

Türkiye’de Politik Kuznets Eğrisi Hipotezinin Test Edilmesi: ARDL Sınır Testi Analizinden Kanıtlar

Ali ACARAVCI¹, Ergül HALİŞÇELİK²

ÖZ: Bu çalışma, Türkiye’de Politik Kuznets Eğrisi Hipotezini geçerliliğini 1987-2017 dönemi için gecikmesi dağıtılmış otoregresif (ARDL) modeli ile araştırmaktadır. Ampirik sonuçlara göre hem kısa hem de uzun dönem için: i) Kişi başı reel gelir, gelir eşitsizliği üzerinde azaltıcı etkiye sahiptir. ii) Demokrasi ve gelir eşitsizliği arasında U-biçimli bir ilişki varlığı, Politik Kuznets Eğrisi Hipotezini geçerli olmadığını göstermektedir: Düşük seviyedeki demokrasideki iyileşmeler de gelir eşitsizliği üzerinde azaltıcı etkiye ve yüksek seviyedeki demokrasideki iyileşmeler ise olumsuz etkiye sahiptir. iii) Tüketici fiyatları endeksindeki artışlar ise gelir eşitsizliği üzerinde güçlü bir olumsuz etkiye sahiptir. Ampirik sonuçları değerlendirildiğinde daha düşük bir gelir adaletsizliği için, sürdürülebilir bir ekonomik büyüme, daha ılımlı bir enflasyon ve daha yüksek bir demokrasi seviyesi ortamında iktisat politikası araçlarının adil gelir dağılımına yönelik daha hassas kullanılması gerekmektedir.

Anahtar Sözcükler: Gelir eşitsizliği, demokrasi, enflasyon, Türkiye, ARDL sınır testi
JEL Kodu: C22, D33, E31, O15

Testing of the Political Kuznets Curve Hypothesis in Turkey: Evidence from ARDL Bounds Testing Analysis

ABSTRACT: This study explores the validity of the Political Kuznets Curve Hypothesis in Turkey for the period 1987-2017 by using the autoregressive distributed lag (ARDL) bounds test approach to cointegration. According to empirical results for both short-run and long-run: i) Per capita income has a reducing effect on income inequality. ii) There is a U-shaped relationship between democracy and income inequality that is implied that the Political Kuznets Curve hypothesis is not valid: An improving at the low level of democracy has also reducing effect and the high level of democracy has an increasing effect on income inequality. iii) Finally, a rising the consumer price index has a strong negative effect on income inequality. When the empirical results are evaluated, economic policy tools should be used more sensitively towards fair income distribution in an environment of lower income inequality, sustainable economic growth, more moderate inflation and a higher level of democracy.

Keywords: Income inequality, democracy, inflation, Turkey, ARDL bounds testing
JEL Code: C22, D33, E31, O15

¹ İktisat Bölümü, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Hatay Mustafa Kemal Üniversitesi, Hatay.
Email: acaravci@mku.edu.tr ORCID: 0000-0002-6662-6175

² Adana Büyükşehir Belediyesi, Adana.
Email: ehcelik@gmail.com ORCID: 0000-0003-2693-594X

1.Giriş

İktisat politikaları; tarihsel olarak toplam çıktı miktarını odaklanmış olsa da günümüzde çıktı artışına bağlı olarak artan toplam refahın, toplumu oluşturan bireyler arasında nasıl bölüşürüleceği de önem kazanmıştır. Nitekim Birleşmiş Milletler tarafından ilan edilen Binyıl Kalkınma Hedefleri (United Nations) insani gelişme yolunda refah artışına büyük önem atfederken, Binyıl Kalkınma Hedeflerinin devamı niteliğinde olan Sürdürülebilir Kalkınma Hedeflerinde (United Nations) yaratılan gelirin adil bölüşümüne güçlü bir vurgu yapılmıştır. Bu kapsamda Sürdürülebilir Kalkınma Hedeflerinin 10. hedefi, başta gelir dağılımı adaletsizliği ile mücadele olmak üzere; eşitsizliklerin iktisadi, sosyal ve kültürel alanlarda azaltılması hedeflenmiştir. Gelir eşitsizliğinin azaltılması noktasında 2030 itibariyle toplumun en düşük gelire sahip %40'lık diliminin ulusal gelir artışının üzerinde bir gelir artış ortalamasına sahip olması hedeflenmektedir. Dolayısıyla günümüzde toplam refahını artırmak kadar, refahı bireyler arasında adil bölüşürmek de hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkeler için hem güncel bir iktisadi problemdir. Adil gelir dağılımı olgusunun önemini Piketty (2014: 2) “Zenginliğin bölüşümü sorunu yalnızca ekonomistlere, sosyologlara, tarihçilere ve diğer düşünürlere emanet edilemeyecek kadar önemlidir” sözleriyle ifade etmiştir.

İktisadi refah artışından bireylerin nasıl pay alacağına dair geliştirilen öncü teoriler salt iktisadi kavramları temel almıştır. Bu noktada iktisadi ve sosyal çerçevenin çizilmesinde hayati öneme sahip olan kurumsal faktörlerin rolü ihmal edilmiştir. Ancak kurumlar, iktisadi işleyişi en az iktisadi ajanlar kadar etkilemesi nedeniyle önemlidir. Kurumlar, iktisadi ve politik süreçlerin işleyişini doğrudan etkilemekte, iktisadi ve politik mübadelelerin sınırlarını çizmekte, bireyleri teşvik eden unsurları doğrudan ve dolaylı etkilemekte ve bireylerin yürütebileceği faaliyetlerin kompozisyonunu etkileyerek bireylerin gelirden alacakları payı da belirlemektedir (Akalin, 2018; Amendola vd., 2013: 44; Chong ve Calderon 2000: 761). Adil bölüşümün sağlanabilmesi noktasında kurumların rolü, öncelikle kurumların nasıl ölçüleceğine dair var olan bilgi eksikliği nedeniyle ampirik çalışmalarda araştırılmamış, bu alanda verilen ilk eserler kavramsal düzeyde kalmıştır. Kurumların ölçümüne dair endeks ve göstergelerin geliştirilmesi ile beraber kurumsal kalitenin ölçülmesi mümkün hale gelmiştir. Ancak gelir dağılımının hangi kurumsal gösterge ile modelleneceği bir diğer önemli tartışma konusu olmuş, demokrasi ise önemli bir kurumsal gösterge olarak öne çıkmıştır.

Demokratikleşme hareketlerinde bir artış, bireylerin karar alma süreçlerine katılımını güçlendirerek bir sonraki dönemde oluşacak sübvansiyon, faiz, vergi gibi geliri doğrudan etkileyen politikaların nasıl oluşturulacağını, bir diğer ifadeyle gelirin bir sonraki dönem nasıl dağıtılacağını oylamasına olanak sağlar. Ayrıca demokratikleşme bireylerin beşerî sermaye birikimi için hayati öneme sahip olan eğitim faaliyetlerine katılmaları için gerekli alt yapının oluşturulması konusunda politikacılardan taahhüt almalarına, böylece kalifiye emek arzı ile gelirlerini artırarak gelir dağılımı içinde daha yüksek skalaya çıkabilmelerine katkı yapar (Acemoglu and Robinson, 2000; Acemoglu and Robinson, 2002). Ancak demokrasinin ilerleyen aşamalarında baskı gruplarının güçlenmesi ile beraber, iktisadi ve politik yaşamda lobi faaliyetleri artabilir. Bu durum ise iktisadi faaliyetlerin verimli alanlardan ziyade rant dayalı verimsiz alanlara yönelmesine sebep olabilir. Böylece yaratılan refahın tabana yayılımını güçleştirir ve dolayısıyla toplam gelirden artışa rağmen bireylerin gelirden aldıkları pay artmayabilir ve gelir dağılımı bozulabilir. Demokrasi ve gelir dağılımı arasında ters U tipi bir ilişki olduğu varsayımına dayanan bu yaklaşık, literatürde “Politik Kuznets Eğrisi (Political Kuznets Curve (PKC)) Hipotezi” olarak adlandırılır (Chong ve Calderon, 2000; Chong, 2004). Dolayısıyla demokrasinin gelir dağılımı üzerinde yaratacağı etkinin net olmadığı ifade edilebilir.

Bu çalışmada Türkiye ekonomisinde 1987-2017 dönemi için demokrasi-gelir dağılımı PKC hipotezi çerçevesinde zaman serisi yöntemleri ile araştırılmıştır. Literatürde araştırıldığı kadarıyla Türkiye’de PKC hipotezi çerçevesinde gelir dağılımı-demokrasi ilişkisini araştıran çalışmaya rastlanılmamıştır. Bu açıdan çalışma, demokrasinin gelir dağılımı üzerindeki etkisinin kısa ve uzun vadede anlaşılmasına ve etkin politika çıkarımları yapılmasına katkı yapabilir.

2. Literatür Taraması

Kurumsal kalite-gelir dağılımı ilişkisini irdeleyen çalışmalardan öne çıkanlar Tablo 1’de sunulmuştur. Buna göre çalışmaların büyük bir kısmı kurumsal kalitede iyileşmelerin gelir dağılımı adaletsizliğini düşürücü etki yarattığına ulaşmıştır.

Tablo 1: Kurumsal Kalite-Gelir Dağılımı

Yazar(lar)	Örneklem-Dönem	Gösterge	Bulgular
Barro (2000)	100 Ülke, 1960-1990	Demokrasi	Negatif Etki
Chong ve Calderon (2000)	105 Ülke, 1982-1995	Kurumsal Kalite	Ters U
Reveny ve Li (2003)	69 Ülke, 1960-1996	Demokrasi	Negatif Etki
Cogneau ve Guénard (2003)	73 Ülke, 1980-1989	Demokrasi	Negatif Etki
Chong (2004)	51 Ülke, 1960-1995	Demokrasi	Ters U
Tam (2008)	84 Ülke, 1960-1990	Demokrasi	Ters U
Wagle (2009)	5 Ülke; 1980-2013	Demokrasi	Pozitif Etki
Apergis vd. (2010)	50 ABD Eyaleti, 1980-2004	Yolsuzluk	Negatif Etki
Oloufade (2012)	39 Gelişmekte Olan Ülke, 1984-1999	Demokrasi	Negatif Etki
Amendola vd. (2013)	62 Gelişmekte Olan Ülke, 1970-2004	Mülkiyet Hakkı Güvencesi	Pozitif Etki
Adeleye (2014)	137 Ülke, 2000-2012	Kanun ve Düzen	Negatif Etki
Khosroabadi vd. (2015)	Güney Asya, OECD ve OIC Ülke-leri; 1999-2010	Demokrasi	Anlamsız Etki
Hartmann vd. (2015)	150 Ülke, 1962-2012	İfade özgürlüğü ve Hesap Verilebilirlik	Anlamsız Etki
Afesorgbor ve Mahadevan (2016)	68 Ülke, 1960-2008	Demokrasi	Negatif Etki
Anyanwu vd. (2016)	17 Afrika Ülkesi, 1970-2011	Demokrasi	Negatif Etki
Akalin ve Uzgören (2019)	Gelişmiş (29) ve Gelişmekte Olan Ülkeler (24)	Kurumsal Kalite	Gelişmiş Ülkelerde Negatif Etki Gelişmekte Olan Ülkelerde Pozitif Etki

Tam (2008), dinamik panel veri tahminlerinden, Politik Kuznets eğrisinin ekonomik Kuznets eğrisinden daha geçerli olduğu ve politik Kuznets eğrisinin varlığı ve geçerliliğine ait istatistiksel güvenilirliğin, kullanılan demokrasi endeksine de duyarlı olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca yatay kesit regresyondan, özellikle bağımlı değişken olarak yoksulların gelir payı kullanıldığında daha güçlü sonuçlar elde edilmiştir. Diğer taraftan demokrasi-gelir dağılımı konusunda bulgular baskın olarak demokrasinin gelir dağılımını iyileştirici etkisi olduğu yönündeyken, Wagle (2009) demokrasinin gelir dağılımı adaletsizliğini artırıcı etkisi olduğu sonucuna erişirken, Khosroabadi vd. (2015) ise istatistiksel olarak anlamsız bir ilişki tespit etmiştir. Literatür taramasında da görüldüğü üzere Türkiye örneğinde demokrasi-gelir dağılımı ilişkisini PKC hipotezi çerçevesinde inceleyen çalışma bulunmamaktadır. Bu bağlamda çalışma literatürdeki ilgili boşluğu doldurmaya katkı sağlamayı amaçlamaktadır.

3. Model ve Veri Seti

Türkiye Politik Kuznets Eğrisi Hipotezinin geçerliliği, 1987-2017 dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılarak aşağıdaki logaritmik doğrusal denklem aracılığıyla incelenmiştir:

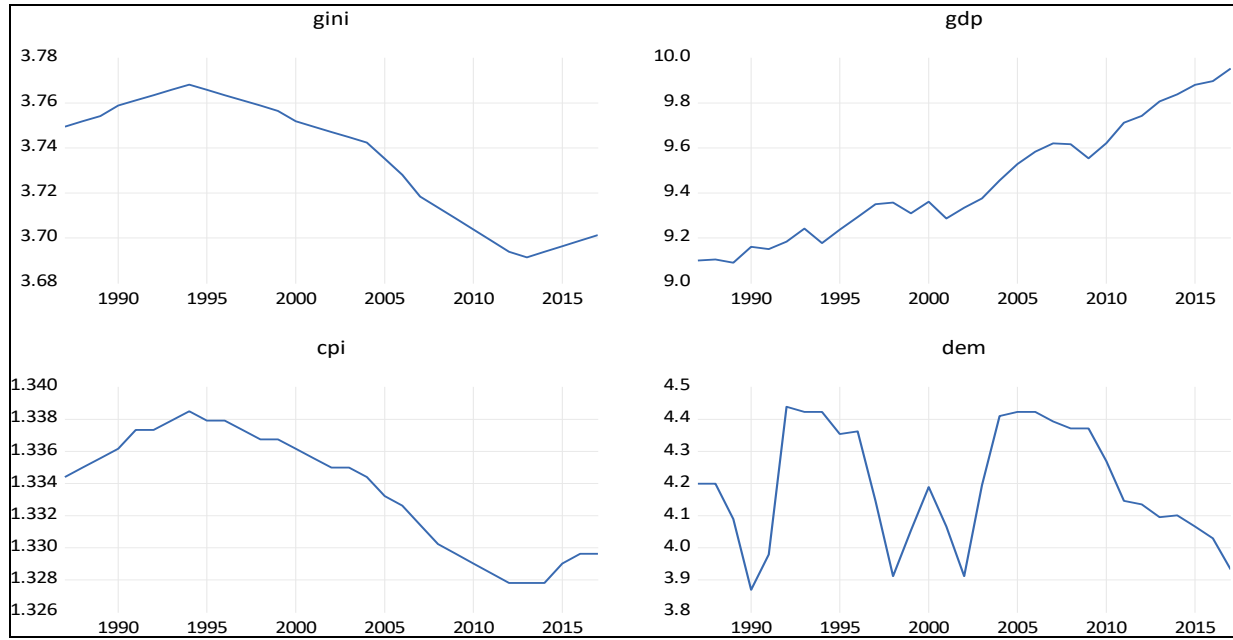
$$gini_t = \beta_1 + \beta_2 gdp_t + \beta_3 cpi_t + \beta_4 dem_t + \beta_5 demsq_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada *gini*, gelir dağılımı eşitsizliği gösteren gelir dağılımı verisidir. Değişkenin değerindeki artışlar, gelir dağılımı eşitsizliğinin arttığı anlamına gelmektedir. Bu değişken, Solt (2020) tarafından hesaplanan Standartlaştırılmış Dünya Gelir Eşitsizliği Veri Tabanı (SWIID)'ndan alınmıştır. *gdp* değişkeni, 2010=100 bazlı kişi başına reel gayrisafı yurt içi hâsıla ve *cpi* değişkeni ise 2010=100 bazlı tüketici fiyatları endeksidir. *gdp* ve *cpi* değişkenleri, Dünya

Bankası Dünya Gelişme Göstergeleri çevrimiçi veri tabanından (World Bank World Development Indicators online database) alınmıştır. *dem*, Politik Risk Servisi (Political Risk Services, PRS)) Grubu tarafından hazırlanan Politik Risk Servisi kanun ve düzen ile demokratik hesap verilebilirlik alt bileşenlerinin aritmetik ortalamasıdır. Minimum 0 maksimum 6 değerine sahip veri, minimum 0 maksimum 100 değeri olacak şekilde yeniden ölçeklendirilmiştir. *demsq*, *dem* değişkeninin karesidir.

Analizde kullanılan verilerin zaman serisi grafikleri ise Şekil 1’de yer almaktadır. Bu şekil incelendiğinde kişi başı reel gelir, yıllar itibariyle düzenli olarak artmıştır. 1990’lı ortalarına kadar *gini* değişkeninin pozitif eğimli olduğu, yani gelir dağılımı eşitsizliğinin arttığı; 1994 yılından 2013 yılına kadar negatif eğimli olduğu, gelir dağılımında iyileşmeler olduğu görülmektedir. 2013 yılı sonrasında ise yeniden gelir dağılımı eşitsizliği artmaya başlamıştır. Tüketici fiyatları ile gelir dağılımı grafiklerinin genel eğilimleri arasında büyük benzerlikler bulunmaktadır. Fiyatlardaki azalışlarla gelir dağılımdaki düzelmelerin aynı yıllarda olduğunu göstermektedir. Yüksek enflasyon döneminde gelir dağılımı eşitsizliğini artarken; düşük enflasyon döneminde gelir dağılımı eşitsizliğini azalmaktadır. İncelenen dönemde demokrasi değişkeninin istikrarsız bir seyir izlediği ve bu değişkende sürekli dalgalanmalar olduğu görülmektedir.

Şekil 1: Değişkenlerin Logaritmik Düzey Grafikleri



4. Yöntem

Bu çalışmada zaman serisi ekonometrisi kapsamında durağanlık analizinde, Kwiatkowski, vd. (1992) tarafından geliştirilen Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testi kullanılmıştır. Uzun dönemli ilişkilerin belirlenmesi için son yıllarda yaygın olarak kullanılan gecikmesi dağıtılmış otoregresif (Autoregressive Distributed Lag-ARDL) Eşbütünleşme Sınır Testi yöntemine başvurulmuştur.

4.1.Durağanlık Analizi

KPSS birim kök testi, hata terimlerinin uzun dönem varyansının parametrik olmayan tahmincisine dayanmaktadır. Bu test aşağıdaki denklemi kullanmaktadır:

$$Y_t = \delta_t + r_t + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Burada δ , eğilim katsayısı, r tesadüfi terimi ve ε ise bozucu terimi göstermektedir. Tesadüfi terim, bir gecikmeli değeri ile aşağıdaki gibi bir ilişki içindedir:

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Burada u , rassal terimin bir gecikmeli değeri ile kendisi arasındaki hata terimidir. Bu hata terimi KPSS testi için özel varsayımların kurulduğu bir hata terimidir, buna göre bu hata terimi ardışık bağımlı olmayan ve sabit varyans ilkelerine sahip (σ_u^2) eşitliğidir. Bu hata teriminin varyansının sıfıra eşit olması, r_t 'nin durağan olması koşulu sağlamaktadır.

KPSS testinin yokluk hipotezi $H_0 : \sigma_u^2 = 0$ “serinin durağan olduğu” ve alternatif hipotez ise $H_0 : \sigma_u^2 \neq 0$ “serinin durağan olmadığı” şeklinde tanımlanmaktadır. Hesaplanan LM test istatistiği, Kwiatkowski, vd (1992) tarafından hazırlanmış kritik değerleri ile karşılaştırılarak bu hipotezler hakkındaki karar verilmektedir.

4.2. Eşbütünleşme Analizi

Bu çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin varlığı, kısa ve uzun dönem katsayıların tahmini için ARDL Sınır Testi yaklaşımı kullanılmıştır. Bu yaklaşım, Engle ve Granger (1987) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen eş bütünleşme analiz yöntemlerine kıyasla bazı üstünlüklere sahiptir. Bu üstünlükler kısaca şu şekilde sıralanabilir: i) ARDL Sınır Testi için değişkenlerin tamamının aynı dereceden bütünleşik olma zorunluluğu yoktur. Ancak serilerin I(2) olması durumunda bu test kullanılabilir değildir. ii) Bu test, kullanılan örneklemin küçük ya da bazı açıklayıcı değişkenlerin içsel olması durumunda bile etkin bir tahmincidir. iii) Bu yöntemde modele dahil edilen değişkenler için farklı gecikme kullanılabilmektedir. iv) İndirgenmiş denklem kullanılarak, modelin kısa ve uzun dönem katsayıları birlikte tahmin edilebilmektedir (Ozturk ve Acaravci, 2013, 263-264).

Bu yaklaşımda (1) no’lu denklemlerde yer alan değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi, aşağıdaki model ile araştırılmaktadır:

$$\Delta gini_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} \Delta gini_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{3i} \Delta gdp_{t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_{4i} \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=0}^s \alpha_{5i} \Delta dem_{t-i} + \sum_{i=0}^z \alpha_{6i} \Delta demsq_{t-i} + \delta_1 gini_{t-1} + \delta_2 gdp_{t-1} + \delta_3 cpi_{t-1} + \delta_4 dem_{t-1} + \delta_5 demsq_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (4)$$

ARDL Sınır Testi, yokluk hipotezinin ($H_0 : \delta_n = 0$) alternatif hipoteze ($H_1 : \delta_n \neq 0$) ($n = 1, 2, 3, 4, 5$.) karşı, F-testi veya Wald testi aracılığıyla sınanmasına dayanmaktadır. Eğer hesaplanan test istatistiği, kritik üst sınır değerinden büyükse, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ifade eden yokluk hipotezi reddedilmektedir. Hesaplanan test istatistiği kritik alt sınır değerinden küçük ise değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ifade eden yokluk hipotezi kabul edilmektedir (Ozturk ve Acaravci, 2013, 263-264).

ARDL sınır testi yaklaşımına göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilirse, denklemin hata düzeltme terimi (ect) ve modelin hata düzeltme dinamiği, sırayla (5) no’lu ve (6) no’lu denklemlerdeki gibi tahmin edilebilir. ect’in katsayısı negatif işaretlidir ve katsayısının büyüklüğü, uzun dönemli dengeden bir sapma olduğunda her bir dönemde, uzun dönemli dengeye ne ölçüde geri dönüş olacağını göstermektedir:

$$ECT_t = gini_t - \beta_1 - \beta_2 gdp_t - \beta_3 cpi_t - \beta_4 dem_t - \beta_5 demsq_t \quad (5)$$

$$\Delta gini_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} \Delta gini_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{3i} \Delta gdp_{t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_{4i} \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=0}^s \alpha_{5i} \Delta dem_{t-i} + \sum_{i=0}^z \alpha_{6i} \Delta demsq_{t-i} + \psi ECT_{t-1} + \varepsilon_{4t} \quad (6)$$

5. Bulgular

Bu çalışmada, 1987-2017 dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılmıştır. İlk olarak zaman serisi ekonometrisi durağanlık analizi kapsamında KPSS birim kök testi yapılmıştır. Durağanlık analizi sonuçları, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkiyi açıklamak amacıyla kullanılan ARDL sınır testi yöntemi ön koşullarını sağlamaktadır. Eşbütünleşme analizi sonuçları ise değişkenler arasında uzun dönemli istikrarlı bir ilişkinin varlığını doğrulamaktadır.

5.1. Durağanlık Analizi Sonuçları

Modeldeki değişkenlerin durağanlık düzeylerinin tespiti için elde edilen sonuçlar aşağıdaki aşağıda Tablo 2’de sunulmuştur. KPSS birim kök testi sonuçlarına göre, *gini* ve *gdp* değişkenleri fark durağandır, *cpi*, *dem* ve *demsq* değişkenleri ise düzey seviyelerinde durağandır. Modelde yer alan değişkenlerin hiç biri 2.dereceden fark durağan değildir. Tüm bu sonuçlar, ARDL sınır testinin uygulanması için durağanlık derecelerinin uygun olduğu anlamına gelmektedir.

Tablo 2: Birim Kök Testleri Sonuçları

Değişkenler	KPSS Birim Kök Testi	
	Düzyey (Model c+t)	1.Fark (Model c)
<i>gini</i>	0,152 (4)	0,249 (4)
<i>gdp</i>	0,175 (3)	0,200 (3)
<i>cpi</i>	0,142 (4)	
<i>dem</i>	0,084 (3)	
<i>demsq</i>	0,083 (3)	
<i>cv</i>	0,146	0,463

Açıklamalar: c+t, trend ve sabiti içeren; c sadece sabiti içeren birim kök testlerinde kullanılan modellerdir. Gecikme sayıları parantez içinde belirtilmiştir. En uygun gecikme sayısı, Newey-West düzeltmesine göre seçilmiştir. cv % 5 anlamlılık düzeyleri için kritik değerlerdir ve Kwiatkowski, vd (1992) Tablo 1’den alınmıştır.

5.2. Eşbütünleşme Analizi Sonuçları

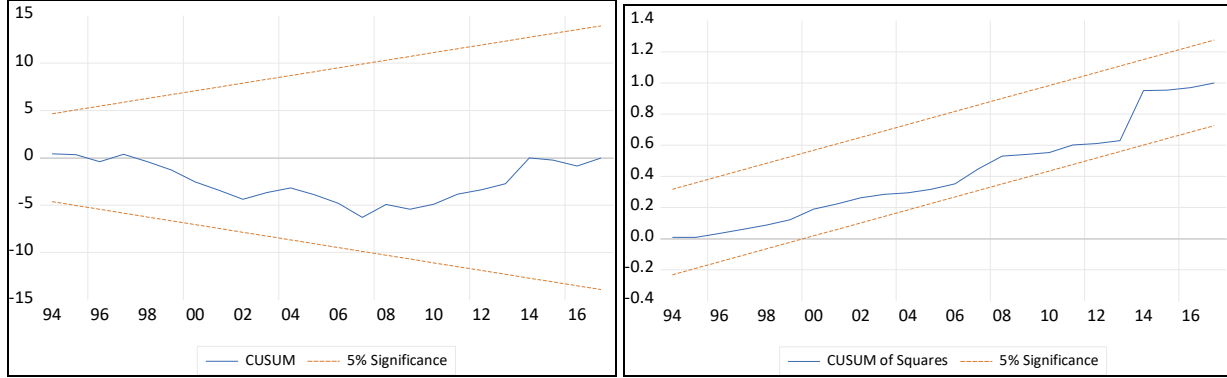
En uygun ARDL modelinin seçiminde Schwarz-Bayesian bilgi kriteri kullanılmıştır. Elde edilen modellerin ekonometrik açıdan uygunluğu için teşhis tanısı testleri yapılmıştır. Bu testler, otokorelasyon için Breusch-Godfrey seri korelasyon testi, değişen varyans için Breusch-Pagan-Godfrey değişen varyans testi, hata terimlerinin normal dağılımını test etmeye yönelik Jarque-Bera testi ve model tanımlama hataları için Ramsey model tanımlama hatası testidir. Tablo 3’de yer alan teşhis tanısı test istatistik sonuçlarına göre; çalışmada kullanılan modelde, değişen varyans, otokorelasyon, hata terimlerinin normal dağılmama sorunları yoktur ve model tanımlama hatası da bulunmamaktadır. ARDL sınır testi sonuçlarına göre, eşbütünleşme sınır testi için hesaplanan F istatistik değeri 46,03 olup, %5 kritik üst değerden daha büyüktür. Bu sonuca göre %5 hata düzeyinde, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur hipotezi ret edilmektedir. Ayrıca modellerin katsayıların zaman içerisinde istikrarlı olup olmadığını incelemek amacıyla Brown, vd. (1975) tarafından önerilen Cusum ve Cusum Kareleri (Cumulative Sum-Cusum) testi incelenmiştir. Şekil 2’de görüldüğü üzere, ARDL modeline ait katsayılar, ilgili dönemde %5 kritik sınırlar içerisinde yer aldığı için istikrarlıdır.

Tablo 3: ARDL Sınır Testleri Sonuçları

En Uygun ARDL modeli	<i>gini = f(gdp, cpi, dem, demsq)</i>		(1,0,0,0,0)
<i>F Testi</i>	46,03	5 % Alt ve Üst Sınır	3,058 ve 4,223
<i>LM Testi</i>	0,281 [0,560]	<i>NORM Test</i>	0,721 [0,697]
<i>HET Testi</i>	1,156 [0,949]	<i>RESET Testi</i>	0,004 [0,949]

Açıklamalar: En uygun ARDL modelinin seçiminde Schwarz-Bayesian kriteri kullanılmıştır. ARDL Sınır Testi istatistiği için kritik değerler, sonlu örnek (n=30) için alt sınır ve üst sınır değerleridir. LM ve HET değerleri, Breusch-Godfrey seri korelasyon testi ve farklı varyans için hesaplanan Breusch-Pagan-Godfrey değişen varyans testi istatistik değerleridir. NORM değeri, Jarque-Bera test istatistiği olup, hata terimlerinin normal dağılımını test etmeye yöneliktir. Bu istatistikler, χ^2 dağılımlıdır. RESET, Ramsey model tanımlama hatası testidir ve F dağılımlıdır. Test istatistikleri için hesaplanan p-değerleri, köşeli parantez içinde gösterilmiştir.

Şekil 2: ARDL Sınır Testleri için CUSUM ve CUSUM Kareleri Testleri



(a) CUSUM Testi

(b) CUSUM Kareleri Testi

Tablo 4’de ARDL yöntemi ile elde edilen uzun dönem katsayılar ve hata düzeltme modeli sonuçları yer almaktadır. Bu tablodaki aşağıda özetlenmiştir:

i. Kişi başı reel gelirdeki artışlar, hem kısa hem de uzun dönemde gelir dağılımının düzelmesine küçük ama olumlu etkileri bulunmaktadır. Kısa dönemde kişi başı gelirden %1 düzeyinde bir artış, gelir dağılımı eşitsizliği üzerinde -% 0,017’lik bir etkiye sahipken; uzun dönemde ise -% 0,023’lük bir etkiye sahiptir.

ii. Tüketici fiyatları endeksindeki artışlar hem kısa hem de uzun dönemde gelir dağılımının bozulmasını güçlü bir şekilde etkilemektedir. Kısa dönemde tüketici fiyatları endeksindeki %1 düzeyinde bir artış, gelir dağılımı eşitsizliği üzerinde % 4,421’lik bir etkiye sahipken; uzun dönemde ise % 5,906’lık bir etkiye sahiptir.

iii. Demokratik yapıda iyileşmeler hem kısa hem de uzun dönemde gelir dağılımını olumlu etkilemektedir. Kısa dönemde demokrasi değişkeninde %1 düzeyinde bir artış, gelir dağılımı eşitsizliği üzerinde -% 0,190’lik bir etkiye sahipken; uzun dönemde ise -% 0,254’lük bir etkiye sahiptir.

iv. Demokrasi değişkeninin karesi ise hem kısa hem de uzun dönemde gelir dağılımı üzerinde küçük ama olumsuz etkileri bulunmaktadır. Kısa dönemde demokrasi değişkeninin karesinde %1 düzeyinde bir artış, gelir dağılımı eşitsizliği üzerinde % 0,023’lik bir etkiye sahipken; uzun dönemde ise % 0,027’lük bir etkiye sahiptir.

v. Hata düzeltme mekanizmasının çalışabilmesi için hata düzeltme katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması gerekmektedir. Bu katsayı, uzun dönem dengesinden bir sapma olduğunda, yeniden uzun dönem dengesine dönüşün varlığını ve hızını ifade etmektedir. Tablo 3’de hata düzeltme modeli katsayısı değerlendirildiğinde, hata düzeltme katsayısı -0,749 ve bu değer, istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuç, uzun dönem dengesinden bir sapmanın yaklaşık 2 yıl içerisinde ortadan kalkacağını göstermektedir.

Tablo 4: Uzun Dönem Katsayılar ve Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

	Uzun Dönemli Katsayılar		Koşullu Hata Düzeltme Modeli
<i>gdp</i>	-0,023 [0,000]	Δgdp	-0,017 [0,000]
<i>cpi</i>	5,906 [0,000]	Δcpi	4,421 [0,020]
<i>dem</i>	-0,254 [0,020]	Δdem	-0,190 [0,019]
<i>demsq</i>	0,027 [0,020]	$\Delta demsq$	0,023 [0,020]
<i>Sabit</i>	-3,385 [0,000]	<i>Sabit</i>	-2,534 [0,000]
		<i>ect(-1)</i>	-0,749 [0,000]

R^2	0,6413
\bar{R}^2	0,5760
F Test	9,8316 [0,0001]

Açıklamalar: Δ , birinci sıra fark operatörü ve ϵ , hata düzeltme katsayısıdır. Katsayılar için hesaplanan p-değerleri, köşeli parantez içinde gösterilmiştir.

6.Sonuç

Bir ekonomide yüksek kişi başı gelire sahip olmanın yanında, gelirin adil dağılımı da önemli bir hedefdir. Bu nedenle devletin, iktisat politikası araçları ile hâlihazırda mevcut ekonomik yapı ve kurumlar ortamında ekonomik gelirin daha adil dağılımı yönündeki faaliyetleri bulunmaktadır. Kurumsal yapının önemli bir unsuru olan demokrasi ortamı, bireylerin karar alma süreçlerine katılımını, dolayısıyla gelirin dağılımını yönlendirecek iktidarın ve iktidar politikalarının oluşumunun şekillenmesinde rol oynamaktadır.

Bu çalışmada demokrasi-gelir dağılımı ilişkisi, PKC hipotezi çerçevesinde Türkiye ekonomisi için 1987-2017 dönemi verileri kullanılarak araştırılmıştır. Ampirik sonuçlar değerlendirildiğinde:

Kişi başı reel gelirden artışlar hem kısa hem de uzun dönemde gelir eşitsizliği üzerinde azaltıcı etkiye sahiptir. Bu sonuç, ekonomik büyüme dönemlerinde istihdam kayıplarının düşük düzeyde kalması ve hane halkı gelirlerindeki artışların da katkısıyla, Türkiye ekonomisinde ekonomik büyümenin sürdürülebilirliğinin gelir adaletsizliğini azaltmada önemli rol üstlendiğini göstermektedir.

Demokrasi ve gelir eşitsizliği arasında U-biçimli bir ilişki elde edilmiştir. Düşük seviyede demokrasi ortamındaki iyileşmeler gelir eşitsizliğini azaltırken; daha yüksek seviyede demokrasi ortamındaki iyileşmeler ise gelir eşitsizliğini olumsuz etkilemektedir. Bu sonuçlar, Politik Kuznets Eğrisi Hipotezinin geçerli olmadığını göstermektedir. Demokrasinin ilerleyen aşamalarında gelir eşitsizliğinin artma eğilimi göstermesi, baskı gruplarının güçlenerek, iktisadi ve politik yapıda daha etkili lobi faaliyetlerinin oluşmasına bağlanabilir. Böyle bir ortamda iktisadi faaliyetler, verimli alanlardan ziyade rantı dayalı verimsiz alanlara yönelirse, toplam gelir artışında bir yavaşlama veya azalma meydana gelmesi söz konusu olacaktır. Bir başka olası gelişme ise baskı gruplarının lobi faaliyetleri nedeniyle gelirin yeniden dağılımı süreçlerinde devletin gelirin dağılımını yönlendirecek iktidar ve iktidar politikalarının oluşumunun şekillenmesinde etkili rol oynamasıdır. Her iki olası gelişme, gelir artışının yavaşlaması ve mevcut gelirin adil dağılımının zorlaşması yoluyla gelir dağılımındaki bozulmanın artmasına neden olabilir. Ayrıca tüketici fiyatları endeksindeki artışlar yani enflasyon artışları ise gelir eşitsizliğinin artmasında baskın rol oynamaktadır.

Ampirik sonuçları Türkiye ekonomisi açısından değerlendirildiğinde daha düşük bir gelir adaletsizliği için, sürdürülebilir bir ekonomik büyüme, daha ılımlı bir enflasyon ve daha yüksek bir demokrasi seviyesi ortamında iktisat politikası araçlarının adil gelir dağılımına yönelik daha hassas kullanılması gerekmektedir.

Kaynakça

- Acemoglu D, Robinson, J.A. (2000). *Why Did the West Extend the Franchise? Democracy, Inequality, and Growth in Historical Perspective*, Quarterly Journal of Economics, November: 1167-1199.
- Acemoglu D, Robinson, J.A. (2002). *The Political Economy of the Kuznets Curve*, Review of Development Economics. 6(2): 183–203.
- Adeleye, N. (2014), *The Determinants of Income Inequality and The Relationship to Crime*, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, University of Sussex, United Kingdom.
- Afesorgbor, S. K., & Mahadevan, R. (2016). *The Impact Of Economic Sanctions on Income Inequality of Target States*. World Development, 83: 1-11.
- Akalin, G. (2018). *Kurumsal Kalitenin Gelir Dağılımı Üzerindeki Etkisi: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkeler için Ampirik Bir Analiz*. Yayınlanmamış Doktora Tezi. Kütahya Dumlupınar Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Akalin, G., & Uzgören, E. (2019). *Kurumsal Kalitenin Gelir Dağılımı Üzerindeki Etkisi: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkeler için Ampirik Bir Analiz*, Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 14(1), 201-224.

- Amendola, A., Easaw, J., & Savoia, A. (2013). *Inequality in Developing Economies: The Role of Institutional Development*, *Public Choice*, 155(1-2): 43-60.
- Anyanwu, J. C., Erhijakpor, A. E., & Obi, E. (2016). *Empirical Analysis of the Key Drivers of Income Inequality in West Africa*, *African Development Review*, 28(1): 18-38.
- Apergis, N., Dincer, O. C., & Payne, J. E. (2010). *The Relationship Between Corruption and Income Inequality in US States: Evidence from a Panel Cointegration and Error Correction Model*, *Public choice*, 145(1-2): 125-135.
- Barro, R. J. (2000). *Inequality and Growth in a Panel of Countries*. *Journal of Economic Growth*, 5(1): 5-32.
- Brown R.L., Durbin J. ve Evans J.M. (1975). *Techniques for Testing the Consistency of Regression Relations Over Time*, *Journal of the Royal Statistical Society*, 37: 149-192.
- Chong, A., & Calderon, C. (2000). *Institutional Quality and Income Distribution*, *Economic Development and Cultural Change*, 48(4): 761-786.
- Chong, A. (2004). *Inequality, Democracy, And Persistence: Is There a Political Kuznets Curve?*, *Economics & Politics*, 16(2): 189-212.
- Cogneau, D., & Guénard, C. (2003). *Colonization, Institutions, and Inequality: A Note on Some Suggestive Evidence* (No. 107). IAI Discussion Papers.
- Hartmann, D., Guevara, M. R., Jara-Figueroa, C., Aristarán, M., & Hidalgo, C. A. (2017). *Linking Economic Complexity, Institutions, and Income Inequality*. *World development*, 93: 75-93.
- Khosroabadi, M., Zayandehroudi, M., & Shakibae, A. (2015). *Studying the Effect of Indicators of Good Governance on Income Distribution*. *Cumhuriyet University Faculty of Science Journal*, 36(3): 3100-3127.
- Kwiatkowski, D. , Phillips, P.C. B. , Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992). *Testing The Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That The Economic Time Series Have a Unit Root?*, *Journal of Econometrics*, 54:159 178.
- Oloufade, D. (2012). *Trade Openness, Conflict Risk and Income Inequality*. *Conflict Risk and Income Inequality* (August 24, 2012).
- Ozturk, I. ve Acaravci, A. (2013). *The Long-run and Causal Analysis of Energy, Growth, Openness and Financial Development on Carbon Emissions in Turkey*, *Energy Economics*, 36(1): 262-267.
- Pesaran M.H., Shin, Y. ve Smith, R.J. (2001). *Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships*. *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289–326.
- Piketty, T. (2014), *Capital in the Twenty-First Century*, Cambridge, Massachusetts: The Belknap Press of Harvard University Press.
- Politik Risk Servisi (Political Risk Services, PRS)) (2018). *Politik Risk Servisi*.
- Reuveny, R., & Li, Q. (2003). *Economic Openness, Democracy, and Income Inequality: An Empirical Analysis*, *Comparative Political Studies*, 36(5): 575-601.
- Solt, F. 2020. *Measuring Income Inequality Across Countries and Over Time: The Standardized World Income Inequality Database*, *Social Science Quarterly* 101(3):1183-1199. SWIID Version 9.0.
- Tam, Henry (2008). *An economic or political Kuznets curve?* *Public Choice*, 134: 367-389.
- United Nations. (2019). *News on Millennium Development Goals*. <https://www.un.org/millenniumgoals/> (Erişim Tarihi: 5.12.2020).
- United Nations. (2020). *About the Sustainable Development Goals*. <https://www.un.org/sustainabledevelopment/sustainable-development-goals/> (Erişim Tarihi: 5.12.2020).
- Wagle, U. R. (2009). *Inclusive Democracy and Economic Inequality in South Asia: Any Discernible Link?*, *Review of Social Economy*, 67(3): 329-357.
- World Bank (2015). “World Development Indicators” <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators> (Erişim Tarihi: 19.12.2020).