30. BÖLÜM / CHAPTER 30

TÜRKİYE'DE EKONOMİK BÜYÜME VE GELİR DAĞILIMI İLİŞKİSİ: NARDL YAKLAŞIMI

ASYMMETRIC RELATIONSHIP BETWEEN ECONOMIC GROWTH AND INCOME DISTRIBUTION IN TURKEY: A NARDL APPROACH

Rahmi YAMAK*, Can SAĞLAM**

*Prof. Dr., Karadeniz Teknik Üniversitesi, İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü, Trabzon, Türkiye
E-mail: yamak@ktu.edu.tr

**Dr. Öğr., Karadeniz Teknik Üniversitesi, S.B.E., Ekonometri Anabilim Dalı, Trabzon, Türkiye
E-mail: cansaglam@outlook.com.tr

DOI: 10.26650/B/SS10.2021.013.30

ÖZ

Bu çalışmanın amacı, 1978-2015 dönemi için Türkiye'de ekonomik büyümenin gelir dağılımı üzerinde asimetrik bir etkiye sahip olup olmadığını incelemektir. Bu amaçla çalışmanın ekonometrik analizinde Doğrusal Olmayan Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (NARDL) kullanılmıştır. Gelir dağılımının göstergesi olarak gini endeksi değişkeni kullanılmıştır. Enflasyon oranı ve küresel dışa açıklık endeksi değişkenleri kontrol değişkenler olarak modele dahil edilmiştir. NARDL modeli sonuçlarına göre gini endeksi, büyüme oranı, enflasyon oranı ve küresel dışa açıklık endeksi arasında asimetrik eşbütünlüşme ilişkisi tespit edilmiştir. Bununla birlikte, kısa ve uzun dönem itibarıyla gelir eşitsizliği ile ekonomik büyüme arasında asimetrik ilişkilerin varlığı tespit edilmiştir. Kısa dönemde büyüme oranındaki artış ve azalışların gelir eşitsizliğini azalttığı ve büyüme oranındaki azalışların gelir dağılımını daha fazla etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır. Uzun dönemde ise büyüme oranındaki artışların gelir eşitsizliğini azalttığı buna karşın büyüme oranındaki azalışların gelir eşitsizliğini arttırdığı görülmüştür. Bununla birlikte, uzun dönem itibarıyla büyüme oranındaki azalışların, artışlara nazaran gelir dağılımını daha fazla etkilediği tespit edilmiştir. Ayrıca, beklentiler doğrultusunda uzun dönemde enflasyondaki artışların gelir eşitsizliğini arttırdığı, küreselleşmenin ise gelir eşitsizliğini azalttığı bulguları elde edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Türkiye Ekonomisi, Gelir Eşitsizliği, Ekonomik Büyüme, NARDL

Extended Abstract

The relationship between economic growth and income inequality is one of the most controversial subjects in the growth and development literature. One of the most important studies is undoubtedly that of Simon Kuznets (1955). According to Kuznets (1955), inequality in income distribution increases as economic growth increases during only the early stages of economic development. However, after income reaches a certain level, further economic growth will begin decreasing income distribution inequality. The resulting inverted U-shaped functional relationship between income distribution inequality and economic growth is called the Kuznets curve.

The inverted U-shaped curve hypothesis of Kuznets (1955) has been examined by many studies in the empirical literature. The validity of the hypothesis varies considerably, depending on the economic structure and developmental level of the country studied or according to the period and method applied. Therefore, there is no definitive finding regarding the empirical validity of this hypothesis. Some studies strongly support it, while others reject it in various ways. Deutsch and Cyber (2004) argued that the relationship between the two variables is actually an inverted J shaped curve. Similarly, Shahbaz (2010) found that the relationship is expressed in an inverted S shaped curve. However, almost every study, except for Bahmani-Oskooee and Motavallizadeh-Ardakani (2018), assume a symmetric relationship between income inequality and economic growth. If there is any asymmetric relationship between income inequality and economic growth, the findings obtained by those studies that applied symmetric methods may be insufficient to reflect the actual long-run relationships between the two variables. In this respect, as Bahmani-Oskooee and Motavallizadeh-Ardakani (2018) suggested, it is very important to perform analyses that reflect asymmetric effects when investigating the relationship between income inequality and economic growth. The aim of this study is to investigate whether economic growth has an asymmetric effect on Turkey's income distribution for the 1978–2015 period. For this purpose, the non-linear autoregressive distributed lag model (NARDL) developed by Shin et al. (2014) is employed in econometric analysis of our study. The Gini coefficient is used as an indicator of income distribution. As control variables, the inflation rate and globalization index are used in the model. The Gini index series was obtained from the Standardized World Income Distribution Inequality Database (SWIID) produced by Frederick Solt. Economic growth and inflation variables were compiled from the World Bank database. The globalization index was obtained from the KOF Swiss Economic Institute.

According to Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips–Perron (PP) unit root testing, the economic growth rate is stationary at its level, but the other variables are stationary at their first differences. The estimated statistics of the long-run equation for the NARDL model indicate that an asymmetric cointegration relationship exists between the Gini index, economic growth, inflation, and the globalization index. The calculated F-statistic of the NARDL model is 7.05. It is statistically significant at the 1% level, compared to the critical limit values. The coefficient of the positive long-run growth rate is -0.393 , while the coefficient of the negative growth rate is -0.641 . All long-run coefficients are statistically significant at 1%. An increase or decrease in the economic growth rate adversely affects the Gini index. However, according to the findings, an increase or decrease in the growth rate has an asymmetric effect in terms of the magnitude of its effect on the Gini index. In the short run, an increase or decrease in the growth rate decreases income inequality, and a decrease in the growth rate impacts income distribution more heavily. According to the error correction model, the coefficient of the error correction term is -1.26 , which is statistically significant, as expected. In the long-run, an increase in the growth rate decreases income inequality, but a decrease in the growth rate increases income inequality. Conversely, a decrease in the growth rate in the long-run affects income distribution more than an increase. Lastly, as expected, increases in inflation over the long term increase income inequality, and an increase in globalization decreases income inequality.

Keywords: Turkish Economy, Income Inequality, Economic Growth, Non-Linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) Model

1. Giriş

Ekonomik büyüme ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişki iktisat literatüründe oldukça önemli bir tartışma konusudur. Bu bağlamda ekonomik büyüme ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi gerek teorik gerekse de ampirik olarak inceleyen çalışmalar oldukça geniş bir literatür oluşturmaktadır. Literatürde konuyla ilgili en önemli çalışmalardan biri şüphesiz Kuznets’in (1955) ters-U hipotezini ortaya koyduğu çalışmadır. Kuznets’e (1955) göre ekonomik gelişmenin yaşanmaya başladığı başlangıç aşamalarında ekonomik büyüme gelir eşitsizliğini arttırırken, ekonomik gelişmenin yaşandığı daha ileri aşamalarda ekonomik büyüme gelir eşitsizliğini azaltmaktadır. Bunun neticesinde Kuznets’e (1955) göre ekonomik gelişmenin yaşandığı iki farklı aşamada önce artış daha sonra ise azalış suretiyle gelir eşitsizliğinin seyri ters-U şeklinde olacaktır.

Kuznets’in (1955) ortaya koyduğu ters-U hipotezi ampirik literatürde pek çok kez incelenmiştir. Genel olarak yapılan ampirik çalışmalara bakıldığında, hipotezin geçerliliğinin ele alınan ülkelerin ekonomik yapılarına ve gelişmişlik düzeylerine göre veya çalışmada ele alınan dönem ve uygulanan yöntemle göre oldukça farklılıklar gösterdiği görülmektedir. Ampirik literatürde Kuznets’in (1955) ters-U hipotezi birçok çalışma tarafından desteklenmiştir (Aghion, Caroli ve Garcia-Penalosa, 1999; Ahluwalia, 1976; Bahmani-Oskooee ve Gelan, 2008; Chen, 2003; Dawson, 1997; Deutsch ve Silber, 2004; Gelan ve Price, 2003; Papanek ve Kyn, 1986; Paukert, 1973; Ram, 1989; Shahbaz, 2010; Thornton, 2001). Bu çalışmalar içerisinde, Deutsch ve Silber (2004) ilişkinin ters-J şeklinde olduğunu, Shahbaz (2010) ise, ilişkinin ters-S şeklinde olduğunu ifade etmişlerdir. Buna karşın Kuznets’in (1955) ters-U hipotezi bazı çalışmalar tarafından desteklenmemiştir (Adams ve Page, 2003; Barro, 2000; Deininger ve Squire, 1996, 1998; Matyas, Konya ve MaCquarie, 1998; Ram, 1991). Ayrıca ampirik literatürde büyüme oranı ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişkinin ters-U şeklinde olmadığı buna karşın ilişkinin U şeklinde olduğuna yönelik bulgular elde eden çalışmalar da mevcuttur (Glomm, 1997; Khasru ve Jalil, 2004; Ram, 1997). Bununla birlikte Türkiye ekonomisi için de Kuznets hipotezinin sınındığı çalışmalar mevcuttur. Tokatlıoğlu ve Atan (2007) ve Öztürk ve Oktar (2017), Türkiye için Kuznets hipotezinin geçerli olmadığını buna karşın Kuznets eğrisinin U şeklinde olduğunu savunmuşlardır. Akalin, Özbek ve Çifçi (2018) ise, Türkiye için kuadratik modelde Kuznets hipotezinin geçerli olduğunu yani eğrinin ters-U şeklinde olduğunu, kübik modelde ise ilişkinin ters-N şeklinde olduğunu tespit etmişlerdir.

Kuznets (1955) tarafından ortaya konulan ters-U hipotezinden sonra gelir eşitsizliği ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki daha da ilgi çekici hale gelmiştir. Dolayısıyla gelir eşitsizliği ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin kısa ve uzun dönem itibarıyla derecesi

ve yönü farklı ülkeler ve dönemler için çokça analiz edilmiştir. Forbes (2000) gelir eşitsizliği ile ekonomik büyüme arasında pozitif ilişki olduğunu vurgularken, Panizza (2002) negatif bir ilişki olduğunu vurgulamıştır. Bahmani-Oskooee, Hegerty ve Wilmeth (2008) kısa dönemde ekonomik büyümenin Hindistan, İran ve Kenya’da gelir dağılımını olumsuz yönde etkilediğine, Şili, Endonezya, Malezya, Panama, Filipinler ve Zimbabwe’de gelir dağılımını iyileştirdiğine yönelik bulgular elde etmişlerdir. Uzun dönemde ise ekonomik büyümenin Endonezya, Kenya ve Mauritius’ta gelir dağılımını iyileştirdiğini, Panama’da ise gelir dağılımını bozduğunu tespit etmişlerdir. Frank (2009) ABD’de ekonomik büyümenin gelir dağılımını olumsuz yönde etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Bahmani-Oskooee ve Gelan (2012) uzun dönem itibarıyla ekonomik büyümenin Bolivya, Şili, Mısır, Filipinler ve Türkiye’de gelir eşitsizliğini arttırdığını buna karşın Etiyopya, Endonezya, İran, Kenya, Malezya ve Mauritius’ta ekonomik büyümenin gelir eşitsizliğini azalttığını tespit etmişlerdir. Doğan, Can ve Değer (2018) ise Türkiye için gelir eşitsizliği ile ekonomik büyüme arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin mevcut olmadığını tespit etmişlerdir. Yukarıda bahsi geçen çalışmaların aksine, Bahmani-Oskooee ve Motavallizadeh-Ardakani (2018) ABD’deki her bir eyalet için ekonomik büyümenin gelir dağılımı üzerindeki etkisini asimetrik ilişkileri de yansıtacak şekilde NARDL yaklaşımıyla incelemişlerdir. Bahmani-Oskooee ve Motavallizadeh-Ardakani (2018), asimetrik ilişkinin varlığına dikkat çekerek büyümedeki artış ve azalışların gelir dağılımını bozduğunu ve farklı ölçülerde etkilediğini vurgulamışlardır.

Ampirik literatür incelendiğinde Bahmani-Oskooee ve Motavallizadeh-Ardakani’nin (2018) çalışması hariç, gelir eşitsizliği ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesinde simetrik ilişkileri dikkate alan yöntemlerle analizlerin gerçekleştirildiği dikkat çekmektedir. Ancak ekonomik büyüme ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişki simetrik olmaktan ziyade asimetrik olma ihtimali yüksek olacaktır. Çünkü bireylerin harcama, tasarruf ve dolayısıyla servetleri, ekonomik koşullardaki veya bireylerin gelirlerindeki değişimlere karşı asimetrik bir tepki verebilecektir. Özellikle Türkiye’yi de içerecek şekilde yapılan ampirik çalışmalara bakıldığında asimetrik ilişkileri yansıtacak analizlerin gerçekleştirilmediği görülmektedir. Şayet gelir eşitsizliği ile ekonomik büyüme arasında herhangi bir asimetrik ilişki mevcut ise, simetrik yöntemler sonucunda elde edilen bulgular gerçek ilişkileri yansıtmakta yetersiz kalabilecektir. Bu doğrultuda, Bahmani-Oskooee ve Motavallizadeh-Ardakani’nin (2018) önerdiği gibi, gelir eşitsizliği ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin araştırılmasında asimetrik etkileri de yansıtacak şekilde analizlerin gerçekleştirilmesi oldukça önemlidir. Dolayısıyla bu çalışmada, özellikle Türkiye için ampirik literatürde ortaya çıkan bu boşluğun giderilmesi amaçlanmaktadır.

Bu çalışmanın amacı, 1978-2015 döneminde Türkiye ekonomisi için ekonomik büyümenin gelir dağılımı üzerinde herhangi bir asimetrik etkiye sahip olup olmadığını analiz etmektir. Bu doğrultuda, çalışmanın ekonometrik analizinde NARDL eşbütünleşme yöntemi kullanılmıştır. Çalışmanın geri kalan kısmı şu şekildedir. İkinci bölümde çalışmada kullanılan veri seti ve ekonometrik yöntemle birlikte ekonometrik model tanıtılmıştır. Üçüncü bölümde değişkenlerin birim kök bulguları ve NARDL yöntemine ilişkin tahmin sonuçları verilmiştir. Sonuç bölümünde ise elde edilen bulguların genel değerlendirilmesine ve önerilere yer verilmiştir.

2. Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

2.1. Veri Seti

Bu çalışmada, Türkiye’de ekonomik büyümenin gelir dağılımı üzerinde asimetrik bir etkiye sahip olup olmadığının tespit edilmesi amaçlanmıştır. Bu doğrultuda, ekonomik büyümenin gelir dağılımı üzerindeki asimetrik etkisi Doğrusal Olmayan Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (NARDL) ile analiz edilmiştir. Çalışma 1978–2015 (yıllık) dönemi kapsamaktadır. Ayrıca, ekonomik büyümenin yanı sıra gelir dağılımını etkilediği düşünülen enflasyon ve küresel dışa açıklık değişkenleri de modele kontrol değişkenler olarak dahil edilmiştir. Çalışmada gelir dağılımı göstergesi olarak gini endeksi kullanılmıştır. Gini endeksi serisi, Prof. Dr. Frederick Solt tarafından oluşturulmuş Standartlaştırılmış Dünya Gelir Dağılımı Eşitsizliği Veritabanı’ndan (SWIID) alınmıştır. Büyüme oranı ve enflasyon oranı değişkenleri Dünya Bankası veri tabanından derlenmiştir. Küresel dışa açıklık endeksi değişkeni ise, KOF İsviçre Ekonomik Enstitüsü’nden temin edilmiştir. Tablo 1’de değişkenlere ilişkin kısaltmalar ve tanımlamalar sunulmuştur.

Tablo 1

Değişken Tanımlamaları

<i>Değişken Kısaltması</i>	<i>Değişken Tanımı</i>
GINI	Gini Endeksi
BO	Ekonomik Büyüme Oranı
BO ⁺	Pozitif Ayrıştırılmış Büyüme Oranı
BO ⁻	Negatif Ayrıştırılmış Büyüme Oranı
ENF	Enflasyon Oranı
KDAE	Küresel Dışa Açıklık Endeksi

2.2. Doğrusal Olmayan Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (NARDL Modeli)

Çalışmada, gini endeksi ile ekonomik büyüme arasındaki dinamik asimetric ilişki NARDL yaklaşımıyla analiz edilmiştir. ARDL sınır testi yaklaşımı Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından ortaya konulmuştur. ARDL sınır testi yaklaşımında, ikinci dereceden entegre olmadıkları takdirde serilerin entegre derecelerine ilişkin önsel bilgiye ihtiyaç duyulmamaktadır. Dolayısıyla ARDL sınır testi yaklaşımı, değişkenlerin $I(0)$ veya $I(1)$ entegrasyon derecelerine bakılmaksızın değişkenler arasında koentegre ilişkisinin varlığının sınanabileceğini varsaymaktadır (Yamak ve Erdem, 2017, s. 165). Daha sonralarında, Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran ve arkadaşları (2001) tarafından ortaya konulan ARDL modelini, Shin, Yu ve Greenwood-Nimmo (2014) asimetric etkileri de içerecek şekilde NARDL modeli olarak geliştirmişlerdir. Yukarıda ifade edilen avantajlarından dolayı ARDL modelinin diğer yöntemlere nazaran birçok üstünlüğü bulunmaktadır.

(1) numaralı eşitlikte ifade edilen hata düzeltme modelinde asimetric içermeyen kısa ve uzun dönemli dinamikler tahmin edilmektedir. Dolayısıyla (1) numaralı eşitlikte doğrusal ya da simetric olarak değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli dinamikler incelenebilecektir. Buna karşın değişkenler arasındaki ilişki şayet asimetric ise (1) numaralı eşitlikteki hata düzeltme modeli dinamik ilişkileri açıklamada oldukça yetersiz kalacaktır. Bu durumda doğrusal olmayan ya da asimetric bir hata düzeltme modeli değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli dinamik ilişkileri çok daha güvenilir şekilde yansıtacaktır. Ayrıca (1) ve (3) numaralı eşitliklerde α , δ , β , θ , λ ve μ değişken katsayılarını, ϵ_t hata terimini, Δ ; fark operatörünü, p , q , r , s ve k ise bağımlı ve bağımsız değişken gecikme uzunluklarını temsil etmektedir.

$$\begin{aligned} \Delta GINI_t = & \alpha_0 + \delta_0 GINI_{t-1} + \delta_1 BO_{t-1} + \delta_2 ENF_{t-1} + \delta_3 KDAE_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta GINI_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^q \theta_i \Delta BO_{t-i} + \sum_{i=0}^r \lambda_i \Delta ENF_{t-i} + \sum_{i=0}^s \mu_i \Delta KDAE_{t-i} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

Granger ve Yoon (2002) iki değişkenin pozitif ve negatif bileşenlerinin birbirleriyle eşbütünleşik olmaları durumunda değişkenler arasında gizli eşbütünleşmenin olduğunu ifade etmişlerdir. Bunun sonucunda ise gizli eşbütünleşme terimini ortaya koymuşlardır. Dolayısıyla, Shin ve arkadaşları (2014) tarafından geliştirilen NARDL koentegrasyon modeli, değişkenler arasındaki gizli eşbütünleşmenin tespit edilmesine olanak sağlamaktadır. Ayrıca NARDL modeli, kısa ve uzun dönemde meydana gelebilecek asimetric etkileri de dikkate alabilmektedir. NARDL modeli ile dışsal değişken olan büyüme oranı, pozitif (ΔBO_j^+) kısmı

toplam artışlar ve negatif (ΔBO_j^-) kısmi toplam azalışlar şeklinde ayrıştırılmaktadır. Pozitif ve negatif bileşenler eşitlik (2) tarafından ifade edilmektedir (Kolcu ve Yamak, 2017, s. 651).

$$\begin{aligned} POS &= BO_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta BO_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta BO_j, 0), \\ NEG &= BO_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta BO_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta BO_j, 0) \end{aligned} \quad (2)$$

(2) numaralı eşitlikten elde edilen pozitif ve negatif ayrıştırılmış serilerin, kısa ve uzun dönem asimetrisi ifade edecek şekilde (1) numaralı eşitlikte ortaya konulan hata düzeltme modeline ilave edilmesi sonucunda doğrusal olmayan eşbütünleşme modeli elde edilecektir. Shin ve arkadaşları (2014) tarafından kısa ve uzun dönem asimetrisi de içerecek şekilde geliştirilen NARDL modeli, (3) numaralı eşitlikte genelleştirilmiş bir eşbütünleşme modeli olarak ifade edilmektedir. (3) numaralı eşitlikte, (+) ve (-) üst simgeleri sırasıyla eşitlik (2)'deki yöntemle ayrıştırılan pozitif ve negatif kısmi toplamaları temsil etmektedir.

$$\begin{aligned} \Delta GINI_t &= \alpha_0 + \delta_0 GINI_{t-1} + \delta_1^+ BO_{t-1}^+ + \delta_1^- BO_{t-1}^- + \delta_2 ENF_{t-1} + \delta_3 KDAE_{t-1} \\ &+ \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta GINI_{t-i} + \sum_{i=0}^q \theta_i^+ \Delta BO_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^k \theta_i^- \Delta BO_{t-i}^- + \sum_{i=0}^r \lambda_i \Delta ENF_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^s \mu_i \Delta KDAE_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

(3) numaralı eşitlikte ifade edilen model, gini endeksi ile büyüme oranının pozitif ve negatif bileşenleri, enflasyon oranı ve küresel dışa açıklık endeksi arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığını test etmektedir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığı $\delta_0 = \delta_1^+ = \delta_1^- = \delta_2 = \delta_3 = 0$ şeklinde kurulan H_0 hipotezinin F-testiyle sınanması sonucunda belirlenmektedir. ARDL modelinde olduğu gibi hipoteze ilişkin hesaplanan F-istatistiğinin Pesaran ve arkadaşları (2001) tarafından oluşturulan tablo kritik değerleriyle karşılaştırılması sonucunda eşbütünleşme ilişkisi hakkında karar verilmektedir. Pozitif büyüme oranı, negatif büyüme oranı, enflasyon oranı ve küresel dışa açıklık endeksi uzun dönem katsayıları ise sırasıyla $-\delta_1^+/\delta_0$, $-\delta_1^-/\delta_0$, $-\delta_2/\delta_0$ ve $-\delta_3/\delta_0$, ve şeklinde hesaplanmaktadır. Ayrıca eşitlik (3)'te uzun dönem ve kısa dönem asimetrisi standart bir Wald testi kullanılarak test edilmektedir. Uzun dönem simetrisi için kurulacak olan Wald testine ilişkin H_0 hipotezi $-\delta_1^+/\delta_0 = -\delta_1^-/\delta_0$ şeklinde ifade edilmektedir. Kısa dönem simetrisi için kurulacak olan Wald testine ilişkin H_0 hipotezi ise $\sum \theta_i^+ = \sum \theta_i^-$ şeklinde ifade edilmektedir. Şayet kısa ve uzun dönem simetrisine ilişkin kurulan H_0 hipotezleri reddedilemez ise (3) numaralı eşitlikteki model yerini (1) numaralı eşitlikteki modele bırakmaktadır.

3. Bulgular

Gelir dağılımındaki eşitsizliği gösteren gini endeksinin ele alınan dönem içerisinde sahip olduğu değerler Grafik 1’de sunulmuştur. Bu grafik incelendiğinde gini endeksinin en yüksek değerini yaklaşık %50 ile 1978 yılında elde ettiği, en düşük değerini ise yaklaşık %37.5 ile 2007 yılında elde ettiği görülmektedir. Gini endeksi ele alınan dönem içerisinde yaklaşık %43’lük bir ortalamaya sahiptir. Ayrıca Grafik 1’den de görüleceği üzere, gini endeksi 1978-1996 (1987, 1988 yılları hariç) döneminde ortalama değerinin üzerinde değerler almıştır. Buna karşılık gini endeksi 1997-2015 döneminde ortalama değerinin altında kalmıştır. Bu durum 1997 yılı ve sonrası dönemde Türkiye’de gelir eşitsizliğinin önceki döneme kıyasla daha düşük olduğuna işaret etmektedir. Gelir dağılımını etkileyen unsurlar arasında hiç şüphesiz ki ekonomik büyüme, enflasyon oranı ve ekonomik dışa açıklık yer almaktadır. Grafik 2 incelendiğinde ekonomik büyümenin maksimum değerini yaklaşık %11 ile 2011 yılında elde ettiği, minimum değerini ise yaklaşık -%6 ile 2001 yılında elde ettiği görülmektedir. Grafik 2 daha detaylı incelenecek olursa, genel olarak ekonomik büyümenin düşük olduğu dönemlerde gelir dağılımının bozulduğu buna karşın yüksek ekonomik büyüme dönemlerinde ise gelir dağılımındaki eşitsizliğin azaldığı kanısı ortaya çıkmaktadır. Grafik 3’te sunulan enflasyon oranları incelendiğinde, ülkedeki gelir eşitsizliğinin yüksek olduğu 1978-1996 döneminde Türkiye ekonomisinin oldukça yüksek enflasyon oranlarına sahip olduğu görülmektedir. Ayrıca, 2004 yılı ve sonrası dönemde enflasyon oranının tek haneli rakamları düşürülmesiyle birlikte gini endeksinde de oldukça kayda değer düşüşler yaşanmış ve bunun neticesinde gelir dağılımındaki eşitsizlik azalmıştır. Grafik 4’te yer alan küresel dışa açıklık endeksi incelendiğinde, küreselleşmenin dönem içerisinde artan bir trende sahip olduğu görülmektedir. Endeks en yüksek değerine 2015 yılında, en düşük değerine ise 1978 yılında sahip olmuştur.

Grafik 1: Gini Endeksi **Grafik 2: Büyüme Oranı** **Grafik 3: Enflasyon Oranı** **Grafik 4: Küresel Dışa Açıklık Endeksi**

Çalışmada NARDL tahmini gerçekleştirilmeden önce değişkenlerin birim kök özellikleri sınanmıştır. Değişkenlere ilişkin birim kök analizlerinde Genişletilmiş Dickey–Fuller (ADF)¹ ve Phillips–Perron (PP)² birim kök testleri uygulanmış ve sonuçlar Tablo 2’de sunulmuştur. Elde edilen birim kök bulgularına göre büyüme oranı değişkeninin seviyesinde durağan olduğu ancak gini endeksi, enflasyon oranı ve küresel dışa açıklık endeksi değişkenlerinin birinci farkında durağan oldukları tespit edilmiştir.

1 Ayrıntılı bilgi için bakınız: Dickey ve Fuller, (1979).

2 Ayrıntılı bilgi için bakınız: Phillips ve Perron, (1988).

Tablo 2

Birim Kök Test Sonuçları

	ADF			PP		
	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitsiz-Trendsiz	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitsiz-Trendsiz
<i>GİNİ</i>	-2.521 (0)	-1.557 (0)	-1.589 (0)	-2.487 [2]	-1.661 [2]	-1.409 [3]
$\Delta GİNİ$	-5.305*** (0)	-5.738*** (0)	-5.146*** (0)	-5.364*** [3]	-5.742*** [2]	-5.224*** [3]
<i>BO</i>	-6.034*** (0)	-6.114*** (0)	-0.005 (7)	-6.033*** [2]	-6.118*** [3]	-3.584*** [4]
<i>ENF</i>	-1.139 (7)	-3.095 (5)	-1.084 (7)	-1.350 [1]	-2.038 [0]	-1.226 [4]
ΔENF	-6.911*** (0)	-6.826*** (0)	-6.932*** (0)	-7.081*** [3]	-6.924*** [4]	-7.079 [3]
<i>KDAE</i>	-1.361 (0)	-1.094 (0)	2.847 (0)	-1.391 [2]	-1.084 [1]	2.778 [2]
$\Delta KDAE$	-6.041*** (0)	-6.211*** (0)	-4.794*** (0)	-6.041*** [0]	-6.234*** [3]	-4.897*** [3]
Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir. ADF testi için gecikme uzunluğu Akaike bilgi kriterine (AIC) göre belirlenmiştir. Maksimum gecikme uzunluğu 9 olarak alınmıştır. Parantez içindeki değerler optimal gecikme uzunluklarını göstermektedir. PP testi için bant genişliği Newey-West bant genişliğine göre belirlenmiştir. Köşeli parantez içindeki değerler bant genişliğini temsil etmektedir.						

Doğrusal olmayan ARDL sınır testi yaklaşımına ilişkin F-istatistiği değeri ve kritik sınır değerleri Tablo 3'te sunulmuştur. Tablo 3'te sunulan sonuçlara göre sınır testine ilişkin hesaplanan F-istatistiğinin 7.05'lik bir değere sahip olduğu görülmektedir.³ Elde edilen F-istatistiği değerinin kritik sınır değerleriyle karşılaştırıldığında %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu doğrultuda gini endeksi, büyüme oranı (BO^+ ve BO^-), enflasyon oranı ve küresel dışa açıklık endeksi arasında doğrusal olmayan eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir.

Tablo 3

Sınır Testi Sonuçları

Test İstatistiği	Değer	k
F-İstatistiği	7.05***	4
	Kritik Değer Sınırları	
Anlamlılık Seviyesi	I(0) Sınır	I(1) Sınır
%10	2.2	3.09
%5	2.56	3.49
%2.5	2.88	3.87
%1	3.29	4.37
Not: ****%1, ***%5, **%2.5, *%10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir. (3) numaralı modeldeki sırasıyla, ARDL (4, 3, 4) modeli tahmin edilmiştir. Sınır testi yaklaşımı için gecikme uzunlukları AIC'e göre belirlenmiştir.		

- 3 Değişkenler arasındaki doğrusal eşbütünlüşme ilişkisinin tespiti için (1) numaralı modeldeki sırasıyla, ARDL (2, 0, 0, 2) modeli tahmin edilmiştir. Gecikme uzunlukları AIC'e göre belirlenmiştir. ARDL sınır testinden elde edilen F-istatistiği 1.40 olarak hesaplanmıştır. Hesaplanan F-istatistiğinin Pesaran ve arkadaşları (2001) tarafından oluşturulan tablo kritik değerleriyle karşılaştırılması sonucunda, gini endeksi, büyüme oranı, enflasyon oranı ve küresel dışa açıklık endeksi arasında doğrusal eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı tespit edilememiştir.

Doğrusal olmayan ARDL modeline ilişkin uzun dönem denklem sonucu hem Tablo 4’te hem de açık bir ifadeyle (4) numaralı denklemde sunulmuştur. Elde edilen sonuçlar doğrultusunda uzun dönem katsayıların tamamının istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı oldukları tespit edilmiştir. Uzun dönem katsayılar incelendiğinde, büyüme oranında yaşanacak olan artış ve azalışların gini endeksini ters yönde etkilediği görülmektedir. Ancak elde edilen bulgulara göre büyüme oranında meydana gelen artış ve azalışların, gini endeksi üzerinde yarattığı etkinin büyüklüğü açısından bir asimetriye sahip olduğu tespit edilmiştir. Şöyle ki, Tablo 4’te uzun dönem simetriye ait Wald testi sonucu incelendiğinde, hesaplanan F-istatistiğinin 42.532 olduğu ve istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu doğrultuda pozitif büyüme oranı katsayısının negatif büyüme oranı katsayısına eşit olduğu şeklinde kurulan H_0 hipotezi reddedilmiştir. Bu sonuç nedeniyle uzun dönemde büyüme oranı değişkeninin gini endeksi ile simetrik olmayan bir ilişkiye sahip olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Uzun dönem itibarıyla pozitif büyüme oranı katsayısı -0.393 iken, negatif büyüme oranı katsayısı -0.641’dir. Bu sonuç doğrultusunda büyüme oranında yaşanacak olan 1 birimlik artışın, gini endeksinde yaklaşık olarak 0.393 birim azalışa sebep olacağı, buna karşın büyüme oranında yaşanacak olan 1 birimlik azalışın ise gini endeksinde yaklaşık olarak 0.641 birim artışa sebep olacağı tespit edilmiştir. Ayrıca, enflasyon oranında meydana gelecek olan 1 birimlik artış (azalış) gini endeksinde yaklaşık 0.073 birimlik artışa (azalışa) sebep olur iken, küresel dışa açıklık endeksinde meydana gelecek olan 1 birimlik artış (azalış) gini endeksinde yaklaşık 0.588 birimlik azalışa (artışa) sebep olacaktır.

Tablo 4

Uzun Dönem Katsayılar

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-istatistiği
Sabit Terim	64.977***	2.208	29.424
BO ⁺	-0.393***	0.112	-3.513
BO ⁻	-0.641***	0.129	-5.370
ENF	0.073***	0.009	7.463
KDAE	-0.588***	0.071	-8.258
Uzun Dönem Wald Testi		F-istatistiği = 42.532***	
Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.			

Doğrusal olmayan ARDL modeline ilişkin hata düzeltme model bulguları Tablo 5’te sunulmuştur. Elde edilen bulgulara bakıldığında hata düzeltme katsayısının yaklaşık olarak -1.26 olarak gerçekleştiği görülmektedir. Ayrıca hata düzeltme katsayısının %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve beklenti yönünde negatif olduğu tespit edilmiştir. Narayan ve Smyth (2006) hata düzeltme katsayısının -1 ile -2 arasında bir değer alması

halinde modelde ortaya çıkabilecek sapmanın, denge etrafında azalış şeklinde dalgalanmalar sergileyerek uzun dönem itibarıyla yeniden dengeye geleceğini ifade etmişlerdir. Dolayısıyla elde edilen hata düzeltme katsayısına göre kısa dönemde meydana gelecek sapmanın uzun dönem itibarıyla denge etrafında dalgalanmalar göstererek yeniden dengeye geleceği tespit edilmiştir. Kısa dönem büyüme oranı simetrisine ait Wald testi sonucuna göre F-istatistiği 9.620 olarak hesaplanmış ve hesaplanan F-istatistiği değeri istatistiksel olarak %5 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bu doğrultuda pozitif büyüme oranı katsayıları toplamının negatif büyüme oranı katsayıları toplamına eşit olduğu şeklinde kurulan H_0 hipotezi reddedilmiştir. Bu nedenle büyüme oranının uzun dönem etkisinin asimetric olduğu gibi kısa dönem etkisinin de asimetric olduğu tespit edilmiştir. Kısa dönemli asimetric etkiler incelendiğinde ise hem büyüme oranında meydana gelen artışların hem de azalışların gini endeksini azalttığı yani gelir eşitsizliğini olumlu yönde etkilediği tespit edilmiştir. Büyüme oranındaki artış ve azalışların gini endeksi üzerindeki toplam etkilerine bakıldığında ise kısa dönemde büyüme oranındaki azalışların yaratacağı etkinin artışların yaratacağı etkiden daha fazla olduğu görülmektedir.

Tablo 5

Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-istatistiği
$\Delta G\dot{N}I_{t-1}$	0.498***	0.123	4.038
$\Delta G\dot{N}I_{t-2}$	0.282**	0.124	2.271
$\Delta G\dot{N}I_{t-3}$	0.302**	0.108	2.801
ΔBO^+	-0.253***	0.044	-5.678
ΔBO^+_{t-1}	0.154***	0.044	3.478
ΔBO^+_{t-2}	0.069	0.040	1.749
ΔBO^-	0.055	0.032	1.691
ΔBO^-_{t-1}	0.603***	0.105	5.704
ΔBO^-_{t-2}	0.363***	0.076	4.753
ΔBO^-_{t-3}	0.225***	0.061	3.661
ΔENF	0.029**	0.010	2.755
ΔENF_{t-1}	-0.042***	0.013	-3.202
ΔENF_{t-2}	-0.037***	0.008	-4.605
$\Delta KDAE$	-0.042	0.054	-0.791
$\Delta KDAE_{t-1}$	0.460***	0.102	4.474
$\Delta KDAE_{t-2}$	0.485***	0.090	5.372
$\Delta KDAE_{t-3}$	0.256***	0.072	3.522
ECM_{t-1}	-1.260***	0.158	-7.966
Kısa Dönem Wald Testi		F-istatistiği = 9.620**	
Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir. ECM: Hata Düzeltme Terimidir.			

Doğrusal olmayan ARDL ko-entegrasyon denkleminde ilişkin gerçekleştirilen diagnostik test bulguları Tablo 6’da sunulmuştur. Diagnostik test sonuçlarına göre, tahmin edilen regresyon denkleminde hem birinci dereceden otokorelasyon sorununun hem de değişen varyans sorununun olmadığı tespit edilmiştir.

Tablo 6

Diagnostik Test Sonuçları

Breush–Godfrey Ardışık Bağımlılık LM₁ Testi			
n*R ²	1.55	Anlamlılık	0.21
Breush–Pagan–Godfrey Değişen Varyans Testi			
n*R ²	18.73	Anlamlılık	0.66

Grafik 5 ve Grafik 6’da tahmini gerçekleştirilen doğrusal olmayan ARDL modeline ait gerçekleştirilen Cusum ve CusumQ yapısal istikrar test sonuçları sunulmuştur. Gerçekleştirilen testlere ilişkin sonuçlar incelendiğinde %5 düzeyinde bant dışına çıkan herhangi bir gözleme rastlanmamıştır. Bu sonuç neticesinde, ele alınan dönem içerisinde modelde yapısal istikrarsızlığa rastlanmamıştır ve tahmini gerçekleştirilen regresyon denklemi istikrarlıdır.

Grafik 5: CUSUM Testi **Grafik 6: CUSUMSQ Testi**

4. Sonuç

Bu çalışmada, Türkiye için ekonomik büyümenin gelir dağılımı üzerindeki asimetrik etkisi NARDL eşbütünleşme yöntemiyle sınanmıştır. Çalışmada, 1978–2015 dönemi ele alınmıştır. Elde edilen bulgulara göre gini endeksi, büyüme oranı (BO^+ ve BO^-), enflasyon oranı ve küresel dışa açıklık endeksi arasında asimetrik bir eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Hem uzun dönem hem de kısa dönem itibarıyla Wald testi sonuçlarına göre, büyüme oranı ile gini endeksi arasındaki simetrik ilişkiyi ifade eden H_0 hipotezleri reddedilmiştir. Diğer bir ifadeyle kısa ve uzun dönemde ekonomik büyüme ile gelir dağılımı arasında asimetrik bir

ilişki mevcuttur. Bu doğrultuda büyüme oranında meydana gelecek artış ve azalışların gelir eşitsizliği üzerinde farklı etkilere sahip olacağı tespit edilmiştir.

Hata düzeltme modeli sonuçlarına göre hata düzeltme katsayısının -1.26 olduğu ayrıca katsayının beklenildiği üzere negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Kısa dönem itibariyle büyüme oranındaki artış ve azalışların gini endeksini düşüreceği yani gelir dağılımındaki eşitsizliği azaltacağı tespit edilmiştir. Kısa dönemde meydana gelen bu etkinin büyümedeki artışa nazaran azalışlarda daha fazla olduğu görülmüştür. Uzun dönem itibariyle pozitif büyüme oranı katsayısı -0.393, negatif büyüme oranı katsayısı -0.641 olarak elde edilmiştir. Elde edilen bu katsayılar negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu doğrultuda büyüme oranında gerçekleşecek 1 birimlik artış gini endeksinde 0.393 birim azalışa sebep olurken, büyüme oranında gerçekleşecek 1 birimlik azalış gini endeksinde 0.641 birim artışa sebep olacaktır. Bu sonuçlar büyüme oranındaki azalışların gini endeksi üzerindeki etkisinin artışlara göre daha fazla olduğunu göstermektedir. Elde edilen diğer bir sonuç ise uzun dönemde enflasyon oranına ilişkin katsayının pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğudur. Enflasyon oranında yaşanacak 1 birimlik değişimin gini endeksinde doğru yönlü 0.073 birimlik bir değişime sebep olacağı tespit edilmiştir. Bu bulgu enflasyonda meydana gelecek artışın gelir dağılımını bozacağına işaret etmektedir. Ayrıca çalışmada küresel dışa açıklık endeksi katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Diğer bir ifadeyle küreselleşmedeki artış neticesinde gelir dağılımındaki eşitsizlik azalmaktadır. Bu doğrultuda uzun dönemde küresel dışa açıklık endeksinde gerçekleşecek olan 1 birimlik değişim gini endeksinde ters yönlü 0.588 birimlik bir değişime sebep olacaktır.

Çalışmadan elde edilen bulgulara genel olarak bakıldığında, Türkiye’de ekonomik büyüme ile gelir dağılımı arasındaki ilişki simetrikten ziyade asimetriktir. Kısa dönemde ekonomide yaşanacak daralmaların, genişlemelere nazaran daha fazla gelir dağılımındaki eşitsizliği azalttığı bulgusu önemlidir. Ayrıca uzun dönem itibariyle ekonomide meydana gelen daralmaların gelir dağılımını oldukça bozduğu görülmüştür. Dolayısıyla ekonomi daralmaya başladığında kısa dönemde gelir dağılımındaki adaletin arttığı ancak ekonomide uzun dönemde resesyon olduğunda gelir dağılımındaki adaletin çok fazla bozulduğu tespit edilmiştir. Bunun nedeni olarak, hükümetin kısa vadede ekonomik daralmanın önüne geçebilmek adına uyguladığı destek politikaları ve sübvansiyonların gelir dağılımına olumlu yansımalarının olacağı düşünülmektedir. Bununla birlikte, bulgular uzun dönemde ekonomide yaşanan büyüme ve daralmaların, gelir dağılımı üzerindeki etkisinin oldukça farklı olduğunu ortaya koymaktadır. Bu doğrultuda, ekonomik daralmanın gelir dağılımındaki eşitsizliği artırıcı etkisinin, ekonomik büyümenin gelir dağılımındaki eşitsizliği azaltıcı etkisinden daha fazla olacağı tespit edilmiştir.

Bu durum ekonomik büyümenin yaşandığı dönemlerde bireylerin tüketim eğilimini artırmasıyla birlikte ortaya çıkabilecek enflasyonist baskının tekrar gelir dağılımını bozabileceği şeklinde açıklanabilir. Ayrıca meydana gelebilecek bu enflasyonist ortamın arzu edilmemesinden dolayı gelir dağılımının baskılandığı da düşünülebilir. Bu bulgular ışığında, Türkiye örneğinde ekonomik büyümenin azalış gösterdiği daralma dönemlerinde artan gelir eşitsizliği ile mücadele edebilmek için alternatif refah politikalarına ihtiyaç duyulduğu görülmektedir.

Kaynakça/References

- Adams, H. R. Jr., & Page, J. (2003). Poverty, Inequality and Growth in Selected Middle East and North Africa Countries, 1980-2000. *World Development*, 31(12), 2027–2048.
- Aghion, P., Caroli, E., & Garcia-Penalosa, C. (1999). Inequality and Economic Growth: the Perspective of the New Growth Theories. *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1615–1660.
- Ahluwalia, S. M. (1976). Inequality, Poverty and Development. *Journal of Development Economics*, 3(4), 307–342.
- Akalin, G., Özbek, R. İ., & Çifçi, İ. (2018). Türkiye’de Gelir Dağılımı ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Kastamonu Dergisi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 20(4), 59–76.
- Bahmani-Oskooee, M., & Gelan, A. (2008). Kuznets Inverted-U Hypothesis Revisited: A Time-Series Approach Using US Data. *Applied Economics Letters*, 15(9), 677–681.
- Bahmani-Oskooee, M., & Gelan, A. (2012). On the Relation Between Income Distribution and Economic Growth. *Global Business and Economic Review*, 14(4), 249–273.
- Bahmani-Oskooee, M., Hegerty, S. W., & Wilmeth, H. (2008). Short-Run and Long-Run Determinants of Income Inequality: Evidence from 16 Countries. *Journal of Post Keynesian Economics*, 30(3), 463–484.
- Bahmani-Oskooee, M., & Motavallizadeh-Ardakani, A. (2018). Inequality and Growth in the United States: Is There Asymmetric Response at the State Level?. *Applied Economics*, 50(10), 1074–1092.
- Barro, J. R. (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, 5(1), 5–32.
- Chen, B. (2003). An Inverted-U Relationship Between Inequality and Long-Run Growth. *Economics Letters*, 78(2), 205–212.
- Dawson, P. J. (1997). On Testing Kuznets’ Economic Growth Hypothesis. *Applied Economics Letters*, 4(7), 409–410.
- Deininger, K., & Squire, L. (1996). A New Data Set Measuring Income Inequality. *The World Bank Economic Review*, 10(3), 565–591.
- Deininger, K., & Squire, L. (1998). New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth. *Journal of Development Economics*, 57(2), 259–287.
- Deutsch, J., & Silber, J. (2004). Measuring the Impact of Various Income Sources on the Link between Inequality and Development: Implications for the Kuznets Curve. *Review of Development Economics*, 9(1), 110–127.
- Dickey, D., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427–431.
- Doğan, B., Can, M., & Değer, O. (2018). The Nexus between Income Inequality, International Remittances and Economic Growth in Turkey. *CEA Journal of Economics*, 13(1), 5–16.
- Forbes, J. K. (2000). A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth. *American Economic Review*, 90(4), 869–887.
- Frank, W. M. (2009). Inequality and Growth in the United States: Evidence from a New State-Level Panel of Income Inequality Measures. *Economic Inquiry*, 47(1), 55–68.
- Gellan, A., & Price, G. N. (2003). African Economies and the Kuznets Curve: An Explanatory Investigation. *Applied Economics Letters*, 10(12), 747–751.

- Glomm, G. (1997). Whatever Happened to the Kuznets Curve? Is it Really Upside Down. *Journal of Income Distribution*, 7(1), 63–87.
- Granger, W. J. C., & Yoon, G. (2002). Hidden Cointegration. *Department of Economics Working Paper No: 2002-02*, University of California, San Diego.
- Khasru, S. M., & Jalil, M. M. (2004). Revisiting Kuznets Hypothesis: An Analysis with Time Series and Panel Data. *The Bangladesh Development Studies*, 30(3/4), 89–112.
- Kolcu, F., & Yamak, N. (2017). Türkiye’de Döviz Kuru Değişiminin Dış Ticaret Fiyatları Üzerindeki Asimetrik Etkisi. *Akademik Bakış Uluslararası Hakemli Sosyal Bilimler Dergisi*, 64, 644–663.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, 45(1), 1–28.
- Matyas, L., Konya, L., & MaCquarie, L. (1998). The Kuznets U-Curve Hypothesis: Some Panel Data Evidence. *Applied Economics Letters*, 5(11), 693–697.
- Narayan, P. K., & Smyth, R. (2006). What Determines Migration Flows from Low-Income to High-Income Countries? An Empirical Investigation of Fiji-US Migration 1972-2001. *Contemporary Economic Policy*, 24(2), 332–342.
- Öztürk, E., & Oktar, S. (2017). Kalkınma Gelir Eşitsizliği İlişkisi: Türkiye Örneği. *Akademik Hassasiyetler*, 4(4), 101–123.
- Panizza, U. (2002). Income Inequality and Economic Growth: Evidence from American Data. *Journal of Economic Growth*, 7(1), 25–41.
- Papanek, F. G., & Kyn, O. (1986). The Effect on Income Distribution of Development, the Growth Rate and Economic Strategy. *Journal of Development Economics*, 23(1), 55–65.
- Paukert, F. (1973). Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of Evidence. *International Labour Review* 108, 97–125.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In S. Strom (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (pp. 371–413). Cambridge: Cambridge University Press.
- Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- Ram, R. (1989). Level of Development and Income Inequality: An Extension of Kuznets-Hypothesis to the World Economy. *Kyklos*, 42(1), 73–88.
- Ram, R. (1991). Kuznets’s Inverted-U Hypothesis: Evidence from a Highly Developed Country. *Southern Economic Journal*, 57(4), 1112–1123.
- Ram, R. (1997). Level of Economic Development and Income Inequality: Evidence from the Postwar Developed World. *Southern Economic Journal*, 64(2), 576–583.
- Shahbaz, M. (2010). Income Inequality-Economic Growth and Non-Linearity: A Case of Pakistan. *International Journal of Social Economics*, 37(8), 613–636.
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in an ARDL Framework. In Horrace, W. C. & Sickles, R. C. (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications* (pp. 281–314), New York: Springer Science & Business Media.
- Thornton, J. (2001). The Kuznets Inverted-U Hypothesis: Panel Data Evidence from 96 Countries. *Applied Economics Letters*, 8(1), 15–16.
- Tokathoğlu, İ., & Atan, M. (2007). Türkiye’de Bölgeler Arası Gelişmişlik Düzeyi ve Gelir Dağılımı Eşitsizliği: Kuznets Eğrisi Geçerli Mi?. *Ekonomik Yaklaşım*, 18(65), 25–58.
- Yamak, R., & Erdem, H. F. (2017). *Uygulamalı Zaman Serisi Analizleri: EVIEWS Uygulamalı*. Trabzon: Celepler Matbaa Yayın ve Dağıtım.