

Kırılgan Beşli Ülkelerinde Gelir Dağılımının Dinamikleri: Ampirik Bir Uygulama

Dynamics Of Income Distribution in the Fragile Five Countries: An Empirical Application

Oğuz ÖZTUNÇ¹ , Seda BAYRAKDAR² 

¹(Doktora Öğrencisi), Kırıkkale Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, Kırıkkale, Türkiye

²(Doç. Dr.), Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, Finansal Bilimler Fakültesi, Finans ve Bankacılık Bölümü, Ankara, Türkiye

ÖZ

İktisat teorisinin önemli konularından birisi gelir dağılımı eşitsizliği tartışmalarıdır. İster gelişmiş ister gelişmekte olsun neredeyse her ülkelerde gelir dağılımı eşitsizliklerinin iyileştirilmesinde devletin ve sosyal kurumların rolü yadsınamaz. Bu nedenle gelir dağılımını etkileyen dinamiklerin tespit edilmesi, ülkelerde uygulanacak iktisat politikalarının doğru belirlenebilmesi açısından önem kazanmaktadır. Çalışmada son dönemde sıklıkla incelenen Kırılgan Beşli (Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye) adı verilen ülkelerde gelir dağılımının dinamikleri panel veri analizi ile 1994-2017 yıllarını kapsayan dönem için CCE tahmincisi kullanılarak tespit edilmeye çalışılacaktır. Modelde bağımlı değişken olarak gelir dağılımını temsil etmesi açısından GINI Katsayısı kullanılmıştır. Analiz sonucunda spesifik bir politika önerisi yapılabilmesi için bağımsız değişkenler ise para politikası değişkenleri (politika faizi, para arzı) ve maliye politikası değişkenleri (kamu harcamaları, vergi gelirleri) olarak ikiye ayrılmıştır. Ek olarak literatür uyarınca kişi başına düşen milli gelir büyümesi, enflasyon oranı, ticari açıklık, finansal açıklık, finansal gelişmişlik ve beşeri sermaye verileri kontrol değişkenler olarak modele dahil edilmiştir. Kırılgan Beşli Ülkelerinde para ve maliye politikaları uyarınca böyle bir analize rastlanmaması nedeniyle bu çalışmanın literatüre katkı yapacağı düşünülmektedir. Ampirik sonuçlar neticesinde, Kırılgan Beşli olarak adlandırılan ülkelerde geniş para arzında ve beseri sermayede meydana gelen artışların gelir eşitsizliğini artırdığı, bunun aksine finansal gelişmişlikte meydana gelen artışların ise gelir eşitsizliğini azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.

ABSTRACT

One of the important topics of economic theory is the discussion of income distribution inequality. The role of the state and social institutions in improving income distribution inequalities in almost every country, whether developed or developing, is undeniable. Therefore, determining the dynamics affecting income distribution is important in terms of correctly determining the economic policies to be implemented in the countries. In this study, the dynamics of income distribution in the countries called the Fragile Five (Brazil, India, Indonesia, South Africa and Türkiye), which have been frequently examined recently, will be determined using the CCE estimator between 1994 and 2017 with panel data analysis. The GINI Coefficient was used as the dependent variable in the model to represent the income distribution. To make a specific policy recommendation as a result of the analysis, the independent variables were divided into two as monetary policy variables (policy rate, money supply) and fiscal policy variables (public expenditures, tax revenues). In addition, according to the literature, per capita national income growth, inflation rate, trade openness, financial openness, financial development and human capital data were included in the model as control variables. It is thought that this study will contribute to the literature since there is no such analysis in terms of monetary and fiscal policies in the Fragile Five Countries. According to the empirical results, it is concluded that increases in the broad money supply and human capital in the so-called Fragile Five countries increase income inequality, while increases in financial development reduce income inequality.

Anahtar Kelimeler: Gelir Eşitsizliği, Kırılgan Beşli Ülkeleri, Makroekonomi, Panel Veri Analizi

Keywords: Income Inequality, Fragile Five Countries, Macroeconomics, Panel Data Analysis

Sorumlu Yazar: Oğuz Öztunç **E-posta:** oztuncoguz@hotmail.com

Başvuru: 03.05.2024 • **Revizyon talebi:** 17.09.2024 • **Son revizyon teslimi:** 18.09.2024 • **Kabul:** 09.11.2024



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

EXTENDED ABSTRACT

One of the important matters in economic theory is the debate on income inequality. The role of the state and institutions in improving income inequality in developed and especially developing countries is gaining importance. In this context, it is necessary to determine the dynamics affecting income distribution to determine and create economic policies.

The study analyzes the years between 1994 and 2017. The selected group of countries is known as the Fragile Five (Brazil, India, Indonesia, South Africa and Türkiye). In these countries, income distribution dynamics will be determined by using panel data analysis - CCE estimator. CCE is an estimator that derives coefficients on the basis of panel overall as well as cross-sectional units. Therefore, this estimator allows the analysis results to be interpreted in the terms of the panel overall and cross-sectional unit.

The analysis of this study was executed by using eleven different variables. The GINI coefficient represents the income distribution as dependent variables. In addition, variables that are thought to affect income distribution inequality are policy interest, money supply, public expenditures, tax revenues, per capita national income growth, inflation rate, trade openness, financial openness, financial development and human capital data as independent variables.

When the coefficients were appraised in terms of the panel as a whole, it was concluded that the variables x2 (broad money supply), x9 (financial development) and x10 (human capital) have statistically significant effects on y (GINI coefficient) used to represent the income distribution in the Fragile Five countries. Although these statistically significant effects in the terms of variables x2 and x10 are positive, the opposite x9 is founded negative. Accordingly, these findings in terms of panel overall mean that augmenting in broad money supply and human capital increases income inequality, while increasing in financial development decreases income inequality.

The increase in human capital may not be sudden and total, and although there is an average increase in the country's human capital, it is thought that the development of human capital and the increase in the number of qualified personnel lead to a widening of the income gap between a certain group of unqualified personnel and the existing one.

For this reason, it is assumed that the increase in human capital will be reflected in the GINI figures after a certain level. In addition, the broadly defined money supply could change the saving and borrowing capacity in favour of high-income groups. The lower income group will be able to benefit less from monetary expansion than the upper income group, so the income distribution may deteriorate further.

Financial development could impact income inequality through various channels. Improved access to financial services and opportunities may empower low-income individuals, thereby reducing inequality. However, if financial development benefits the wealthy or exacerbates financial market distortions, it can broaden income gaps, perpetuating inequality.

When the coefficients are evaluated in terms of the cross-sectional units:

In Brazil, it was concluded that variables x1 (policy rate), x3 (public expenditures), x6 (inflation rate), x9 (financial development) and x10 (human capital) have statistically significant effects on y (GINI coefficient) used to represent income distribution. Although these statistically significant effects in the terms of variables x1, x3, x6, and x9 are negative, the opposite x10 is founded positive. Accordingly, this finding, specific to Brazil, means that increasing in policy rate, public expenditures, and financial development decreases income inequality, while escalating in the human capital increases income inequality.

In India, only variable x2 (broad money supply) has a statistically significant impact on y (GINI coefficient) used to represent income distribution. This statistically significant effect of x2 on y is found to be positive. Accordingly, this finding, specific to India, means that augmenting the broad money supply increases income inequality.

Similar to India, also Türkiye, only one variable, x10 (human capital), has statistically significant effects on y (GINI coefficient) used to represent income distribution. That statistically significant effect of x10 on y is founded positive. Accordingly, this finding, specific to Türkiye, means that an increase in human capital escalates income inequality.

In addition to those findings, for both Indonesia and South Africa, it was concluded that the whole explanatory variables, which are thought to affect income distribution inequality, do not have statistically significant effects on y (GINI coefficient).

Giriş

Ekonomik büyüme ile ortaya çıkan gelirin kimler arasında ve nasıl dağıtılacağı yüzyıllardır süregelen tartışmalardan biridir. Gelir dağılımı eşitliği-eşitsizliği konusu ise yalnız ekonomik değil, boyutları itibari ile toplumsal sonuçları da olan sosyo-ekonomik bir konudur. Soruna dikkat çekmek açısından çalışmada gelir dağılımı eşitliği yerine gelir dağılımı eşitsizliği kavramı kullanılacaktır. Gelir dağılımı eşitsizliği ile alakalı tartışmaların çözümüne önemli ölçüde ışık tutacak başlangıç noktasının, gelir dağılımı eşitsizliğinin temel dinamiklerinin iyi analiz edilmesinden geçmekte olduğu düşünülmektedir. Bu sayede sadece gelirin yaratımının akabinde, gelirin adil dağılımının da nasıl sağlanacağına yönelik efektif stratejiler geliştirilebilir.

Gelir dağılımı eşitsizliğini etkileyen birçok faktör bulunmaktadır (Aman, Ahmad, ve Saleem 2021; Arslan ve Şaşmaz 2021; Bozik 2019; Bükey ve Çetin 2017; Cengiz ve Demir 2023; Husain vd. 2020; Khan ve Khan 2023a, 2023b; de Melo Modenesi vd. 2023; Polat 2021; Taghizadeh-Hesary, Yoshino, ve Shimizu 2018; Villanthenkodath ve Mahalik 2022). Her ülkenin, her bölgenin farklı sosyo-ekonomik dinamiklere sahip olması nedeniyle farklı bir gelir kompozisyonuna ve de gelir dağılımına sahip olacağı elbette aşıkardır. Bu nedenle, gelir dağılımı eşitsizliğini etkileyen faktörlerin analiz edilmesi, sorunun çözümünde uygulanacak makroekonomik politikaların oluşturulması açısından önem arz etmektedir. Gelir dağılımı eşitsizliğini etkilediği düşünülen faktörlerden bazıları: doğrudan yabancı yatırımlar, enflasyon, işçi dövizleri, kamu harcamaları, dolaylı vergiler, demokratik hesap verilebilirlik, yolsuzluk, kamu istikrarı, bürokratik kalite, devlet bütçesinin büyüklüğü, ekonomik döngünün aşaması, sosyal harcamalar, nüfus artışı, küreselleşme, yönetim, insani gelişmişlik endeksi ve cinsiyet eşitliğidir. Ayrıca gelir dağılımı eşitsizliğini inceleyen ampirik çalışmalardan çıkarılan sonuçlar, yapılacak bir analizde ele alınan ülkelerin gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler şeklinde bir ayrıma tabi tutulmasının daha doğru olacağını göstermektedir. Bir başka ayrım ise gelir dağılımı eşitsizliğinin mikro ya da makro bir perspektifle incelenmesine yöneliktir. Mikro bir bakış açısı ile gelir dağılımı ya da gelir dağılımı eşitsizliği faktör düzeyinde; emek, toprak ve sermayenin üretime katılmaları sonucu üretimden ne kadar pay aldıkları ile alakalıdır. Üretim faktörlerinden emeğin gelirden aldığı pay onun yetkinlikleri, sağlığı, deneyimi, pazarlık gücü, mobilitesi gibi kendine bağlı unsurların yanı sıra kendine bağlı olmayan kamunun vergilendirmesi, sosyal yardımlar, transferler vb. gibi çok çeşitli unsurlardan etkilenebilmektedir. Aynı şekilde, emeğin dışında kalan üretim faktörlerinin gelirden aldıkları pay ise sahip olunan varlığın nicel çokluğu (daha fazla menkul ve gayrimenkule sahiplik), bahse konu varlığa olan talep, borçlanabilme kapasitesi, yatırım kararları vb. çeşitli unsurlardan ve bunların yanı sıra uygulanan ekonomi politikası ve iktisadi konjonktür gibi daha makro ölçekli faktörlerden de etkilenebilmektedir. Bu yaklaşım Adam Smith gibi birçok klasik iktisatçının üzerinde durduğu mikro ekonomik bir bakış açısına sahiptir. Bunun yanında konunun makro ekonomik boyutuna odaklanıldığı yaklaşımlar da mevcuttur (Ali, 2014; Helene, 2010; Naz Ata, Alam ve Saeed, 2019; Odedokun ve Round, 2004; Okatch, Siddique ve Rammohan, 2013; Perera ve Lee, 2013). Bu çalışmada da konu mikro iktisadi bir bakış açısı yerine makro iktisadi bir bakış açısıyla ele alınacaktır.

Makro iktisadi açıdan gelir dağılımı konularına öncülük eden çalışmalar, iktisadi büyüme ve gelir temelli çalışmalardır. Kuznets'in çalışmasında gelir dağılımı adaleti ülkelerin milli gelirleri ile bağlantılı şekilde incelenmiştir Kuznets tarafından geliştirilen kendi adıyla müsemma Kuznets hipotezine göre iktisadi büyüme ve gelir dağılımı arasında ters U şeklinde bir ilişki vardır. Bu hipoteze göre, az gelişmiş ülkelerde gelir dağılımı nispeten daha adilken, kişi başına düşen gelir seviyesi arttıkça gelir dağılımı da daha eşitsiz bir hal alacaktır. Yani ülkeler geliştikçe eşitsizlik önce artacak ve zirveye ulaşacak, daha sonra ise azalacaktır (Kuznets, 1955). Piketty (2014) ise Kuznets'in aksine ülkelerin belirli bir kalkınmışlık seviyesinden sonra bile gelir eşitsizliği yaşamaya devam edebileceklerini iddia etmektedir. Kuznets'in iddia ettiği gibi ters "U" şeklinde bir eğriden ziyade "S" şeklinde bir eğrinin varlığı söz konusudur. Literatürdeki geleneksel görüş ise gelir eşitsizliğinin ekonomik büyümeyi desteklediğine yöneliktir. Keynes ortalama tasarruf eğiliminin gelirle beraber arttığını bu nedenle zenginlerin avantajına olacak şekilde gelirin yeniden dağıtımının gerçekleştiğini iddia etmektedir. Bu durum tasarruf kanalı üzerinden GSYH'nın sermayeye ayrılan kısmının artışına yani ekonomik büyümenin teşvik edileceği fikrine dayanmaktadır (c.p) (Odedokun ve Round, 2004).

Yukarıda da bahsedildiği üzere gelir dağılımı eşitsizliği birçok sosyo-ekonomik değişkenden etkilenen ve değişkeni etkileyen, ayrıca çalışmada incelendiği üzere de birçok sosyo-ekonomik değişkenle beraber hareket eden bir konudur. Çalışmada Kırılğan Besli olarak adlandırılan ülkelerde gelir dağılımı eşitsizliğinin dinamiklerinin ne olduğu analiz edilmeye çalışılacaktır. Bu nedenle 1994-2017 yılları arasında söz konusu ülkelerde literatürden hareketle belirlenen değişkenlerle bir model oluşturulmuştur. Model sonuçları elde edilirken CCE katsayı tahmincisi kullanılmıştır; çünkü bu tahminci panel veri analizinde heterojenliği dikkate alan bir katsayı tahmincisidir. Bu katsayı tahmincisi ile hem yatay kesit birimler bazında hem de panel geneli açısından parametre tahminleri türetebilmektedir. Ülkeler için ayrı ayrı çıkarım yapmanın yanında ülke grubunun topluca değerlendirilme şansı vermesi nedeni ile katsayı tahminlerinin elde edilmesinde bu tahminci tercih edilmiştir. Çalışmayı diğer çalışmalardan ayırtıran ve literatüre katkı yapan kısım, spesifik olarak çalışmanın kapsamını oluşturan Kırılğan Beşli ülkelerinde gelir dağılımı eşitsizliğini etkileyen unsurların araştırıldığı ilk çalışma olmasıdır. Ayrıca daha önceki çalışmalardan hareketle gelir dağılımı eşitsizliği üzerinde etkisi olduğu bulgularanan çeşitli değişkenler toplu bir şekilde modele dahil edilmiştir. Modelde y gelir dağılımını temsilen kullanılan GINI Katsayısını temsil ederken para politikası göstergesi olarak kullanılan değişkenler politika faizi, geniş para arzıdır. Maliye politikası göstergesi olarak kullanılan değişkenler ise kamu harcamaları ve vergi gelirleridir. Modelde kişi başına milli gelir büyümesini, enflasyon oranını, ticari açıklığı, finansal açıklığı, finansal gelişmişliği, beşeri sermayeyi ve son olarak q ise modelde doğrudan dahil edilmeyen ancak gelir dağılımı üzerinde etkisi olabilecek diğer değişkenleri temsil etmektedir. Bağımsız değişkenlerin seçiminde etkili olan teorik arka planı oluşturan dayanak noktaları aşağıda ifade edilmeye çalışılacaktır.

Devletler, kalkınma, büyüme, ekonomik istikrar gibi pek çok makro iktisadi hedefi maliye politikası araçları olan vergi, harcama ve borçlanma politikaları ile gerçekleştirmeye çalışmaktadırlar. Bu politika enstrümanları gelir dağılımının daha adil bir hale gelmesinde de kullanılmaktadır. Ayrıca, iç borç finansmanın vergi gelirleri ile karşılanması gelir dağılımı eşitsizliğini etkilemektedir. Bunun yanında toplam vergi gelirlerinin doğrudan ya da dolaylı olması yine gelir dağılımı eşitsizliği üzerinde etkili olmaktadır. Toplam vergi gelirleri içerisinde doğrudan vergilerin payının artırılmasıyla yoksul kesime göre zengin kesimin daha fazla vergilendirilmesine neden olmaktadır. Bu nedenle dolaylı vergiler nedeniyle vergi yükü artan yoksul kesimin refah

düzeyinin artması ve gelir dağılımında eşitsizliğin azalması beklenmektedir. Vergilerden elde edilen gelirler üzerinden yapılan kamu harcamalarının yoksul kesimlerin daha fazla yararlanacağı kamu hizmetlerine aktarılması da gelir eşitsizliğini azaltması beklenmektedir (Akbulut, 2021, s.148).

Para politikasının gelir dağılımı eşitsizliği üzerindeki etkisi para politikası aktarım mekanizması yolu ile ortaya çıkabilir. Teorik yaklaşımda para politikası gelir eşitsizliğini beş kanaldan etkilemektedir. Bu kanallar: gelirin heterojenliği kanalı, portföy kanalı, gelirin finansal bölümlendirme kanalı, kazanç eşitsizliği ve tasarrufların yeniden dağıtım kanalıdır. Uygulanan para politikası bu kanalların hangisinin etkisinin daha yüksek olduğuna bağlı olarak gelir eşitsizliğini olumlu ya da olumsuz yönde değiştirecektir. Genişletici bir para politikasının artan yatırımlar üzerinden istihdamı artırarak düşük gelirli olanların gelirlerini artırması mümkün olduğu gibi enflasyonu artırarak sabit- düşük gelirli olanların gelir erozyonuna uğramasına sebebiyet vermesi de olasıdır. Ayrıca, genişletici bir politika mevduat sahipleri için faiz gelirlerinde bir azalmaya sebep olmakta ve diğer finansal varlıkların fiyatlarında ortaya çıkabilecek artış nedeniyle zengini daha zengin yapabilmektedir (Coibion vd., 2012; Panetta, 2015, s.5).

Yapılan ampirik literatür taraması sonucu bağımsız değişkenler gibi bağımlı değişkeni etkileme olasılığının kuvvetli olduğu düşünülen kontrol değişkenler de modele eklenmiştir. Kontrol değişkenlerden finansal açıklığın gelir eşitsizliği ile arasında bir ilişki olduğu ve finansal açıklığın önemli makro ekonomik faydalar vasıtası ile gelir eşitsizliğini azalttığı iddia edilmektedir. Finansal açıklığın ülkeye sermaye akışını hızlandırabilmesi gibi potansiyel etkileri kamu otoritelerinin politika tercihlerinin disiplin altına alacağı ve büyüme odaklı reformların uygulanmasına neden olabileceği düşünülmektedir (International Labour Organization, 2008, ss.40-41; Levine, 2005, s.920). Diğer kontrol değişken olan finansal gelişme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkinin teorik arka planını GJ Hipotezi oluşturmaktadır. Greenwood ve Jovanovic (1990) tarafından ortaya atılan ve Finansal Kuznets Eğrisi olarak bilinen GJ Hipotezinde, finansal gelişimin ilk aşamasında gelir eşitsizliğinin arttığı, finansal gelişimdeki büyümeyle birlikte gelir eşitsizliğinin ilerleyen süreçlerde azaldığı ileri sürülmektedir. Modelde yer alan ticari ve finansal açıklık kontrol değişken verileri küreselleşmenin bir göstergesi niteliğinde kullanılmıştır. Küreselleşme emek geliri, tüketim ve üretim kararları üzerinde etkili olmaktadır. Yapılan çalışmaların çoğunda küreselleşme ve emek geliri eşitsizliğine odaklanmıştır (Akbakay ve Barak, 2020, s.21). Küreselleşmenin rekabeti artırması çoğu zaman gelir eşitsizliğini azaltıcı bir faktör olarak düşünülse de artan rekabetin niteliksiz emek talebini yurtdışına kaydırması ve nitelikli emek talebine olan artış gelir eşitsizliğini daha da bozucu bir etki ortaya çıkarabilir (Feenstra ve Hanson, 1996). Gelir dağılımını dolayısı ile de gelir dağılımı eşitsizliğini etkileyen birçok faktör bulunmaktadır ve bunları tespit etmek çok da kolay değildir. Gelir dağılımında kazanç ve gelir getiren değerlerin dağılımı ve kamu mal ve hizmetlerinin (eğitim, sağlık ve barınma) imkanlarının dağılımı önem kazanmaktadır ve bu faktörler beşeri sermaye yatırımları ile doğrudan alakalıdır (Yumuşak ve Bilen, 2000, s.82). Bu nedenle kontrol değişkenlerden biri de beşeri sermaye olarak seçilmiştir.

Çalışmanın giriş bölümünde konu ile ilgili teorik arka plan aktarılmıştır. Birinci bölümde konuya ilişkin literatür taraması verilecek ve ikinci kısımda ise ampirik model, veri seti ve yöntem açıklanarak çalışma sonucu analiz edilecektir. Çalışmanın sonuç bölümünde ise ampirik modelin ayrıntılı sonuçları ve politika önerisi yer alacaktır.

Konuya İlişkin Literatür Taraması

Bu alt başlıkta gelir dağılımını etkileyen faktörlerin belirlenmesine yönelik olarak literatürde yapılmış yakın tarihli çalışmalar incelenecektir. Gelir dağılımını üzerinde etkisi olabilecek çok sayıda faktör bulunması nedeniyle bu bölümde konuya ilişkin olarak yapılmış her bir çalışma ayrı ayrı açıklanmamış ancak kapsamlı bir tablo ile aktarılmıştır.

Konuya ilişkin literatürde yapılan yakın dönemli çalışmalar aşağıdaki tabloda görülmektedir.

Tablodan da görülebileceği üzere gelir dağılımı eşitsizliğini etkileyen faktörlerin belirlenmesi amacıyla yapılan çalışmalar ülkeler ve bölgeler/ülke grupları bazında olmak suretiyle iki çeşittir. Konuyu ülkeler bazında ele alan çalışmalar sırasıyla Bükey ve Çetin (2017), Taghizadeh-Hesary vd. (2018), Husain vd. (2020), Villanthenkodath ve Mahalik (2022), Magwedere ve Marozva (2022) ve son olarak da de Melo Modenesi vd. (2023) çalışmalarıdır. Bölgeler/ülke grupları bazında yapılan çalışmalar ise sırasıyla Bozik (2019), Aman vd. (2021), Arslan ve Şaşmaz (2021), Polat (2021), Khan ve Khan (2023a), Khan ve Khan (2023b) ve son olarak da Cengiz ve Demir (2023) çalışmalarıdır.

Bahse konu çalışmalarda çoğunlukla çeşitli makro ekonomik göstergeler, para politikası ve maliye politikasına ilişkin değişkenlerin gelir dağılımı eşitsizliği üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Çalışmalarda kullanılan makro ekonomik göstergelere ekonomik büyüme, kişi başına milli gelir, enflasyon oranı, işsizlik oranı, yatırım oranı, ticari açıklık oranı, finansal açıklık oranı gibi çeşitli göstergeler örnek gösterilebilir. Faiz oranı, geniş ve dar tanımlı para arzı ise gelir dağılımı eşitsizliği üzerinde etkilerinin olup olmadığı araştırılan para politikası ile ilişkili değişkenlerdir. Gelir dağılımı eşitsizliği üzerinde etkileri olabileceği düşünülerek çalışmalara dahil edilen maliye politikası değişkenlerine ise kamu harcamaları, kamu borcu, vergi gelirleri ve vergi yükü gibi değişkenler örnek gösterilebilir. Tüm bunlara ilave olarak inovasyon, işçi dövizli gelirleri, şehir nüfusu gibi değişkenlerin ve istihdam, döviz kuru, beşeri sermaye, insani gelişmişlik ve finansal gelişmişlik gibi çeşitli endekslerin de kontrol değişkeni şeklinde gelir dağılımı eşitsizliği üzerinde etkilerinin olup olmadığının araştırıldığı görülmektedir.

Tablo 1. Gelir Dağılımının Belirleyicilerine İlişkin Literatür Taraması

Yazar(lar)	Kapsam	Metod	Bağımlı Değişken	Bulgu ve Bağımsız Değişkenler
Bükey ve Çetin (2017)	1980-2014 dönemi için Türkiye.	EKK	GINI katsayısı.	Cari işlemler açığının GSMH'ya oranı (+), Enflasyon oranı (+), Faiz oranı (+), Ekonomik büyüme (0), Vergi yükü (0).
Taghizadeh-Hesary, Yoshino ve Shimizu (2018)	2002Q1-2017Q3 dönemi için Japonya	VECM (etki tepki analizi)	$\frac{top_{Revenue}^{%10}}{bottom_{Revenue}^{%10}}$	Kamu vergi gelirleri (-), Reel gsyh (-), Kısa vadeli faiz oranları (-), M1 para arzı (+).
Bozık (2019)	2003-2013 dönemi için gelişmekte olan 5 ülke.	AR (1) kalıtlı tesadüfi etkiler GEKK	GINI katsayısı.	Beşeri sermaye (-), Sabit fiyatlarla kişi başına yatırım (-), Reel faiz oranları (0).
	2005-2015 dönemi için gelişmiş 10 ülke.	Discroll-Kraay	GINI katsayısı.	Reel faiz oranları (+), Beşeri sermaye (-), Sabit fiyatlarla kişi başına yatırım (0).
Husain vd. (2020)	1984-2018 dönemi için Endonezya.	FMOLS ve DOLS	GINI katsayısı.	Kişi başına milli gelir (-), Reel faiz oranları (-), Toplam nüfus (+), Reel faiz oranlarının karesi (+).
Aman, Ahmad ve Saleem (2021)	2001-2019 dönemi için 36 Asya ülkesi.	Tesadüfi etkiler tahmincisi.	GINI katsayısı.	Ekonomik büyüme (+), Doğrudan yabancı yatırımlar (-), İhracat (-), Reel faiz oranları (0).
Arslan ve Şaşmaz (2021)	2007-2017 dönemi için 10 AB ülkesi	Panel FMOLS.	GINI katsayısı.	Kamu borcu (+), Ekonomik büyüme (-).
Polat (2021)	2006-2008 dönemi için Türkiye ve 28 AB ülkesi	Panel TSLS.	GINI katsayısı	Dolaylı vergiler (+), Doğrudan vergiler (-), İnsani gelişmişlik endeksi (-).
Villanthenkodath ve Mahalik (2022)	1978-2019 dönemi için Hindistan.	ARDL sınır testi yaklaşımı.	GINI katsayısı.	Reel faiz oran (-), Reel faiz oranının karesi (+), Ekonomik büyüme (-), Ticari açıklık (+), Teknolojik değişim (0).
Magwedere ve Marozva (2022)	1990-2021 dönemi için Güney Afrika.	VAR (etki tepki analizi ve varyans ayrıştırması).	GINI katsayısı.	Repo faiz oranı (-), Enflasyon oranı (-), İşsizlik oranı (+).
de Melo Modenesi vd. (2023)	2007M1-2019M12 dönemi için Brezilya.	VAR ve BVAR (etki tepki analizi).	GINI katsayısı	Baz oran (+), Enflasyon oranı (+), Ekonomik aktivite endeksi (-), İstihdam endeksi (-).
Khan ve Khan (2023a)	1995-2020 dönemi için seçilmiş 4 Asya ülkesi	Panel ARLD (pmg tahmincisi).	GINI katsayısı	M2 para arzı (+), Reel kişi başına milli gelir (-), Enflasyon oranı (+), Reel efektif döviz kuru endeksi (+), Reel faiz oranı (-), Kamu harcamaları (+), Vergi gelirleri (+), İşçi dövizli gelirleri (-), Finansal gelişmişlik endeksi (-).
Khan ve Khan (2023b)	1990-2020 dönemi için seçilmiş 10 Afrika ve Asya ülkesi.	Panel ARLD (pmg tahmincisi) ve FMOLS.	GINI katsayısı.	Geniş para arzı (-), Enflasyon (+), Kişi başına milli gelir (-), Ticari açıklık (+), Doğrudan yabancı yatırımlar (-), Şehir nüfusu (0).
Cengiz ve Demir (2023)	1987-2019 dönemi için MIST ülkeleri	Panel veri sabit etkiler yöntemi (Driscoll-Kraay yaklaşımı).	GINI katsayısı.	Ticari açıklık (-), Doğrudan yabancı yatırımlar (+), Finansal açıklık (-), Kişi başına milli gelir büyümesi (0), Finansal açıklık*kişi başına milli gelir büyümesi (0).

Açıklama: "Bulgu ve Bağımsız Değişkenler" sütununda parantez içerisinde gösterilen "+" pozitif ili kiyi, "-" negatif ili kiyi ve "0" ise istatistiki açıdan anlamsız ili kiyi temsil etmektedir.

Literatürde gelir dağılımı eşitsizliğini etkileyen faktörlerin belirlenmesine yönelik olarak Kırılğan Beşli ülkelerini ayrı ayrı çalışan çalışmalar mevcut olmakla birlikte bu araştırmayı kapsamı doğrudan Kırılğan Beşli ülkeleri olacak şekilde panel veri analizi çerçevesinde inceleyen bir çalışmaya rastlanmamıştır.

Bu çalışmada literatür taramasından hareketle gelir dağılımı eşitsizliği üzerinde etkisi olduğu bulgularan çeşitli değişkenler bir bütün halinde modele dahil edilerek Kırılğan Beşli ülkelerinde 1994-2017 dönemi için bu değişkenlerin gelir dağılımı eşitsizliği üzerinde etkilerinin olup olmadığının araştırılması hedeflenmiştir. Bu çalışmada literatürden hareketle kapsamlı bir veri seti kullanılarak ve konuyu Kırılğan Beşli ülkelerinde CCE katsayı tahmincisi uygulayarak incelemeyi hedeflememiz dolayısıyla çalışmamızın literatürdeki Kırılğan Beşli ülkelerinde gelir dağılımı eşitsizliğini etkileyen faktörleri araştıran çalışma olmamasına yönelik boşluğu dolduracağı inancındayız.

Ampirik Model, Yöntem Ve Bulgular

Bu başlıkta gelir dağılımı dinamiklerinin belirlenmesi amacıyla yapmayı planladığımız araştırma çerçevesinde kurduğumuz ampirik modele ve çalışmamızın yöntemine ilişkin bilgiler alt başlıklar halinde açıklanmış ve devamında ise analiz sonuçlarına ilişkin bulgular paylaşılarak değerlendirilmiştir.

Model ve Veri Seti

1994-2017 dönemi¹ için Kırılğan Beşli olarak nitelendirilen ülkelerde (Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye) gelir dağılımı dinamiklerinin, panel veri analizi kapsamında araştırılmasının amaçlandığı bu çalışmada kurulan modelin fonksiyonel formdaki gösterimi aşağıdaki şekildedir:

$$y = f(x1, x2, x3, x4, x5, x6, x7, x8, x9, x10, q) \quad (1)$$

Modelin fonksiyonel formdaki gösteriminde y gelir dağılımını temsilen kullanılan GINI katsayısını, x1 politika faizini, x2 geniş para arzını, x3 kamu harcamalarını, x4 vergi gelirlerini, x5 kişi başına milli gelir büyümesini, x6 enflasyon oranını, x7 ticari açıklığı, x8 finansal açıklığı, x9 finansal gelişmişliği, x10 beşeri sermayeyi ve son olarak q ise modelle doğrudan dahil edilmeyen ancak gelir dağılımı üzerinde etkisi olabilecek diğer değişkenleri temsil etmektedir.

Doğrudan modele dahil edilen değişkenlere ilişkin detaylı bilgiler aşağıdaki tabloda görülmektedir.

Tablo 2. Değişkenlere İlişkin Detaylı Bilgiler

Değişkenlerin Sınıflandırılması	Değişkenin Notasyonu	Değişkenin Temsil Ettiği Faktör	Değişkenin Kaynağı
Bağımlı değişken	y	GINI katsayısı (SWIID Version 9.6'dan elde edilen gini dips verileri şeklinde).	Solt (2020)
Para politikasına ilişkin değişkenler	x1	Politika faizi	BIS (Bank for International Settlements) ve IMF (International Monetary Found).
	x2	Geniş para arzı (GSYH'ya oram şeklinde).	WB (WorldBank).
Maliye politikasına ilişkin değişkenler	x3	Kamu harcamaları (GSYH'ya oram şeklinde).	IMF (International Monetary Found) ve Ayres vd. (2021)*
	x4	Vergi gelirleri (GSYH'ya oram şeklinde).	IMF (International Monetary Found).
Kontrol değişkenleri	x5	Kişi başına milli gelir büyümesi (Cari \$ - Current \$ cinsinden veriler kullanılarak yazar tarafından hesaplanmıştır).	WB (WorldBank).
	x6	Enflasyon oranı (Tüketici fiyatları cinsinden enflasyon oranı şeklinde).	IMF (International Monetary Found).
	x7	Ticari açıklık (Cari \$ - Current \$ cinsinden ithalat ve ihracat verileri kullanılarak yazar tarafından hesaplanmıştır).	WB (WorldBank).
	x8	Finansal açıklık (Cari \$ - Current \$ cinsinden doğrudan yabancı yatırımlar net giriş ve doğrudan yabancı yatırımlar net çıkış verileri kullanılarak yazar tarafından hesaplanmıştır).	WB (WorldBank).
	x9	Finansal gelişmişlik.	IMF (International Monetary Found).
	x10	Beşeri sermaye.	Feenstra, Inklaar ve Timmer (2015)

Açıklama: * = Brezilya açısından 1987-1996 dönemi (1996 yılı dahil değil) için kamu harcamaları verileri hiçbir veri tabanında bulunmamaktadır. Bu nedenle Brezilya özelinde 1994 ve 1995 yılları için kamu harcamaları verilerinin kaynağını Ayres vd. (2021) çalışması oluşturmaktadır. Ayres vd. (2021, s. 145), Brezilya için 1960-2015 yıllarını kapsayan dönem için hükümet harcamaları ve gelirlerinin gelişimini hesaplamışlardır. Ayres vd. (2021) tarafından hesaplanan değerler <https://manifesto.bfi.uchicago.edu/projects/monetary-fiscal-history-latin-america-1960-2017/resource-collection/brazil-appendix> adresinde paylaşmaktadır (erişim tarihi: 31.03.2024).

¹ Çalışma şu nedenler dolayısıyla 1994-2017 dönemini kapsamaktadır: (i) Bağımlı değişken GINI katsayısına ilişkin resmi olarak yayınlanmış veriler ülkeler bazında süreklilik arz etmemektedir. (ii) Verilerde sürekliliğin sağlanması amacıyla Standardized World Income Inequality Database (SWIID)'den alınan türetilmiş GINI katsayıları verilerinin kullanılması kararlaştırılmıştır. SWIID'den alınan veriler Kırılğan Beşli ülkelerinden Güney Afrika için 2017 yılı itibarıyla sonlanmakta, bahse konu ülke için daha yakın tarihteki türetilmiş veri bulunmamaktadır. (iii) Analizde dengeli panelin tercih edilmesi dolayısıyla dönem aralığı 2017 yılında sonlandırılmıştır. (iv) Analiz kapsamında ikinci nesil panel veri tekniklerinden faydalanılmıştır. Önsel testlerden yatay kesit bağımlılığına ilişkin testlerin uygulanabilmesi amacıyla dönem sayısının 19'dan büyük olması gerekmektedir (T>19). Dönem aralığını olabildiğince geniş tutulması hedeflenmiş ancak çok sayıda değişkenin modele dahil edilmesi ve dengeli panelin tercih edilmesi dolayısıyla bu değişkenlerde verilerin ortak bir aralığının sağlanması gerektiğinden analiz döneminin başlangıcı olarak 1994 yılı tercih edilmiştir.

Modelin denklemsel gösterimi ise aşağıdaki şekildedir:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} + \beta_4 x_{4it} + \beta_5 x_{5it} + \beta_6 x_{6it} + \beta_7 x_{7it} + \beta_8 x_{8it} + \beta_9 x_{9it} + \beta_{10} x_{10it} + u_{it} \quad (2)$$

Fonksiyonel formdaki gösterimde q ile sembolize edilen ve gelir dağılımı üzerinde etkisi olabilecek diğer faktörler, denklemsel gösterimde ile sembolize edilen hata teriminde takip edilecektir.

Panel veri analizi kapsamında kurulan modele ilişkin tahmin sonuçlarının türetilmesinde STATA 17.0 ve EVIEWS 12 programlarından yararlanılmıştır.

Ekonometrik modelde kullanılan değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler aşağıdaki tabloda görülmektedir:

Tablo 3. Model Kapsamında Kullanılan Değişkenlere İlişkin Detaylı Bilgiler

İstatistikler →	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum	Gözlem Sayısı
Değişkenler ↓					
y	48,411	7,694	39,500	63,400	120
x1	17,397	23,718	4,250	183,200	120
x2	54,880	15,130	28,132	93,821	120
x3	28,164	7,789	11,508	44,037	120
x4	17,734	4,392	8,080	26,430	120
x5	0,069	0,158	-0,564	0,512	120
x6	30,481	189,303	1,400	2075,800	120
x7	0,475	0,228	0,156	1,125	120
x8	0,021	0,015	-0,028	0,054	120
x9	0,425	0,095	0,253	0,627	120
x10	2,181	0,284	1,578	2,949	120

Tablo 3'den hareketle analiz kapsamında modele dahil edilen tüm değişkenler için gözlem sayısının 120 olduğu görülmektedir. Bu nedenle 1994-2017 dönemi için Kırılğan Beşli ülkelerinde gelir dağılımı dinamiklerinin araştırılmasının amaçlandığı bu çalışmada, bu amaç doğrultusunda kurulan panelin dengeli bir yapıda olduğu ifade edilebilir.

Yöntem

Analize geçilmeden önce (i) yatay kesit bağımlılığı, (ii) eğim katsayısı heterojenliği ve (iii) durağanlık analizi gibi çeşitli önsel testlerin yapılması gerekmektedir.

Küreselleşme ile birlikte bir ülkede meydana gelen bir gelişme diğer ülkeleri de etkileyebilmektedir. Paneli oluşturan yatay kesit birimlerin birbirlerini etkileyebilmeleri durumu yatay kesit bağımlılığı olarak ifade edilmektedir. Bu çalışmada yatay kesit birimler arasında bağımlılığın olup olmadığı Breusch & Pagan (1980) LM test ile Pesaran (2004) CD test vasıtasıyla araştırılmıştır.

Paneli oluşturan ülkeler her ne kadar "Kırılğan Beşli" olarak bir sınıflandırmaya tabii tutulsalar da özünde her bir ülkenin kendine has çeşitli özellikleri bulunmaktadır. Birim etki olarak ifade edilebilecek bu durum yatay kesit birimlere ilişkin elde edilecek katsayıların farklılaşmasına neden olabilir. Bu nedenle yatay kesit bağımlılığın olup olmadığının araştırılmasını takiben eğim katsayılarının yatay kesit birimler bazında farklılaşıp farklılaşmadığı Pesaran & Yamagata (2008) eğim homojenliği testi vasıtasıyla araştırılmıştır.

İlave olarak durağan olmayan değişkenlerle çalışılması halinde sahte regresyon sorununun ortaya çıkabileceğinden ötürü değişkenlerin durağan olup olmadıkları ikinci nesil birim kök testlerinden Pesaran (2007) CIPS testi ile incelenmiştir.

Tüm bu önsel testlerin sonrasında ise değişkenlere ilişkin katsayı tahminleri Pesaran (2006) CCE tahmincisi kullanılarak elde edilmiştir.

Uygulama ve Bulgular

Yatay kesit bağımlılığı; paneli oluşturan yatay kesit birimler arasındaki eşanlı kolerasyondur (Moscone ve Tosetti, 2009, s.528). Daha açık bir ifade ile paneli oluşturan yatay kesit birimlerden herhangi birinde vuku bulan bir şokun diğer yatay kesit birimleri de etkilemesi şeklinde ifade edilebilir.

Çalışmada yatay kesit birimler arasında bir bağımlılığın olup olmadığının araştırılmasında Breusch & Pagan (1980) LM testinden ve Pesaran (2004) CD testten faydalanılmıştır.

Breusch & Pagan (1980) LM test istatistiği:

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (3)$$

formülü vasıtasıyla hesaplanırken, Pesaran (2004) CD test istatistiği ise:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (4)$$

formülü vasıtasıyla hesaplanmakta ve her iki teste ilişkin boş hipotez de “H₀=yatay kesit bağımlılığı yoktur” şeklinde kurulmaktadır.

Değişkenlere ilişkin yatay kesit bağımlılığı testi sonuçları aşağıdaki tabloda görülmektedir.

Tablo 4. Değişkenler Bazında Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları

Değişken	Breusch Pagan LM Test		Pesaran CD Test	
	Test İstatistiği	p-değeri	Test İstatistiği	p-değeri
y	121,72	0,0000	-3,10	0,0019
x1	97,62	0,0000	9,74	0,0000
x2	179,29	0,0000	3,11	0,0019
x3	65,48	0,0000	3,38	0,0007
x4	28,44	0,0015	3,46	0,0005
x5	42,45	0,0000	5,59	0,0000
x6	25,23	0,0049	4,45	0,0000
x7	75,82	0,0000	2,29	0,0218
x8	38,49	0,0000	4,79	0,0000
x9	102,23	0,0000	9,45	0,0000
x10	211,30	0,0000	14,50	0,0000

Yukarıdaki tablodan da görüleceği üzere iki yatay kesit bağımlılığı testi için de hem bağımlı hem de bağımsız değişkenler açısından “H₀= yatay kesit bağımlılığı yoktur” şeklindeki boş hipotez reddedilmekte ve dolayısıyla modele dahil edilen tüm değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Geniş (wide) ve uzun (long) olmak üzere iki şekilde düzenlenebilen (Vomberg ve Wies, 2021, s.6) panel veride uzun format şeklinde düzenlenen panel veriler her bir yatay kesit birim için farklı regresyon tahminleri türetilmesine izin vermektedir (Croissant ve Millo, 2019, s.186). Her bir yatay kesit için farklı regresyon tahminlerinin türetilmesi, yatay kesit birimlerin kendilerine has özelliklerinin ve eğer varsa incelenen döneme ilişkin zaman etkilerin panel veri modellerine dahil edildiği anlamına gelmektedir. Bahse konu etkilerin modele dahil edilmesi ile birlikte katsayıların her bir yatay kesit birim ve/veya zaman için sabit (aynı) kabul edilmesine yönelik kısıtlayıcı varsayım ortadan kaldırılmaktadır (Guliyev, 2023, s.7; Gündüz, 2014, s.6).

Çalışmada eğitim katsayılarının homojen mi (yani tüm yatay kesit birimler için aynı mı) yoksa heterojen mi (yani yatay kesit birimler açısından farklılaşmakta mı) olduğunun belirlenmesi amacıyla Pesaran & Yamagata (2008) eğitim homojenliği testinden faydalanılmıştır.

Delta ve düzeltilmiş delta olmak üzere iki test istatistiğinin türetildiği Pesaran & Yamagata (2008) eğitim katsayısı homojenliği testinde Delta test istatistiği:

$$\text{Delta}(\tilde{\Delta}) = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - 1}{\sqrt{2}} \right) \quad (5)$$

formülü vasıtasıyla elde edilirken, düzeltilmiş Delta test istatistiği ise:

$$\text{Delta}(\tilde{\Delta}_{adj}) = \sqrt{\frac{N(T+1)}{T-k-1}} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (6)$$

formülü vasıtasıyla elde edilmektedir. Her iki test içinde boş hipotez: “H₀= eğitim katsayıları homojendir” şeklinde kurulmaktadır (Pesaran ve Yamagata, 2008, s. 62).

Modele ilişkin Pesaran & Yamagata (2008) eğitim katsayısı homojenliği testi sonuçları aşağıdaki tabloda görülmektedir. Bu testte büyük örneklem için Delta ($\tilde{\Delta}$) test istatistiği ve küçük örneklem için Düzeltilmiş Delta ($\tilde{\Delta}_{adj}$) test istatistiği önerilmektedir.

Tablo 5. Eğitim Katsayısı Homojenliği Testi Sonuçları

Testler	Test İstatistiği	p-değeri
Delta ($\tilde{\Delta}$)	3,894	0,000
Düzeltilmiş Delta ($\tilde{\Delta}_{adj}$)	5,506	0,000

Test sonucundan hareketle model için eğim katsayılarının heterojen oldukları sonucuna ulaşılmaktadır.

Çalışmada değişkenlere ilişkin durağanlık analizi, yatay kesit bağımlılığı dikkate alan ikinci nesil birim kök testlerinden Pesaran (2007) CIPS test vasıtasıyla gerçekleştirilmiştir. Bahse konu bu teste ilişkin test istatistiği:

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (7)$$

formülü vasıtasıyla türetilmektedir (Pesaran, 2007, s.276). Bu test için boş hipotez: “H₀=seri biri kök içerir” şeklinde yani diğer bir ifade ile “seri durağan değildir” şeklinde kurulmaktadır.

Aşağıdaki tabloda Kırılğan Beşli ülkelerinde 1994-2017 dönemi için gelir dağılımı dinamiklerinin araştırılırken kullanılan değişkenlere CADF ve CIPS istatistikleri görülmektedir.

Tablo 6. CIPS Panel Birim Kök Testi Sonuçları

CADF test, sabitli opsiyonu								
Yatay Kesitler →	Brezilya	Hindistan	Endonezya	Güney Afrika	Türkiye	%5'teki kritik CADF değeri	Panel CIPS İstatistiği	%5'teki kritik CIPS değeri
Değişkenler ↓								
y	0.305	-1.311	3.361	-1.289	1.308	-3.36	0,325	-2,33
x1	-3.636	-2.353	-4.221	-2.900	-3.193	-3.36	-3,261	-2,33
x2	-2.697	-0.746	-2.789	-0.684	-2.109	-3.36	-1,805	-2,33
x3	-3.274	-2.877	-3.384	-0.656	-1.462	-3.36	-2,331	-2,33
x4	-4.062	-1.936	-5.795	-1.832	-2.187	-3.36	-3,162	-2,33
x5	-4.362	-7.148	-5.577	-4.039	-5.553	-3.36	-5,144	-2,33
x6	-32.165	-2.250	-6.392	-3.377	-4.689	-3.36	-4,539	-2,33
x7	-1.357	-1.643	-2.835	-2.626	-3.228	-3.36	-2,338	-2,33
x8	-3.170	-3.371	-2.582	-4.516	-3.305	-3.36	-3,389	-2,33
x9	-3.358	-2.433	-2.353	-2.778	-2.575	-3.36	-2,700	-2,33
x10	0.947	-3.636	2.003	-3.725	0.828	-3.36	-0,717	-2,33
CADF test, sabitli ve trendli opsiyonu								
Yatay Kesitler →	Brezilya	Hindistan	Endonezya	Güney Afrika	Türkiye	%5'teki kritik CADF değeri	Panel CIPS İstatistiği	%5'teki kritik CIPS değeri
Değişkenler ↓								
y	-0.203	0.492	-0.571	0.030	0.800	-3.99	0,110	-2,86
x1	-3.896	-2.277	-4.115	-3.066	-3.355	-3.99	-3,342	-2,86
x2	-4.238	-1.189	-2.859	-0.153	-2.024	-3.99	-2,093	-2,86
x3	-3.102	-3.152	-3.136	-3.059	-2.101	-3.99	-2,910	-2,86
x4	-4.047	-2.522	-5.847	-1.779	-2.143	-3.99	-3,268	-2,86
x5	-4.153	-7.893	-5.509	-3.937	-5.842	-3.99	-5,172	-2,86
x6	-27.988	-2.436	-5.916	-3.412	-3.326	-3.99	-4,302	-2,86
x7	-1.400	-3.548	-3.095	-2.537	-3.245	-3.99	-2,765	-2,86
x8	-3.329	-3.401	-2.272	-4.558	-3.221	-3.99	-3,356	-2,86
x9	-3.058	-2.876	-2.152	-2.621	-3.349	-3.99	-2,811	-2,86
x10	-0.952	-2.740	-0.159	-1.647	1.198	-3.99	-0,860	-2,86

Not: CADF ve CIPS testlerinin sabitli ve sabitli ve trendli opsiyonları için %5'teki kritik değerler Pesaran'dan (2007) alınmıştır. CADF testine ilişkin kritik değerlerin kaynağı Pesaran (2007, s.275-276) iken CIPS testine ilişkin kritik değerlerin kaynağı ise Pesaran'dır (2007, s. 280-281).

Pesaran (2007) CIPS testi için serilerin durağan olup olmadıklarına karar verilirken hesaplanan CIPS test istatistiğinin mutlak değer şeklinde kritik CIPS test istatistiğinden büyük olup olmadığına bakılarak karar verilmektedir. Eğer hesaplanan CIPS test istatistiği mutlak değer şeklinde kritik CIPS test istatistiğinden büyükse boş hipotez reddedilerek serinin durağan olduğu, tersi durumda ise serinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2020, s.88). CIPS testi sonucundan hareketle kalın puntolarla belirlenen değişkenlerin durağan olmadıkları görülmektedir. Buna göre y, x2, x7, x9 ve x10 değişkenleri seviye durağan değillerdir. Durağan olmayan serilerin farkları alınarak durağanlaştırılabilmesi dolayısıyla seviye durağanlığın sağlanmadığı değişkenlerde fark alma işlemi uygulanmış ve birim kök testi tekrarlanmıştır.

Fark alınan değişkenlerden x2, x7 ve x9 birinci farklarında durağanlaşmışlardır. Buna karşın y ve x10 değişkenlerinin ise ikinci farklarında durağanlaştıkları görülmüştür.

Tablo 7. Farklı Alman Değişkenler İçin CIPS Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	CIPS test, sabitli		CIPS test, sabitli ve trendli	
	Hesaplanan CIPS İstatistiği	%5'teki kritik CIPS değeri	Hesaplanan CIPS İstatistiği	%5'teki kritik CIPS değeri
Δy	-1,334	-2,33	-1,824	-2,86
$\Delta\Delta y$	-4,706	-2,33	-4,926	-2,86
Δx_2	-3,970	-2,33	-4,109	-2,86
Δx_7	-4,700	-2,33	-4,631	-2,86
Δx_9	-4,693	-2,33	-4,555	-2,86
Δx_{10}	-1,186	-2,33	-1,183	-2,86
$\Delta\Delta x_{10}$	-3,423	-2,33	-3,407	-2,86

Yapılan önsel testler neticesinde modelde yatay kesit bağımlılığı, eğim katsayısı heterojenliği ve bazı değişkenlerin seviye değerlerinde durağan olmadıkları sonucuna ulaşılmıştır. Yatay kesit bağımlılığın bulunduğu, eğim katsayısı heterojenliğinin olduğu ve değişkenler açısından seviye durağanlığın sağlanmadığı-olmadığı durumlarda parametre tahminleri elde edilirken Pesaran (2006) CCE tahmincisi kullanılabilir (Yerdelen Tatoğlu, 2020, s.299). Bu katsayı tahmincisi hem yatay kesit birimler bazında hem de panel geneli açısından parametre tahminleri türetebilir. Panel geneli açısından parametre tahminleri elde edilirken yatay kesit birimler bazında türetilen parametre tahminlerin ortalaması alınmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2020, s.77). Panel geneli açısından katsayı tahminleri:

$$\hat{\beta}_{CCEMG} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_i \quad (8)$$

formülü vasıtasıyla elde edilmektedir (Pesaran, 2006, s.982).

Aşağıdaki tabloda hem panel geneli hem de eğim katsayısı heterojenliğinin bulgulanması nedeniyle yatay kesit birimler açısından CCE katsayı tahmincisi ile elde edilen katsayı tahminleri görülmektedir.

Tablo 8. Panel Geneli ve Yatay Kesit Birimlere İlişkin Katsayı Tahminleri

Panel Geneli İçin Katsayı Tahminleri										
Değişken	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8	x9	x10
Katsayı	-0,022	0,074	-0,191	0,032	0,198	-0,0003	3,653	-8,084	-8,230	14,333
Prob	0,620	0,040	0,268	0,703	0,845	0,990	0,379	0,241	0,068	0,098
Gözlem Sayısı	120									
Wald chi2 (4)	11,40									
Prob > chi2	0,0224									
RMSE (sigma)	0,0725									
Brezilya İçin Katsayı Tahminleri										
Değişken	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8	x9	x10
Katsayı	-0,059	-0,008	-0,315	-0,234	1,183	-0,013	6,736	6,169	-24,608	20,442
Prob	0,000	0,897	0,000	0,355	0,306	0,006	0,355	0,331	0,016	0,015
Hindistan İçin Katsayı Tahminleri										
Değişken	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8	x9	x10
Katsayı	-0,149	0,160	0,182	0,020	3,488	0,080	18,249	-25,414	-10,397	13,903
Prob	0,696	0,074	0,771	0,956	0,385	0,371	0,244	0,745	0,731	0,456
Endonezya İçin Katsayı Tahminleri										
Değişken	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8	x9	x10
Katsayı	0,125	0,146	-0,801	0,286	-2,556	-0,076	-5,488	-24,212	-3,246	8,290
Prob	0,532	0,197	0,314	0,657	0,667	0,225	0,299	0,379	0,919	0,779
Güney Afrika İçin Katsayı Tahminleri										
Değişken	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8	x9	x10
Katsayı	-0,020	0,075	0,001	0,068	-0,583	0,009	0,321	2,332	-4,438	-12,207
Prob	0,832	0,476	0,990	0,707	0,771	0,926	0,865	0,889	0,561	0,571
Türkiye İçin Katsayı Tahminleri										
Değişken	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8	x9	x10
Katsayı	-0,008	-0,006	-0,020	0,019	-0,542	-0,001	-1,551	0,706	1,537	41,237
Prob	0,134	0,767	0,356	0,830	0,359	0,913	0,105	0,937	0,578	0,000

Modele ilişkin katsayı tahmincilerinin görülebileceği yukarıdaki tabloda CCE katsayı tahmincisi için Wald testi sonucu (%5 istatistiki anlamlılık düzeyinde) modelin anlamlı olduğunu göstermektedir. İlave olarak kurulan modele ilişkin performansın bir göstergesi olarak ifade edilebilecek RMSE değerinin ise sıfıra oldukça yakın olduğu görülmektedir. Model iyiliğinin bir farklı göstergesi olan bu değerın sıfıra yakınlığı modelin iyi olduğu anlamına gelmektedir (Çınaroğlu, 2017, s.184). Ayrıca CCE katsayı tahmincisi kullanılarak elde edilen katsayıların güvenilir olup olmadıklarını test etmek amacıyla model tahmininden elde edilen hata terimleri CIPS birim kök testine tabi tutulmuşlardır. CIPS testi sonuçlarına göre hata terimleri serisinin seviye durağan çıkması

durumunda CCE katsayı tahmincisi kullanılarak elde edilen katsayıların güvenilir oldukları ifade edilebilir (Şanlı, 2019, s.564). Hata terimleri serisine ilişkin CIPS testi sonuçları aşağıdaki tabloda görülmektedir.

Tablo 9. Tahmin Edilen Modelin Hata Terimlerine İlişkin CIPS Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	CIPS test, sabitli		CIPS test, sabitli ve trendli	
	Hesaplanan CIPS İstatistiği	%5'teki kritik CIPS değeri	Hesaplanan CIPS İstatistiği	%5'teki kritik CIPS değeri
Model tahmini hataları (cce)	-5,796	-2,33	-5,950	-2,86

Yapılan CIPS testi neticesinde model tahmininden elde edilen hata terimleri serisinin seviye durağan çıktığı görülmüştür. Dolayısıyla artık modele ilişkin katsayı tahminleri, katsayıların güvenilir olup olmadığından kuşulanılmaksızın yorumlanabilir.

Panel geneli açısından katsayılar yorumlandığında Kırılğan Beşli ülkelerinde x2 (geniş para arzı), x9 (finansal gelişmişlik) ve x10 (beşeri sermaye) değişkenlerinin gelir dağılımını temsilen kullanılan y (GINI katsayısı) üzerinde istatistiki açıdan anlamlı etkileri olduğu görülmektedir. Buna göre Kırılğan Beşli ülkelerinde geniş para arzında ve beşeri sermayede meydana gelen artışlar gelir eşitsizliğini artırmaktadır. Bunların aksine finansal gelişmişlikte meydana gelen artışların ise Kırılğan Beşli ülkelerinde gelir eşitsizliğini azalttığı görülmektedir.

Sonuçlar paneli oluşturan yatay kesit birimler, yani Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye için ayrı ayrı değerlendirildiğinde:

- Brezilya için x1 (politika faizi), x3 (kamu harcamaları), x6 (enflasyon oranı), x9 (finansal gelişmişlik) ve x10 (beşeri sermaye) değişkenlerinin gelir dağılımını temsilen kullanılan y (GINI katsayısı) üzerinde istatistiki açıdan anlamlı etkileri olduğu görülmektedir. Buna göre Brezilya özelinde politika faizi, kamu harcamaları, enflasyon oranı ve finansal gelişmişlikte meydana gelen artışlar gelir eşitsizliğini azaltırken, beşeri sermayede meydana gelen artışlar gelir eşitsizliğini artırmaktadır.
- Hindistan için yalnızca x2 (geniş para arzı) değişkeninin gelir dağılımını temsilen kullanılan y (GINI katsayısı) üzerinde istatistiki açıdan anlamlı etkisi olduğu görülmektedir. Buna göre Hindistan özelinde geniş para arzında meydana gelen artışlar gelir eşitsizliğini artırmaktadır.
- Endonezya özelinde açıklayıcı değişkenlerden hiçbirinin gelir dağılımını temsilen kullanılan y (GINI katsayısı) üzerinde istatistiki açıdan anlamlı etkileri bulunmamaktadır.
- Endonezya ile aynı şekilde Güney Afrika özelinde de açıklayıcı değişkenlerden hiçbirinin gelir eşitsizliğini temsilen kullanılan y (GINI katsayısı) üzerinde istatistiki açıdan anlamlı etkileri olmadığı görülmektedir.
- Nihai olarak yatay kesit birimlere ilişkin sonuçlar Türkiye özelinde değerlendirildiğinde ise açıklayıcı değişkenlerden yalnızca x10 (beşeri sermaye) değişkeninin gelir dağılımını temsilen kullanılan y (GINI katsayısı) üzerinde istatistiki açıdan anlamlı etkisi olduğu görülmektedir. Buna göre Türkiye özelinde beşeri sermayede meydana gelen artışların gelir eşitsizliğini artırdığı belirtilebilir.

Sonuç

Yapılan analiz neticesinde Kırılğan Beşli olarak nitelendirilen ülkeler açısından geniş para arzında ve beşeri sermayede meydana gelen artışların gelir eşitsizliğini artırdığı, finansal gelişmişlikte meydana gelen artışların ise gelir eşitsizliğini azalttığı bulunmuştur. Beşeri sermayede meydana gelen artış birden bire ve topyekûn olamamakta, ülkenin beşeri sermayesinde ortalama bir artış olsa da beşeri sermayenin gelişiminin ve nitelikli eleman sayısının artmasının, halihazırda bulunan belirli bir grup niteliksiz eleman ile aradaki gelir farkının açılmasına yol açtığı düşünülmektedir. Akalın'dan aktaran Yumuşak ve Bilen (2000, s.84) beşeri sermayenin temeli olan eğitimin gelir farklılıklarına yansımalarının ücretli-maaşlı çalışan sayısı, işsizlik oranı gibi faktörlere bağlı olarak değişeceğini ve beşeri sermayenin kişiler arasındaki dağılımında ortaya çıkan eşitsizliğin gelir dağılımını bozabileceğini ifade etmektedirler. Ekonomik gelişmenin ilk aşamalarında beşeri sermayeye yapılan yatırımların eşit olması nitelikli ve niteliksiz işgücü arasındaki ücret farkının açılması gibi nedenler gelir dağılımında bir bozulmaya yol açabilir (Galor ve Tsiddon, 1996, s.105). Emek gücünün mobilitesi de gelir dağılımında eşitliğin sağlanması için önemlidir. Beşeri sermayesi yüksek kişilerin farklı iş alanlarında çalışma imkanlarına sahip olmaları gelirlerinde bir artışa yol açabilir (Rappaport, 1999, s.26). Bu nedenlerle beşeri sermayede meydana gelen artışın belli bir seviyeden sonra GINI rakamlarına olumlu yansıtacağı varsayılmaktadır.

Ayrıca geniş tanımlı para arzı ise tasarruf etme ve borçlanma kapasitesini yüksek gelir grupları lehine değiştirebilecektir. Alt gelir grubu parasal genişlemeden üst gelir grubuna göre daha az faydalanabilecek bu nedenle gelir dağılımı daha da bozulabilecektir. Bilhassa kriz dönemlerinde üst gelir grubu tasarruf ve spekülatif yatırım enstrümanları üzerinden ek kazanç sağlamaktadır. Buna karşılık alt gelir gruplarının satın alma gücünü muhafaza etmeye çalıştığı gözlemlenmektedir. Bu nedenle GINI katsayılarında bozulmalar görülmektedir. Ayrıca para arzının arttığı yani genişletici para politikasının uygulandığı dönemlerde, borçlanma maliyetleri de nispeten düşmektedir. Bu nedenle geniş tanımlı para arzındaki artış dolaylı olarak borçlanma imkânları üzerinden gelir eşitsizliğini etkileyecektir. Bu dönemlerde yalnız geri ödeme gücüne ve bir varlığı teminat göstererek borçlanma kapasitesine

sahip olanların büyük ölçüde kredi imkanlarından faydalanması gelir eşitsizliğini artırabilir (İsağiller, 2007, s.85). Ek olarak, finansal gelişmişlikte meydana gelen artışların ise gelir eşitsizliğini azalttığı yönündeki sonuç Doğan ve Güler (2021) çalışması ile örtüşmektedir. Bu çalışmada kullanılan finansal gelişme göstergesi finansal kurumlar ve finansal piyasaları içeren kapsayıcı bir data setinden oluşmaktadır. Aynı ülke grubunun ele alındığı çalışmada adil buyume ve finansal kapsayıcılığın birlikte gelir eşitsizliğini azaltmaya yardımcı olduğunu ima edilmektedir.

Analiz sonuçlarını yatay kesit birimler açısından değerlendirdiğimizde Brezilya özelinde politika faizi, kamu harcamaları, enflasyon oranı, finansal gelişmişlik ve beşeri sermayenin gelir dağılımı üzerinde anlamlı etkileri olduğu bulgulanmıştır. Bu nedenle uygulanacak para ve maliye politikaları aracılığı ile gelir dağılımı eşitsizlikleri azaltılabilir. Yani Brezilya özelinde devletin ekonomi içerisinde yönlendirici politikaları gelir dağılımı eşitsizliği ile mücadelede önemli bir yer alacaktır.

Hindistan özelinde geniş para arzının gelir dağılımı üzerinde anlamlı etkisi olduğu tespit edilmiştir. Geniş para arzında meydana gelen artışlar gelir eşitsizliğini artırmaktadır. Bu nedenle ekonomi yönetiminin bir gelir düzenleyici enstrüman olarak para arzını bir kurala göre belirlemesinin diğer sosyo-ekonomik dinamikler için de önemli olduğu düşünülmektedir.

Endonezya ve Güney Afrika özelinde açıklayıcı değişkenlerden hiçbirinin gelir dağılımı üzerinde anlamlı etkilerinin olmadığı görülmektedir. Çünkü bu ülkenin en önemli sosyo-ekonomik göstergelerinden olan nüfus (Endonezya dünyanın en kalabalık 4. ülkesidir), dış ticaret dengesi (2022 yılında 55 milyar dolarlık dış ticaret fazlası vermiştir) (T.C. Ticaret Bakanlığı, 2023) ve küresel ticareti refere edecek ayrıntılı göstergelerinin çalışmanın kapsamı dahilinde olmaması bu ülkeler için seçilen verilerin anlamlı etkilerinin olmaması sonucunu doğurmuş olabilir. Çalışma içerisinde yer almayan diğer birçok faktörün (nüfus, kalkınma, teknolojik değişim, kentleşme vs) analiz dışında tutulması bu ülkede özelinde bir çalışma yapılması gerektiği sonucunu göstermektedir. Güney Afrika'da ise madencilik ön plandadır ve ekonominin önemli bir kısmı madencilığe dayanmaktadır. Madencilik sektöründe faaliyet gösteren şirketlerin büyük kısmı dış merkezlidir. Bunun yanında toplumun büyük bir kısmını oluşturan siyahilerin ekonomik hayatta yerinin son derece az olması, işsizliğin oldukça yüksek olması, temel ihtiyaçların (barınma, elektrik, toprak, su) dahi tatmin edilmesi konusunda yeterli cevap veremeyen ülkede Öztürk, (2014) gelir dağılımı adaletini daha mikro bir perspektiften incelenmesi gerekliliğini ortaya çıkarmaktadır. Tıpkı Endonezya'da olduğu gibi bu çalışma içerisinde yer almayan barınma, elektrik temini, istihdam, işsizlik gibi mikro verilerle yapılacak bir başka çalışma Güney Afrika'da gelir eşitsizliklerinin dinamiklerini anlamak açısından faydalı olacaktır.

Türkiye özelinde ise açıklayıcı değişkenlerden yalnızca beşeri sermayenin gelir dağılımı üzerinde anlamlı etkileri olduğu görülmektedir. Buna göre beşeri sermayede meydana gelen artışların gelir eşitsizliğini artırdığı belirtilebilir. Bu durumun yukarıda da ifade edildiği gibi nitelikli işgücünün artması sonucunda elde edilen gelirin artmasından kaynaklandığı düşünülmektedir. Beyaz Sipahi'nin (2021) çalışması bulduğumuz ampirik sonuçları destekler niteliktedir. Beyaz Sipahi Türkiye'de gelir dağılımı eşitsizliğini etkileyen en önemli faktörlerden birinin beşeri sermayenin temelini teşkil eden eğitim olduğunu belirtmiştir. Bireylerin eğitiminin artması ile istihdam edilme oranları da yükseleceği için gelir dağılımı bundan olumsuz etkilenmektedir. Son 10 yılda Türkiye'de 25-34 yaş yaş yetişkin nüfusun yükseköğretim mezuniyeti açısından büyük ilerleme kat etmiştir. Ayrıca, Türkiye'nin diğer gelişmiş ülkelerle olan yükseköğretim mezunları oran farkı %15 dolaylarında iken, ortaöğretim mezunları oran farkının %20'yi geçmesi, eğitim konusunda ilköğretim sonrası, ortaöğretime devam oranının düşük olduğunu göstermektedir (Aydın ve Tuğrul, 2022, s.2). Bu veriler çalışma sonucu yapılan çıkarımı destekler niteliktedir. Dolayısı ile Türkiye'de gelir eşitsizliğini azaltmak için odaklanılması gereken ana nokta nitelikli eğitim politikaları ile beşeri sermayenin yetiştirilmesi, herkes için kaliteli-nitelikli eğitime ulaşma imkânının sağlanmasıdır. Bilhassa, alt gelir grubunun kaliteli eğitime ulaşması yönünde yapılacak kamu harcamaları artırılmalıdır. Ayrıca, Akbulut'un (2021) yılında Türkiye'de enflasyon, faiz, vergiler ve gelir dağılımı ilişkisini analiz ettiği çalışmasında faiz ve enflasyonun gelir dağılımını bozucu etkisinin önemsiz derecede olduğu sonucuna ulaşmıştır. Enflasyonun gelir dağılımı üzerindeki bozucu etkileri özellikle yüksek enflasyon dönemlerinde ortaya çıkmaktadır. Çalışmada ele alınan dönem itibarı ile bilhassa 2004 yılından sonra enflasyonun en fazla %11 seviyesinde olması incelenen bu değişkenin gelir dağılımında herhangi bir etkiye sahip olmamasını açıklayabilir. Bu fikri destekler nitelikte olan Aktaş ve Dokuzoğlu'nun (2022) çalışması, enflasyonun gelir dağılımı üzerindeki etkisinin eşik değere göre değiştiği yönündedir. Ayrıca, Zheng (2020), enflasyon ve gelir eşitsizliğini emek arzı ile ilişkilendirmiştir. Esnek emek arzının olduğu işgücü piyasalarında enflasyonun, esnek olmayan emek arzı durumuna göre gelir eşitsizliğini daha fazla etkilediği tespit edilmiştir. Bütün bunların yanında enflasyonun hangi sebeple ortaya çıktığı da önemlidir. Yani genişletici bir para politikası sonucu ortaya çıkan enflasyon ile maliyet artışları sebebiyle ortaya çıkacak enflasyonun etkileri farklı olacaktır. Önemli olan bir diğer husus da bütçe açıklarına yol açan bir enflasyondan sonra devletin uyguladığı finansman politikalarıdır. Dolayısıyla çalışmamızın sonuçları uyarınca Türkiye için yapabileceğimiz diğer politika önerileri enflasyon ve gelir eşitsizliği ilişkisinde eşik değer analizi yapılması, işgücü piyasalarında emek arzı esnekliklerinin araştırılması ve enflasyonun sebeplerinin ayrıştırılması yönünde analizlerin gelir eşitsizliğinin dinamiklerini anlamada önemli olacaktır.

Kırılgan Beşli ülkelerinde gelir dağılımı eşitsizliğini etkilediği düşünülen veriler teorik ve ampirik literatür uyarınca araştırılmıştır. Çalışmanın ampirik sonucu diğer çalışmalardan önemli ölçüde ayrılmaktadır. Literatürde sadece Kırılgan Beşli Ülkelerini ele alan

bir analizin bulunamaması bu ayrışmanın ana sebebi olarak düşünülmektedir. Bu nedenle seçilen ülkelerin her birinin kendi dinamikleri uyarınca tespit edilecek verilerle ayrı ayrı analizi gerektiği çalışmanın bir başka önemli sonucudur.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Çıkar Çatışması: Yazarlar çıkar çatışması bildirmemiştir.

Finansal Destek: Yazarlar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

Yazar Katkısı: Çalışma Konsepti/Tasarımı: O.Ö., S.B.; Veri Toplama: O.Ö.; Veri Analizi /Yorumlama: O.Ö., S.B.; Yazı Taslağı: O.Ö.; İçeriğin Eleştirel İncelemesi: S.B.; Son Onay ve Sorumluluk: O.Ö., S.B.

Peer-review Externally peer-reviewed.

Conflict of Interest The authors have no conflict of interest to declare.

Grant Support The authors declared that this study has received no financial support.

Author Contributions: Conception/Design of study: O.Ö., S.B.; Data Acquisition: O.Ö.; Data Analysis/Interpretation: O.Ö., S.B.; Drafting Manuscript: O.Ö.; Critical Revision of Manuscript: S.B.; Final Approval and Accountability: O.Ö., S.B.

Yazarların ORCID ID'leri / ORCID IDs of the authors

Oğuz ÖZTUNÇ 0000-0002-0296-6947

Seda BAYRAKDAR 0000-0003-3879-6561

KAYNAKLAR / REFERENCES

- Akbakay, Z., ve D. Barak. 2020. "Yükselen Piyasalarda Ekonomik Küreselleşme ve Gelir Eşitsizliği İlişkisi". *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi* 16(1):17-34. doi: 10.17130/ijmeb.700812.
- Akbulut, E. 2021. "Türkiye'de Enflasyon, Faiz, Vergiler ve Gelir Dağılımı İlişkisi: Ampirik Analiz". *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi* 17(1):147-69.
- Aktaş, E. E., ve S. Dokuzoğlu. 2022. "Enflasyon-Gelir Eşitsizliği İlişkisi: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkeler için Panel Eşik Değer Analizi". *Sosyoekonomi* 30(51):449-70. doi: 10.17233/sosyoekonomi.2022.01.22.
- Aman, A., U. Ahmad, ve S. M. Saleem. 2021. "Investigating the Link Between Macroeconomic Factors and Income Inequality of Asian Countries". *iRASD Journal of Economics* 3(3). doi: 10.52131/joe.2021.0303.0052.
- Arslan, M. A., ve M. Ü. Şaşmaz. 2021. "Kamu Borçlarının Gelir Dağılımı Üzerindeki Etkisi: Avrupa Birliği Geçiş Ekonomileri Örneği". *International Journal of Management Economics and Business* 17(3):660-80. doi: 10.17130/ijmeb.809634.
- Aydın, İ., ve B. Tuğrul. 2022. "Türkiye Eğitim Verisinin OECD Ülkeleri İle Karşılaştırılması". *SETSCI - Conference Proceedings* 14:1-7. doi: 10.36287/setsci.5.2.001.
- Ayres, J., M. Garcia, D. Guillen, ve P. Kehoe. 2021. "The History of Brazil". Ss. 133-96 içinde *A Monetary and Fiscal History of Latin America, 1960-2017*, editör T. J. Kehoe ve J. P. Nicolini. Minneapolis Minnesota: University of Minnesota Press.
- Beyaz Sipahi, B. 2021. "Türkiye'de Eğitim Harcamaları Gelir Dağılımı ve Enflasyon İlişkisi: Eşbütünlük Analizi". *Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi SBE Dergisi* 11(2):553-67. doi: 10.30783/nevsosbilen.869412.
- Bozık, M. S. 2019. "Reel Faiz Oranı ve Gelir Eşitsizliği Üzerindeki Etkisi". *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches* 6(2):107-20. doi: 10.26650/JEPR572329.
- Breusch, T. S., ve A. R. Pagan. 1980. "The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics". *The Review of Economic Studies* 47(1):239-53. doi: 10.2307/2297111.
- Bükey, A. M., ve B. I. Çetin. 2017. "Türkiye'de Gelir Dağılımına Etki Eden Faktörlerin En Küçük Kareler Yöntemi ile Analizi". *Maliye Araştırmaları Dergisi* 3(1):103-17.
- Cengiz, V., ve S. Demir. 2023. "Trade Openness, Financial Openness and Income Inequality: Empirical Evidence for MIST Countries/ Ticari Açıklık, Finansal Açıklık ve Gelir Eşitsizliği İlişkisi: MIST Ülkeleri İçin Ampirik Bulgular". *Uluslararası Ekonomi İşletme ve Politika Dergisi* 7(1):16-27. doi: 10.29216/ueip.1181188.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko, L. Kueng, ve J. Silvia. 2012. "Innocent Bystanders? Monetary Policy and Inequality in the U.S."
- Croissant, Y., ve G. Millo. 2019. *Panel Data Econometrics with R*. Hoboken, NJ Chichester: Wiley.
- Çınaroğlu, S. 2017. "Sağlık Harcamalarının Tahmininde Makine Öğrenmesi Regresyon Yöntemlerinin Karşılaştırılması". *Uludağ University Journal of The Faculty of Engineering* 22(2):179-200. doi: 10.17482/uumfd.338805.
- Doğan, E., ve C. Güler. 2021. "An Analysis of the Impacts of Financial Inclusion on Income Inequality in the Fragile Five Countries". *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi* 43(1):1-20. doi: 10.14780/muiibd.960047.
- Feenstra, R. C., ve G. H. Hanson. 1996. "Globalization, Outsourcing, and Wage Inequality". *The American Economic Review* 86(2):240-45.
- Feenstra, R. C., R. Inklaar, ve M. P. Timmer. 2015. "The Next Generation of the Penn World Table". *American Economic Review* 105(10):3150-82. doi: 10.1257/aer.20130954.

- Galor, O., ve D. Tsiddon. 1996. "Income Distribution and Growth: The Kuznets Hypothesis Revisited". *Economica* 63(250):S103. doi: 10.2307/2554811.
- Greenwood, J., ve B. Jovanovic. 1990. "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income". *The Journal of Political Economy* 98(5.):1076-1107.
- Guliyev, H. 2023. "Heterojen Yapısal Kırılmaları Dikkate Alan Heterojen Panel Veri Tahmincilerinin Türetilmesi: G7 Ülkelerinde Ekonomik Büyüme İle Enerji Tüketimi Arasındaki İlişki". Yayınlanmamış Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Gündüz, H. İ. 2014. "Panel Veri Modellerinde Parametre Homojenlik Testlerinin Performanslarının Karşılaştırılması ve Risk İle Getiri Oranı Arasındaki İlişkinin Analizi". Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Husain, S., K. Sohag, R. Hasan, ve S. M. R. Shams. 2020. "Interest Rate and Income Disparity: Evidence from Indonesia". *Strategic Change* 29(6):665-72. doi: 10.1002/jsc.2381.
- International Labour Organization. 2008. *World of Work Report 2008 - Income Inequalities In The Age Of Financial Globalization*. Geneva: International Labour Organization.
- İsagiller, A. 2007. "Income Distribution And Economic Growth". *Sosyal Bilimler Dergisi* (1):83-94.
- Khan, Z., ve M. A. Khan. 2023a. *Do Fiscal and Monetary Policies Contribute to Income Distribution? Empirical Evidence from Central Asian Countries*. preprint. In Review. doi: 10.21203/rs.3.rs-1756885/v1.
- Khan, Z., ve M. A. Khan. 2023b. "The Effect of Monetary Policy on Income Inequality: Empirical Evidence from Asian and African Developing Economies". *Journal of Central Banking Theory and Practice* 12(3):133-58. doi: 10.2478/jcbtp-2023-0028.
- Levine, R. 2005. "Finance and Growth: Theory and Evidence". Ss. 865-934 içinde *Handbook of Economic Growth*. C. 1, editör P. Aghion ve S. N. Durlauf. Elsevier.
- Magwedere, M. R., ve G. Marozva. 2022. "Monetary Policy and Inequality Links: Should Central Banks Be Concerned?" *Global Business Review* 097215092211152. doi: 10.1177/09721509221115227.
- de Melo Modenesi, A., K. da Costa, B. Modenesi, N. Montani, S. Kappes, ve F. N. da Costa. 2023. "Effects of Monetary Policy on Income Distribution: Evidence from Brazil". *IE/UFRJ Discussion Paper 029* | 2023 1-20.
- Moscone, F., ve E. Tosetti. 2009. "A Review and Comparison of Tests of Cross-Section Independence in Panels". *Journal of Economic Surveys* 23(3):528-61. doi: 10.1111/j.1467-6419.2008.00571.x.
- Odedokun, M. O., ve J. I. Round. 2004. "Determinants of Income Inequality and Its Effects on Economic Growth: Evidence from African Countries". *African Development Review* 16(2):287-327. doi: 10.1111/j.1017-6772.2004.00093.x.
- Öztürk, Ş. 2014. "Güney Afrika'nın Siyah Ekonomik Güçlendirme Stratejisi". *Çalışma ve Toplum* 4(43):125-60.
- Panetta, F. 2015. *The Distributional Consequences of Monetary Policy*. Amsterdam: De Nederlandsche Bank.
- Pesaran, M. H. 2004. "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels". *SSRN Electronic Journal*. doi: 10.2139/ssrn.572504.
- Pesaran, M. H. 2007. "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence". *Journal of Applied Econometrics* 22(2):265-312.
- Pesaran, M. H., ve T. Yamagata. 2008. "Testing Slope Homogeneity in Large Panels". *Journal of Econometrics* 142(1):50-93. doi: 10.1016/j.jeconom.2007.05.010.
- Pesaran, M. H. 2006. "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure". *Econometrica* 74(4):967-1012.
- Piketty, T. 2014. *Capital in the Twenty-First Century*. Cambridge Massachusetts: The Belknap Press of Harvard University Press.
- Polat, M. A. 2021. "Vergilendirme Politikalarının Gelir Dağılımı Üzerindeki Etkileri: AB Ülkeleri ve Türkiye İçin Yeni Nesil Bir Panel Veri Analizi". *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi* 12(29):131-48. doi: 10.21076/vizyoner.725562.
- Rappaport, J. 1999. *How Does Labor Mobility Affect Income Convergence? FRBKC Research Working Papers*. RWP 99-12. Kansas: Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Solt, F. 2020. "Measuring Income Inequality Across Countries and Over Time: The Standardized World Income Inequality Database". *Social Science Quarterly* 101(3):1183-99. doi: 10.31235/osf.io/mwnje.
- Şanlı, D. 2019. "Ekonomik Büyüme ve Nitelik Uyarlanmış Beşeri Sermaye İlişkisi: 1973-2013 Panel Veri Çalışması". *Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi* 19(3):551-71. doi: 10.11616/basbed.v19i49542.582413.
- Taghizadeh-Hesary, F., N. Yoshino, ve S. Shimizu. 2018. "The Impact of Monetary and Tax Policy on Income Inequality in Japan". *The World Economy* 43(10):2600-2621. doi: 10.1111/twec.12782.
- T.C. Ticaret Bakanlığı. 2023. *Endonezya Ülke Profili*. T.C. Ticaret Bakanlığı Uluslararası Anlaşmalar ve Avrupa Birliği Genel Müdürlüğü.
- Villanthenkodath, M. A., ve M. K. Mahalik. 2022. "Does Real Interest Rate Reduce Income Inequality in India? Evidence from Multivariate Framework Analysis." *European Journal of Government and Economics* 11(2):193-209. doi: 10.17979/ejge.2022.11.2.8652.
- Vomberg, A., ve S. Wies. 2021. "Panel Data Analysis: A Nontechnical Introduction for Marketing Researchers". Ss. 1-58 içinde *Handbook of Market Research*, editör C. Homburg, M. Klarmann, ve A. E. Vomberg. Cham: Springer International Publishing.
- Yerdelen Tatoğlu, F. 2020a. *İleri Panel Veri Analizi: Stata Uygulamalı*. 4. Baskı. İstanbul: Beta Basım Yayım Dağıtım A.Ş.
- Yerdelen Tatoğlu, F. 2020b. *Panel Zaman Serileri Analizi: Stata Uygulamalı*. 3. Baskı. İstanbul: Beta Basım Yayım Dağıtım A.Ş.
- Yumuşak, İ. G., ve M. Bilen. 2000. "Gelir Dağılımı - Beşeri Sermaye İlişkisi ve Türkiye Üzerine Bir Değerlendirme". *K.Ü. Sosyal Bilimler Dergisi* 1(1):77-96.
- Zheng, Z. 2020. "Inflation and Income Inequality in a Schumpeterian Economy With Menu Costs". *Economics Letters* 186:108524. doi: 10.1016/j.econlet.2019.07.009.

Atıf Biçimi / How Cite This Article

Oztunc, O., & Bayrakdar, S. (2024). Kırılğan beşli ülkelerinde gelir dağılımının dinamikleri: ampirik bir uygulama. *Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi*, 87, 89-103. <https://doi.org/10.26650/jspc.2024.87.178222>