



## The Relationship between Political Stability and Income Inequality: Evidence from Panel Threshold Analysis for Upper Middle Income Countries

Serap Barış<sup>1,a,\*</sup>, Özgür Koçbulut<sup>2,b</sup>

<sup>1</sup> Tokat Gaziosmanpaşa University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Tokat/Türkiye

<sup>2</sup> Tokat Gaziosmanpaşa University, Turhal Vocational School, Department of Management and Organization, Tokat/Türkiye

\*Corresponding author

### Research Article

#### History

Received: 22/04/2024

Accepted: 10/08/2024

JEL Codes: O15, D72, O43

### ABSTRACT

It is widely acknowledged that political instability or uncertainty constitutes a significant impediment to fostering economic growth globally. Additionally, politically unstable economies are characterized by frequently changing policies that cause greater volatility and retard economic growth. Regular changes in government, along with incidents of political violence, strikes, and riots, lead to continuous alterations in future policies and programs. This instability ultimately results in an inefficient allocation of resources, thereby adversely affecting income levels. While theoretical research consistently acknowledges the potential role of political stability in reducing inequality, empirical evidence regarding the relationship between political stability and income inequality remains ambiguous. This study focuses on the role of political stability on income inequality. In the study, panel threshold analysis was conducted using data from 21 upper-middle-income countries for the period 2002-2020. In the econometric analysis of this research, panel data analysis techniques were employed, including the implementation of panel threshold analysis. Hansen's (1999) panel threshold regression results show that there is a non-linear relationship between political stability and income inequality in upper-middle-income countries. The results also provide strong evidence, a threshold value for the political stability variable. According to the findings of the analysis, an increase in political stability below the threshold value reduces income inequality in upper-middle-income countries. Above the threshold value, increasing political stability further reduces income inequality. This result indicates that ensuring political stability is an important tool in reducing income inequality in upper-middle-income countries.

**Keywords:** Political Stability, Income Inequality, Panel Threshold Analysis, Upper MiddleIncome Countries

## Politik İstikrar ve Gelir Eşitsizliği İlişkisi: Üst Orta Gelirli Ülkeler İçin Panel Eşik Değer Analizinden Kanıtlar

#### Süreç

Geliş: 22/04/2024

Kabul: 10/08/2024

Jel Kodları: O15, D72, O43

### ÖZ

Politik istikrarsızlık veya belirsizliğin dünya genelinde ekonomik büyümenin teşvik edilmesinin önünde bir engel olduğu yaygın olarak kabul edilmektedir. Ayrıca, politik açıdan istikrarsız ekonomiler, daha fazla oynaklığa neden olan ve ekonomik büyümeyi geciktiren sık değişen politikalarla karakterize edilir. Hükümetin sık sık değişmesi, siyasi şiddet, grevler ve/veya ayaklanmalar geleceğe yönelik politika ve programların sürekli değişmesine neden olarak kaynakların ve dolayısıyla gelirin etkisiz dağılımına neden olur. Teorik araştırmalar politik istikrarın sağlanmış olmasının eşitsizliği azaltmada oynayabileceği rol konusunda hemfikir olsa da politik istikrar ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiye dair ampirik kanıtlar hala belirsizliğini korumaktadır. Bu çalışma politik istikrarın gelir eşitsizliği üzerindeki rolüne odaklanmaktadır. Çalışmada 21 üst-orta gelirli ülkenin 2002-2020 dönemi verileri kullanılarak politik istikrar ve gelir eşitsizliği ilişkisi araştırılmıştır. Araştırmanın ekonometrik analizinde panel veri analiz süreçlerinden faydalanılmış olup panel threshold analizi yapılmıştır. Hansen (1999) panel eşik regresyon sonuçları, üst-orta gelirli ülkelerde politik istikrar ile gelir eşitsizliği arasında doğrusal olmayan bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. Sonuçlar ayrıca, politik istikrar değişkeni için bir eşik değer bulunduğuna dair güçlü kanıtlar sunmaktadır. Analiz bulgulara göre, üst-orta gelirli ülkelerde eşik değer altında politik istikrar artışı gelir eşitsizliğini azaltmaktadır. Eşik değer üstünde politik istikrar artışı ise gelir eşitsizliğinde daha fazla azalışa yol açmaktadır. Bu sonuç, politik istikrarın sağlanmış olmasının üst-orta gelirli ülkelerde gelir eşitsizliğini azaltmada önemli bir araç olduğuna işaret etmektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Politik istikrar, Gelir Eşitsizliği, Panel Eşik Değer Analizi, Üst Orta Gelirli Ülkeler.

#### License



This work is licensed under  
Creative Commons Attribution-  
NonCommercial 4.0 International  
License International License

<sup>a</sup> [serap.baris@gop.edu.tr](mailto:serap.baris@gop.edu.tr)

<sup>b</sup> [0000-0003-3905-4746](tel:0000-0003-3905-4746)

<sup>b</sup> [o.kocbulut@gmail.com](mailto:o.kocbulut@gmail.com)

<sup>b</sup> [0000-0003-3092-8400](tel:0000-0003-3092-8400)

**How to Cite:** Barış S, Koçbulut Ö (2024) The Relationship between Political Stability and Income Inequality: Evidence from Panel Threshold Analysis for Upper Middle Income Countries, Journal of Economics and Administrative Sciences, 25(4): 574-588, DOI: 10.37880/cumuiibf.1471956

## Giriş

Gelir eşitsizliğinin hem ahlaki hem de ekonomik yönleri olan köklü ve çok yönlü bir sorun olduğuna şüphe yoktur; bu nedenle konu sürekli olarak ulusal ve küresel bir tartışmaya yol açmaktadır. Yüksek ve kalıcı eşitsizlik ekonomik büyüme başta olmak üzere pek çok ekonomik değişken üzerinde etkili olabileceği gibi toplumda sosyal huzursuzluğa da neden olur (Adeleye, 2024: 133-134). Eşitsizliği etkileyen çeşitli faktörlerin etkisinin dikkate alınmasına ve bu konuda politikalar uygulanmasına rağmen sorun hala devam etmektedir.

Gelir eşitsizliği ile gelir dağılımında bir eşitlik olmaması durumu kastedilir. Gelir dağılımında eşitlik, gelir elde eden her birimin toplam gelirden kendi payına düşen payı almasıyla sağlanır. Dolayısıyla herhangi bir kişinin toplam gelirden kendi payına düşen paydan daha azını alması durumunda dağıtım eşitsiz olacaktır. Bir toplumda gelirin eşitsiz dağılımı zengin ve yoksul insanlar arasındaki farkın açılmasına ve yoksulluğun artmasına neden olur (Schutz, 1951: 107-108). Zenginler ve yoksullar arasındaki gelir eşitsizliği, geçmişe oranla hem bir ulusun kendi içinde hem de uluslararası hızla artmıştır (Stiglitz, 2012). Küresel eşitsizlik, Batı hâkimiyetinin ve sömürge imparatorluklarının yükselişi bağlamında 1820 ile 1910 yılları arasında artmış ve daha sonra 1910 ile 2020 yılları arasında çok yüksek bir seviyede istikrar kazanmıştır (Chancel, 2022: 22). En son eşitsizlik verilerine (2021 yılı) göre, küresel en alt %50'lik kesim küresel gelirin sadece %8,5 gibi çok küçük bir payını alırken, küresel ortadaki %40 ise toplamın %39,5'ini almaktadır. Küresel en üst %10'luk kesim ise toplamın %52'sini kazanmaktadır ki bu oran küresel ortalamanın beş katından biraz daha fazladır (Chancel, 2022: 10). Dünya genelinde çok zenginler daha önce görülmemiş düzeyde servet biriktirmeye devam ederken, ülkelerin kendi içindeki eşitsizlik 1980'den bu yana hızla derinleşmiştir. Yine 2021 verilerine göre, ülkelerdeki bireylerin en üst %10'u ile en alttaki %50'sinin ortalama gelirleri arasındaki fark neredeyse iki kat artarak 8,5 kattan 15 kata çıkmıştır. Ülke içi eşitsizliklerdeki bir keskin artış, gelişmekte olan ülkelerdeki ekonomik yakınsama ve güçlü büyümeye rağmen dünyada eşitsizliğin hala devam ettiği anlamına gelmektedir (Chancel, 2022: 10, 11). Genel olarak gelir eşitsizliği gelişmekte olan ülkelerde yüksektir; Sahra-Altı Afrika ve Latin Amerika en eşitsiz dağılıma sahip ülkelerdir.

Gelir eşitsizliğini anlamaya ve azaltmaya yönelik pek çok araştırma ve çabaya rağmen eşitsizlik hala ciddi bir sorundur ve azaltılması uluslararası kurumlar ve yerel politika yapıcılar için önemli bir gündemdir. Öyle ki bu gündem Birleşmiş Milletler 2030 Sürdürülebilir Kalkınma Hedefleri'nin "ülkeler içinde ve arasında eşitsizliğin azaltılması" şeklinde ifade edilen 10. hedefidir<sup>1</sup> (SKA, 2024). Ayrıca, genişleyen eşitsizlik toplumdaki bir grup insan için kalıcı dezavantaja işaret ettiğinden, eşitsizliğin azaltılması zorunludur. Eşitsizliğin azaltılması ise onu belirleyen faktörlerin bilinmesinden ve bu doğrultuda politikalar geliştirilip, uygulanmasından geçmektedir. Bu konuda pek çok ekonomi ve ekonomi dışı değişkenin gelir eşitsizliğine etkisi araştırılmaktadır. Gelir

eşitsizliğinin küreselleşme, vasıf yanlı teknolojik değişim, göç ve vergi yapısı gibi yeni nedenleri kabul edilmiş olsa da artan eşitsizliğin kurumların iyileştirilmesiyle kontrol edilebileceği görüşü literatürde öne çıkmaktadır (Josifidis vd., 2017: 169). Kurumlar North (1990) tarafından "bir toplumda oynanan oyunun kuralları veya insanlar tarafından insanlar arasındaki etkileşimi biçimlendirmek, insanlar arasındaki etkileşimin çerçevesini oluşturmak amacıyla getirilen sınırlamalar" şeklinde tanımlanmaktadır. Bugün literatürde yaygın olarak kullanılan bu tanımla da içeren geniş bir tanımda kurum, firmaların, işçilerin ve toplumdaki diğer paydaşların davranışlarını yönlendiren, kısıtlayan ve düzenleyen ve dolayısıyla bir ulus-devlette ekonomik performansa katkıda bulunan istikrarlı anlaşmalar olarak düşünülebilecek bir dizi çalışma kuralı olarak ifade edilir (Asamoah, 2021: 124). Bu kuralların iyi işlemesi kurumların/kurumsal kalitenin iyi olduğunu gösterir. İyi kurumların, piyasa etkinliği, sosyal ve politik istikrar, yoksullar için yargısal koruma ve siyasi müdahalelerin ve yolsuzluk uygulamalarının azaltılması yoluyla gelir eşitliğini kolaylaştıracağı ileri sürülmektedir (Mun vd., 2022: 2). Acemoğlu ve Robinson'a (2010) göre, kurumsal kalite sadece ekonomik performans için değil, aynı zamanda yoksulluk ve eşitsizlik düzeyi için de belirleyicidir. Asamoah (2021) gelir eşitliğinin bozulmasından kötü kurumları sorumlu tutan çok sayıda literatür listelemiştir. Örneğin, Alesina ve Perotti (1996), Gyimah-Brempong (2002), Easterly (2007), Perera ve Lee (2013), Kammas ve Sarantides (2019) ve Saha vd. (2021) gibi çalışmalar düşük kurumsal kalite ile yüksek gelir eşitsizliği arasında pozitif ilişki bulmuştur. İyi kurumların gelir eşitsizliğini azalttığına dair kanıtlar (Kunawotor vd., 2020; Asamoah, 2021; Bahamonde ve Trasberg, 2021) da vardır. Bazı çalışmalar ise ülke gruplarına göre bu ilişkinin farklılaştığına vurgu yapmaktadır. Chong ve Gradstein (2007) gelişmekte olan ekonomilerde kurum kalitesi ile eşitsizlik arasında pozitif, gelişmiş ekonomilerde ise negatif bir ilişki bulmuştur. Bu ilişkinin Kuznets'in (1955) ters-U hipotezine benzer şekilde olduğunu ortaya koyanlar (Li vd., 2000; Andres ve Ramlogan-Dobson, 2011) da vardır. Teorik araştırmalar kurumların eşitsizliği azaltmada oynayabileceği rol konusunda hemfikir olsa da, kurumlar ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiye dair ampirik kanıtlar hala belirsizliğini korumaktadır. Literatürün bu sonuç farklılıklarının nedenleri arasında kurumsal kalitenin çok çeşitli bileşenlerden oluşması, pek çok çalışmada toplulaştırılmış göstergelerin kullanılması ve iyi kurum ölçütü olarak sadece belirli göstergelerin (demokrasi ve serbest piyasa gibi) kullanılmış olması sayılabilir (Mun vd., 2022: 2).

Bu çalışma, kurumsal faktörlerden biri olan politik istikrarın gelir eşitsizliği üzerindeki etkisine odaklanmaktadır. Politik istikrarın ya da bu kavramın karşıtı olan politik istikrarsızlığın, üzerinde uzlaşılan bir tanımla yoktur. Yine de genel bir tanımlamayla politik istikrarsızlık<sup>2</sup>, politik alanda ortaya çıkan kararsızlık ya da değişken yapısal koşullar olarak düşünülebilir. Bununla beraber politik istikrarsızlık kavramında iki durum ön plana çıkmaktadır. Bunlardan birincisi ülkede geçerli olan politik sistemi zorla değiştirmeye

<sup>1</sup> Dünya liderleri sürdürülebilir bir dünya için 2015 yılında, 2030'a kadar 3 önemli işi başarma konusunda 17 küresel amaç üzerinde uzlaşmıştır. Bu amaçlar şu şekilde sıralanmaktadır: (i) Aşırı yoksulluğu sona erdirmek, (ii) Eşitsizlik ve adaletsizlik ile mücadele ve (iii) İklim değişikliğini

düzeltilme. Bu amaçların tüm ülkeler ve tüm insanlar için geçerli olduğu vurgulanmıştır (SKA, 2024).

<sup>2</sup> Daha geniş tanımlamalar ve ölçüm için Jannils'e (2021) bakılabilir.

çalışma; ikincisi anayasal düzen içinde kalmakla beraber politik süreçte meydana gelen (seçmenlerin kutuplaşması, politik parçalanma, koalisyon ya da azınlık hükümetleri, hükümetlerin değişim sıklığı vb.) politik olgulardır (Şanlısoy, 2010: 87). Siyaset bilimciler politik istikrarsızlığın çok boyutlu bir olgu olduğu konusunda hemfikir olsalar da bu boyutların uygun sayısı konusunda henüz bir fikir birliğine varamamışlardır. Jong-A-Pin (2009) siyasi istikrarsızlığın dört boyutundan bahsetmektedir. Bunları (1) politik motivasyonlu şiddet, (2) kitlesel sivil protestolar, (3) politik rejim içindeki istikrarsızlık ve (4) politik rejimin istikrarsızlığı olarak sıralamaktadır. Bazı araştırmacılar tanımlarını daraltıp yalnızca bu boyutların bazılarını (örneğin hükümet değişikliği eğilimi) odaklanırken, diğerleri bu olgunun karmaşık doğasını yakalamaya çalışıyor (Jannils, 2021: 269-270). Örneğin Alesina ve Perotti (1996) politik istikrarsızlığı iki şekilde ele almaktadır. Bunlardan ilki yönetsel (yürütmenin) istikrarsızlığı vurgularken, ikincisi toplumsal huzursuzluk ve politik şiddet göstergelerine dayanmaktadır. İlk yaklaşım, politik istikrarsızlığı "hükümetin değişme eğilimi" olarak tanımlıyor. Bu değişiklikler "anayasaya uygun" yani kanun dahilinde gerçekleşmiş olabileceği gibi "anayasaya aykırı" yani darbe niteliğinde de olabilmektedir. İkinci yaklaşım, politik istikrarsızlığı sosyal huzursuzluk ve politik şiddet temelinde ele almakta ve çoklu göstergeler (gösteriler, protestolar, suikast girişimleri gibi olayları tanımlayan bir dizi göstergenin toplanması ile oluşturulan endeksler) kullanarak ölçmektedir (Alesina ve Perotti, 1996: 1205-1206).

Politik istikrarsızlık kapsamında değerlendirilen her iki gruptaki (veya boyutlardaki) olaylar, kurumların (yani devletin biçimi, hukuk sistemi) ve politika yapıcılarının (yani parlamento ve hükümet) istikrarsızlığı ekonomik politikaların gelecekteki gidişatı hakkında belirsizlik yaratır (Carmignani, 2003: 1-2). Politik istikrarsızlık, yatırım ve tasarruf gibi verimli ekonomik kararlar üzerinde olumsuz etkileri olan politika belirsizliğini arttırdığı için büyümeyi etkilemektedir. Hükümet değişikliği olasılığının yüksek olması gelecekteki politikaların belirsiz olması anlamına gelir; bu nedenle riskten kaçınan ekonomik aktörler üretken ekonomik girişimlerde bulunmak için bekleyebilir hatta yurt dışına yatırım yaparak ekonomiden "çıkış" yapabilirler. Benzer şekilde, yabancı yatırımcıların istikrarlı bir politik ortamı tercih etmesi muhtemeldir (Alesina vd., 1996: 191). Daha spesifik olarak, istikrarlı politik sistemler sosyal düzenin korunmasında ve sağlam ekonomik politikaların uygulanmasında kilit bir rol oynamakta, böylece yatırımları ve uzun vadeli ekonomik büyümeyi teşvik etmektedir (Vu, 2022: 1). Ampirik açıdan bakıldığında, birçok çalışma politik istikrarsızlığın yatırımları ve ekonomik büyümeyi engellediğine dair kanıtlar (Barro, 1991; Alesina vd. 1996; Aisen ve Vega, 2011) sunmaktadır. Ancak buradaki görüşün aksine istikrarsızlığın olumsuz sonuçlar yarattığına karşı çıkan görüşler de vardır. Buna göre, mevcut hükümetin ülkenin refahını gözletmeyen politikalar uyguladığı, beceriksiz veya yozlaşmış olduğu, yüksek yolsuzlukların yaşandığı durumlarda iktidar değişimleri sosyal ve ekonomik faydalar sağlayabilmektedir (Alesina vd., 1996).

Politik istikrarın gelir eşitsizliğini ortalama olarak azaltması beklenmektedir. Şöyle ki politik istikrar ve şiddetin olmadığı elverişli siyasi ortam, yatırım, istihdam, yukarı yönlü sosyal hareketlilik ve yoksullara fayda sağlayan güvenli gelir ağları için elverişli koşullar oluşturur ve dolayısıyla gelir

eşitsizliğinin azaltılmasına katkıda bulunur (Asongu ve Vo, 2020: 32710). Ancak hükümetin sık sık değişmesi, siyasi şiddet, grevler ve/veya ayaklanmalar yoksul yanlısı politika programlarının etkinliğini engelleyebilir. Örneğin, ister anayasal ister anayasal olmayan değişikliklerle elde edilmiş olsun, yeni hükümetin zengin yanlısı politikaları desteklemesi mümkündür. Bu durumda sözde hükümet kendi siyasi müttefiklerine hizmet eder ve yoksul yanlısı politikaları teşvik etmez; böylece daha fazla eşitsizlik ve yoksulluğa neden olur (Shehzadi vd., 2019: 826). Bu konuda Kuznets (1955), gelişmekte olan ülkelerde gelir eşitsizliklerinin devam etmesinin, siyasi ve ekonomik sistemlerin yoksulların gelirlerini artıracak pratik politikalar başlatamamasıyla ilişkili olduğunun altını çizmektedir. Daha eşit bir gelir dağılımının sağlanması, hükümetin vergiler, transferler ve mali politikalar gibi gelişmiş yeniden dağıtımcı politika ve tedbirleri uygulama kapasitesine ve çabasına bağlıdır (Vu, 2022: 2).

Politik istikrarsızlığın sonuçlarını inceleyen önceki çalışmalar, bir ülkenin siyasi sistemleriyle ilgili daha fazla belirsizliğin, görevdeki bir kişinin etkili karar alma ufkunu engellediğini ortaya koyuyor (Vu, 2022: 3). Vu (2022), politik istikrarsızlığın hükümetin gelirin eşitlikçi bir şekilde yeniden dağıtımını sağlama kapasitesini zayıflatmış olduğunu öne sürmektedir. Yazar'a göre bu hipotez, eşitsizlik ve yoksulluktaki azalmaların tipik olarak, artan oranlı gelir vergisi sistemleri ve kamu harcamaları dahil ancak bunlarla sınırlı olmamak üzere, etkili dağıtım önlemleri formüle etme ve uygulama becerisine bağlı olduğu argümanına dayanır. Politik istikrarsızlığın yaygın olduğu toplumlarda, politik açıdan istikrarlı ülkelere kıyasla, gelirin aşamalı olarak yeniden dağıtılması için kilit öneme sahip olan mali yeteneklerin geliştirilmesinin daha zor olduğu öne sürülmektedir (Vu, 2022: 3). Bu söylemler doğrultusunda, birçok akademisyen politik istikrarsızlığın vergi çarpıklıkları ve verimsizlikleri ile pozitif ilişkili olduğunu ortaya koymaktadır (Cukierman vd., 1992; Aizenman ve Jinjark, 2008; Rieth, 2017) ki bu, bir ekonomide gelirin eşit bir şekilde yeniden dağıtılması yeteneğini makul bir şekilde zayıflatmaktadır.

Teorik araştırmalar politik istikrarın sağlanmış olmasının eşitsizliği azaltmada oynayabileceği rol konusunda hemfikir olsa da politik istikrar ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiye dair ampirik kanıtlar hala belirsizliğini korumaktadır. Ayrıca bu ilişkide politik istikrar için bir eşliğin varlığını araştırmak için de çok az çalışma yapılmıştır. Bu çalışmada, politik istikrarın bir düzeyi göz önüne alındığında üst-orta gelirli ülkelerde politik istikrarın gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi incelenmektedir. Üst-orta gelirli ülke grubunun seçilmiş olmasının bir nedeni bu ülkelerde gelir eşitsizliği düzeyinin yüksek olması; ikinci nedeni ise literatürde bu ülkelerle ilgili olarak yolsuzluk, siyasi kayırmacılık, gevşek yasal rejimler veya siyasi müdahalelerin gelişmiş ülkelere nazaran fazla olduğu konusunda fikir birliği olmasıdır.

Politik istikrarın gelir eşitsizliği üzerindeki etkilerini inceleyen bu çalışmanın sonraki kısımları şöyle ilerlemektedir: Çalışmanın ikinci bölümünde ampirik literatür açıklanmaktadır. Üçüncü bölümde politik istikrar değişkeninin nasıl ölçüldüğü ve veri seti hakkında bilgilendirme yapılmaktadır. Dördüncü bölümde ekonometrik yöntem, beşinci bölümde ise ampirik uygulamadan elde edilen bulgular açıklanacaktır. Çalışmanın son bölümü sonuç ve önerilerden oluşmaktadır.

## Ampirik Literatür

Teorik olarak düşük ya da kötü kurumsal kalitenin gelir eşitsizliği üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olduğu öne sürülmektedir. Ampirik olarak bu teorik görüşün testine yönelik çalışmalar yetersizdir ve bulgular da oldukça çeşitlidir. Burada ampirik literatür araştırılırken kurumların göstergesi olarak politik istikrar(sızlığı) kullanan çalışmalar dikkate alınmıştır. Zira literatürde kurumların göstergesi olarak çok sayıda gösterge/değişken (yolsuzluk, demokrasi, şeffaflık, hesap verilebilirlik, hukukun üstünlüğü, ekonomik özgürlük, siyasi özgürlük vb.) kullanılmaktadır.

Politik istikrar/istikrarsızlık ve gelir eşitsizliği ilişkisini araştırarak ampirik literatürün bulguları temelde üç grupta toplanabilir. Bunlardan birincisi politik istikrarın gelir eşitsizliğini iyileştirdiğini/azalttığını öne süren çalışmalardır. İkinci grup çalışmalar, politik istikrarın gelir eşitsizliğini olumsuz etkilediği yani artırdığı yönünde bulgulara ulaşmıştır. Üçüncü grupta ise politik istikrarın gelir eşitsizliği üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı yönünde sonuçlar elde eden çalışmalar yer almaktadır. Bu çalışmalar bölümün devamında detaylandırılmıştır.

*İlk grup çalışmalar içinde yer alan* Hartmann vd. (2017), 1996-2008 dönemi için 150 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke bağlamında iyi işleyen hukuk sisteminin, politik istikrarın ve düzenleme kalitesinin gelir eşitsizliğinin azaltılmasına katkıda bulunduğunu göstermiştir. Meniago ve Asongu (2018), Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi (Generalized Method of Moments: GMM) kullanarak 1996-2014 yılları arasında 48 Sahra-Altı Afrika ülkesinden oluşan bir örnekleme, politik istikrarsızlığın eşitsizliği artırdığını ortaya koymuşlardır. Shehzadi vd. (2019) politik istikrarsızlığın ekonomik büyüme, gelir dağılımı ve yoksulluk üzerindeki etkisini geniş bir örnekleme (1984-2011 yılları arasında 103 ülke) incelemişlerdir. Politik istikrarsızlığın alternatif boyutlarını (resmi ve gayri resmi politik istikrarsızlık) dikkate alan yazarlar, resmi ve gayri resmi politik istikrarsızlığın yoksulluk ve eşitsizlik üzerinde pozitif etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Genel olarak bu çalışma politik istikrarsızlığın ekonomik büyüme sürecine zarar verdiğini, gelir dağılımını kötüleştirdiğini ve yoksulluğu artırdığını göstermektedir. Ahmed vd. (2021), hükümet istikrarının gelir eşitsizliği üzerindeki etkilerini eşitsizliklerin dünyanın diğer bölgelerine kıyasla çok daha endişe verici olan Sahra-Altı Afrika ülkeleri için analiz etmişlerdir. Sahra-Altı Afrika'nın 27 ülkesinin 1990-2018 dönemine ait verilerini kullanarak modelini Driscoll-Kraay tahmincisi ile tahminlemişlerdir. Yazarların bulguları, hükümet istikrarındaki iyileşmenin gelir eşitsizliğini azalttığını göstermektedir. Zehra vd. (2021) de 1984-2018 yılları arasında 114 ülkenin panel verilerini kullanarak kurumsal kalite ve gelir eşitsizliği ilişkisini incelemişler ve iki aşamalı en küçük kareler, havuzlanmış sıradan en küçük kareler ve GMM ile tahminler yapmışlardır. Araştırmaların bulguları, gelişmiş hükümet istikrarı gibi güçlü kurumların gelir eşitsizliğini azaltmaya yardımcı olduğu yönündedir. Benzer şekilde Chong ve Gradstein (2007), hükümet istikrarındaki iyileşmenin gelir eşitsizliğinde azalmaya yol açtığını bildirmektedir. Mun vd. (2022), kurum kalitesinin aşırı gelir eşitsizliğine etkisini incelemeyi amaçlamışlardır. Çalışma 2010-2017 dönemini ve 43 ülkeyi kapsamaktadır. Dünya Bankası Yönetişim Göstergelerinin kurumsal kaliteyi temsilen kullanıldığı araştırmada, politik istikrarın eşitsizlikle negatif

ilişkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Buradaki çalışmalardan farklı olarak Vu (2022), politik istikrarsızlığın gelirin yeniden dağılımı üzerindeki etkilerini incelemiştir. Geniş bir örnekleme (143 ülke, 1996-2015 dönemi) politik istikrarsızlığın gelirin yeniden dağılımı üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olduğuna dair kanıtlar bulmuştur. Ana bulgular, bir ekonomide gelirin daha eşitlikçi şekilde yeniden dağılımının sağlanmasının, siyasi ortamla ilişkili siyasi belirsizliğin azaltılmasıyla kolaylaştırılabileceğini göstermektedir.

Politik istikrar ve gelir eşitsizliği ilişkisi ülke gruplarına göre de farklılaşmaktadır. Khan vd. (2023) tarafından iki aşamalı GMM ve panel kantil regresyonu kullanılarak elde edilen bulgular, gelişmekte olan ülkelerde politik istikrarın gelir eşitsizliğini artırdığını göstermektedir. Yüksek gelirli ülkeler ve kuşak-yol girişimi ülkeleri söz konusu olduğunda ise politik istikrarın gelir eşitsizliğini negatif etkilediğine dair sonuçlar elde edilmiştir.

*İkinci grup çalışmalar, politik istikrarın gelir eşitsizliğini kötüleştirdiği yönünde sonuçlar ortaya koymaktadır.* Ongo Nkoa ve Song (2022), Afrika'daki eşitsizliklerin ele alınmasında kurumsal kalitenin rolünü değerlendirmektedir. Yazarlar, 1996-2016 dönemi için 48 Afrika ülkesinden oluşan bir örneklem üzerinde Maksimum Olabilirlik Yöntemi kullanarak bir panel veri modeli tahmini gerçekleştirmişlerdir. Çalışmadan elde edilen önemli bir sonuç, siyasi rejimin uzun ömürlü olmasının ve baş yöneticinin siyasi partisinin iktidarda kalma süresinin eşitsizlikleri tüm biçimleriyle daha da kötüleştirdiğidir. Bu bulgu, siyasi istikrarın gelir eşitsizliğini artırdığını göstermekte ve bu yönüyle literatürün genel sonuçlarına aykırı bulgu ortaya koymaktadır. Yine Xu vd. (2021), Sahra-Altı Afrika ülkelerinin 2000-2015 yılları arasındaki panel verileri ve GMM yöntemini kullanarak yaptıkları analizde, politik istikrar ile eşitsizlik arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğunu yani politik istikrarın bölgedeki eşitsizliğin artmasına katkıda bulunduğunu göstermektedir. Bu sonuç, iyi kurumların gelir eşitsizliğini arttırabileceğini gösteren Nguyen vd. (2021) tarafından doğrulanmıştır.

*Üçüncü grup çalışmalar iki değişken arasında bir ilişki olmadığı bulgusuna ulaşanlardır.* Bu çalışmalardan biri Perera ve Lee'ye (2013) aittir. Yazarlar, politik istikrarın gelir eşitsizliği üzerinde herhangi bir etkisi olmadığını göstermiştir. 1985-2009 dönemi için Asya'daki 9 gelişmekte olan ülkede ekonomik büyüme ve kurumsal kalitenin yoksulluk ve gelir eşitsizliği üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Tahmin için GMM yöntemi kullanılmıştır. Ekonomik büyüme gelir eşitsizliği üzerinde bir etkiye sahip görünmezken, sonuçlar bu tür bir büyümenin yoksulluğun azalmasına yol açtığını doğrulamaktadır. Hükümet istikrarı ve kanun ve düzendeki iyileşmelerin yoksulluğu azalttığı tespit edilse de gelir eşitsizliği üzerinde bir etkisinin olmadığı görülmüştür. Benzer bir çalışmada Kunawotor vd. (2020) tarafından yapılmıştır. 1990-2017 dönemi için Afrika'daki gelir eşitsizliğinin ampirik etkenleri arasında kurumsal kalitenin oynadığı rolü incelemişlerdir. Araştırmada kurumsal kaliteyi temsilen kullandığı değişkenlerle gelir eşitsizliği arasında genel olarak anlamlı bir ilişki görülmemiştir. Bu değişkenlerden biri de politik istikrardır ve diğer kurumsal kalite göstergeleri gibi gelir eşitsizliği üzerinde anlamlı bir istatistiksel etki bulunmamıştır. Yazarlar, bu sonuçları Afrika'daki kurumların çok zayıf kalmasına bağlamaktadırlar.

Burada bahsedilen literatür temelinde çalışmanın hipotezini şu şekilde ifade edebiliriz:

$H_1 =$  Politik istikrar ve gelir eşitsizliği arasında anlamlı ve doğrusal olmayan bir ilişki vardır.

Son olarak, hipotezimizin tam tersi şekilde politik istikrarsızlığın temelinde bireyler arasında eşit olmayan gelir dağılımının yattığına dair yaygın bir görüş de mevcuttur. Buna göre gelir eşitsizliği ve yoksulluk sosyal hoşnutsuzluğu artırır ve sosyal huzursuzluğu körükler. Böylece darbe, devrim, kitlesel şiddet olasılığını artırarak veya daha genel olarak politika belirsizliğine ve politik istikrarsızlığa yol açar. Dolayısıyla, daha yüksek gelir eşitsizliği seviyeleri ile karakterize edilen toplumlar siyasi ortamla ilişkili daha fazla belirsizlikten muzdarip olma eğilimindedir (Alesina ve Perotti, 1996). Russett (1964), gelir eşitsizliği ve politik istikrar ilişkisini 47 ülke için analiz etmiştir. Eşitsizlik için 3 gösterge kullanan yazar, her bir eşitsizlik göstergesinin politik istikrarsızlıkla ilişkili olduğunu göstermiştir. Alesina ve Perotti (1996) gelir dağılımının yatırım üzerindeki etkilerini, bu iki değişkeni birbirine bağlayan kanal olarak politik istikrarsızlığa odaklanarak incelemişlerdir. Yazarlar, 71 ülke ve 1960-1985 örnekleminde gelir eşitsizliğinin politik istikrarsızlığı artırdığını ve politik istikrarsızlığın da yatırımları azalttığı sonucuna ulaşmışlardır. Alesina ve Perotti'ye (1996) benzer şekilde Nel (2003) de Sahra-Altı Afrika ülkelerinde yüksek seviyedeki eşitsizliğin politik istikrarsızlığı etkilediğini göstermiştir.

### Politik İstikrarın Ölçümü ve Veri Seti

Politik istikrar ya da istikrarsızlık, ekonometrik çalışmalarda kullanılabilecek şekilde tanımlanması ve ölçülmesi zor olan değişkenlerdendir. Giriş kısmında da belirtildiği gibi politik istikrarsızlık iki şekilde ele alınabilir. İlki yürütme istikrarsızlığını vurgulamaktadır. İkinci ise toplumsal huzursuzluk ve siyasi şiddet göstergelerine dayanmaktadır. İlk yaklaşımda, politik istikrarsızlık "hükümetin değişme eğilimi" olarak tanımlanmaktadır. Politik istikrarsızlığı ölçmeye yönelik ikinci yaklaşım sosyo-politik istikrarsızlık, sosyal huzursuzluk olgularını yakalayan çeşitli değişkenleri özetleyen bir endeks oluşturularak ölçülür (Alesina ve Perotti, 1996: 1206). Bu ölçüm yöntemleri doğrultusunda politik istikrarsızlığın göstergesi olarak enflasyon (Edwards ve Tabellini, 1991; Cukierman vd., 1992) gibi tek bir değişken kullanılmıştır; birden fazla ekonomik ve ekonomi dışı değişken kullanılarak endeks (Veneris ve Gupta, 1986; Ozler ve Tabellini, 1991; Alesina ve Perotti, 1996; Fosu, 2002) de oluşturulmuştur. Bunların dışında hükümet değişikliği olasılığı (Alesina vd., 1996), kabine değişikliklerinin sayısı (Aisen ve Veiga, 2011) gibi iktidar değişimlerini dikkate alan göstergeler de kullanılmıştır.

Halbuki politik istikrarsızlık çok boyutlu bir kavramdır ve bu nedenle farklı biçimlerini yakalayan değişkenlerle ölçülmelidir. Bunlar arasında Zureiqat'ın (2005) da belirttiği gibi yönetim değişiklikleri (hükümet değişiklikleri, politika değişiklikleri, darbeler vb.) ve askeri istikrarsızlıklar (silahlı çatışmalar,

çatışmalardan kaynaklanan sivil ölümleri vb.) bulunmaktadır. Birkaç çalışma da yine politik istikrarsızlığın çok boyutlu olduğuna vurgu yaparak farklı yöntemlerle bu boyutları ölçmüşlerdir. Örneğin, Jong-A-Pin (2009) politik istikrarsızlığı 25 politik istikrarsızlık göstergesi kullanarak çok boyutluluğunu incelemiştir. Yazar, politik istikrarsızlığın (1) siyasi güdümlü şiddet, (2) kitlesel sivil protesto, (3) siyasi rejim içindeki istikrarsızlık ve (4) siyasi rejimin istikrarsızlığı şeklinde dört boyutu olduğunu bulmuştur. Son dönemlerde politik istikrar konusunda literatürde sıkça kullanılan iki endeks vardır. Bunlardan biri The PRS Group tarafından yayımlanan Uluslararası Ülke Risk Rehberi (International Country Risk Guide: ICRG) içinde yer alan politik risk göstergeleridir. İkinci ise Dünya Bankası tarafından yayımlanan Dünya Yönetişim Göstergeleridir (Worldwide Governance Indicators).

Bu çalışmada politik istikrarı temsilen Dünya Yönetişim Göstergeleri kullanılmıştır. Daniel Kaufmann ve Aart Kraay tarafından oluşturulan Dünya Yönetişim Göstergeleri, 1996 yılından itibaren 200'ün üzerinde ülke için araştırmacılara ve ilgililere veri sağlamaktadır. Dünya Yönetişim Göstergeleri Endeksi 6 bileşenden oluşmaktadır. Bunlar; hukukun üstünlüğü, hükümet etkinliği, politik istikrar ve şiddet/terör yokluğu, yolsuzluğun kontrolü, hesap verilebilirlik ve ifade özgürlüğü ve düzenleme kalitesidir. Dünya Yönetişim Göstergeleri ölçümleri iki şekilde raporlanmaktadır: -2,5 ile +2,5 arasında değişen yönetim göstergesinin standart normal birimlerinde ve dünya çapındaki tüm ülkeler arasında 0 (en düşük) ile 100 (en yüksek) arasında değişen yüzdelik sıralama terimleriyle (Kaufman vd., 2011). Bu çalışmada modelin bağımsız değişkeni olarak burada sayılan bileşenlerden sadece "politik istikrar ve şiddet/terör yokluğu" kullanılmıştır. Değişkene ait veriler Dünya Bankası'nın Dünya Gelişme Göstergeleri (World Development Indicators-WDI) istatistiklerinden alınmıştır. Bu gösterge, anket katılımcılarının politik istikrarsızlığa ilişkin algılarını tespit eden standart anketlere dayanarak ölçülmektedir. Daha spesifik olarak, hükümetin, siyasi amaçlı şiddet ve terörizm de dahil olmak üzere anayasaya aykırı veya şiddet içeren yollarla istikrarsızlaştırılması veya devrilmesi olasılığına ilişkin algıların yakalanması anlamına gelir (Kaufman vd., 2011).

Modelin bağımlı değişkeni olan gelir eşitsizliğini temsil etmek üzere Gini katsayısı kullanılmıştır. Veriler Standardize Edilmiş Dünya Gelir Eşitsizliği Veri Tabanı (Standardized World Income Inequality Database: SWIID) Versiyon 9.6'dan elde edilmiştir. SWIID, 199 ülke için 1960'tan günümüze kadar harcanabilir ve piyasa gelir eşitsizliğine ilişkin karşılaştırılabilir gini endekslerini ve mutlak ve göreceli yeniden dağılıma ilişkin bilgileri de içermektedir (Solt, 2020). Modele kontrol değişkeni olarak dahil edilen ücretli ve maaşlı çalışanlar toplamı verileri ise Dünya Bankası Gelişme Göstergelerinden alınmıştır.

Veriler, 21 üst-orta gelirli ülke<sup>3</sup> için 2002-2020 dönemini kapsamaktadır. Değişkenler logaritmik formda analize dahil edilmiş olup, değişkenlerin tanımlayıcı bilgilerine Tablo 1'de yer verilmiştir.

<sup>3</sup> Arnavutluk, Arjantin, Ermenistan, Belarus, Brezilya, Bulgaristan, Çin, Kolombiya, Kosta Rika, Dominik Cumhuriyeti, Ekvador, El Salvador, Gürcistan, Endonezya, Kazakistan, Moldova, Paraguay, Peru, Rusya, Tayland, Türkiye.

<sup>4</sup> Dünya Bankası'na göre, üst orta gelirli ekonomiler kişi başına düşen GSMH'sı 4.466 ile 13.845 dolar arasında olan ekonomilerdir.

## Çizelge 1. Değişkenler, tanımları ve istatistik özeti

Table 1. Variables, definitions and summary of statistics

Değişkenler	Tanımı	Veri Kaynağı	Gözlem Sayısı	Ort.	Standart Sapma	Min.	Max.
<i>gini</i>	Gini katsayısı (gelir eşitsizliği)	Standardize Edilmiş Dünya Gelir Eşitsizliği Veri Tabanı	399	3,735	0,130	3,218	3,974
<i>psa</i>	Politik istikrar ve terörün yokluğu (yüzdeler sıralama)	Dünya Yönetişim Göstergeleri (Dünya Bankası)	399	3,414	0,627	0,005	4,426
<i>wage</i>	Ücretli ve maaşlı çalışanlar toplamı (toplam istihdamın yüzdesi)	Dünya Gelişme Göstergeleri (Dünya Bankası)	399	4,068	0,271	3,519	4,565

## Yöntem

Çalışmada, Dünya Bankası sınıflandırmasına göre üst-orta gelirli<sup>4</sup> ülkelerde politik istikrarın gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi, Hansen (1999), panel eşik regresyon modeli ile analiz edilmiştir. Bu modelde sahte regresyon sorunu ile karşılaşmamak için öncelikle değişkenlerin durağanlığı kontrol edilmelidir. Bu nedenle ekonometrik analizin ilk aşamasında; Levin, Lin, Chu (LLC) (2002), Im, Pesaran, Shin (IPS) (2003) ve Hadri (2000) panel birim kök testleri ile değişkenlerin durağan olup olmadıkları belirlenmiştir. İkinci aşamada, Pedroni (1999) ve Westerlund (2005) panel eşbütünleşme testleri kullanılarak değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığı tespit edilmiştir. Üçüncü aşamada, model tahmin edilmiş, son aşamada ise Pedroni (2000) ve Kao ve Chiang (2001) panel FMOLS ve DOLS tahmincileri kullanılarak eşik modelden elde edilen sonuçların doğrulanması (robust check) yapılmıştır.

## Panel Birim Kök Testleri

Panelde otoregresif parametrenin ( $\varphi$ ) tüm  $i$ 'ler için aynı olduğunu varsayan LLC (2002) panel birim kök test prosedürü 1 nolu eşitlikte gösterilmektedir (Levin vd., 2002: 4).

$$\Delta y_{it} = \varphi y_{it-1} + \sum_{l=1}^p \theta_{il} \Delta y_{it-l} + \rho_{mi} k_{mt} + \omega_{it} \quad m = 1, 2, 3. \quad (1)$$

1 nolu eşitlikte;  $\Delta$ , fark operatörünü,  $k_{mt}$ , deterministik değişkenler vektörünü,  $\rho_{mi}$ , değişkenler vektörünün katsayılarını,  $L$ , gecikme uzunluğunu,  $i = 1, \dots, N$  yatay kesit birimleri,  $t = 1, \dots, T$  ise zamanı temsil etmektedir. Hata terimi  $\omega_{it}$  ile yatay kesit birimler arasında korelasyon olmadığı varsayılır.  $\omega_{it} = \sum_{j=1}^{\infty} \theta_{ij} \omega_{it-j} + \varepsilon_{it}$  şeklinde bir ARMA sürecini takip etmektedir. LLC testinde dummy değişkenler şu şekilde oluşturulur:  $d_{1t} = \emptyset$  (boş küme),  $d_{2t} = \{1\}$  ve  $d_{3t} = \{1, t\}$ . LLC testinde sıfır hipotezi  $\varphi = 0$ , alternatif hipoteze  $\varphi \neq 0$  karşı sınanmakta ve sıfır hipotezin reddedilmesi serilerin durağan olduğunu göstermektedir (Bilgili vd., 2016: 841).

IPS (2003) ise ( $\varphi$ )'nin tüm  $i$ 'ler boyunca değişmesine izin veren bir panel birim kök testi önermişlerdir. 1 nolu eşitlikten hareketle tüm bireysel ADF test istatistiklerinin ortalamasını alan bu testte tüm birimler için zaman serilerine ayrı ayrı birim kök uygulanmaktadır. Testte birim kökün olduğunu varsayan sıfır hipotez  $\varphi_i = 0$  iken alternatif hipotez ise en az bir  $i$  için  $\varphi_i < 0$ 'dır (Im vd., 2003: 54-55; Baltagi, 2005: 242).

LLC ve IPS testlerinin aksine sıfır hipotezi durağanlık olan Hadri (2000) LM testinin test prosedürü 2 nolu eşitlikte gösterilmektedir.

$$y_{it} = z'_{it} \gamma + r_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

2 nolu eşitlikte  $z_{it}$ , deterministik bileşenleri,  $r_{it}$ , iid dağılıma sahip tesadüfi yürüyüşü,  $\varepsilon_{it}$  ise durağanlığı ifade etmektedir (Hadri, 2000: 150; Amara ve Qiao, 2023: 6).

## Panel Eşbütünleşme Testleri

Pedroni (1999), panel veri analizinde değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini test etmek için heterojenliğe izin veren ve eşbütünleşmenin olmadığını belirten sıfır hipotezine sahip bir eşbütünleşme testi geliştirmiştir. Pedroni bu testte ilk dördü kesit-içi (within-dimension) havuzlanmış, diğerleri ise kesitler-arası (between-dimension) olmak üzere toplam yedi test istatistiği önermektedir. Kesit-içi göstergeler, paneldeki yatay kesit birimler boyunca otoregresif katsayıların bir havuzda toplanması için hesaplanan artıklar üzerinde durağanlık testlerine izin verir. Ancak kesitler-arası göstergeler için panel eşbütünleşme istatistikleri, her bir yatay kesit biriminin bireysel olarak tahmin edilen otoregresif katsayısının ortalaması alınarak elde edilir (Jahanger vd., 2023: 10).

Pedroni panel eşbütünleşme testinin test denklemi 3 nolu eşitlikte gösterilmektedir.

$$y_{i,t} = \varphi_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1i,t} + \beta_{2i} x_{2i,t} + \dots + \beta_{Ki} x_{Ki,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

( $t = 1, \dots, T; i = 1, \dots, N; k = 1, \dots, K$  için)

Burada;  $T$ , gözlem sayısını,  $N$ , yatay kesit sayısını,  $K$ , değişken sayısını göstermektedir.  $\beta_1, \beta_2, \beta_K$  eğim katsayılarını,  $\varphi_i$  bireysel etkileri,  $\delta_i$  ise trend etkileri temsil etmektedir (Pedroni, 1999:656; Jahanger vd., 2023: 10).

Westerlund (2005) panel eşbütünleşme testinde, iki yeni varyans oranı testi önerilmektedir. Bu testler, tahmin edilen panel regresyondan elde edilen artıkların birim kök içerip içermediğini tahmin ederek eşbütünleşmenin olmadığını varsayan sıfır hipotezini test etmek için geliştirilmiştir. Bu testin en önemli avantajları; uygulanması basittir, kesitsel bağımlılık ve panel heterojenliği açısından sağlamdır. Ayrıca bu test, Pedroni (2004) eşbütünleşme testi ile karşılaştırıldığında elde edilen sonuçlar; testin boyut bozulmalarının daha küçük olduğunu ve yüksek düzeyde otoregresif alternatiflere karşı daha güçlü olduğunu göstermektedir (Westerlund, 2005: 299-300; Baltagi, 2008: 302).

**Panel Eşik Değer Modeli ve Tahmin Prosedürü**

Eşik regresyon modelleri ekonomi, yönetim ve çeşitli disiplinler arası alanlarda yaygın olarak kullanılmaktadır. Eşik etki, bazı bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkisinin tamamen doğrusal olmadığını ifade eder. Bu durum, bir değişkenin belli bir değere ulaşması durumunda diğer dışsal faktörlerin etkisiyle bağımsız değişkenin bağımlı değişken üzerinde doğrusal olmayan bir etki ortaya çıkarabileceği anlamına gelmektedir. İstatistiksel bir örnekte bazı alışılmadık parametrelerin kullanılması genellikle standart olmayan bir dağılıma neden olur. Hansen (1999), bu sorunu ortadan kaldırmak için bireysel etkileri de içeren bir panel eşik model yaklaşımı önermiştir. Bu model, verileri içsel olarak gruplandırıldığı için özneliği ortadan kaldırır, örnek aralığını eşik değışkene böler ve eşik değeri tahmin etmek için eşik değışkenin gözlemlenen değerini kullanır. Bu da eşik değerin etkili bir şekilde belirlenmesini ve tanımlanmasını sağlar (Wang vd., 2023; Zhang, 2023: 7528). Bu çalışmada, Hansen (1999) panel eşik regresyon yöntemi kullanılarak eşik değışkenlerin farklı seviyelerinde politik istikrarın gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi araştırılmaktadır. Hansen yöntemi bireysel spesifik etki ve gözlemlere sahip dengeli paneller için gerçek eşik değeri tahmin etmek amacıyla bir tahmin stratejisi sunar. Bu tahmin stratejisine göre oluşturulan ve aynı zamanda birden fazla eşik değere sahip modellerin geliştirilmesi için de temel teşkil eden tek eşikli modelin denklemi 4 nolu eşitlikte gösterilmektedir.

$$y_{it} = \eta_i + \vartheta_1' I(\rho_{it} \leq \gamma) x_{it} + \vartheta_2' I(\rho_{it} > \gamma) x_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Modelde  $y_{it}$ , bağımlı değışkeni;  $\eta_i$ , bireysel etkileri;  $x_{it}$ , bağımsız değışkeni;  $I(\cdot)$  gösterge fonksiyonu;  $\rho_{it}$ , eşik değışkeni;  $\gamma$  eşik değeri;  $\vartheta_1, \vartheta_2$  eğim parametrelerini;  $u_i$ , kontrol değışkenini;  $\varepsilon_{it}$ , hata terimini;  $i$  ve  $t$  ise sırasıyla yatay kesit birimleri ve zamanı göstermektedir. Parantez içindeki koşullar sağlandığında  $I(\cdot) = 1$ , aksi durumda  $I(\cdot) = 0$  olur. Gözlemler, eşik değışken  $\rho_{it}$ 'nin eşik değeri  $\gamma$ 'den küçük veya büyük olmasına bağlı olarak iki rejime ayrılmıştır. Bu durumda 4 nolu eşitlik, 5 nolu eşitlikte gösterildiği gibi yazılabilir.

$$y_{it} = \begin{cases} \eta_i + \vartheta_1' x_{it} + \varepsilon_{it} & (\rho_{it} \leq \gamma), \\ \eta_i + \vartheta_2' x_{it} + \varepsilon_{it} & (\rho_{it} > \gamma). \end{cases} \quad (5)$$

Ayrıca, 4 nolu eşitlik, 6 nolu eşitlikteki gibi de ifade edilebilir.

$$y_{it} = \vartheta' x_{it}(\gamma) + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

6 nolu eşitlikte  $\vartheta = (\vartheta_1' \vartheta_2')$ ,  $x_{it}(\gamma) = \begin{pmatrix} x_{it} I(\rho_{it} \leq \gamma) \\ x_{it} I(\rho_{it} > \gamma) \end{pmatrix}$ 'dir (Hansen, 1999:347).

Hansen'e göre modelin tahmin edilebilmesi için öncelikle kişisel tüketim alışkanlıkları, kurumsal kültür, iş yapma tarzı ve ülkenin sosyal sistemi gibi gözlemlenebilmesi ve ölçülmesi zor olan etkenleri temsil eden  $\eta_i$ 'nin yok edilmesi gerekir. Bunun için 6 nolu eşitlikte yatay kesit birimlerin ( $t$ ) üzerinden ortalaması alınarak 7 nolu eşitlik elde edilir.

$$y_{it}^* = \vartheta' x_{it}^*(\gamma) + \varepsilon_{it}^* \quad (7)$$

Bu eşitlikte;  $y_{it}^* = y_{it} - \gamma_i$ ,  $x_{it}^*(\gamma) = x_{it}(\gamma) - \bar{x}_i(\gamma)$  ve  $\varepsilon_{it}^* = \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i$ 'dir.

7 nolu eşitlikte yatay kesit birimlerin gözlem değerleri toplanıp zaman periyotları silinerek 8 nolu eşitlik elde edilebilir.

$$y^* = X^*(\gamma)\vartheta + \varepsilon^* \quad (8)$$

Belirli bir ( $\gamma$ ) değeri için, sıradan en küçük kareler yöntemi kullanılarak eğim katsayısı  $\vartheta$ , 9 nolu eşitlikteki gibi tahmin edilebilir.

$$\hat{\vartheta}(\gamma) = \{X^*(\gamma)'X^*(\gamma)\}^{-1}\{X^*(\gamma)'Y^*\} \quad (9)$$

10 nolu eşitlik kalıntı vektörüdür.

$$\varepsilon^*(\gamma) = y^* - X^*(\gamma)\hat{\vartheta}(\gamma) \quad (10)$$

Eğim katsayısı ve kalıntı vektörü hesaplandıktan sonra kalıntı kareler toplamı  $S_1(\gamma) = \varepsilon^*(\gamma)'\varepsilon^*(\gamma)$ , kalıntı varyansı ise  $\hat{\sigma}^2(\hat{\gamma}) = \frac{\varepsilon^*'\varepsilon^*}{N(T-1)} = S_1(\hat{\gamma})/N(T-1)$ 'dir. 10 nolu eşitlikte herhangi bir ( $\gamma$ ) değeri için en küçük kalıntı kareler toplamına karşılık gelen eşik değeri, tahmin edilen eşik değeri (Li vd., 2023: 4). 11 nolu eşitlikte  $\gamma$ 'nin tahmini değeri, kalıntı kareler toplamını minimuma indiren değerdır.

$$\hat{\gamma} = \arg \min S_1(\gamma) \quad (11)$$

Modelde eşik etkisinin belirlenmesi için;  $H_0: \vartheta_1 = \vartheta_2$  (Politik istikrar ve gelir eşitsizliği arasında doğrusal olmayan bir ilişki yoktur.) şeklinde oluşturulan sıfır hipotezi, alternatif hipoteze  $H_a: \vartheta_1 \neq \vartheta_2$  karşı sınanmaktadır. Hansen, sıfır hipotezini test etmek amacıyla 12 nolu eşitlikte gösterilen  $F$  istatistiğini geliştirmiştir (Wang, 2015: 122-123; Li vd., 2022: 5).

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (12)$$

Bu eşitlikte  $S_0$  ve  $S_1$ , sıfır ve alternatif hipotez altında kalıntı kareler toplamıdır. Bootstrap yöntemini kullanarak, sıfır hipotez altında  $F_1$  istatistiğinin olasılık değerini hesaplayabiliriz. Olasılık değerinin 0,05'den küçük olması, sıfır hipotezinin %5 anlamlılık düzeyinde reddedildiğini ve modelde eşik etkisinin varlığını göstermektedir.

$$LR(\gamma) = \frac{S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (13)$$

Bu eşitlikte  $S_1$ , kalıntı kareler toplamıdır.  $LR(\gamma) > C(\alpha)$  ise modelde sıfır hipotez reddedilir ve  $\alpha$  anlamlılık düzeyi olmak üzere  $[C(\alpha) = -2\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})]$ , eşik değerin gerçek değerine eşit olmadığı kabul edilmektedir. Eğer,  $LR(\gamma) < C(\alpha)$  ise sıfır hipotez kabul edilir. Bu durum eşik değeri tahmininin anlamlı olduğunu gösterir. Aynı zamanda eşik değeri güven aralığını ve ret bölgesini daha görsel olarak gözlemlemek için LR test grafiği çizilebilir. Modelde birden fazla eşik olup olmadığının tespit edilebilmesi için tek eşikli model ışığında bir sonraki eşik anlamlılık ve güven aralığının incelenmesi gerekmektedir.

Bazı uygulamalarda birden fazla eşik olabilir. 14 nolu eşitlik, iki eşik değerli modeli gösterir.

$$y_{it} = \mu_i + \varphi_1' x_{it} I(\theta_{it} \leq \gamma_1) + \varphi_2' x_{it} I(\gamma_1 < \theta_{it} \leq \gamma_2) + \varphi_3' x_{it} I(\gamma_2 < \theta_{it}) + \varepsilon_{it}. \quad (14)$$

Bu modelde eşik değerler;  $\gamma_1 < \gamma_2$  olmalıdır.  $\gamma_1$  ve  $\gamma_2$  eşikleri formülü üçe ayırır ve formülün her parçasına ait katsayılar sırasıyla  $\varphi_1$ ,  $\varphi_2$  ve  $\varphi_3$ 'tür. Tek eşikli modelde  $S_1(\gamma)$  hata kareler toplamıdır ve  $S_1(\gamma)$ 'i minimize eden eşik değer tahmini ( $\hat{\gamma}_1$ ), ikinci eşik tahmin edilmesi için bir dayanak oluşturur (Hansen, 1999: 353). ( $\hat{\gamma}_1$ ) tahmin edildikten sonra 15 nolu eşitlikte ikinci eşik değer, 16 nolu eşitlikte ise güven aralıkları belirlenir.

$$\hat{\gamma}_2^Y = \arg \min \{S_2^Y(\gamma_2)\} \quad (15)$$

$$S_2^Y = S\{\min(\hat{\gamma}_1, \gamma_2) \max(\hat{\gamma}_1, \gamma_2)\}$$

$$LR_2^Y(\gamma_2) = \frac{\{S_2^Y(\gamma_2) - S_2^Y(\hat{\gamma}_1)\}}{\hat{\sigma}_{22}^2} \quad (16)$$

$\hat{\gamma}_2^Y$ , asimptotik olarak etkin iken  $\gamma_1$  değildir. Bu nedenle ilk eşik değer 17 nolu eşitlikte yeniden tahmin edilmiştir.

$$\hat{\gamma}_1^Y = \arg \min \{S_1^Y(\gamma_1)\} \quad (17)$$

$$S_1^Y = S\{\min(\gamma_1, \hat{\gamma}_2) \max(\gamma_1, \hat{\gamma}_2)\}$$

$$LR_1^Y(\gamma_1) = \frac{\{S_1^Y(\gamma_1) - S_1^Y(\hat{\gamma}_2)\}}{\hat{\sigma}_{21}^2} \quad (18)$$

İki eşikli modelde LR testi 19 nolu eşitlikteki  $F_2$  testine dayandırılabilir (Wang vd., 2023: 8).

$$F_2 = \frac{\{S_1(\hat{\gamma}_1) - S_2^Y(\hat{\gamma}_2^Y)\}}{\hat{\sigma}_{22}^2} \quad (19)$$

#### Panel FMOLS-DOLS Tahmincileri

Eşbütünleşme analizinden sonraki adım, sırasıyla Pedroni (2000) ve Kao ve Chiang (2001) tarafından geliştirilen panel FMOLS ve DOLS tahmincilerini kullanarak bağımsız değişkenlerin uzun dönem katsayılarını tahmin etmektir. FMOLS tahmincisi, regresörlerin olası endojenitesi ve seri korelasyon için küçük örneklerdeki parametrelerin tutarlı tahminlerini üretir (Bilgili vd., 2016: 841). 20 nolu eşitlikte gösterilen panel FMOLS tahmincisi Pedroni (2001)'deki gibi oluşturulabilir:

$$\hat{\beta}_{GFM}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{FM,i}^* \quad (20)$$

Yukarıdaki eşitlikte  $\hat{\beta}_{FM,i}^*$ , panelin  $i$ . üyesi için uygulanan geleneksel FMOLS tahmincisidir. FMOLS tahmincisi için  $t$  istatistiği de benzer şekilde 21 nolu eşitlikte verilmiştir (Pedroni, 2001: 729):

$$t\hat{\beta}_{GFM}^* = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N t\hat{\beta}_{FM,i}^* \quad (21)$$

Kesitler-arası grup ortalamalı bir panel DOLS tahmincisi oluşturulurken öncelikle endojen geri besleme etkisini kontrol etmek için regresörün öncü ve gecikmeli farkları ile eşbütünleşme regresyonu artırılarak başlanır. Bu durum, FMOLS prosedüründe  $\Delta p_{it}$  açısından  $s_{it}^*$  için parametrik olmayan düzeltme terimine benzer bir rol oynar ve DOLS regresyonu 22 nolu eşitlikte gösterildiği gibi oluşturulur:

$$s_{it} = \alpha_i + \beta_i p_{it} + \sum_{k=-K_i}^{K_i} \gamma_{ik} \Delta p_{it-k} + \mu_{it}^* \quad (22)$$

Yukarıdaki eşitlikte;  $-K_i$  öncü,  $K_i$  ise gecikmeyi temsil etmektedir. Panel DOLS tahmincisi ise 23 nolu eşitlikteki gibi oluşturulabilir:

$$\hat{\beta}_{GD}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{D,i}^* \quad (23)$$

Yukarıdaki eşitlikte  $\hat{\beta}_{D,i}^*$ , panelin  $i$ . üyesi için uygulanan geleneksel DOLS tahmincisidir. 24 nolu eşitlik ise DOLS tahmincisi için ilgili  $t$  istatistiğini göstermektedir (Pedroni, 2001: 729; Kao ve Chiang, 2001: 188):

$$t\hat{\beta}_{GD}^* = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N t\hat{\beta}_{D,i}^* \quad (24)$$

## Bulgular

### Panel Birim Kök Test Sonuçları

Hadri (2000), LLC (2002) ve IPS (2003) test sonuçları tablo 2'de gösterilmektedir. Hadri testinde tüm değişkenler için sabitli ve sabitli-trendli olmak üzere her iki modelde serilerin durağan olmadığı görülmektedir. Serilerin birinci farkları alındığında ise trendli modelde *wage* değişkeni dışındaki diğer değişkenlerin durağan olduğu anlaşılmaktadır. LLC testinde sabitli ve sabitli-trendli modellerin her ikisinde de tüm değişkenlerin birim kök taşımadığına dolayısıyla tüm serilerin durağan olduğuna karar verilmektedir. IPS testinde ise yine her iki modelde *psa* değişkeninin durağan, *gini* ve *wage* değişkenlerinin ise durağan olmadığı, ancak serilerin birinci farkları alındığında ise bu değişkenlerinde durağanlaştığı görülmektedir.

### Politik İstikrar ve Gelir Eşitsizliği İlişkisi Eşik Değer Modelleri ve Tahmin Sonuçları

Çalışmada, üst-orta gelirli ülkelerde politik istikrar ve gelir eşitsizliği arasındaki eşik etki, 4 no'lu eşitlik esas alınarak oluşturulan model 1'e göre analiz edilmiştir.

$$gini_{it} = \tau_i + \beta_1 psa_{it} I(psa \leq \alpha) + \beta_2 psa_{it} I(psa > \alpha) + \theta_1 wage_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{model 1})$$

Model 1'de  $I(psa \leq \gamma)$  ve  $I(psa > \gamma)$  gösterge fonksiyonu,  $\beta_1$  ve  $\beta_2$  ise eğim parametreleridir. Eğim parametreleri, politik istikrarın eşik değerden küçük yada büyük olması durumuna göre gelir eşitsizliği üzerindeki marjinal etkilerini göstermektedir. Modelin tahmin sonuçları tablo 3'te raporlanmıştır. Bu sonuçlara göre, ( $\alpha_1$ ) eşik değer parametresinin olasılık değeri 0.003'tür. Aynı zamanda  $F$  istatistiğinin de kritik değerlerden büyük olması,  $H_0$  hipotezinin %1'de reddedilerek alternatif hipotezin kabul edildiğini ve eşik etkisinin varlığını dolayısıyla teorik olarak politik istikrar ile gelir eşitsizliği arasında doğrusal bir ilişkinin olmadığını göstermektedir. Bu bulgu, kurumlar ile gelir eşitsizliği arasındaki genişletilmiş Kuznets ters U eğrisine ilişkin son argümanları (Acemoglu ve Robinson, 2006) desteklemektedir. İkinci ve üçüncü eşik değerlerin olasılık değerlerinin 0.05'ten büyük ve  $F$  istatistiklerinin kritik değerlerden küçük olması, ( $\alpha_2$ ) ve ( $\alpha_3$ ) eşik değer parametrelerinin anlamlı olmadığını dolayısıyla modelde tek eşik değer etkisinin varlığını kanıtlamaktadır. Buna göre modelin tahmin sonuçları, politik istikrarın eşik düzeyi aştıktan sonra gelir eşitsizliği üzerinde bir rejim değişikliğine neden olabileceğini ifade etmektedir.



Çizelge 2. Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Table 2. Panel unit roots test results

Değişkenler	Hadri (2000) (H <sub>0</sub> : Durağanlık)		Değişkenler	Hadri (2000) (H <sub>0</sub> : Durağanlık)	
<i>gini</i>	Sabitli 19,946*** (0,000)	Sabitli-Trendli 1,812** (0,035)	$\Delta$ <i>gini</i>	Sabitli -4,167 (1,000)	Sabitli-Trendli -4,739 (1,000)
<i>psa</i>	31,602*** (0,000)	14,394*** (0,000)	$\Delta$ <i>psa</i>	-0,863 (0,806)	-0,719 (0,764)
<i>wage</i>	2,263*** (0,000)	16,200*** (0,000)	$\Delta$ <i>wage</i>	0,239 (0,405)	1,617** (0,052)
Değişkenler	LLC (2002) (H <sub>0</sub> : Birim Kök)		Değişkenler	LLC (2002) (H <sub>0</sub> : Birim Kök)	
<i>gini</i>	Sabitli -4,195*** (0,000)	Sabitli-Trendli -1,501* (0,066)	$\Delta$ <i>gini</i>	Sabitli -0,823 (0,205)	Sabitli-Trendli -1,753** (0,039)
<i>psa</i>	-6,340*** (0,000)	-3,657*** (0,000)	$\Delta$ <i>psa</i>	-7,278*** (0,000)	- 5,594*** (0,000)
<i>wage</i>	-3,945*** (0,000)	-1,440* (0,074)	$\Delta$ <i>wage</i>	-5,465*** (0,000)	- 6,883*** (0,000)
Değişkenler	IPS (2003) (H <sub>0</sub> : Birim Kök)		Değişkenler	IPS (2003) (H <sub>0</sub> : Birim Kök)	
<i>gini</i>	Sabitli 2,222 (0,986)	Sabitli-Trendli 2,203 (0,986)	$\Delta$ <i>gini</i>	Sabitli -2,832*** (0,002)	Sabitli-Trendli - 4,379*** (0,000)
<i>psa</i>	-2,470*** (0,006)	-5,504*** (0,000)	$\Delta$ <i>psa</i>	-9,853*** (0,000)	- 9,730*** (0,000)
<i>wage</i>	0,281 (0,610)	-0,388 (0,348)	$\Delta$ <i>wage</i>	-7,591*** (0,000)	- 8,620*** (0,000)

Not: Tabloda  $\Delta$ ; birinci fark operatörünü, parantez içindeki değerler olasılık değerlerini; \*\*\*, \*\*, \* ise sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Çizelge 3. Eşik değer tahmin sonuçları

Table 3. Threshold value estimation results

Eşik Değerler	F İstatistiği	(H <sub>0</sub> : $\beta_1 = \beta_2$ )			
		Olasılık Değeri	%10	Kritik Değerler	%1
( $\alpha_1$ ) 4,136*** [4,133, 4,143]	38,27	0,003	17,733	22,370	27,262
( $\alpha_2$ ) 3,954 [3,947, 3,958]	12,65	0,193	16,898	19,388	30,617
( $\alpha_3$ ) 4,051 [3,811, 4,052]	8,68	0,273	13,891	17,485	36,778

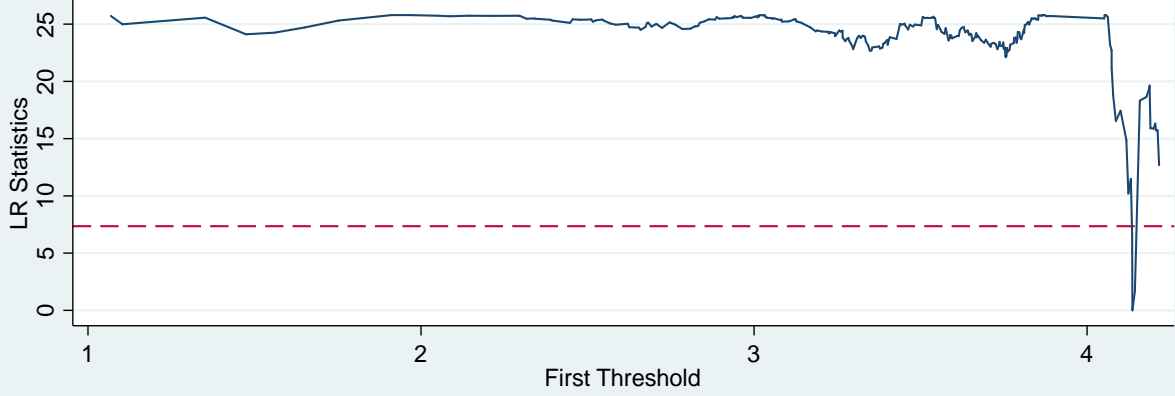
Not: Tabloda köşeli parantezdeki değerler güven aralıklarını; \*\*\* ise %1 anlamlılık düzeyini gösterir. Modelde 300 bootstrap replikasyon kullanılmıştır.

Politik istikrar eşik değerinin bir fonksiyonu olan LR istatistiği, eşik değer tahmininde güven aralıklarını saptamak için kullanılır. Resim 1'de kesikli yatay çizgi, %95 güven düzeyindeki kritik değeri (7.35) gösterir. Modelde %95 güven aralığı değerleri [4.133, 4.143]'dir. LR( $\gamma$ ) fonksiyonunun minimum eşik değer tahmini,  $\alpha = 4.136$ 'dır. Bu katsayı, modelde tek eşik değer için aynı zamanda iki rejimin varlığına işaret etmektedir (Hansen, 2000). Dolayısıyla resim 1, politik istikrar ile gelir eşitsizliği arasında tek eşik destekleyen önemli bir kanıt sunmaktadır.

Politik istikrar ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiye ait panel eşik regresyon tahminleri tablo 4'te gösterilmektedir. Tablo 4'te tek eşik değere bağlı olarak politik istikrarın gelir eşitsizliği üzerindeki etkileri yer almaktadır. Rejim katsayılarına ait istatistikler, politik istikrar ve gelir eşitsizliği arasında doğrusal olmayan bir ilişkinin olduğunu göstermektedir.  $\beta_1$  katsayısı negatif ve istatistiksel olarak %5'te anlamlı,  $\beta_2$  ise negatif ve istatistiksel olarak %1'de anlamlıdır. Bu bulgulara göre üst-orta gelirli ülkelerde eşik

değerin altında politik istikrar artışı ( $psa \leq 4.136$ ) gelir eşitsizliğini azaltmaktadır (-0.019). Eşik değer üstünde politik istikrar artışı ise ( $psa > 4.136$ ) gelir eşitsizliğini daha fazla azaltmaktadır (-0.049). Bu sonuçlar, çalışmanın hipotezini doğrulamakta ve literatürde Chong ve Gradstein (2007), Meniago ve Asongu (2018), Shehzadi vd. (2019), Ahmed vd. (2021), Zehra vd. (2021), Mun vd. (2022) ve Vu (2022) gibi çalışmalardan elde edilen sonuçlar ile benzerlik göstermektedir.

Son dönemlerde ücretler ve ücretli istihdamındaki değişiklikler, özellikle gelişmekte olan ülkelerde gelir eşitsizliğinin açıklanmasına ışık tutmaktadır. Bunun nedeni, ücretlerin hane halkı gelirinin önemli bir kısmını oluşturmasıdır. Modelde rejimden bağımsız ücretli ve maaşlı çalışanlar toplamı değişkeninin gelir eşitsizliğini azaltıcı yönde bir etki ortaya çıkarmış olması, son yirmi otuz yıldır birçok ülkede işgücü piyasalarında yapılan düzenlemeler ve istihdam artışına yönelik uygulanan politiklardan kaynaklanmış olabileceğini göstermektedir.



Resim 1. Politik istikrar eşik tahmini için güven aralıkları ve LR grafiği  
Figure1. Confidence intervals and LR plot for political stability threshold estimation

Çizelge 4. Politik istikrar ve gelir eşitsizliği ilişkisi: eşik model tahmin sonuçları

Table 4. Relationship between political stability and income inequality: threshold model estimation results

Politik İstikrar (Rejime Bağılı) Eğim Katsayıları		Rejimden Bağımsız Değişken
$\beta_1$	$\beta_2$	wage
-0,019*(0,056)	-	-0,098**(0,048)
	0,049*** (0,000)	
<b>Regresyon Modeli</b>		
$gini_{it} = 3,029^{\tau} + 0,315y_{i,t-1}^{\rho} - 0,019psa_{it}I(psa_{it} \leq 4,136) - 0,049psa_{it}I(psa_{it} > 4,136) - 0,098wage_{it}$		

Not: \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Ayrıca,  $\mu$ : Sabiti,  $\alpha$ : Gini katsayısının başlangıç değerini gösterir.

Çizelge 5. Panel eşbütünleşme test sonuçları

Table 5. Panel cointegration test results

Testler	Pedroni (1999) (H <sub>0</sub> :Eşbütünleşme yoktur)		Westerlund (2005) (H <sub>0</sub> :Eşbütünleşme yoktur)		
	Sabit	Trend	Testler	Sabit	Trend
Panel v-statistic	-4,822*** (0,000)	-3,202*** (0,000)	Variance ratio	-2,098*** (0,018)	-3,447*** (0,000)
Panel rho-statistic	1,503* (0,066)	1,637** (0,050)			
Panel PP-statistic	-0,033 (0,486)	-2,413*** (0,007)			
Panel ADF-statistic	-1,985** (0,023)	-2,406*** (0,008)			
Grup rho-statistic	1,590*** (0,055)	3,480*** (0,000)			
Grup PP-statistic	-1,488* (0,068)	-1,252 (0,105)			
Grup ADF-statistic	-0,622 (0,266)	0,624 (0,266)			

Not: Tabloda, parantezdeki değerler olasılık değerini ifade etmektedir. \*\*\*, \*\* ve \* ise sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. ADF: Augmented Dickey-Fuller

### Panel Eşbütünlüme Test Sonuçları

Panel eşbütünlüme test sonuçları tablo 5'te verilmektedir. Tablo 5'te, Pedroni test sonuçları incelendiğinde, sabitli modelde Panel v, Panel rho, Panel ADF, Grup rho ve Grup PP testleri ile trendli modelde Panel v, Panel rho, Panel PP, Panel ADF ve Grup rho test istatistiklerinden elde edilen sonuçlar, modelde  $H_0$  hipotezinin reddedilerek değişkenler arasında eşbütünlüme ilişkisinin olduğunu varsayan alternatif hipotezin kabul edildiğini göstermektedir. Westerlund testinde, sabitli ve trendli modellerin her ikisinde de Pedroni testinde olduğu gibi değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı kabul edilmektedir.

### Panel FMOLS-DOLS Tahmin Sonuçları

Panel FMOLS ve DOLS tahmincilerinden elde edilen sonuçlar tablo 6'da gösterilmektedir. Tabloda raporlanan sonuçlara göre, panel FMOLS ve DOLS tahmincilerinin sabitli ve trendli modellerin her ikisinde de *psa* ve *wage* değişkenlerine ait katsayıların istatistiki olarak anlamlı ve

negatif olduğu görülmektedir. Dolayısıyla üst-orta gelirli ülkelerde politik istikrar gelir eşitsizliğini azaltmaktadır. Politik istikrar esneklik katsayıları, bu değişimdeki %1'lik bir artışın FMOLS tahmincisinin sabitli ve trendli modellerinde gelir eşitsizliğini sırasıyla %0.03 ve %0.27, DOLS tahmincisinde ise her iki modelde gelir eşitsizliğini sırasıyla %0.02 ve %0.3 azalttığını göstermektedir. Yine modele dâhil edilen ücretli ve maaşlı çalışanlar değişkeninin de gelir eşitsizliğini azalttığı görülmektedir. Panel FMOLS ve DOLS tahmincilerinden elde edilen bu sonuçların panel eşik regresyon tahminlerinden elde edilen sonuçları literatüre uygun bir şekilde destekler nitelikte olduğunu göstermektedir.

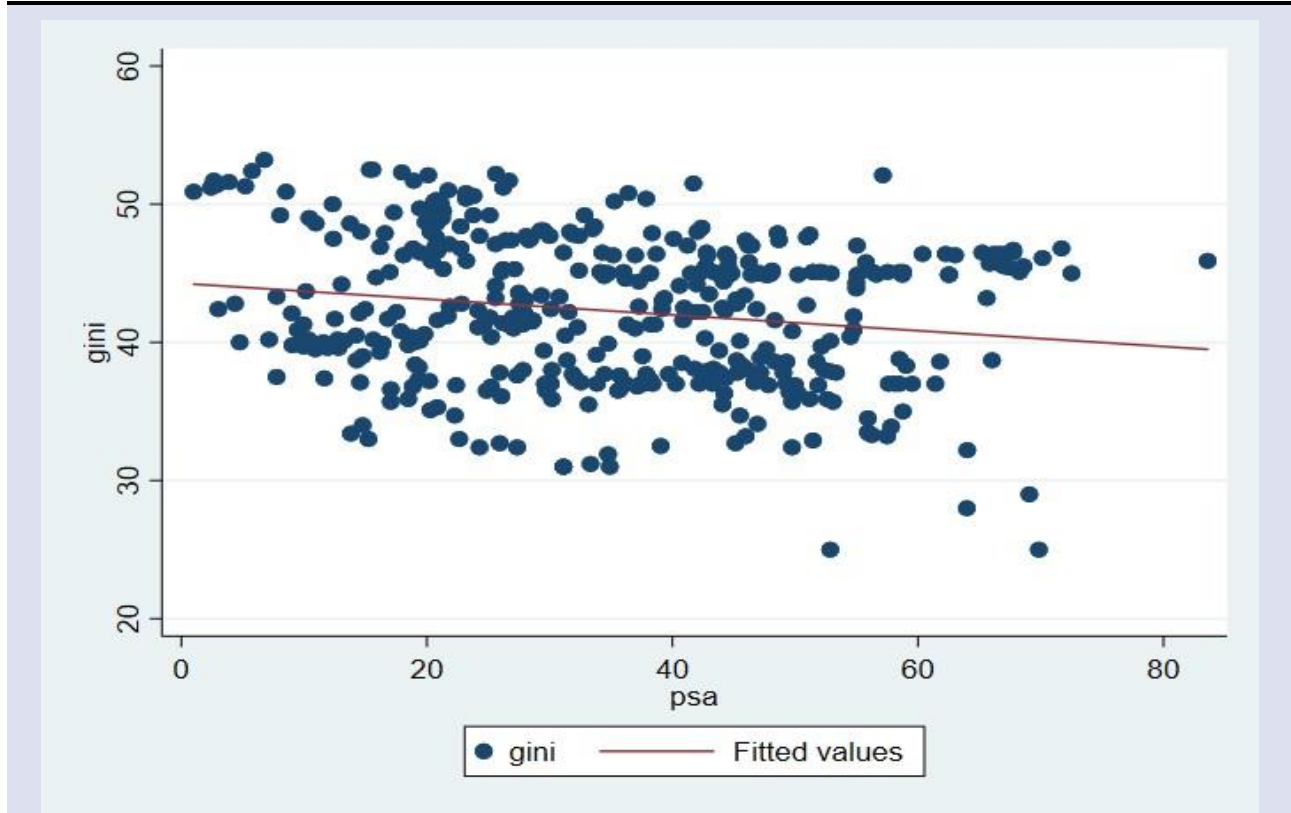
Ayrıca şekil 2'de sunulan grafik, gerek panel eşik regresyon tahminlerinden elde edilen sonuçları gerekse panel FMOLS ve DOLS tahmincilerinden elde edilen sonuçları doğrulamakta ve incelenen ülke grubu için politik istikrar ve gelir eşitsizliği arasında ters yönlü bir ilişki olduğu yönünde önemli bir kanıt sağlamaktadır.

Çizelge 6. Panel FMOLS ve DOLS test sonuçları (*gini* dependent variable)

Table 6. Panel FMOLS and DOLS test results

Değişkenler	Panel FMOLS		Panel DOLS	
	Sabitli	Sabitli Trendli	Sabitli	Sabitli Trendli
<i>psa</i>	-0,033 (0,012)***	-0,270 (0,000)***	-0,029 (0,021)**	-0,039 (0,000)***
<i>wage</i>	-0,119 (0,071)*	-0,151 (0,075)*	-0,128 (0,041)**	-0,579 (0,000)***
$R^2$	0,714	0,590	0,715	0,899

Not: Parantezdeki değerler olasılık değerleridir. \*\*\*,\*\* ve \*, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.



Resim 2. Üst-Orta gelirli ülkelerde politik istikrar ve gelir eşitsizliği ilişkisi

Figure 2. The relationship between political stability and income inequality in upper middle income countries

## Sonuç

Günümüzde gelir eşitsizliğini azaltmak ve yoksulluğu ortadan kaldırmak uluslararası kuruluşlar ve yerel politika yapımcılar için önemli bir gündem olmaya devam etmektedir. Gelir eşitsizliğinin azaltılmasının daha çok onu belirleyen faktörlerin tespit edilmesi ve buna uygun politikaların geliştirilmesi ile mümkün olacağı bilinmektedir. Bu konuda yapılan araştırmalarda; küreselleşme, teknoloji, nüfus, kamu harcama politikaları, vergi yapısı, turizm, kurumsal kalite gibi birçok ekonomik ve ekonomi dışı değişkenin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi incelenmiştir. Literatürde Kunawotor vd., 2020; Asamoah, 2021; Bahamonde ve Trasberg, 2021 gibi çok sayıda çalışmada gelir eşitsizliğinin kurumsal kalite artışı ile azaltılabileceği görüşü ön plana çıkmıştır. Bu çalışmada ise biraz daha spesifik olarak kurumsal faktörlerden politik istikrarın gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Çalışmada, dört aşamalı bir ekonometrik yöntem izlenmiştir: Birinci aşamada değişkenlerin durağan olup olmadığı belirlenmiş, ikinci aşamada değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki tespit edilmiş, üçüncü aşamada panel eşik değer modeli tahmin edilmiş, son aşamada ise eşik modelden elde edilen sonuçların doğrulanması yapılmıştır.

Hansen (1999) panel eşik regresyon sonuçları, üst-orta gelirli ülkelerde politik istikrar ile gelir eşitsizliği arasında doğrusal olmayan bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. Analiz bulguları ayrıca, politik istikrar değişkeni için bir eşik değer bulunduğu dair de sağlam kanıtlar sunmaktadır. Modelde gelir eşitsizliği açısından tahmin edilen politik istikrar katsayısı 4.136 olarak tahmin edilmiştir. Bu eşik değer tahmini, politik istikrarın bu seviyeyi aştıktan sonra bir rejim değişikliği gerçekleştiğini ifade etmektedir. Bu sonuçlara göre, üst-orta gelirli ülkelerde eşik değer altında ve üstündeki bir durumda politik istikrar artışının gelir eşitsizliğini azaltıcı (negatif) bir etki ortaya çıkardığı görülmektedir. Ancak eşik değer altında bir politik istikrar artışı gelir eşitsizliğini daha az azaltırken, eşik değer üstünde bir politik istikrar artışı gelir eşitsizliğini daha fazla azaltmaktadır. Politik istikrar ve gelir eşitsizliği arasındaki bu negatif ilişki FMOLS-DOLS tahmincilerinden elde edilen sonuçlar ile de doğrulanmıştır.

Her ne kadar panel eşik değer sonuçları mantığa aykırı gibi görünse de politik istikrar ve gelir eşitsizliği ilişkisinde eşik üzerinde bir politik istikrar düzeyinin gelir eşitsizliğiyle daha fazla ilişkili olması giderek daha güçlü resmi kurumların inşa edilmesinin gelir eşitsizliğini azalttığı anlamına gelmektedir. Küreselleşmenin de etkisiyle özellikle 1990'lı yılların sonlarından itibaren gelişmekte olan ülkelerdeki kurumsal reformların politik istikrarsızlığı azaltarak eşitsizliği azaltıcı bir etkiyi tetiklemiş olabileceğini söyleyebiliriz. Bu nedenle politik istikrar ve şiddetin olmadığı elverişli siyasi ortam, yatırım, istihdam, yukarı yönlü sosyal hareketlilik, güvenli gelir ağları için elverişli koşullar oluşturacağı için bu durum gelir eşitsizliğinin azalmasına katkıda bulunmaktadır.

Elde edilen bulgular, literatürün politik istikrarın gelir eşitsizliğini azalttığı yönünde sonuçlara ulaşan çalışmalarıyla (Chong ve Gradstein (2007), Meniago ve Asongu (2018), Shehzadi vd. (2019), Ahmed vd. (2021), Zehra vd. (2021), Mun vd. (2022) ve Vu (2022)) benzerdir. Çalışmanın bulguları literatürün sonuçlarına benzemekle birlikte, çalışmada kullanılan ekonometrik tahminci açısından literatürden farklılaşmaktadır. Diğer çalışmalarda genellikle nedensellik analizi, sistem GMM ve en küçük kareler tahmincisi gibi teknikler kullanılmış olmasına rağmen, burada panel eşik değer regresyon analizi kullanılmıştır.

Bu analiz neticesinde daha spesifik sonuçlar elde edildiğini söyleyebiliriz. Şöyle ki politik istikrar ve gelir eşitsizliği için bir eşik değer bulunmuş ve eşik değer altında ve üstünde bu ilişkinin durumu da belirlenmiştir.

Politik istikrarın gelir eşitsizliğini azalttığı şeklindeki sonuç, diğer ampirik çalışmalarla uyumlu olmasının yanında iyi kurumların refah artışına ve gelir eşitsizliğinin azaltılmasına katkı sağladığını belirten yeni kurumsal ekonomistlerin (North, 1990; Acemoglu ve Johnson, 2005; Acemoglu ve Robinson, 2006; 2010; 2012) teorik argümanlarını da desteklemektedir. Bu çalışmanın bulgularından hareketle politik istikrar gibi daha iyi kurumsal kalitenin uzun vadeli ekonomik büyümenin ülkenin tüm vatandaşlarına damlamasını sağlamada etkili olduğu durumlarda önemlidir.

Bu çalışmada, kurumsal kalitenin bir göstergesi olarak politik istikrar dikkate alınmış ve gelir eşitsizliği ile ilişkisi incelenmiştir. Sonraki çalışmalarda politik istikrarın dışında farklı kurumsal kalite göstergelerinin (hukukun üstünlüğü, hükümet etkinliği, yolsuzluğun kontrolü, hesap verilebilirlik, ifade özgürlüğü ve düzenleme kalitesi) gelir eşitsizliği ile ilişkisi araştırılabilir. Kurumsal kalite göstergeleri olarak burada bahsedilen Dünya Yönetişim Gösterleri kullanılabileceği gibi onun dışındaki örneğin The PRS Group tarafından hazırlanan Uluslararası Ülke Risk Rehberi verileri kullanılabilir. Analizde politik istikrarın gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi araştırılırken sadece üst ve orta gelirli ülkeler analize dâhil edilmiş, düşük gelirli ülkeler ise kapsam dışında bırakılmıştır. Diğer taraftan, araştırmanın kapsamı gereği politik istikrar ve gelir eşitsizliğini etkileyen aracı değişkenlerin etkileri göz ardı edilmiştir. Söz konusu etkilerin dikkate alınması araştırmacılar için potansiyel araştırma alanı olabilecektir. Ayrıca bu çalışmada ele alınan hipotezin aksine gelir eşitsizliğinin de politik istikrar üzerindeki etkisi incelenmeye muhtaç durumdadır. Zira bu konudaki çalışma sayısı literatür kısmında da bahsedildiği üzere yok denecek kadar azdır.

## Extended Abstract

Income inequality is a deep-rooted and multifaceted problem in both moral and economic aspects. Therefore, the issue constantly sparks a national and global debate. High and permanent income inequality may have an impact on various economic variables such as economic growth, and cause social unrest in society. Despite considering the consequences of different factors affecting income inequality and implementing policies in this regard, the problem persists.

Income inequality between the rich and the poor has increased more rapidly than in the past, both within a nation and between nations. Reducing income inequality is imperative, as increasing income inequalities indicate persistent disadvantages for a group of people in a society. Reducing income inequality requires knowing the factors that predict it and developing and implementing policies accordingly. In this regard, the effects of many economic and non-economic variables on income inequality are being investigated. Although new causes of income inequality include globalization, skill-based technological change, migration, and tax structure have been accepted. The view that increasing income inequality can be controlled by improving institutions stands out in the literature. While theoretical research agrees that institutions can play a role in reducing income inequality. Although, empirical evidence on the relationship between institutions and income inequality remains unclear.

This study focuses on the impact of political stability which is one of the institutional factors, on income inequality. Failure to ensure political stability that is political instability is an undesirable situation for economies. It is widely accepted that political instability or uncertainty is an obstacle to promoting economic growth worldwide. More specifically, stable political systems play a key role in maintaining social order and implementing sound economic policies, thus encouraging investments and long-term economic growth. Political stability is expected to reduce income inequality on average. Namely, political stability and a favorable political environment free of violence create favorable conditions for investment, employment, upward social mobility, and secure income networks that benefit the poor, thereby contributing to reducing income inequality. However, there are also studies showing that political stability increases income inequality and that there is no relationship between these two variables (political stability and income inequality). The fact that there are few studies in literature and different results were obtained in those studies emphasizes that the subject is worth examining.

Moreover, considering one level of political stability, this study examines the impact of political stability on income inequality in 21 upper-middle-income countries for the period 2002-2020. One reason why the group of upper-middle-income countries was chosen is that the level of income inequality in these countries is high. In addition, there is a consensus in the literature that corruption, political clientelism, loose legal regimes, or political interventions are higher in these countries than in the developed countries. In the analysis, income inequality (*gini*), political stability (*psa*), and total wage-salaried employees (*wage*) data of the specified country group were used. *Gini* coefficient was used to represent income inequality, which is the dependent variable of the model. *Psa* was used to represent political stability, and *wage* was used to represent total wage-salaried employees, these are the independent variables of the model.

In the study, the impact of political stability on income inequality in upper-middle-income countries was examined using the panel threshold regression model developed by Hansen (1999). In the study, the impact of political stability on income inequality in upper-middle-income countries was examined using the panel threshold regression model developed by Hansen (1999). Since the panel threshold regression model is an extension of the traditional least squares estimation method, it is important that the variables included in the model are stationary to avoid spurious regression. Therefore, in the first stage of the econometric analysis, the degree of integration of the variables was determined using panel unit root tests developed by Levin, Lin, Chu (LLC) (2002), Im, Pesaran, Shin (IPS) (2003) and Hadri (2000) respectively. In the Hadri test, it showed that the series are not stationary in both models (constant and constant-trend) for all variables, that is the series contain unit roots. When the first differences of the series are taken, in the trend model, all variables except the *wage* variable is stationary. In the LLC test, it is decided that all variables are stationary in both constant and constant-trend models. In the IPS test, it is seen that the *psa* variable is stationary in both models, and *gini* and *wage* variables

contain unit roots, but when the first differences of the series are taken, *gini* and *wage* variables are also stationary.

In the second stage, the panel threshold regression model was estimated. According to the threshold model estimation results, the statistics of the regime coefficients show that, contrary to expectations there is a linear relationship between political stability and income inequality despite the threshold value-induced regime change. According to the findings, increasing political stability below the threshold in upper-middle-income countries reduces income inequality. On the other hand, increased political stability above the threshold value further reduces income inequality. The relationship between political stability and income inequality shows that higher political stability above the threshold is associated with lower income inequality means that building stronger formal institutions reduces income inequality. Moreover, in other words since the late 1990s, the influence of globalization, and institutional reforms in developing countries may have triggered an inequality-reducing effect by reducing political instability. Additionally, in countries with low per capita income, poor people are more likely to participate in riots, rebellions, and political violence. However, as the income level increases, the probability of conflicts and political unrest will decrease. Recently, changes in wages and wage employment have shed light on the explanation of income inequality, especially in developing countries. In the analyzed model, the fact that the regime-independent *wage* variable has a reducing effect on income inequality. It shows that it may be due to the regulations made in the labor markets and the policies implemented to increase employment in many countries over the last two or three decades.

In the last stage, the existence of a long-term relationship between the variables was determined using Pedroni (1999) and Westerlund (2005) panel cointegration tests. In the last stage, the results obtained from the threshold model were validated (robust check) using Pedroni (2000, 2001) panel FMOLS and DOLS estimators. In both panel FMOLS and DOLS estimators, the coefficients of the *psa* and *wage* variables are statistically significant and negative. Therefore, political stability in upper-middle-income countries reduces income inequality. In addition it is seen that *wage* variable included in the model also reduces income inequality. These results obtained from panel FMOLS and DOLS estimators support the panel threshold regression estimation results in accordance with the literature.

In conclusion, the analysis focused exclusively on upper-middle-income countries to investigate the effect of political stability on income inequality, while low-income countries were excluded from the study. In order to conclude, while investigating the effect of political stability on income inequality, only upper-middle-income countries were included in the analysis, and low-income countries were excluded. On the other hand, due to the scope of this research, the effects of mediating variables affecting political stability and income inequality were ignored. Taking these effects into consideration may be a potential research area for researchers in the future. In addition, contrary to the hypothesis discussed in this study, the impact of income inequality on political stability needs to be examined in more detail. Because, as mentioned in the literature, the number of studies on this subject is almost non-existent.

## Katkı Oranları ve Çıkar Çatışması / Contribution Rates and Conflicts of Interest

<b>Etik Beyan</b>	Bu çalışmanın hazırlanma sürecinde bilimsel ve etik ilkelere uyulduğu ve yararlanılan tüm çalışmaların kaynakçada belirtildiği beyan olunur.	<b>Ethical Statement</b>	It is declared that scientific and ethical principles have been followed while carrying out and writing this study and that all the sources used have been properly cited.
<b>Yazar Katkıları</b>	Çalışmanın Tasarlanması: SB(%60), ÖK(%40) Veri Toplanması: SB(%40), ÖK(60) Veri Analizi: SB(%40), ÖK(60) Makalenin Yazımı: SB(%60), ÖK(40) Makale Gönderimi ve Revizyonu: SB(%60), ÖK(40)	<b>Author Contributions</b>	Research Design: SB(%60), ÖK(%40) Data Collection: SB(%40), ÖK(60) Data Analysis: SB(%40), ÖK(60) Writing the Article: B(%60), ÖK(40) Article Submission and Revision: SB(%60), ÖK(40)
<b>Etik Bildirim</b>	<a href="mailto:iibfdergi@cumhuriyet.edu.tr">iibfdergi@cumhuriyet.edu.tr</a>	<b>Complaints</b>	<a href="mailto:iibfdergi@cumhuriyet.edu.tr">iibfdergi@cumhuriyet.edu.tr</a>
<b>Çıkar Çatışması</b>	Çıkar çatışması beyan edilmemiştir.	<b>Conflicts of Interest</b>	The author(s) has no conflict of interest to declare.
<b>Finansman</b>	Bu araştırmayı desteklemek için dış fon kullanılmamıştır.	<b>Grant Support</b>	The author(s) acknowledge that they received no external funding insupport of this research.
<b>Telif Hakkı &amp; Lisans</b>	Yazarlar dergide yayınlanan çalışmalarının telif hakkına sahiptirler ve çalışmaları CC BY-NC 4.0 lisansı altında yayımlanmaktadır.	<b>Copyright &amp; License</b>	Authors publishing with the journal retain the copyright to their work licensed under the CC BY-NC 4.0

## Kaynaklar

- Acemoglu, D., & Johnson, S. (2005). Unbundling institutions. *Journal of Political Economy* 113(5), 949–995.
- Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2006). De factopolitical power and institutional persistence. *American Economic Review*, 96(2), 325–330.
- Acemoglu, D., & Robinson, J. (2010). The role of institutions in growth and development. *Review of Economics and Institutions*, 1(2), 1–13.
- Adeleye, B. N. (2024). Income Inequality, Human Capital and Institutional Quality in Sub-Saharan Africa. *Social Indicators Research*, 171(1), 133–157.
- Ahmed, U. A., Hakim, R. B. A., & Razak, N. A. A. (2021). The influence of institutional quality on income inequality in sub-Saharan Africa. *European Academic Research*, IX, 7.
- Aisen, A., & Veiga, F. (2011) How Does Political Instability Affect Economic Growth?. IMF Working Paper, WP/11/12. Washington DC: International Monetary Fund. Available at: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2011/wp1112.pdf> (Erişim Tarihi: 04.03.2022).
- Aizenman, J., & Jinjarak, Y. (2008). The collection efficiency of the Value Added Tax: Theory and international evidence. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 17(3), 391–410.
- Alesina, A., & Perotti, R. (1996). Income distribution, political instability, and investment. *European Economic Review*, 40(6), 1203–1228.
- Alesina, A., Özler, S., Roubini, N., & Swagel, P. (1996). Political instability and economic growth. *Journal of Economic Growth*, 1, 189–211.
- Amara, D.B., & Qiao, J. (2023). From economic growth to inclusive green growth: How do carbon emissions, eco-innovation and international collaboration develop economic growth and tackle climate change? *Journal of Cleaner Production*, 425, 138986.
- Andres, A. R., & Ramlogan-Dobson, C. (2011). Is corruption really bad for inequality? Evidence from Latin America. *Journal of Development Studies*, 47(7), 959–976.
- Asamoah, L. A. (2021). Institutional quality and income inequality in developing countries: A dynamic panel threshold analysis. *Progress in Development Studies*, 21(2), 123–143.
- Asongu, S. A., & Vo, X. V. (2020). The effect of finance on inequality in Sub-Saharan Africa: avoidable CO2 emissions thresholds. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(26), 32707–32718.
- Bahamonde, H., & Trasberg, M. (2021). Inclusive institutions, unequal outcomes: Democracy, state capacity, and income inequality. *European Journal of Political Economy*, 70, 102048.
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data* (Fourth Edition). West Sussex: John Wiley & Sons. England.
- Baltagi, H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (Third Edition). West Sussex: John Wiley and Sons, England.
- Barro, R. J. (1991). "Economic Growth in a Cross Section of Countries." *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407–43.
- Bilgili, F., Koçak, E., & Bulut, Ü. (2016). The dynamic impact of renewable energy consumption on CO2 emissions: A revisited Environmental Kuznets Curve approach. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 54, 838–845.
- Carmignani, F. (2003). Political instability, uncertainty and economics. *Journal of Economic Surveys*, 17(1), 1–54.
- Chancel, L., Piketty, T., Saez, E., & Zucman, G. (Eds.). (2022). *World inequality report 2022*. Harvard University Press, <https://wir2022.wid.world/download/> (Erişim Tarihi: 04.02.2024).
- Chong, A., & Gradstein, M. (2007). Inequality and institutions. *Review of Economics and Statistics*, 89(3), 454–465.
- Cukierman, A., Edwards, S., & Tabellini, G. (1992). Seigniorage and political stability. *American Economic Review*, 82, 537–555.
- Easterly, W. (2007). Inequality does cause underdevelopment: Insights from a new instrument. *Journal of Development Economics*, 84(2), 755–776.
- Edwards, S., & Tabellini, G. (1991). Political instability, political weakness and inflation: An empirical analysis, Working paper 3721.
- Fosu, A. K. (2002). Political instability and economic growth: Implications of coup events in Sub-Saharan Africa. *American Journal of Economics and Sociology*, 61(1), 329–348.
- Gyimah-Brempong, K. (2002). Corruption, economic growth and income inequality in Africa. *Economics of Governance*, 3, 183–209.
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, 3(2), 148–161.

- Hansen, B.E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference. *Journal of Econometrics*, 93, 345-368.
- Hansen, B.E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68(3), 575-603.
- Hartmann, D., Miguel, R. G., Jara-Figueroa, C., Aristarain, M., & Hidalgo C. A. (2017). Linking economic complexity, institutions, and income inequality. *World Development*, 93, 75-93
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- Jahanger, A., Zaman, U., Hossain, M. R., & Awan, A. (2023). Articulating CO2 emissions limiting roles of nuclear energy and ICT under the EKC hypothesis: An application of non-parametric MMQR approach. *Geoscience Frontiers*, 14, 101589.
- Jannils, Ł. (2021). The concept of political instability in economic research. *International Journal of Management and Economics*, 57(3), 268-284.
- Jong-A-Pin, R. (2009). On the measurement of political instability and its impact on economic growth. *European Journal of Political Economy*, 25(1), 15-29
- Josifidis, K., Supić, N., & Pucar, E. B. (2017). Institutional quality and income inequality in the advanced countries. *Panoeconomicus*, 64(2), 169-188.
- Kammas, P., & Sarantides, V. (2019). Do dictatorships redistribute more?. *Journal of Comparative Economics*, 47(1), 176-195.
- Kao, C., & Chiang, M. (2001). On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data. *Advances in Econometrics*, 15, 179-222.
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2011). The worldwide governance indicators: Methodology and analytical issues. *Hague journal on the rule of law*, 3(2), 220-246.
- Khan, H., Weili, L., & Khan, I. (2023). The effect of political stability, carbon dioxide emission and economic growth on income inequality: evidence from developing, high income and Belt Road initiative countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(3), 6758-6785.
- Kunawotor, M. E., Bokpin, G. A., & Barnor, C. (2020). Drivers of income inequality in Africa: Does institutional quality matter?. *African Development Review*, 32(4), 718-729.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45, 1-28.
- Levin, A., Lin, C-F., & Chu, C-S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Li, H., Xu, L. C., & Zou, H. F. (2000). Corruption, income distribution, and growth. *Economics & Politics*, 12(2), 155-182.
- Li, R., Wang, X., & Wang, Q. (2022). Does renewable energy reduce ecological footprint at the expense of economic growth? An empirical analysis of 120 countries. *Journal of Cleaner Production*, 346, 131207.
- Meniago, C., & Asongu, S. A. (2018). Revisiting the finance-inequality nexus in a panel of African countries. *Research in International Business and Finance*, 46, 399-419.
- Mun, H. W., Hook, L. S., Ahmad, M. N. N., & Mazlan, N. S. (2022). Does Recomposed Institutions Quality Alleviate Extreme Income Inequality?. *Jurnal Ekonomi Malaysia*, 56(2), 1-16.
- Nel, P. (2003). Income inequality, economic growth, and political instability in sub-Saharan Africa. *The Journal of Modern African Studies*, 41(4), 611-639.
- North, D. C. (1990). Institutions, Institutional Change, and Economic Performance. Cambridge, U.K. Cambridge University Press.
- Nguyen, C. P., Schinckus, C., Su, T. D., & Chong, F. H. L. (2021). The influence of tourism on income inequality. *Journal of Travel Research*, 60(7), 1426-1444
- Ongo Nkoa, B. E., & Song, J. S. (2022). Does institutional quality increase inequalities in Africa?. *Journal of the Knowledge Economy*, 13(3), 1896-1927.
- Ozler, S., & Tabellini, G. (1991). External debt and political instability. NBER Working Paper no. 3772. <https://www.nber.org/papers/w3772>
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-670.
- Pedroni, P. (2000). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. *Advances in Econometrics*, 15, 93-130.
- Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83, 727-731.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 3, 579-625.
- Perera, D. H., & Lee, H. Y. (2013). Have economic growth and institutional quality contributed to poverty and inequality reduction in Asia? *Journal of Asian Economics*, 27, 71-86.
- Rieth, M. (2017). Capital taxation and government debt policy with public discounting. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 85, 1-20.
- Russett, B. M. (1964). Inequality and Instability: The Relation of Land Tenure to Politics. *World Politics*, 16(03), 442-454.
- Saha, S., Beladi, H., & Kar, S. (2021). Corruption control, shadow economy and income inequality: Evidence from Asia. *Economic Systems*, 45(2), 100774.
- Shehzadi, I., Siddique, H. M. A., & Majeed, M. T. (2019). Impact of political instability on economic growth, poverty and income inequality. *Pakistan Business Review*, 20(4), 825-838.
- SKA (2024), Sürdürülebilir Kalkınma Amaçları, <https://www.kureselamaclar.org/> (Erişim Tarihi: 10.02.2024)
- Solt, F. (2020). Measuring Income Inequality Across Countries and Over Time: The Standardized World Income Inequality Database. *Social Science Quarterly*, 101(3), 1183-1199.
- Stiglitz, J. E. (2012). Eşitsizliğin Bedeli. Bugünün Bölünmüş Toplumunu Geleceğimizi Nasıl Tehlikeye Atıyor?, Çev: Ozan İşler, İletişim Yayıncılık, İstanbul.
- Schutz, R. R. (1951). On the measurement of income inequality. *The American Economic Review*, 41(1), 107-122.
- Şanlısoy, S. (2020). Türkiye’de politik istikrarsızlık ile ekonomik büyüme ilişkisi: Bir nedensellik analizi. *Bilgi*, (92), 85-114.
- The PRS Group (2022). The ICRG Methodology, <https://www.prsgroup.com/wp-content/uploads/2022/04/ICRG-Method.pdf> (Erişim Tarihi: 12.03.2024)
- Venieris, Y. & Gupta, D (1986). Income distribution and socio-political instability as determinants of savings: A cross-sectional model. *Journal of Political Economy*, 96, 873-883.
- Vu, T. V. (2022). Unbundling the effect of political instability on income redistribution. *European Journal of Political Economy*, 75, 102189.
- Wang, Q. (2015). Fixed-effect panel threshold model using stata. *The Stata Journal*, 15(1), 121-134.
- Wang, Q., Yang, T. & Li, R. (2023). Does income inequality reshape the environmental Kuznets curve (EKC) hypothesis? A nonlinear panel data analysis. *Environmental Research*, 216, 114575.
- Westerlund, J. (2005). New simple tests for panel cointegration. *Econometric Reviews*, 24(3), 297-316.
- Xu, C., Han, M., Dossou, T. A. M., & Bekun, F. V. (2021). Trade openness, FDI, and income inequality: Evidence from sub-Saharan Africa. *African Development Review*, 33(1), 193-203.
- Zehra, S., Majeed, M. T., & Ali, A. (2021). Quality of Institutional Indicators and Income Inequality: A Global Panel Data Analysis of 114 Economies. *Pakistan Journal of Economic Studies (PJES)*, 4(2), 165-204.
- Zhang, H. (2023). Pathways to carbon neutrality in major exporting countries: The threshold effect of digital transition. *Environmental Science and Pollution Research*, 30, 7522-7542.
- Zureiqat, H. M. (2005). Political Instability and Economic Performance: a Panel Data Analysis. *Award Winning Economics Papers*. 1, <https://digitalcommons.maclester.edu/econaward/1> (Erişim Tarihi: 03.01.2024)