

## OECD Ülkelerinde Kentleşme ve Gelir Eşitsizliği\*

Ali Kara BULUT<sup>a</sup> & Ebru TOPCU<sup>b</sup>

### Öz

Günümüzde kentleşme, hızlı büyüme, teknolojik ilerlemeler ve değişen sosyal dinamiklerle karakterize edilmektedir. Bununla birlikte, kentleşmenin sağladığı avantajlar toplumun tüm kesimleri arasında adil dağılmamaktadır. Bu durum gelişmekte olan ve gelişmiş ülkelerde gelir eşitsizliğinde artışlara yol açmaktadır. Dünya nüfusunun yarısından fazlasının kentlerde yaşadığı dikkate alındığında, kentleşme ve gelir eşitsizliği arasındaki karmaşık dinamikleri anlamak, kapsamlı ve sürdürülebilir kalkınma oluşturmayı amaçlayan politika yapıcılar için hayati öneme sahiptir. Bu bağlamda, çalışmanın temel amacı OECD ülkelerinde 2003-2019 döneminde kentleşme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkinin panel regresyon yöntemi ile incelenmesidir. Sabit etkili Driscoll-Kraay tahmincisinden elde edilen bulgular, kentleşme ile gelir eşitsizliği arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğunu göstermiştir. Elde edilen bulgular, Kuznets'in (1955) ters U hipotezini desteklemektedir.

**Anahtar Kelimeler:**  
Gelir Eşitsizliği,  
Kentleşme,  
OECD Ülkeleri.

**JEL Sınıflandırması:**  
R00, D30, D63

## Urbanization and Income Inequality in OECD Countries

### Abstract

Urbanization nowadays is characterized by rapid growth, technological advancements, and evolving social dynamics. However, the advantages provided by urbanization are not distributed equitably among all segments of society. This leads to increases in income inequality in developing and developed countries. Considering that more than half of the world's population lives in cities, understanding the complex dynamics between urbanization and income inequality is crucial for policymakers aiming to create comprehensive and sustainable development. In this context, the primary objective of the study is to examine the relationship between urbanization and income inequality in OECD countries during the period 2003-2019 using the panel regression method. Driscoll-Kraay fixed effects estimator show that there is a positive relationship between urbanization and income inequality. Findings support Kuznets' (1955) inverted U hypothesis.

**Keywords:**  
Income Inequality,  
Urbanization,  
OECD Countries.

**JEL Classification:**  
R00, D30, D63

\* Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı Tezli Yüksek programında tamamlanan tezden türetilmiştir.

<sup>a</sup> Bağımsız Araştırmacı (Yüksek Lisans Mezunlu), Türkiye, alibulut098@gmail.com, ORCID: 0000-0001-5097-4397

<sup>b</sup> Doç. Dr., Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, Türkiye, ebruerdogan@nevsehir.edu.tr, ORCID: 0000-0003-3572-7552

## 1. Giriř

2015 yılında Birleřmiř Milletler tarafından belirlenen ve 2030 yılına kadar gerekleřtirilmesi planlanan 17 srdrlebilir kalkınma hedefi arasında eřitizliđin azaltılması da yer almaktadır. Bu bađlamda eřitizliđin azaltılmasına ynelik hedefin ncelikli amacı “2030'a kadar, nfusun en alttaki yzde 40'luk kesiminin gelir artıřını ulusal ortalamanın zerinde bir oranda kademeli olarak gerekleřtirmek ve srdrmek”tir (United Nations Development Programme). Bu hedef dođrultusunda gelir eřitizliđini azaltmaya ynelik politika uygulamaları, gelir eřitizliđi zerinde etkili olan unsurların tespit edilmesi ve iliřkinin ynne istinaden uygulanacak politikaların belirlenmesi lkelerin ncelikli hedefleri arasında yer almalıdır.

Gnmzde dnya nfusunun yarısından fazlası kentlerde yařamaktadır. Kentleřme, eřitizliđin azaltılması da dahil olmak zere srdrlebilir kalkınmanın her yn iin olumlu bir dnřtrc g olma potansiyeline sahiptir. Bu bađlamda, kentleřmenin gelir eřitizliđi zerindeki etkilerinin hangi kanal aracılıđıyla ortaya ıktıđının belirlenmesi srdrlebilir politikalar belirlenmesi aısından nemli bir husustur. Kentleřmenin gelir eřitizliđi zerindeki etkisi sz konusu etkileme kanallarına bađlı olarak deđiřkenlik gstermektedir. Uygun řekilde planlandıđında kentleřme, iř olanaklarını arttırarak ve daha iyi sađlık ve eđitim hizmetleri sunarak yařam kalitesini ykseltmektedir. Dolayısıyla, yoksulluđu ve gelir eřitizliđini azaltabilmektedir (World Social Report, 2020: 115). Kentleřme, toprak/emek oranını ykselterek kırsal alandaki faktr donanımları zerindeki baskıyı azaltabilmektedir. iftlik byklđindeki artıřlar, yoksul iftilerin kırsal retimde lek ekonomilerinden yararlanmalarına da yardımcı olabilmektedir. Dolayısıyla kiři bařına dřen kırsal gelirin artması sz konusu olabilmektedir. Ayrıca, iři dvizleri yoluyla kentleřme, kırsal alanlarda potansiyel olarak geliri arttırabilmektedir. Kentli yerleřimciler aile yelerine para gnderdikleri takdirde, kırsal kesimde yařayanlar ek bir gelir elde edebilmektedir. Ayrıca, havaleler kırsal alanlarda tarım dıřı faaliyetlerin geliřmesine katkıda bulunabilmektedir. Dolayısıyla iři dvizleri eđitimde ve retken yatırımlarda kullanıldıđında dođrudan, daha yksek tketim seviyeleri yoluyla dolaylı olarak kırsal kalkınmaya katkıda bulunabilmektedir. Benzer řekilde, kırsala dnen gmenlerin getirdiđi tasarruf, beceri ve deneyimler, giriřimcilik ruhu, risk alma tutumları ve kentsel bađlantılar, tarım dıřı faaliyetleri etkileyerek kırsaldaki geliri arttırabilme potansiyeline sahiptir (Wan vd., 2022: 5; Lall vd., 2006: 7). te yandan kırsal alanlardan kentsel alanlara dođru i g, byk nfus akıřlarını absorbe etme ve gmenlere yeterli dzeyde kamu malları sađlama kapasitesine sahip olmayan kentler zerinde byk bir baskı oluřturabilir. Bu durum gecekondulařmaya, i su ve huzursuzluk gibi sorunlara neden olabilir. Kentleřme aynı zamanda nfusun dengesiz dađılımına yol aabilir ve kırsal-kentsel alanlar arasındaki eřitizliklerin artmasına neden olabilir (Lall vd., 2006:7). Diđer bir ifadeyle, kentleřme dođru planlanmadıđında su oranlarının artmasına, kirliliđe, sosyal dıřlanmaya ve gelir eřitizliđinin artmasına yol aabilmektedir (WSR, 2020: 115).

Kuznets (1955) ekonomik byme ve gelir eřitizliđi arasında ters U řeklinde bir iliřki olduđu bulgusuna ulařtıđı nc alıřmasıyla geliřmiř ekonomilerde tarım sektrnden sanayi sektrne geiřte gelir dađılımı yapısının sanayileřme ve kentleřme tarafından belirlendiđini savunarak kentleřmeye nemli bir rol bimektedir. Kuznets'in bu nc

çalışması ile birlikte gelir eşitsizliğinin belirleyenlerine yönelik ampirik literatür oldukça genişlemiştir. Bu çalışmaların büyük bir kısmı çeşitli ülke/ülke gruplarında Kuznets hipotezinin geçerliliğini test etmeye yöneliktir. Ancak gelir eşitsizliği ve kentleşme arasındaki ilişkiyi doğrudan ele alan çalışma sayısı diğer çalışmalara göre nispi olarak daha azdır (Kanbur ve Zhuang, 2013; Sagala vd., 2014; Siddique vd., 2014; Ha vd., 2019; Sulemana vd., 2019; Adams ve Klobodu, 2019; Maket vd., 2023). Kentleşme ve gelir eşitsizliğini ele alan çalışmaların bir bölümü kentleşmenin kentsel ve kırsal gelir eşitsizliği üzerindeki etkisine odaklanmaktadır (Lu ve Chen, 2006; Wang, 2011; Chen ve Lin, 2014; Wu ve Rao, 2017; Wang vd., 2019; Yuan vd., 2020; Yao ve Jiang, 2021; He ve Zhang, 2022; Zhao ve Liu, 2022; Zhou ve Shi, 2022; Zhong vd. 2022, Savranlar ve Topcu; 2023). İlgili literatürde mevcut çalışmalar incelendiğinde, kentleşme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi OECD örnekleminde ele alan başka bir çalışma bulunmamaktadır. Bu bağlamda, çalışmanın temel amacı, 2003-2019 döneminde OECD ülkelerinde gelir eşitsizliği ile kentleşme arasındaki ilişkinin panel regresyon yöntemi ile incelenmesidir. Çalışmada karşılaşılan temel kısıt gelir eşitsizliği verilerinin temini noktasındadır. Bu nedenle çalışma 2003-2019 dönemi ile sınırlanmış ve 28 OECD ülkesi analize dahil edilebilmiştir.

Çalışma 4 bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünün ardından ikinci bölümde literatür taraması, üçüncü bölümde yöntem ve ekonometrik analiz sonuçları bulunmaktadır. Son bölümde ise genel değerlendirmelerin ve politika çıkarımlarının yapıldığı sonuç bölümü yer almaktadır.

## 2. Literatür

Literatürde gelir eşitsizliğine yönelik çalışmalar “kentleşme ve gelir eşitsizliği” ile “kentleşme ve ekonomik büyüme” arasındaki ilişkiye odaklanmaktadır. Kuznets (1955)’in gelir eşitsizliği ve ekonomik büyüme arasında ters U biçiminde bir ilişki olduğu bulgusuna ulaştığı öncü çalışmasından itibaren gelir eşitsizliğine yönelik çalışmalar daha çok ekonomik büyüme ile ilişkinin incelenmesi yönünde ağırlık kazanmıştır (Partridge, 1997; Fay ve Opal, 2000; Barro, 2000; Panizza, 2002; Henderson, 2003; Bertinelli ve Black, 2004; Knowles, 2005; Annez ve Buckley, 2009; Shin, 2012, Royuela vd., 2014; Azam, 2019; Mdingi ve Ho, 2021; Balcılar vd., 2021; Topuz, 2022; Acheampong vd., 2023). Gelir eşitsizliği ve kentleşme arasındaki ilişkiyi ele alan çalışmalar ise nispi olarak daha azdır.

İlgili literatürde kentleşme ve gelir eşitsizliği ilişkisini ele alan çalışmaların bir kısmı söz konusu ilişkiyi kentleşme ve kırsal-kentsel gelir eşitsizliği bağlamında ele almaktadır. Bu çalışmalar özellikle Çin örnekleminde yoğunlaşmaktadır. 1987-2001 dönemini içeren verilerle Lu ve Chen (2006) Çin’de il bazında kentleşme ve kırsal-kentsel gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi panel veri yöntemi ile araştırmıştır. Elde edilen ampirik bulgular, kentleşmenin kırsal-kentsel gelir eşitsizliğini azalttığını ortaya koymuştur.

Su vd. (2015) Çin’de kentleşme ve kırsal-kentsel gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi Bootstrap Panel Granger Nedensellik Analizi yöntemi ile incelemiştir. Elde edilen sonuçlara göre, başta Çin’in doğu bölgeleri olmak üzere kentleşmeden kırsal-kentsel gelir eşitsizliğine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi söz konusudur. Kentlerin üçte birinde kentleşme

düzeyinin kırsal-kentsel gelir eşitsizliđi üzerinde önemli bir etkisi bulunmaktadır. Ancak kentsel-kırsal gelir eşitsizliđinin kentleşme üzerinde önemli bir etkisi yoktur.

GMM yöntemini kullanarak Wang vd. (2019), Çin'de 30 il düzeyinde kentleşme ve kırsal-kentsel gelir eşitsizliđi arasındaki ilişkiyi ele almıştır. 1997-2015 döneminin incelendiđi çalışmada, kentleşmenin kırsal-kentsel gelir eşitsizliđini azalttıđını bulgusuna ulařılmıştır.

Chen vd. (2020) Çin'deki 31 ilde kentleşme ve kırsal-kentsel gelir eşitsizliđi arasındaki nedensel ilişkiyi 1978-2019 dönemi için incelemiştir. Panel nedensellik analizinden elde edilen bulgular, kentleşme ve kırsal-kentsel gelir eşitsizliđi arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduđunu göstermiştir.

Yao ve Jiang (2021) Çin'in 30 metropolitan bölgesinde kentleşmenin kırsal-kentsel gelir eşitsizliđi üzerindeki etkisini 2000-2011 dönemini içeren verilerle panel veri yöntemi ile ele almıştır. Sabit etkiler modelinin kullanıldıđı çalışmada, kentleşmenin kırsal-kentsel gelir eşitsizliđini artırdıđı bulgusuna ulařılmıştır.

Wan vd. (2022) gelişmiş ülkelerde kentleşmenin kırsal-kentsel gelir eşitsizliđi üzerindeki etkisini ele almıştır. Elde edilen bulgular, GSYH deđeri 3000 ABD Doları gibi nispeten düşük bir seviyeye ulařtıktan sonra kentleşmenin kent-kır arasındaki uçurumu azaltmaya yardımcı olduđunu göstermiştir.

Savranlar ve Topcu (2023) 2000-2018 dönemini kapsayan verilerle Latin Amerika'da kentleşme ve kentsel-kırsal gelir eşitsizliđi arasındaki ilişkiyi panel kuantil regresyon yöntemi ile incelemiştir. Elde edilen ampirik bulgulara göre, kentleşme tüm kuantillerde hem kırsal hem de kentsel gelir eşitsizliđini azaltmaktadır.

Akita (2024) kentsel-kırsal gelir oranındaki deđişikliklerin ve sektör içi eşitsizliklerin Kuznets kentleşme süreci üzerindeki etkilerini ve Endonezya'da 1996-2018 döneminde kentleşme ve harcama eşitsizliđi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Elde edilen bulgular, kentsel-kırsal gelir oranının nispeten küçük olduđu ve kentsel-kırsal gelir eşitsizliđinin nispeten büyük olduđu durumlarda, kentleşme ilerledikçe toplam gelir eşitsizliđinin daha uzun bir süre artış göstermesinin olası olduđunu ortaya koymaktadır. Ancak kentsel-kırsal gelir oranı nispeten büyükken, kentsel-kırsal gelir eşitsizliđi nispeten küçükse, toplam gelir eşitsizliđinin kentleşmenin daha önceki aşamalarında zirveye çıktığı tespit edilmiştir. Bununla birlikte, çalışmada kentleşme ilerledikçe kentsel eşitsizliđin toplam gelir eşitsizliđine katkısının arttıđı, ancak sektör içi ve sektörler arası eşitsizliklerdeki deđişikliklere bađlı olarak bazı dalgalanmalar olabileceđi bulgusuna eriřilmiştir. Ayrıca, bulgular Kuznets'in ters-U hipotezinin desteklenmediđi göstermiştir.

Literatürdeki çalışmaların bir kısmı kentleşme ve gelir eşitsizliđi arasındaki ilişkiyi toplam gelir eşitsizliđi bağlamında ele almaktadır. 1960-2005 dönemini içeren verilerle Angeles (2010) 226 ülkede Kuznets Eğrisi'nin geçerliliđini ekonomik büyüme deđişkeni yerine farklı deđişkenler kullanarak panel regresyon yöntemi ile analiz etmiştir. Elde edilen ampirik bulgu, kentleşmenin gelir eşitsizliđi ile sistematik bir ilişkisinin olmadıđını ortaya koymuştur.

Kanbur ve Zhuang (2013) Çin, Endonezya, Hindistan ve Filipinler'den oluşan 4 Asya ülkesinde 1990'ların başında ve 2000'lerin sonunda kentleşme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi ele almıştır. Elde edilen bulgular, ülkelere göre farklılık göstermiştir. Kentleşmedeki %1'lik bir artış gelir eşitsizliğini Filipinler'de yaklaşık %300 artırırken; Endonezya'da %50'den fazla, Hindistan'da %15'den az artırmaktadır. Çin'de ise gelir eşitsizliğini azaltmaktadır.

2000-2009 dönemini içeren verilerle Sagala vd. (2014) Endonezya'da 33 ilde harcamalardaki eşitsizlikle kentleşme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Panel regresyon yönteminin kullanıldığı çalışmada, Kuznets'in Ters U Hipotezi test edilmiştir. Elde edilen bulgular, eşitsizliğin ölçülmesinde hem Gini katsayısı hem de Theil indeksinin kullanıldığı durumlarda gelir eşitsizliği ile kentleşme arasında ters U hipotezinin geçerli olduğunu kanıtlamıştır.

1999-2008 dönemini içeren verilerle Siddique vd. (2014) Endonezya'da iki aşamalı GMM yöntemi ile kentleşmenin gelir eşitsizliği üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı bulgusuna ulaşmıştır.

Chen vd. (2016) Çin'de kentleşme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi 1978-2014 dönemini içeren verilerle zaman serisi yöntemi ile incelemiştir. Elde edilen ampirik bulgular, kentleşmenin gelir eşitsizliği üzerinde azaltıcı bir etkisinin olduğunu ortaya çıkarmıştır.

98 ülke verisi ile Oyvat (2016) tarımsal yapı ve kentleşmenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini incelediği çalışmasında panel veri yöntemini kullanarak kentleşme ve gelir eşitsizliği arasında pozitif yönlü bir ilişki tespit etmiştir.

1987-2010 dönemini içeren verilerle Wu ve Rao (2017) Çin'deki 20 ilde kentleşme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi incelemiştir. EKK ve Rassal Etkiler Panel Modeli'nden elde edilen ampirik bulgular, kentleşme ve gelir eşitsizliği arasında güçlü bir ters U ilişkisi olduğunu göstermiştir.

Ha vd. (2019) 63 Vietnam ilinde 2006-2016 döneminde kentleşmenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini Driscoll-Kraay ve Havuzlanmış Ortalama Grup tahmincilerini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen bulgular, uzun dönemde kentleşmenin gelir eşitsizliğini azaltıcı bir etkisi olduğunu ortaya koymuştur. Kısa dönemde ise, kentleşmenin gelir eşitsizliği üzerinde ihmal edilebilir bir etkisi olduğu tespit edilmiştir. Çalışmada, kentleşme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkinin ters U hipotezini desteklediği bulgusuna ulaşılmıştır.

1996-2016 dönemini içeren verilerle Sulemana vd. (2019) 48 Sahra-Altı Afrika ülkesinde kentleşmenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini incelemiştir. Elde edilen bulgular, kentleşme ve gelir eşitsizliği arasında pozitif bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur.

Adams ve Klobodu (2019) 21 Sahra Altı Afrika ülkesinde, kentleşmenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini 1984-2014 dönemini içeren verilerle incelemişlerdir. Havuzlanmış Ortalama Grup ve Ortak İlişkili Etkiler Ortalama Grup tahmincilerinin kullanıldığı çalışmada, kentleşmenin gelir eşitsizliği üzerinde pozitif bir etkisinin olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Ayrıca kurumsal kalitenin uzun dönemde kentleşmenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini yumuşattığı sonucuna ulaşılmıştır. Elde edilen bulgular, Kuznets

hipotezinin geçerli olmadığını göstermiştir. Kiři başına düşen reel GSYH ise gelir eşitsizliğini pozitif yönde etkilemektedir.

2000-2018 dönemini içeren verilerle Keyifli (2020) 8 yeni sanayileşen ülkede kentleşme ve gelir eşitsizliđi arasındaki ilişkiyi Bootstrap Panel Granger Nedensellik Testi ile 2000-2018 dönemi için arařtırmıştır. Çalışmada, Brezilya, Filipinler, Endonezya ve Malezya'da kentleşme ve gelir eşitsizliđi arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. İlişkinin yönü kentleşmeden gelir eşitsizliğine doğrudur. Bu ülkelerde kentleşme gelir eşitsizliğine neden olmaktadır. Meksika ve Türkiye'de kentleşme ve gelir eşitsizliđi arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilirken; Çin'de gelir eşitsizliğinden kentleşmeye doğru tek yönlü bir nedensellik olduğu bulgusuna ulařılmıştır. Tayland'da ise kentleşme ve gelir eşitsizliđi arasında herhangi bir nedensel ilişki tespit edilememiştir.

2005-2008 dönemine ilişkin verilerle Taresh vd. (2021) 33 Endonezya kentinde gelir eşitsizliđi ve sosyal deđişkenler arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme ve SVAR yöntemi ile incelemiştir. Elde edilen bulgular, kentleşme ve gelir eşitsizliđi arasında pozitif bir ilişki olduğunu göstermiştir.

Düşük, orta ve yüksek gelirli ülke gruplarından oluşan bir veri seti ile Ali vd. (2022) 1990-2014 döneminde kentleşme, sanayileşme ve gelir eşitsizliđi arasındaki ilişkiyi ele almıştır. MMQR yönteminin kullanıldığı çalışmada, ülke gruplarına göre farklı sonuçlar elde edilmiştir. Yüksek gelirli ülkelerde kentleşme üçüncü dilimde gelir eşitsizliğini artırmaktadır. Üst-orta gelirli ülkelerde, kentleşmenin düşük ve orta dilimlerde gelir eşitsizliđi üzerinde önemli bir etkisi yokken, kentleşme daha yüksek dilimlerde eşitsizliğin önemli ölçüde artmasına neden olmaktadır. Ayrıca sanayileşmenin alt ve orta gelirli ülkelerde tüm dilimlerde anlamlı bir etkisinin olmadığı durumlarda, kentleşme gelir eşitsizliğini azaltmaktadır.

Maket vd. (2023) 22 Sub-Sahra Afrika ülkesinde 2000-2020 yılları arasında kentsel yoğunlaşma ile gelir eşitsizliđi arasındaki ilişkiyi ele almıştır. Sistem GMM analizinden elde edilen bulgular, kentsel yoğunlaşma ile gelir eşitsizliđi arasında doğrusal olmayan bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur. İncelenen dönemde, gelir eşitsizliğinin kentsel yoğunlaşma ile ilk aşamada arttığı ancak kentleşmenin ilerleyen aşamalarında azaldığı bulgusuna erişilmiştir. Bu bulgu, Kuznets'in ters U hipotezini doğrulamaktadır.

Buchholz (2023) ABD'de kentler içinde artan nüfus yoğunluğunun ırksal ve cinsiyet temelli ücret ve maaş geliri eşitsizliğini artırdığı bulgusuna erişmiştir. Elde edilen bulgular, nüfus yoğunluğundaki bir metrekare başına 100 kişilik artışın saatlik siyah-beyaz, Latin Amerika Kökenli (Latinx)-beyaz ve kadın-erkek ücret eşitsizliğinde sırasıyla 32.9, 46.1 ve 27.5 sentlik artışlarla ilişkilendirildiğini ortaya koymaktadır.

### 3. Model ve Veri Seti

Çalışmanın amacı 28 OECD ülkesinde<sup>1</sup> 2003-2019 döneminde kentleşme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkinin incelenmesidir. Bu bağlamda, çalışmada gelir eşitsizliği kentleşme, literatürle uyumlu olarak Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYH), GSYH<sup>2</sup> ve işsizliğin bir fonksiyonu olarak tanımlanmıştır:

$$g=f(y,y^2, ur, um) \quad (1)$$

1 no'lu fonksiyonda g gelir eşitsizliğini, ur kentleşmeyi, y GSYH'yı, GSYH<sup>2</sup> GSYH'nın karesini, un işsizliği temsil etmektedir. 1 numaralı fonksiyon matematiksel olarak panel veri formatında denklem 2'deki gibi ifade edilebilir.

$$\ln g_{it}=\beta_1 \ln ur_{it} +\beta_2 \ln y_{it}+\beta_3 \ln y_{it}^2 +\beta_4 \ln un_{it} + v_{it}+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

2 no'lu denklemde i ülkeleri, t zaman periyodunu (2003-2019) v ülke-zaman periyodunu, ε rassal hata terimini göstermektedir. β<sub>1</sub> kentleşmede meydana gelen %1'lik bir değişimin gelir eşitsizliğinde % kaçlık bir değişmeye yol açtığını; β<sub>2</sub> GSYH'daki %1'lik bir değişimin gelir eşitsizliğinde % kaçlık bir değişmeye yol açtığını, β<sub>3</sub> GSYH'nın karesindeki %1'lik bir değişimin gelir eşitsizliğinde % kaçlık bir değişmeye yol açtığını, β<sub>4</sub> işsizlikte meydana gelen %1'lik bir değişimin gelir eşitsizliğinde % kaçlık bir değişmeye yol açtığını gösteren eğitim katsayılarıdır. Modelde kullanılan tüm değişkenler logaritmik formda kullanılmıştır.

Modelde kullanılan tüm değişkenler Dünya Bankası Dünya Kalkınma Göstergeleri (WDI) veri tabanından elde edilmiştir. Modelde yer alan değişkenlere ilişkin özet bilgiler Tablo 1'de yer almaktadır.

**Tablo 1. Değişkenlerin Ölçümünde Kullanılan Göstergeler**

Değişkenler	Göstergeler
Ekonomik Büyüme (y)	GSYH (Sabit Fiyatlarla-2015 Amerikan Doları)
Kentleşme (ur)	Kent Nüfusunun Toplam Nüfus İçindeki Payı (yüzde)
İşsizlik (un)	Toplam İşsizlik Oranı (İşsizlerin Toplam İşgücü İçindeki Payı-ILO Tahmin Modeli)
Gelir Eşitsizliği (g)	Gini İndeksi

<sup>1</sup> Analize dahil edilen OECD Ülkeleri Avusturya, Kosta Rika, Estonya, Finlandiya, Yunanistan, İzlanda, İtalya, İrlanda, Belçika, Kolombiya, Danimarka, Almanya, Macaristan, İsrail, Hollanda, Polonya, Portekiz, İspanya, İsviçre, İsveç, Türkiye, Litvanya, Letonya, Fransa, Lüksemburg, ABD, Birleşik Krallık ve Slovakya'dan oluşmaktadır.

**Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler**

Değişkenler	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
Ing	1.523	0.074	1.365	1.742
Inur	1.872	0.066	1.730	1.991
Iny	11.482	0.070	10.102	13.299
Inun	0.910	0.244	0.352	1.745
Iny <sup>2</sup>	0.001	0.005	0.001	0.005

Kullanılan verilere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 2’de yer almaktadır. 28 OECD ülkesinde standart sapması en yüksek olan değişken işsizlik oranı (Inun), standart sapması en küçük olan değişken ise GSYH<sup>2</sup> (Iny<sup>2</sup>)’dir. En düşük minimum değere sahip olan değişken GSYH<sup>2</sup> iken, en yüksek minimum değere sahip olan değişken ise ekonomik büyüme göstergesi reel GSYH (Iny)’dir. Maksimum değeri en düşük olan değişken GSYH<sup>2</sup> iken, en yüksek maksimum değere sahip olan değişken reel GSYH’dır.

**Tablo 3. Korelasyon Matrisi**

Değişkenler	Ing	Inun	Inur	Iny	Iny <sup>2</sup>
Ing	1.000				
Inun	0.034	1.000			
Inur	-0.069	-0.388	1.000		
Iny	0.071	-0.112	0.123	1.000	
Iny <sup>2</sup>	0.231	-0.129	0.108	0.506	1.000

Tablo 3’de değişkenler arasındaki korelasyon matrisi sunulmaktadır. Tabloya göre, bağımlı değişken gelir eşitsizliği (Ing) ile reel GSYH (Iny), reel GSYH<sup>2</sup> (Iny<sup>2</sup>) ve işsizlik (Inun) arasında pozitif, kentleşme (Inur) ile negatif korelasyon söz konusudur. Gelir eşitsizliği ile en yüksek korelasyona sahip olan bağımsız değişken reel GSYH<sup>2</sup>’dir.

### 3.1. Birim Kök Testi

Durağanlık kavramı, bir serinin zaman içindeki varyansı, otokorelasyonu ve ortalamasının sabit olması olarak değerlendirilmektedir. Durağanlık, uzun dönemde serinin bir değere yaklaşması veya beklenen değer etrafında dalgalanması şeklinde yorumlanmaktadır. Durağan olmayan (birim kök içeren) serilerle analiz yapıldığında sahte regresyon problemi ortaya çıkmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2020: 3-4). Bu durum da elde edilen analiz sonuçlarının yanılsamasına yol açmaktadır. Dolayısıyla modelde kullanılan değişkenler arasındaki ilişki analiz edilmeden önce serilerin durağan olup olmadıklarının (birim kök içerip içermediklerinin) test edilmesi gerekmektedir.

Panel veri yönteminde sıklıkla kullanılan Im, Peseran ve Shin (IPS, 2003) birim kök testi ile serilerin durağanlığı incelenmiştir. Standart normal dağılıma sahip bir test istatistiği ile IPS testinin matematiksel gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$\Delta y_{i,t} = \rho^* y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \delta_{iL} \Delta y_{i,t} - L + z_{i,t} \gamma + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$



**Tablo 4. IPS Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişkenler	Test İstatistiği	Hipotezler	Sonuç
lng	-3.329***	H <sub>0</sub> : Seriler durağan değildir (birim kök içermektedir). H <sub>1</sub> : Seriler durağandır (birim kök içermemektedir).	H <sub>0</sub> : Ret
lnur	-19.837***		H <sub>0</sub> : Ret
lny	2.066		H <sub>0</sub> : Kabul
lnun	-1.990**		H <sub>0</sub> : Ret
Δlny	-7.937***		H <sub>0</sub> : Ret

Not: Gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir.

\*\*\* %1, \*\* %5 anlamlılık düzeylerini simgelemektedir. Δ simgesi ilgili değişkenin birinci farkını temsil etmektedir.

Tablo 4’de yer alan IPS birim kök testi sonuçlarına göre, gelir eşitsizliği (lng), kentleşme (lnur) ve işsizlik (lnun) serilerinin düzey değerlerinde boş hipotez %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Diğer bir ifadeyle, seriler düzeylerinde durağandır. Bununla birlikte GSYH (lny) serisi düzey değerinde birim kök içerdiğinden durağan değildir. GSYH değişkeni 1. farkı alındığında durağan hale gelmektedir.

### 3.2. Model Seçimi

Panel regresyon analizine geçmeden önce Klasik Model (Havuzlanmış Model), Sabit Etkiler ve Rassal Etkiler modellerinden hangisinin analiz için en uygun model olduğunun belirlenmesi gerekmektedir. Uygun modelin belirlenebilmesi için F testi, Breusch-Pagan (1980) LM Testi ve Hausman Testi uygulanmıştır. Test sonuçları Tablo 5’de gösterilmiştir.

**Tablo 5. F Testi, Breusch-Pagan LM Testi ve Hausman Testi Sonuçları**

Testler	Katsayı	Hipotezler	Sonuç
F	297.90***	H <sub>0</sub> : Tüm birim etkiler sifıra eşittir.	H <sub>0</sub> : Ret (Sabit Etkiler Modeli Klasik Model’e tercih edilmektedir.)
Breusch-Pagan LM	3030.81***	H <sub>0</sub> : Birim etkinin varyansı sifıra eşittir.	H <sub>0</sub> : Ret (Rassal Etkiler Modeli Klasik Model’e tercih edilmektedir.)
Hausman	32.13 ***	H <sub>0</sub> : açıklayıcı değişkenler ile birim (zaman) etkiler arasında korelasyon vardır.	H <sub>0</sub> : Ret (Sabit Etkiler Modeli Rassal Etkiler Modeli’ne tercih edilmektedir.)

\*\*\* %1 anlamlılık düzeyini simgelemektedir.

Analiz için uygun modelin belirlenmesi 3 farklı testle ile incelenmiştir. Öncelikle F Testi, Sabit Etkiler ve Klasik Model arasında seçim yapabilmek için kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, Sabit Etkiler Modeli Klasik Model’e tercih edilmiştir. Daha sonra Rassal Etkiler ve Klasik Model arasında seçim yapabilmek için Breusch-Pagan LM Testi uygulanmıştır. Elde edilen bulgular, Rassal Etkiler Modeli’nin Klasik Model’e tercih edilmesi gerektiğini ortaya koymuştur. Son olarak da Rassal Etkiler ve Sabit Etkiler Modeli arasında

tercih yapabilmek için Hausman Testi kullanılmıştır. Hausman Testi'nden elde edilen bulgular, Sabit Etkiler Modeli'nin Rassal Etkiler Modeli'ne tercih edilmesi gerektiğini göstermiştir. Dolayısıyla analiz için en uygun model Sabit Etkiler Modeli olarak tespit edilmiştir.

### 3.3. Temel Varsayımların Test Edilmesi

Regresyon analizine geçmeden önce kurulan modele ilişkin otokorelasyon, yatay kesit bağımlılığı, değişen varyans ve çoklu doğrusal bağlantı varsayımlarının araştırılması gerekmektedir. Bir ya da daha çok varsayımın geçerli olmadığı durumlarda, kurulan model güvenilir olmamaktadır. Diğer bir ifadeyle, kurulan model parametreleri tahmin etmede geçerli bir model olarak kabul edilememektedir (Daoud, 2017: 1).

#### 3.3.1. Otokorelasyon Testi

Sabit Etkiler Modeli'nde otokorelasyon sorununu incelemek için Baltagi-Wu (1999) Yerel En İyi Değişmez (LBI) Testi ve Bhargava vd. (1982) Durbin Watson Testi kullanılmıştır.

**Tablo 6. Otokorelasyon Testi Sonuçları**

Testler	Test İstatistiği	Hipotezler
Bhargava vd. Durbin Watson	0.743	H <sub>0</sub> : Hata terimleri arasında korelasyon bulunmamaktadır.
Baltagi-Wu	0.933	H <sub>1</sub> : Hata terimleri arasında korelasyon bulunmaktadır.

Tablo 6'da yer alan otokorelasyon testi sonuçlarına göre, Durbin Watson ve Baltagi-Wu testlerinin test istatistiği değerlerinin 2'den küçük olması nedeniyle modelde otokorelasyon problemi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

#### 3.3.2. Değişen Varyans Testi

Değişen varyans (heteroskedasite) hata terimlerinin varyansları birbirinden farklı olduğunda ortaya çıkmaktadır. Değişen varyans tahmincinin etkinliğini bozmaktadır. Sabit Etkiler Modeli'nde değişen varyans sorununun test edilmesinde düzeltilmiş Wald Testi kullanılmıştır (Yerdelen Tatoğlu, 2020: 220).

**Tablo 7. Düzeltilmiş Wald Testi Sonuçları**

Test	Test İstatistiği	Hipotezler	Sonuç
Düzeltilmiş Wald	0.532***	H <sub>0</sub> : Değişen varyans yoktur. H <sub>1</sub> : Değişen varyans vardır.	H <sub>0</sub> : Ret

\*\*\* %1 anlamlılık düzeyini simgelemektedir.

Tablo 7’de Düzeltilmiş Wald Testi sonuçları yer almaktadır. Tabloya göre, boş hipotez %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Modelde değişen varyans problemi bulunmaktadır.

### 3.3.3. Yatay Kesit Bağımlılığı

Panel veri modellerindeki temel varsayımlardan bir diğeri hata terimlerinin birimlere göre bağımsız olmasıdır. Bununla birlikte, genellikle yatay kesit birimleri boyunca hataların eşanlı korelasyona sahip olması karşılaşılabilecek bir durumdur. Yatay kesit bağımlılığı matrisin korelasyon matrisi olmasına engel olmaktadır. Bu nedenle panel veri analizine geçmeden önce yatay kesit bağımlılığının test edilmesi gerekmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2016: 227). Yatay kesit bağımlılığını test etmek için Pesaran (2004) CD Testi kullanılmıştır. CD Testi yatay kesit boyutu zaman boyutundan büyük ( $N > T$ ) olduğunda kullanılmaktadır (Pesaran, 2004: 1).

**Tablo 8. Pesaran (2004) CD Testi Sonuçları**

Test	Test İstatistiği	Hipotezler	Sonuç
Pesaran (2004) CD	50.26***	H <sub>0</sub> : Birimler arası korelasyon yoktur (yatay kesit bağımlılığı yoktur). H <sub>1</sub> : Birimler arası korelasyon vardır (yatay kesit bağımlılığı vardır).	H <sub>0</sub> : Ret

\*\*\* %1 anlamlılık düzeyini simgelemektedir.

Tablo 8’de Pesaran (2004) CD Testi sonuçları gösterilmektedir. Tabloya göre, H<sub>0</sub> hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Dolayısıyla, birimler arası korelasyon (yatay kesit bağımlılığı) mevcuttur.

### 3.3.4. Çoklu Doğrusal Bağlantı

Regresyon modellerinde, birden fazla bağımsız değişken olduğu durumlarda, bağımsız değişkenler arasında bir korelasyon olmaması gerekmektedir. Çoklu bağlantı, çoklu regresyon modelinde bağımsız değişkenler arasında yüksek derecede doğrusal karşılıklı ilişkiyi temsil etmektedir ve regresyon analizlerinin sonuçlarının hatalı çıkmasına yol açmaktadır. Diğer bir ifadeyle, iki veya daha fazla bağımsız değişken olduğu takdirde regresyon sonucunu yanıltan çoklu doğrusal bağlantı sorunu ortaya çıkmaktadır (Cleff, 2019: 375; Kim, 2019).

Çoklu doğrusal bağlantının boyutunun ölçülebilmesi için tüm bağımsız değişkenler için Varyans Büyütme Faktörü (VIF) hesaplanmıştır. Çoklu doğrusal bağlantı problemi, VIF değeri 10’dan büyük olduğunda ortaya çıkabilmektedir.

**Tablo 9. VIF Testi Sonuçları**

Değişkenler	VIF Değeri	1/VIF Değeri
lnur	1.22	0.821
lny	1.03	0.970
lnun	1.24	0.808
lny <sup>2</sup>	1.02	0.979
Ortalama VIF Değeri: 1.13		

Tablo 9, VIF Testi sonuçlarını göstermektedir. Tabloya göre, her bir bağımsız değişken için VIF değerleri 10'dan küçük olduğu için bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı problemi bulunmamaktadır.

### 3.4. Panel Regresyon Analizi

Kurulan modelde, değişen varyans, yatay kesit bağımlılığı ve otokorelasyon problemleri tespit edilmiştir. Dolayısıyla değişen varyans, yatay kesit bağımlılığı ve otokorelasyonun varlığında tutarlı sonuçlar veren Driscoll-Kraay (1998) tahmincisi kullanılmıştır.

**Tablo 10. Driscoll-Kraay Tahmincisi Sonuçları**

Değişkenler	Katsayı
lnur	0.112***
lny	0.262***
lny <sup>2</sup>	-0.04***
lnun	0.023*

\*\*\*, \* sırasıyla %1 ve %10 anlamlılık düzeylerini simgelemektedir.

Tablo 10, Driscoll-Kraay tahmincisinden elde edilen bulguları göstermektedir. Tabloya göre, kentleşmedeki %1'lik bir artış gelir eşitsizliğini %0.11 artırmaktadır. GSYH'daki (ekonomik büyümedeki) %1'lik bir artış gelir eşitsizliğini %0.26 artırırken, GSYH'nın karesindeki %1'lik bir artış ise gelir eşitsizliğini %0,04 azaltmaktadır. Bu bulgu, gelir eşitsizliği ile ekonomik büyüme arasında ters U şeklinde bir ilişki olduğunu ileri süren Kuznets (1955) bulgularını desteklemektedir. Kuznets (1955)'e göre, ekonomik büyümedeki bir artış gelir eşitsizliğini önce artırırken, ekonomik büyümedeki artış devam ettikçe gelir eşitsizliği azalmaktadır. Diğer bir ifadeyle ilgili dönemde OECD ülkelerinde Kuznets Hipotezi geçerlidir. İşsizlikteki %1'lik bir artış ise gelir eşitsizliğini %0.02 artırmaktadır.

### 4. Sonuç

Birçok OECD ülkesinde gelir eşitsizliği son 50 yılın en yüksek değerlerine ulaşmıştır. Gelir grubunun ilk %10'u tüm servetin yaklaşık yarısına sahipken, toplam servetin yalnızca %3'ü gelir grubunun en alttaki %40'ına aittir. OECD ülkelerindeki en zengin %10'un ortalama geliri, en yoksul %10'un ortalama gelirininin 25 yıl önce yedi katıyken, günümüzde

yaklaşık 10 katıdır. Sonuç olarak, OECD ülkelerinde nüfusun önemli bir bölümü ekonomik güvensizlikle karşı karşıyadır. Orta sınıfın ortalama yaşam tarzının maliyeti enflasyondan daha hızlı artmaktadır (Solarin vd., 2023: 603). Gelir eşitsizliğinin önemli bir problem haline geldiği OECD ülkelerinde gelir eşitsizliğini etkileyen faktörlerin neler olduğunun belirlenmesi önem arz etmektedir. Bu bağlamda çalışmanın amacı, 28 OECD ülkesinde gelir eşitsizliği ve kentleşme arasındaki ilişkinin 2003-2019 dönemi için panel regresyon analizi ile incelenmesidir. Ayrıca çalışmada Kuznets hipotezinin geçerliliği Sabit Etkili Driscoll-Kraay tahmincisi kullanılarak test edilmiştir.

Driscoll-Kraay tahmincisinden elde edilen bulgular, kentleşmedeki %1'lik artışın gelir eşitsizliğini %0.11 artırdığını göstermektedir. Bu bulgu, Oyvat (2006), Sulemana vd. (2019), Adams ve Klobodu (2019), Taresh vd. (2021) ve Buchholz (2023) çalışmalarının bulgularıyla paralellik göstermektedir. Söz konusu ilişki kentleşme sürecinin OECD ülkelerinde düzgün yöneltmediği şeklinde yorumlanabilir. GSYH'daki %1'lik bir artış gelir eşitsizliğini %0.26 artırırken, GSYH'nın karesindeki %1'lik bir artış ise gelir eşitsizliğini %0,04 azaltmaktadır. Bu bulgu, gelir eşitsizliği ile ekonomik büyüme arasında ters U şeklinde bir ilişki olduğunu ileri süren Kuznets (1955)'in bulgularını desteklemektedir. Ayrıca bu bulgu, Sagala vd. (2014), Wu ve Rao (2017), Ha vd. (2019) ve Maket vd. (2023) çalışmalarının bulgularıyla da uyumludur. İşsizlikteki %1'lik bir artış ise gelir eşitsizliğini %0.02 artırmaktadır. Elde edilen bulgular ışığında aşağıdaki politika çıkarımları önerilebilir. Kentleşme ile gelir eşitsizliği arasındaki pozitif yönlü ilişki emek arzındaki artış ve ücret politikaları aracılığıyla açıklanabilir. Kentleşmedeki artış "iç ve dış göçler" ve "kentlerdeki doğum oranlarındaki artış" ile açıklanmaktadır. Birçok OECD ülkesinde uluslararası göç olgusu ekonomi üzerinde baskı yaratmaktadır. Dolayısıyla, kentlerde emek arzının artması emek piyasasında rekabetin artması ile sonuçlanmaktadır. Bu durum ücretlerde düşüşe neden olabilmektedir. Özellikle kalifiye olmayan emek arzındaki artış, emeği ikincil sektör olarak adlandırılan daha düşük ücretli işlere yönlendirebilmektedir. Diğer bir ifadeyle, göçmenlerin, özellikle vasıfsız bireylerin işgücündeki artan payı, yerlilerin işgücü piyasasındaki durumunu olumsuz etkileyebilmektedir. Göçmenlerin işgücü piyasasına entegrasyonu, düşük ücretler veya daha düşük istihdam oranları ile açıklanabilmekle birlikte çok sayıda OECD ülkesinde yerlilerle karşılaştırıldığında problemleri bir durumdur. Daha uzun vadeli bir perspektifte, entegrasyon sorunu yalnızca göçmenleri değil, aynı zamanda özellikle eğitim kazanımları ve işgücü piyasası sonuçları aracılığıyla "ikinci nesil göçmenler" olarak adlandırılan çocuklarını da ilgilendirmektedir (Jean vd., 2007). Bu bağlamda, Birleşmiş Milletler'in eşitsizliğin azaltılmasına yönelik politika önerileri çerçevesinde düzenlemeler yapılabilir. Bu kapsamda, maliye, ücret ve sosyal koruma politikaları uygulanarak eşitsizlik kademeli olarak azaltılabilir. Ayrıca ayrımcı yasalar, politikalar ve uygulamalar ortadan kaldırılarak uygun mevzuat, politikalar ve eylemler teşvik edilebilir. Bu sayede fırsat eşitliği sağlanması ve eşitsizlikleri azaltma yönünde uygulamalar yapılabilir.

Gelir eşitsizliği ve ekonomik büyüme arasındaki ters U biçimindeki ilişki ekonomik büyümedeki artışın gelir eşitsizliğini önce artırdığı, belirli bir eşik değerden sonra ekonomik büyümedeki artışın gelir eşitsizliğini azalttığını göstermektedir. OECD ülkelerinde ilgili

dönemde ekonomik büyümedeki artışın gelir eşitsizliğini artırması şu şekilde açıklanabilir: Ekonomik büyümedeki artışla birlikte ekonomide mevcut yatırım yapacak sermayesi olanlar için yeni yatırım fırsatları ortaya çıkabilmektedir. Söz konusu yeni yatırım fırsatları, halihazırda servete sahip olanların servetlerini artırma şansı yakalamalarına neden olarak gelir eşitsizliğini artıracaktır. Diğer taraftan kentlerde, kırsal bölgelere göre hem daha yüksek ücretli işler hem de hem de daha çeşitli iş imkanları bulunmakla birlikte, ucuz kırsal emeğin şehirlere akışı, işçi sınıfı için ücretlerin daha düşük olmasına yol açarak gelir eşitsizliğinin artması ile sonuçlanacaktır. Özellikle yeni teknolojilere yapılan yatırımlar ve yeni teknoloji kullanımları vasıfsız emeğin bu sürece adaptasyonu zaman aldığından gelir eşitsizliğinde uçurumu artırma eğilimde olacaktır. Ancak belli bir ortalama gelir düzeyine ulaşıldığında, ekonomik büyümedeki artışın demokratikleşme ve refah devletinin gelişimi, sanayileşme ile ilgili süreçler devreye girdiğinde ekonomik eşitsizliği azaltması beklenebilir (Alamanda, 2021:2-3; Barro; 1999: 3). Dolayısıyla, vasıflı işçi akışı oluşturmak için eğitim ve mesleki eğitime daha fazla yatırım yapılması önerilebilir. Bu durum ekonomik büyümeye katkıda bulunarak gelir eşitsizliğinin azaltılmasında etkin bir rol oynayabilir.

İşsizlik oranını ile gelir eşitsizliği arasındaki pozitif yönlü ilişki, işsizlik oranındaki artışın OECD ülkelerinde zengin ile yoksul arasındaki uçurumu artırdığı şeklinde yorumlanabilir. Bu bağlamda, OECD ülkelerinde işsizliğe yönelik sosyal destek programı uygulamalarının teşvik edilmesi önerilebilir.

Gelecekte bu konuda çalışma yapacak arařtırmacılara, kullanılacak modele gelir eşitsizliği üzerinde etkili olan küreselleşme ve uluslararası göç gibi deęişkenleri de eklemeleri önerilebilir. Ayrıca kentleşmenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi kırsal ve kentsel gelir eşitsizliği ayrımı yapılarak incelenebilir.

#### **Arařtırma ve Yayın Etięi Beyanı**

Etik kurul izni ve/veya yasal/özel izin alınmasına gerek olmayan bu çalışmada arařtırma ve yayın etięine uyulmuştur.

#### **Arařtırmacıların Katkı Oranı Beyanı**

Yazarlar eşit oranda katkı sağlamıştır.

#### **Arařtırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı**

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

## Kaynakça

- Acheampong, A.O., Adebayo, T.S., Dzator, J. and Koomson, I. (2023). Income inequality and economic growth in BRICS: Insights from non-parametric techniques. *The Journal of Economic Inequality*, 21: 619–640.
- Adams, S. and Klobodu, E.K.M. (2019). Urbanization, economic structure, political regime and income inequality. *Social Indicators Research*, 142(3): 971–995.
- Akita, T. (2024). *Urbanization and income inequality* (International University of Japan Research Institute Working Paper No. EMS\_2024\_01). Retrieved from [https://ideas.repec.org/p/iuj/wpaper/ems\\_2024\\_01.html](https://ideas.repec.org/p/iuj/wpaper/ems_2024_01.html)
- Alamanda, A. (2021). The effect of economic growth on income inequality: Panel data analysis from fifty countries. *Info Artha*, 5(1): 1-10.
- Ali, I. M.A., Attiaoui, I., Khalfaoui, R. and Tiwari, A.K. (2022). The effect of urbanization and industrialization on income inequality: An analysis based on the method of moments quantile regression. *Social Indicators Research*, 161: 29–50.
- Angeles, L. (2010). An alternative test of Kuznets' hypothesis. *The Journal of Economic Inequality*, 8: 463–473.
- Annez, P.C. and Buckley, R.M. (2009). Urbanization and growth: Setting the context. In M. Spence P.C. Annez and R.M. Buckley (Eds.), *Urbanization and growth*. (pp. 1-45). Washington: Commission on Growth and Development.
- Azam, M. (2019). Inequality and economic growth in Asia and the Pacific region. *African and Asian Studies*, 18(3): 288–314.
- Balcilar, M., Gupta, R., Ma, W. and Makena, P. (2021). Income inequality and economic growth: A re-examination of theory and evidence. *Review of Development Economics*, 25(2): 737–757.
- Baltagi, B.H. and Wu, P.X. (1999). Unequally spaced panel data regressions with AR (1) disturbances. *Econometric Theory*, 15(16): 814-823.
- Barro, R.J. (1999). *Inequality, growth, and investment* (NBER Working Paper No. 7038). Retrieved from [https://www.nber.org/system/files/working\\_papers/w7038/w7038.pdf](https://www.nber.org/system/files/working_papers/w7038/w7038.pdf)
- Barro, R.J. (2000). Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economic Growth*, 5(1): 5-32.
- Bertinelli, L. and Black, D. (2004). Urbanization and growth. *Journal of Urban Economics*, 56(1): 80-96.
- Bhargava, A., Franzini, L. and Narendranathan, W. (1982). Serial correlation and the fixed effects model. *Review of Economic Studies*, 49(4): 533-549.
- Breusch, T.S. and Pagan, A. (1980). The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1): 239-253.
- Buchholz, M. (2023). Does urbanization increase inequality? Race, gender, and the urban wage premium. *Journal of Urban Affairs*: 1–19.
- Chen, B. and Lin, J.Y. (2014). Development strategy, urbanization and the urban-rural income gap in China. *Social Sciences in China*, 35(1): 5-20.
- Chen, Y., Luo, P. and Chang, T. (2020). Urbanization and the urban–rural income gap in China: A continuous wavelet coherency analysis. *Sustainability*, 12(19): 8261.
- Cleff, T. (2019). *Applied statistics and multivariate data analysis for business and economics*. Springer International Publishing: Switzerland.

- Daoud, J.I. (2017). Multicollinearity and regression analysis. *Journal of Physics: Conference Series*, 949: 012009.
- Driscoll, J.C. and Kraay, A.C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4): 549-560.
- Fay, M. and Opal, C. (2000). *Urbanization without growth: A not so-uncommon phenomenon (The World Bank Policy Research Working Paper, WPS2412)*. Retrieved from <http://documents.worldbank.org/curated/en/287181468741917609/Urbanization-without-growth-a-not-so-uncommon-phenomenon>
- Ha, N.M., Le, N.D. and Trung-Kien, P. (2019). The impact of urbanization on income inequality: A study in Vietnam. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(3): 146.
- Hausman, J.A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6): 1251– 1272.
- He, L. and Zhang, X. (2022). The distribution effect of urbanization: Theoretical deduction and evidence from China. *Habitat International*, 123: 102544.
- Henderson, V. (2003). The urbanization process and economic growth: The so-what question. *Journal of Economic Growth*, 8(1): 47-71.
- Im, K.S., Peseran, M. and Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1): 53-74.
- Jean, S., Causa, O., Jimenez, M. and Wanner, I. (2007) . *Migration in OECD countries: Labour market impact and integration issues* (OECD Economics Department Working Papers, No. 562). Retrieved from <https://doi.org/10.1787/18151973>
- Kanbur, R. and Zhuang, J. (2013). Urbanization and inequality in Asia. *Asian Development Review*, 30(1): 131–147.
- Keyifli, N. (2020). Kentleşme ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişki: Bootstrap panel granger nedensellik analizi. *UİİİD-IJEAS*, (30): 211-228.
- Kim, J.H. (2019). Multicollinearity and misleading statistical results. *Korean Journal of Anesthesiology*, 72(6): 558-569.
- Knowles, S. (2005). Inequality and economic growth: The empirical relationship reconsidered in the light of comparable data. *Journal of Development Studies*, 41(1): 135-159.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, (45): 1–28.
- Lall, S.V., Selod, H. and Shalizi, Z. (2006). Rural-urban migration in developing countries: A survey of theoretical predictions and empirical findings (World Bank Policy Research Working Paper No. 3915) Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=920498>
- Lu, M. and Chen, Z. (2006). Urbanization, urban-biased policies, and urban-rural inequality in China, 1987-2001. *Chinese Economy*, 39(3): 42 – 63.
- Maket, I., Kanó, I.S. and Vas, Z. (2023). Urban agglomeration and income inequality: Is Kuznets Hypothesis valid for Sub-Saharan Africa?. *Social Indicators Research*, 170: 933–953.
- Mdingi, K. and Ho, S.Y. (2021). Literature review on income inequality and economic growth. *MethodsX*, 8: 101402.
- Oyvat, C. (2016). Agrarian structures, urbanization, and inequality. *World Development*, (83): 207–30.
- Panizza, U. (2022). Income inequality and economic growth: Evidence from American data. *Journal of Economic Growth*, 7(1): 25–41.
- Partridge, M.D. (1997). Is inequality harmful for growth? Comment. *The American Economic Review*, 87(5): 1019–1032.



- Pesaran, M.H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels* (Cambridge Working Papers in Economics No. 0435.). Retrieved from <https://www.econ.cam.ac.uk/research-files/repec/cam/pdf/cwpe0435.pdf>
- Royuela V, Veneri P, Ramos R. (2014). *Income inequality, urban size and economic growth in OECD Regions* (OECD Regional Development Working Papers No. 2014/10). Retrieved from <https://doi.org/10.1787/20737009>
- Sagala, P., Akita, T. and Yusuf, A.A. (2014). Urbanization and expenditure inequality in Indonesia: Testing the Kuznets hypothesis with provincial panel data. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 7: 133-147.
- Savranlar, B. and Topcu, E. (2023). Urbanization and urban-rural income inequality in Latin America. *İstanbul İktisat Dergisi - Istanbul Journal of Economics*, 73(1): 261-279.
- Shin, I. (2012). Income inequality and economic growth. *Economic Modelling*, 29(5): 2049-2057.
- Siddique, M.A.B., Wibowo, H. and Wu, Y. (2014). *Fiscal decentralisation and inequality in Indonesia: 1999-2008* (University of Western Australia, Business School Discussion Paper 14.22). Retrieved from <https://ecompapers.biz.uwa.edu.au/paper/PDF%20of%20Discussion%20Papers/2014/14-22%20Fiscal%20Decentralisation%20and%20Inequality%20in%20Indonesia%201999-2008.pdf>
- Solarin, S.A., Erdogan, S. and Pata, U.K. (2023). Convergence of income inequality in OECD countries since 1870: A multi-method approach with structural change. *Social Indicators Research*, (166): 601-626.
- Su, C.W., Liu, T.Y., Chang, H.L. and Ziang, X-Z. (2015). Is urbanization narrowing the urban-rural income gap? A cross-regional study of China. *Habitat International*, (48): 79-86.
- Sulemana, I., Nketiah-Amponsah, E., Codjoe, E.A. and Andoh, J.A.N. (2019). Urbanization and income inequality in Sub-Saharan Africa. *Sustainable Cities and Society*, 48: 101544. <https://doi.org/10.1016/j.scs.2019.101544>
- Taresh, A.A., Sari, D.W. and Purwono, R. (2021). Analysis of the relationship between income inequality and social variables: Evidence from Indonesia. *Journal of Scientific Papers Economics and Sociology*, 14(1): 103-119.
- Topuz, S.H. (2022). The relationship between income inequality and economic growth: Are transmission channels effective?, *Social Indicators Research: An International and Interdisciplinary Journal for Quality-of-Life Measurement*, 162(3): 1177-1231.
- United Nations Development Programme (UNDP). Sustainable Development Goals. <https://www.undp.org/sustainable-development-goals/>
- Wan, G., Zhang, X. and Zhao, M. (2022). Urbanization can help reduce income inequality. *Npj Urban Sustainability*, 2: 1-8.
- Wang, Z. (2011). A reexamination of urbanization and urban-rural income gap in China. *Economic Geography*, 8: 1289 - 1293.
- Wang, X., Shao, S. and Li, L. (2019). Agricultural inputs, urbanization, and urban-rural income disparity: Evidence from China. *China Economic Review*, (55): 67-84.
- World Development Indicators (WDI). Retrieved from <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- World Social Report (WSR) (2020). *Inequality in a Rapidly Changing* (World United Nations Department of Economic and Social Affairs). Retrieved from <https://www.un.org/development/desa/dspd/wp-content/uploads/sites/22/2020/02/World-Social-Report2020-FullReport.pdf>

- Wu, D. and Rao, D.S.P. (2017). Urbanization and income inequality in China: An empirical investigation at provincial level. *Social Indicators Research*, 131(1): 189-214.
- Yao, Y. and Jiang, L. (2021). Urbanization forces driving rural urban income disparity: Evidence from metropolitan areas in China. *Journal of Cleaner Production*, 312: 127748.
- Yerdelen Tatođlu, F. (2016). *Panel veri ekonometrisi (geniřletilmiş 3. baskı)*. Beta: İstanbul.
- Yerdelen Tatođlu, F. (2020). *Panel zaman serileri analizi (stata uygulamalı)*. Beta: İstanbul.
- Yuan, Y., Wang, M., Zhu, Y., Huang, X. and Xiong, X. (2020). Urbanization's effects on the urban-rural income gap in China: A meta-regression analysis. *Land Use Policy*, 99: 104995.
- Zhao, X. and Liu, L. (2022). The impact of urbanization level on urban-rural income gap in China based on spatial econometric model. *Sustainability*, 14(21): 13795.
- Zhong, S., Wang, M., Zhu, Y., Chen, Z. and Huang, X. (2022). Urban expansion and the urban-rural income gap: Empirical evidence from China. *Cities*, 129: 103831.
- Zhou, Q. and Shi, W. (2022). How does town planning affect urban-rural income inequality: Evidence from China with simultaneous equation analysis. *Landscape and Urban Planning*, 221: 104380.