: 2009; Göçer: 2013).

$$\text{Model 1: } arge_{it} = a + b_{it} lgsyh_{it} + e_{it}$$

$$\text{Model 2: } lgsyh_{it} = a + b_{it} yok190_{it} + e_{it}$$

#### 3.2. Homojenlik Testi

Farklı ekonometrik yöntemler kullanılarak parametrelerin ilgi eğimin homojen veya heterojen olduğu tespit edilmektedir. Homojen etkilere sahip modeller hakkında; sabit etkiler, rastgele etkiler, GMM,.. gibi, Heterojen etkilere sahip modeller için ise ortalama grup tahmincisi, gibi yöntemler de mevcuttur. Eğim heterojenliğinin yanlış bir şekilde göz ardı edilmesi, çalışmada yanlış sonuçlara yol açmaktadır (Pesaran ve Smith, 1995). Model seçimleri için eğim homojenlik / heterojenlik anahtarının oluşturulması Delta Testi (Pesaran ve Yamagata, 2008) yani (homojenliğini test etmek) xthst ile yapılabılır (Bersvendesen ve Ditzgen (2020). Delta Testi (Pesaran Yamagata 2008) yatay kesit bağımlılığı eğim heterojenliğinin test edilmesi;  $N > T$  veya  $T > N$  her iki koşul varsayımı altında geçerlidir.  $T > N$  her iki koşul varsayımı altında geçerlidir.

Yani:  $N \infty$  zaman periyodu ve  $T \infty$  zaman periyodu için geçerlidir.

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_{1i} x_{1i,t} + \beta'_{2i} x_{2i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$H_0: \beta_{2i} = \beta_2$  hepsi için geçerlidir  $H_0$ : Eğim katsayıları homojendir

$H_A: \beta_{2i} \neq \beta_2$  benzerleri için geçerlidir  $H_1$ : Eğim katsayısı homojen değildir.

Swamy'nin testinin standartlaştırılmış bir versiyonuna dayanmaktadır (Swamy, 1970). Kesitsel birim spesifik tahmini ( $\beta_{2i}$ ) ve ağırlıklı havuzlanmış tahmin ( $\beta_{2WFE}$ ) arasındaki ağırlıklı farkı karşılaştırır:

$$\frac{1}{\sqrt{N}} \left( \frac{\sum_{i=1}^N \check{d} - k_2}{\sqrt{2k_2}} \right)$$

$$\check{d} = (\widehat{\beta}_{2i} - \widehat{\beta}_{2WFE})' \frac{X'_{2i} M_{1i} X_i}{\widehat{\sigma}_i^2} (\widehat{\beta}_{2i} - \widehat{\beta}_{2WFE})$$

( $\beta_{2WFE}$ )enine kesit birimi spesifik varyanslarına göre ağırlıklandırılır.

Tablo 1. Delta Homojenlik Test Sonuçları

<i>Model 1:</i> $ar_{geit} = a + b_{it} lgsyhit + e_{it}$		<i>Model 2:</i> $lgsyhit = a + b_{it} yok190it + e_{it}$	
Delta	Olasılık Değeri	Delta	Olasılık Değeri
13.061	0.000	22.842	0.000
14.490	0.000	25.341	0.000

Delta Test sonuçlarına göre:  $0.05 > 0.000$  olduğundan  $H_0$ : Red,  $H_1$ :Kabul yani verilerimiz heterojen dağılım göstermektedir.

### 3.3. Yatay Kesit Bağımsızlığı Testi

Panel veri analizinde serilerin yatay kesit bağımlılığı içerip içermediği önemli sorunlardandır. Bu nedenle homojenlik testinden sonra değişkenlere yatay kesit bağımlılığı testi uygulamak gerekmektedir. Çünkü bazı yatay kesit bağımlılığı testleri sadece homojen dağılım gösteren verilerde çalışırken bazıları da hem homojen dağılım gösteren hem de heterojen dağılım gösteren veriler ile çalışmaktadır.

Yatay kesit bağımlılığını tespit etmek için çeşitli testler vardır; T panel zamanı, N yatay kesitten büyük ise Breusch-Pagan (1980) yılında geliştirdiği Lagrange Multiplier (LM) testi kullanılmaktadır.

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{P}_{ij}^2$$

Bunun tam tersi durumlarda mevcuttur.  $N > T$  veya  $T > N$  durumları için Pesaran (2004) yılında CDLM testi geliştirmiş ama  $N > T$  durumunda yapılan çalışmalarda test geçerli düzeyde sapmalar ortaya koymuştur.

$$CD_{LM} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T \hat{P}_{ij}^2)}$$

Bu durumu ( $N > T$ ) göz önünde bulundurularak Pesaran(2004) yılında CD (Cross Section Dependent) testini yayınlamıştır.

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (\hat{P}_{ij})}$$

Yine Pesaran (2008) yılında LM<sub>adj</sub> (Bias-Adjusted Cross Sectionally Dependence Lagrange Multiplier) testini yayınlamış CDLM testindeki  $N > T$  arasındaki sapmaları düzeltmiştir (Pesaran, 2004-2008).

$$LM_{adj} = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N T \hat{P}_{ij} \frac{(T-k) \hat{P}_{ij} - u_{Tij}}{\sqrt{u_{Tij}^2}}}$$

Tablo 2. Yatay Kesit Bağımlılığı Sonuçları

	CD Test		LM <sub>adj</sub> Test	
	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
<b>Ar-Ge</b>	-1.606103	0.1083***	14.48000	0.0000*
<b>LGSYH</b>	28.16270	0.0000*	14.48000	0.0000*
<b>YOK190</b>	27.72284	0.0000*	14.48000	0.0000*
<b>Model 1.</b>	-0.62590	[0.5314]	27.6000	0.0000*
<b>Model 2.</b>	5.45700	0.0000*	11.71000	0.0000*

Değişkenlerin ve Modellerin önem düzeyleri sırası ile (\*) %1, (\*\*) %5 ve (\*\*\*) %10 ifade edilmiştir.



Panel veri yatay kesit bağımlılığı CD ve LMadj Test sonuçlarına göre: CD teste Ar-Ge %10 anlam düzeyinde, LGSYH %1 anlam düzeyinde, YOK190 %1 anlam düzeyinde, Model 1. anlamsız, Model 2. %1 anlam düzeyinde çıkmış ve yatay birimler arası bağımlılığın olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuçlar doğrultusunda verilere ikinci kuşak birim kök testi uygulanması gerekmektedir.

### 3.4. Panel Birim Kök Testi

Homojenlik delta ve yatay kesit bağımlılık testlerine göre ikinci kuşak birim kök testlerinin uygulanmasına karar verilmiştir. Verilerin heterojen dağılım göstermesi dolayısıyla da ikinci kuşak testlerden olan MADF birim kök testi uygulanması uygun görülmüştür. İkinci grup panel birim kök testi olan MADF Taylor ve Sarno'nun (1998) yılında ADF testinden yola çıkarak geliştirdiği bir testtir (Tatoğlu, 2020). MADF testi aşağıdaki formül ile hesaplanmaktadır.

$$MADF = \frac{(t - \Psi\hat{\beta})\Psi[Z'(\hat{\Lambda}^{-1} \otimes I_T)]^{-1}\Psi(t - \Psi\hat{\beta})N(T - k - 1)}{(Y - Z\hat{\beta})'(\hat{\Lambda}^{-1} \otimes I_T)(Y - Z\hat{\beta})}$$

Burada:

$\hat{\beta}$  ve  $\hat{\Lambda}$  formüle göre  $\beta$  ve  $\Lambda$  simgelerinin tutarlı tahminçileri olarak yer alırlar. MADF birim kök testi N nedensellik durumunda olduğunda x2 dağılımı göstermektedir. T>N yani zaman boyutu birim boyutundan büyük olması koşulu geçerlidir. Verilerimiz 16 T ve 12 N den oluşmaktadır (Tatoğlu, 2020).

**Tablo 3.** Panel Birim Kök Sonuçları

AR-GE			
Obs	Lags	MADF	Yaklaşık 5%
15	1	309.749	62.766
LGSYH			
Obs	Lags	MADF	Yaklaşık 5%
15	1	354.102	62.766
YOK190			
Obs	Lags	MADF	Yaklaşık 5%
15	1	424.189	62.766

Panel MADF birim kök sonuçlarına göre, gecikme uzunluğunun 1 olarak belirlenmiştir. Tablo 5'e göre %5 kritik değerinde, ana hipotez 16 zaman boyutunun tamamı I(1) olduğu şeklinde oluşturulmuştur. MADF testi sonuçlarına göre atfedilen kritik değerler büyük çıkmıştır. Bunun sonucu olarak da %95 önem seviyesinde H0 hipotezi red edilerek serimizin durağan olduğu görülmektedir.

### 3.5. Gengenbach, Urbain ve Westerlund Panel Eşbütünleşme Testi

Panel verilerimize uyguladığımız yatay kesit bağımlılığı testi sonucu ve delta testi sonucu serilerimizde yatay kesit bağımlılığı ve heterojenlik saptanmıştır. Çalışmamıza hem yatay kesit bağımlılığı hem de heterojen verilerde daha güvenilir sonuçlar sunan Gengenbach, Urbain ve Westerlund Panel Eşbütünleşme Testi uygulanmıştır. Aynı zamanda bu test verilerin seviyede veya birinci farkta durağan olması durumunda da geçerlilik göstermektedir. Çalışmada uygulanan teste H0 hipotezinin red olarak kabul edilmesi tüm kesitler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğunu söylemektedir (Westerlund ve Urbain 2015; Westerlund ve Edgerton, 2007; Westerlund, 2008; Selim vd., 2014).

H0=Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmaktadır

H1=Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmamaktadır

Hata düzeltme temelli faktör kullanılan panel eşbütünleşme testinden türetilmiş model aşağıdaki formülden hareket elde edilmiştir (Tatoğlu, 2020).

$$\begin{aligned}\Delta y_i &= d\delta_{y,x_i} + \alpha_{y_i}y_{i,-1} + \omega_{i,-1}\gamma_i + \mu_i\pi_i + \varepsilon_{y,x_i} \\ &= \alpha_{y_i}y_{i,-1} + \varphi_i^d\lambda_i + \varepsilon_{y,x_i}\end{aligned}$$

Formülün devamında boyutlar tahmin edildikten sonra, A vektörü d ile genişletilerek ifade edilmiştir.

$$A_d = (d, A)$$

Testin her aşamasında OLS tahmini edildikten sonra  $H_0$  hipotezi için t testi yardımı ile sınılanır.

(T-1-p) \* (T-1-p) boyutlu matris:

$$M_A = I_{T-1-p} - A(A'A)A'$$

Tanımlandığında OLS tahmincisi:

$$\widehat{\alpha}_{y_i} = \frac{y_i' M_{g_i^d} \Delta y_i}{y_{i,-1}' M_{g_i^d} y_{i,-1}}$$

ve varyansı,

$$\widehat{\delta}_{y_i} = \frac{\delta_{\widehat{\alpha}_{y_i}}^2}{y_{i,-1}' M_{g_i^d} y_{i,-1}}$$

şeklindedir. Burada,

$$\delta_{\widehat{\alpha}_{y_i}}^2 = T^{-1}(\Delta y_i - \widehat{\alpha}_{y_i} y_{i,-1})' M_{g_i^d} (\Delta y_i - \widehat{\alpha}_{y_i} y_{i,-1})$$

t istatistiği,  $t_{c_i} = t_{\alpha_{y_i}} = \frac{\widehat{\alpha}_{y_i}}{\widehat{\delta}_{y_i}}$  olarak tanımlanmaktadır.

Panel testinin istatistiği, birimlere göre test istatistiğinin ortalaması olarak kabul edilir.

$$\widehat{t}_c = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N t_{c_i} \text{ dir.}$$

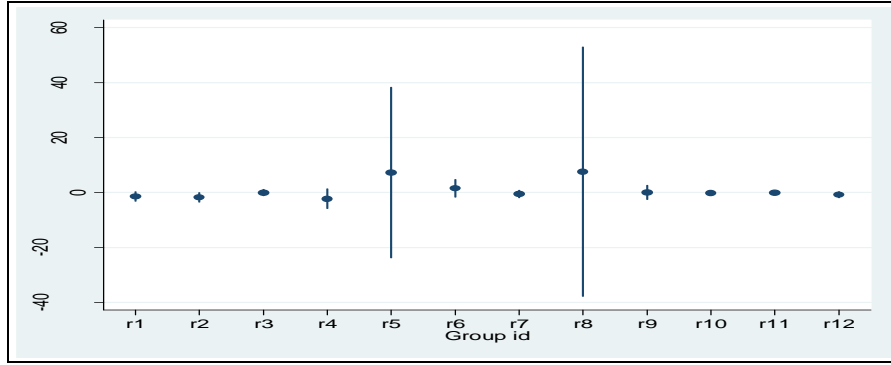
**Tablo 4.** Model-1 Eşbütünleşme Testi (Gengenbach, Urbain ve Westerlund)

EC-Test:			
d.y	Coef	T-bar	Olasılık
y(t-1)	-0.123	-0.298	<0.1
Pesaran (2015) CD-test:			
Değişkenler	CD	Olasılık	
ARGE	1.099	0.042	
LGSYH	2.938	0.003	
e	-2.179	0.029	

Model-1 için yapılan Gengenbach, Urbain ve Westerlund Panel Eşbütünleşme Testi sonuçlarına göre olasılık değeri <0.1 olduğundan  $H_1$  hipotezi kabul edilmekte ve  $H_0$  hipotezi reddedilmektedir. ARGE ve

LGSYH değişkenleri arasında eşbütünlük ilişkisi tespit edilememiş ve birinci modelin tahmin edilen uzun dönem parametre grafiği Grafik 1'deki gibi elde edilmiştir.

**Grafik 1.** Model Uzun Dönem Parametrelerin Birimlere Göre Grafiği

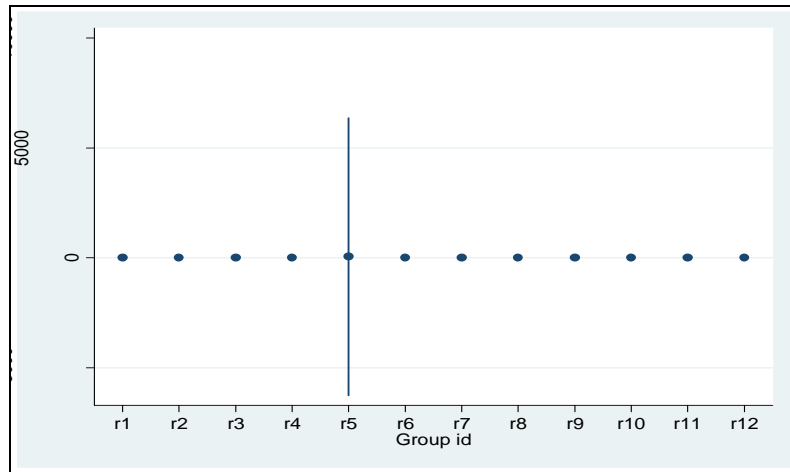


**Tablo 5.** Model-2 Eşbütünlük Testi (Gengenbach, Urbain ve Westerlund)

EC-Test:			
d.y	Coef	T-bar	Olasılık
y(t-1)	-0.028	-0.466	<=0.01
Pesaran (2015) CD-test:			
Değişkenler	CD	Olasılık	
LGSYH	2.938	0.003	
YOK190	8.608	0.000	
E	-2.349	0.022	

Model-2 için yapılan Gengenbach, Urbain ve Westerlund Panel Eşbütünlük Testi sonuçlarına göre olasılık değeri <=0.01 olduğundan  $H_0$  kabul edilmektedir. Bu sebeple LGSYH ve değişkenleri arasında eşbütünlük ilişkisi tespit edilememiş ve ikinci modelin tahmin edilen uzun dönem parametre grafiği Grafik 2'deki gibi elde edilmiştir.

**Grafik 2.** Model Uzun Dönem Parametrelerin Birimlere Göre Grafiği





### 3.6. Panel Nedensellik Testi

Verilerin heterojen dağılması ve N>T ve T>N olasılığı bir fark göstermediği için Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testi yapılmıştır. Bu testin uygulanması çalışmanın güvenilirliği bakımından olasılığı daha yüksek bir durumu temsil etmektedir. Dumitrescu ve Hurlin (2012) testi, Granger nedensellik testi dikkate alınarak heterojen paneller için tekrar düzenlenmiştir. VAR modeli birinci eşliğinde X ile Y arasındaki nedensellik ilişkisi aşağıda yer almaktadır (Tatoğlu, 2020b:154-157):

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^k Y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^k X_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}$$

Bu durumda serilerin durağan olması gerekmektedir. Aynı zamanda testin hipotezleri,

H<sub>0</sub>: X'ten Y'ye yönelik nedensellik yoktur.

H<sub>1</sub>: X'ten Y'ye yönelik nedensellik vardır.

şeklinde dir.

Bu hipotezler sonucunda Dumitrescu ve Hurlin (2012) test istatistiği formülü:

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

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

şeklinde gösterilmektedir.

**Tablo 6.** Dumitrescu ve Hurlin (2012) Panel Nedensellik Testi Sonuçları

Model-1	ARGE, LGSYH'nin Nedenseli Değildir		LGSYH, ARGE'in Nedenseli Değildir		ARGE harcamalarından LGSYH'ya doğru nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır. LGSYH'den ARGE harcamalarına doğru nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.
	$Z_{N,T}^{HNC}$	$Z_N^{HNC}$	$Z_{N,T}^{HNC}$	$Z_N^{HNC}$	
	6.490 (0.000)*	2.550 (0.109)	4.841 (0.000)*	0.96 (0.002)*	
Model-2	LGSYH, YOK190'nın Nedenseli Değildir		YOK190, LGSYH'nin Nedenseli Değildir		Hem LGSYH'den YOK190'a hem de YOK190'dan LGSYH'ye doğru nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.
	$Z_{N,T}^{HNC}$	$Z_N^{HNC}$	$Z_{N,T}^{HNC}$	$Z_N^{HNC}$	
	2.658 (0.000)*	2.191 (0.008)*	2.040 (0.041)**	2.608 (0.032)**	
Tahminin önem düzeyleri sırası ile (*) %1, (**) %5 ve (***) %10 ifade edilmiştir.					

Dumitrescu ve Hurlin panel nedensellik testi sonucunda, ilk modelde Ar-Ge değişkeninden LGSYH'ya doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiş ancak LGSYH'den Ar-Ge harcamalarına nedenselliğin varlığı tespit edilmiştir. İkinci modelde ise hem LGSYH'den YOK190'a doğru hem de YOK190'dan LGSYH'ya doğru çift yönlü nedensellik ilişkisinin varlığı saptanmıştır. H<sub>0</sub> hipotezi red edilmiş ve H<sub>1</sub> hipotezi kabul edilerek, değişkenler arasında tek yönlü ve çift taraflı %1, %5 seviyelerinde nedensellik ilişkisinin varlığı saptanmıştır.

#### 4. Sonuç ve Değerlendirme

Ar-Ge harcamaları ve yoksulluk arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar genel olarak incelendiğinde Ar-Ge harcamaları ve GSYİH ile GSYİH ve yoksulluk üzerine yapılan çalışmalardır. Bu çalışmalardan birçoğu kapsamlı ve derinlemesine olmadığı görülmektedir. Ülkeler ya tek ülke olarak incelenerek ülkeler arasındaki etkileşim göz ardı edilmiş, ya da birden fazla ülke ele alınarak ayrı ayrı analiz yapılmıştır. Aynı zamanda birden fazla ülkede bir kaç kesiti bir arada inceleyen panel veri çalışmaları az olmakla beraber, verilerin heterojenliğini ve yatay kesit bağımlılığını göz ardı edildiği tespit edilmiştir. Bu çalışma, homojenlik ve yatay kesit bağımlılığını göz önünde tutan panel veri yöntemi ile analiz edilmiştir. Bu yönü ile diğer çalışmalardan ayrılmaktadır.

Çalışmamızın, panel veri analiz sonuçlarına göre; ilk olarak delta homojenlik testi yapılmış ve serilerin heterojen dağılım gösterdiği tespit edilmiştir. Heterojen verilere uygun olan yatay kesit bağımlılığına yönelik testler yapılarak ve sonuç olarak serilerimizde yatay kesit bağımlılığı tespit edilmiştir. Hem heterojen verilere uygulanan aynı zamanda yatay kesit bağımlılığını sınavan ikinci nesil MADF panel bilim kök testi uygulanmış verilerimizin durağan olduğu görülmüştür. Devamında hem yatay kesit bağımlılığı hemde heterojen olan verilerde güvenilir sonuçlar sunan ikinci nesil Gengenbach, Urbain ve Westerlund Panel Eşbütünleşme testi yapılmıştır.

Panel eşbütünleşme sonuçlarına baktığımız zaman; birinci modelde Ar-Ge harcamalarının %5 anlam düzeyinde, GSYİ'nin %1 anlam düzeyinde uzun dönemde pozitif yönde anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisine sahip olduğu saptanmıştır. İkinci modelde ise GSYİH'nin %1 anlam düzeyinde yoksulluğun %1 anlam düzeyinde uzun dönemde pozitif yönde ve anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı saptanmıştır. Verilerin heterojen dağılım gösterdiğinde ve  $N > T$  veya  $T > N$  için kullanılabilen Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik testi kullanılmıştır. Birinci modelde Ar-Ge harcamalarından GSYİH'ye yönelik nedensellik ilişkisine rastlanmamış ancak GSYİH'den Ar-Ge harcamalarına yönelik nedensellik ilişkisi saptanmıştır. İkinci modelde ise hem GSYİH'den yoksulluğa doğru hem de yoksulluktan GSYİH'ye doğru çift yönlü bir ilişki saptanmıştır. Panel veri analizi sonuçlarını toplu bir şekilde ele aldığımızda, çalışmanın kurgusuna uygun ve literatürde yer alan çalışmalarla benzerlik gösterdiği görülmektedir. Ar-Ge harcamalarına yapılan harcama veya yatırımların GSYİH'yi artıracak ve bu artışın da yoksulluk üzerinde azaltıcı etki yaptığı görülmektedir. Gelecekte yapılması muhtemel çalışmalar daha geniş kapsamlı olarak AMG gibi eşbütünleşme katsayılarını hesaplanması ile farklı ayrıntılı sonuçlar sunabilecektir.

#### Etik Beyanı

Bu makalede hiçbir insan çalışması sunulmamıştır.

#### Yazar Katkıları

Yazarlar bu çalışmaya katkısı olduğunu beyan etmiş ve yayın için onaylamıştır.

#### Çıkar Çatışması

Yazar, araştırmanın potansiyel bir çıkar çatışması olarak yorumlanabilecek ticari veya finansal ilişkilerin yokluğunda yürütüldüğünü beyan etmektedir.

## Kaynaklar

- Aghion, P. ve Howitt, P. (1992). A Model of Growth Through Creative Destruction. *Econometrica*, 60(2), 323-351.
- Altın, O. ve Kaya, A. (2009). Türkiye’de Ar-Ge Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensel İlişkinin Analizi. *Ege Akademik Bakış*, 9(1), 251-259.
- Alvaredo, F. (2018). World Inequality Report 2018. In *World Inequality Report 2018*, Harvard University Press.
- Bassanini, A. ve Scarpetta, S. (2001). The Driving Forces of Economic Growth: Panel Data Evidence For The OECD Countries. *OECD Economic Studies*, 33.
- Barro, R. J. (2008). Inequality and Growth Revisited. *ADB Working Papers on Regional Economic Integration*, 11.
- Bersvendsen, T. ve J. Ditzen. (2020). xthst: Testing for Slopehomogeneity in Stata. *CEERP Working Paper Series*, 11.
- Bozkurt, C. (2015). R&D Expenditures and Economic Growth Relationship in Turkey. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5(1), 188-198.
- Breusch, T. S. ve Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- Bruno, M., Ravallion, M. ve Squire, L. (1999). Equity and Growth in Developing Countries: Old and New Perspectives on the Policy Issues. *The World Bank Policy Research Working Papers*, 11(30).
- Dawson, P. J. (1997). On Testing Kuznets’ Economic Growth Hypothesis. *Applied Economics Letters*, 4(7), 409-410.
- Dollar, D. ve Kraay, A. (2001). Growth is Good for the Poor, *World Bank Policy Research Working Paper*, 02(22).
- Dumitrescu, E. I. ve Hurlin, C. (2012). Testing for Granger Non-causality in Heterogeneous Panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460.
- Evcim, N., Güneş, S. ve Karaalp-Orhan, H. S. (2019). Yoksulluk ve Ekonomik Göstergeler Arasındaki İlişki: MENA Bölgesi Analizi. *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 36, 291-310.
- Fosu, A. K. (2017). Growth, Inequality, and Poverty Reduction in Developing Countries: Recent Global Evidence. *Research in Economics*, 77, 306-336.
- Garza, R. J. (2018). Poverty and Economic Growth in Mexico. *Social Sciences*, 7(10), 183.
- Genç, M.C. ve Atasoy, Y. (2010). Ar-Ge Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Panel Veri Analizi. *The Journal of Knowledge Economy & Knowledge Management*, 5(2), 27-34.
- Göçer, İ. (2013). Ar-Ge Harcamalarının Yüksek Teknolojili Ürün İhracatı, Dış Ticaret Dengesi ve Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri. *Maliye Dergisi*, 165, 215-240.
- Güneş, H. (2019). Ar-Ge Harcamaları İle Ekonomik Büyüme İlişkisi: OECD Ülkeleri İçin Panel Veri Analizi. *Sakarya İktisat Dergisi*, 8(2), 160-176.
- Korkmaz, S. (2010). Türkiye’de Ar-Ge Yatırımları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin VAR Modeli ile Analizi. *Journal of Yasar University*, 20(5), 3320-3330.
- Kraay, A. (2006). When is Growth Pro-Poor? Evidence from a Panel of Countries. *Journal of Development Economics*, 80(1), 198-227.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, 45, 1-28.

- Huang, Ho-Chuan R. (2004). A Flexible Nonlinear Inference to the Kuznets Hypothesis. *Economics Letters*, 84(2), 289-296.
- Lichtenberg, F.R. (1993). R&D Investment and International Productivity Differences. NBER Working Paper Series, 4161.
- Mohembe, E. ve Odhiambo, N. M. (2019). Foreign Aid, Poverty and Economic Growth in Developing Countries: A dynamic Panel Data Causality Analysis. *Cogent Economics & Finance*, 7, 1-17.
- Özer, M. ve Çiftçi, N. (2009). Ar-Ge Tabanlı İçsel Büyüme Modelleri ve Ar-Ge Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisi: OECD Ülkeleri Panel Veri Analizi. *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 16, 219-240.
- Papanek, G. F. ve Kyn, O. (1986). The Effect on Income Distribution of Development, the Growth Rate and Economic Strategy. *Journal of Development Economics*, 23,(1), 55-65.
- Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. IZA Discussion Paper, 1240.
- Pesaran, M.H. ve Yamagata, T. (2008). Testing Slope Homogeneity in Large Panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93.
- Ravallion, M. ve Chen, S. (2003). Measuring Pro-Poor Growth. *Economics Letters*, 78(1), 93-99.
- Selim, S., Uysal, D. ve Eryiğit, P. (2014). Türkiye’de Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisinin Ekonometrik Analizi. *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 7(3), 13-24.
- Stevens, L. K. ve Sessions, D. N. (2005). The Relationship Between Poverty, Economic Growth, and Inequality Revisited. GE, Growth, Math Methods 0502002, University Library of Munich, Germany.
- Swamy, P.A. (1970). Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model. *Econometrica*, 38(2), 311-323.
- Şeker, S. D. ve Jenkins, S. P. (2015). Poverty Trends in Turkey. *Journal of Economic Inequality*, 13(3), 401-424.
- Tatoğlu, F. Y. (2020a). İleri Panel Veri Ekonometrisi: Stata Uygulamalı. Beta Yayıncılık, İstanbul, Türkiye.
- Tatoğlu, F. Y. (2020b). Panel Zaman Seri Analizi: Stata Uygulamalı. Beta Yayıncılık, İstanbul, Türkiye.
- Thorbecke, E., Foster, J. ve Greer, J.(1984). A Class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica*, 52(3), 761-766.
- Ülkü, H. (2004). R&D, Innovation, and Economic Growth: An Empirical Analysis. IMF Working Paper, 185.
- Gülmez, A. ve Yardımcıoğlu, F. (2013). Türk Cumhuriyetlerinde İhracat ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Panel Eşbütünlük ve Panel Nedensellik Analizi. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 8(1), 145-161.
- Wu, Y. ve Zhou, L. (2007). Co-integration and Causality between R&D Expenditure and Economic Growth in China: 1953-2004. *International Conference on Public Administration*, 76, 869-876.
- Wahiba, N.F. ve Weriemmi, M.E. (2014). The Relationship between Economic Growth and Income Inequality. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4(1), 135-143.
- Westerlund, J. (2008). Panel Cointegration Tests of the Fisher Effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23(2), 193-233.

- Westerlund, J. ve Edgerton, D. L. (2007). A Panel Bootstrap Cointegration Test. *Economics Letters*, 97(3), 185-190.
- Westerlund, J. ve Urbain, J. P. (2015). Cross-sectional Averages Versus Principal Components. *Journal of Econometrics*, 185(2), 372-377.