

Türkiye’de Ücret Politikaları ve Gelir Dağılımı Eşitsizliği İlişkisi

(Araştırma Makalesi)

Relationship Between Wage Policies and Income Distribution Inequality in Turkey

Doi: 10.29023/alanyaakademik.1000256

Abdullah Miraç BÜKEY

Araştırma Görevlisi, İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü,

abdullahmiracbukey1@istanbul.edu.tr; abduhahmirac@gmail.com

Orcid No: 0000-0002-5483-9077

Bu makaleye atıfta bulunmak için: Bükey, A. M. (2022). Türkiye’de Ücret Politikaları ve Gelir Dağılımı Eşitsizliği İlişkisi. *Alanya Akademik Bakış*, 6(3), Sayfa No.3109-3128.

ÖZET

Anahtar kelimeler:

Ücret,
Asgari ücret,
Ücret politikaları,
Gelir dağılımı,
Gelir eşitsizliği.

Makale Geliş Tarihi:

27.09.2021

Kabul Tarihi:

28.07.2022

Gelir dağılımındaki eşitsizlikle mücadelede önemli stratejilerden biri, emek faktörünün gelirini artırmaya yönelik ücret politikalarıdır. Zira ücret, millî gelirden en büyük paya sahip faktör geliridir. Bu bağlamda çalışmada, Türkiye’de ücret politikalarının gelir dağılımı eşitsizliğini nasıl etkilediği irdelenmektedir. ARDL Sınır Testi Yaklaşımı ile analiz edilen ekonometrik modelin bağımlı değişkeni gelir dağılımını temsilen Gini katsayısı, bağımsız değişkenleri ise özel sektör ücretlerini temsilen özel bir havayolu şirketinin ortalama ücretleri ve asgari ücrettir. Çalışmanın bulgularına göre asgari ücretteki %1’lik bir artış Gini katsayısını %0.061 oranında azaltmakta; özel sektör ücretlerindeki %1’lik bir artış ise Gini katsayısını %0.051 oranında artırmaktadır. Bu sonuç asgari ücret politikalarının eşitsizliği azaltmada önemli rol oynadığını; özel sektör ücret artışlarının ise eşitsizliği artırdığını ima etmektedir. Ayrıca nedensellik analizine göre bu ilişki kısa dönemde geçerlidir.

Keywords:

Wage,
Minimum wage,
Wage policies,
Income distribution,
Income inequality

ABSTRACT

One of the important strategies in combating inequality in income distribution is wage policies aimed at increasing the income of the labor factor. Because wages are the factor income that has the largest share in national income. In this context, the study examines how wage policies affect income inequality in Turkey. The dependent variable of the econometric model analyzed with the ARDL Bounds Test Approach is the Gini coefficient representing the income distribution, and the independent variables are the average wages of a private airline company representing the private sector wages and the minimum wage. According to the findings of the study, a 1% increase in the minimum wage reduces the Gini coefficient by 0.061%; A 1% increase in private sector wages increases the Gini coefficient by 0.051%. This result indicates that minimum wage policies play an important role in reducing inequality; private sector wage increases imply that inequality

increases. In addition, according to causality analysis, this relationship is also valid in the short run.

1. GİRİŞ

Dünya ekonomi tarihinde gelir dağılımı eşitsizliğinin bir “problematik” olarak ortaya çıkışının tetik noktası Sanayi İnkılabı’dır. Tarihin başlangıcından beri devam edegelen üretim faaliyetleri ve bu faaliyetlerden elde edilen gelir toplumun farklı tabakaları tarafından bir şekilde bölüşülmüştür (Sönmez, 1990). Fakat 18. ve 19. yüzyıllarda gerçekleşen Sanayi İnkılabı’nın sonuçları olan üretimin makineleşmesi, seri hale gelmesi ve nüfusun kırlardan kentlere doğru göçerek yığılması gibi unsurlar söz konusu üretimden elde edilen gelirin dağılımı veya dağıtımında büyük eşitsizliklere neden olmuştur. Zira sanayi inkılabından önce en yüksek kişi başı gelire sahip ülke ile en az kişi başı gelire sahip ülke arasındaki fark %30’u geçmezken; bu fark 19. asrın sonlarına doğru 1870’te %1100’e, 20. asrın sonlarına doğru ise 1995’te %5000’e ulaşmıştı (Cohen, 2000).

Günümüzde gelişmiş ekonomilerin dahi kronik problemlerinden biri olan gelir dağılımı eşitsizliği ile mücadele yöntemlerinden biri de ücret ve/veya asgari ücret politikalarıdır (Litwin, 2015: 1). Geniş anlamda insan emeğinin karşılığı (Tuna ve Yalçıntaş, 2011: 94) olarak tanımlanan ücret kavramı işletmelerin kâr ve/veya zararlarından bağımsız olarak işveren tarafından emek sahibine (işçiye), genellikle üretilen malın satışından önce ödenen ve miktarı önceden belirlenmiş gelir türü olarak ifade edilebilir (Tokol, 2000: 130).

Bir ülke ekonomisinde emek, sermaye, doğal kaynak ve müteşebbis tarafından meydana getirilen üretimden elde edilen toplam milli gelirden (Alkin, 1981: 6) emek faktörünün aldığı pay olan ücret; milli gelir içerisinde en büyük paya sahip gelir türüdür. Bu doğrultuda ücret gelirlerindeki artış gelir eşitsizliği ile mücadelede önem arz etmektedir. Milli gelir içerisindeki toplam ücret gelirlerini artırmaya ve dolaylı olarak gelirin adil dağıtımına yönelik en önemli politikalarından biri asgari ücret uygulamalarıdır. Asgari ücret politikasının temel amacı, toplumsal tabakanın en alt grubunu oluşturan ve pazarlık gücü ya çok zayıf ya da hiç olmayan emek kesiminin gelirini artırmak suretiyle özellikle çalışan yoksulluğuyla mücadele etmek (Bükey, 2020) ve buna paralel olarak emek gelirini diğer gelir türleri karşısında nispi anlamda artırarak gelir dağılımındaki eşitsizliği henüz birinci dağılım sürecindeyken azaltmaktır (Akgül, 2018: 41).

Üstelik özelde asgari ücret, genelde ücret politikalarının para, maliye ve diğer geliri yeniden dağıtan politikalara karşı ilave vergilerle finanse edilmediği için devlet bütçesine ekstra bir külfet oluşturmaması, yoksul kesimi sosyal yardım bağımlılığından (Çetin, 2017: 124) kurtulmaya teşvik ederek emek arzını artırması, çalışmaya teşvik ettiği için diğer dağıtım politikalarına göre tüketiciler tarafından daha çok desteklenmesi, kontrolü, denetimi ve uygulanması yönünden idari bazda kolaylıklar sağlaması gibi üstünlükleri taşımaktadır (Yüksel Arabacı, 2007: 55-56).

Öte yandan asgari ücret uygulamasının gelir dağılımı ve yoksulluk açısından alt gelir grubunu güçlendirmesine karşılık bir takım toplumsal maliyetleri de vardır. Şöyle ki piyasada dengenin üzerindeki bir seviyede tayin edilen asgari ücret, işveren açısından emek maliyetlerini artırarak asgari ücret karşılığı çalışanların bir kısmını istihdam dışına itebilir. Burada iktisat teorisindeki Fisher tipi Phillips Eğrisi analizi çerçevesinde parasal ücretler ile işsizlik arasındaki pozitif korelasyonlu ilişki meydana gelir (Büyükkakin, 2008: 135). Bu

durumda yüksek asgari ücretten istihdamdakiler fayda sağlarken; işsiz kalanlar zarar görmüş olur (Freeman, 1996: 642), ki literatürde işsizliğin toplumsal gelir eşitsizliğini artırdığına dair yapılan birçok çalışma mevcuttur (Kalaycı ve Öztürk, 2017). Diğer bir deyişle asgari ücret artışının, dolaylı olarak da genel ücretler seviyesindeki artışların gelir dağılımını sosyal politikadaki yaşlılar, engelliler, çocuklar ve diğer dezavantajlı çalışmayan gruplar aleyhine bozduğu da söylenebilir. Bu sebeple asgari ücret ve ücret politikalarının gelir dağılımı eşitsizliği üzerinde nasıl ve ne yönde etkisi olduğu, söz konusu ücret artışlarından toplumun hangi kesiminin faydalandığına bağlıdır (Yüksel Arabacı, 2007: 57).

Bu bağlamda söz konusu çalışmada Türkiye ekonomisinde ücretler ile gelir dağılımı eşitsizliği arasındaki uzun dönemli ilişki zaman serisi analizi yöntemi ile ampirik olarak irdelenecektir. Bu doğrultuda Türkiye'nin 1987-2017 dönemi asgari ücretler ve özel bir havayolu şirketinin uzman pozisyonundaki bir personeline ödediği ortalama ücret bağımsız değişkenlerinin Gini katsayısı bağımlı değişkeni üzerindeki etkisi ARDL Sınır Testi Yaklaşımı yardımıyla ölçülecektir. Çalışmada öncelikle gelir eşitsizliği-ücret-asgari ücret ilişkisine dair bir literatür taraması yapılacak, akabinde veri seti ve değişkenler tanıttıldıktan sonra ekonometrik model kurularak söz konusu ilişki değerlendirilecektir.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Çalışmanın bu kısmında ücretlerin gelir eşitsizliğine etkisine dair yapılan ampirik çalışmalar ve bu çalışmaların yöntemleri, referans dönemleri, uygulandığı ülkeler ve sonuçları hakkında malumat verilecektir.

Neumark ve Wascher (2002) Amerika Birleşik Devletleri ekonomisi örneğinde 1986-1995 dönemi yıllık verilerini esas almıştır. Çalışmada farklı regresyon modelleri üzerinden asgari ücretin yoksul hanehalklarının gelirlerine etkisi incelenmiştir. Çalışmanın bulgularına göre asgari ücretlerdeki artış yoksul hanehalklarının çalışan başına düşen gelirlerini artırmakta; fakat hanehalkı başına düşen çalışan sayısını ise azaltmaktadır. Yani asgari ücret politikasının gelir dağılımı üzerinde yoksulluğu azaltıcı etkisinin yanı sıra istihdam etkisi de mevcuttur. Bu ise asgari ücretin söz konusu çalışmaya göre gelir eşitsizliğini bir yönden azaltırken; diğer bir yönden artırdığını göstermektedir.

Arango ve Pachon (2004) Kolombiya ekonomisi özelinde asgari ücretin özellikle alt gelir grubunda yer alan haneler üzerinden gelir eşitsizliğine etkisini ampirik bir çalışma ile analiz etmişlerdir. Panel veri analizi yöntemiyle irdelenen çalışmanın referans dönemi ise 1984-2001 yıllarıdır. Çalışmanın bulgularına göre asgari ücretteki artışların alt gelir grubunda yer alan hanehalklarının yaşam koşullarını iyileştirdiği; ancak üst ve orta gelir grubunda yer alan hanehalklarının yaşam koşullarını ise daha fazla iyileştirdiği sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuca göre asgari ücretlerin alt gelir grubuna fayda sağlayarak mutlak yoksulluğu azalttığı; fakat üst ve orta gelir gruplarına daha çok fayda sağlaması yönüyle de gelir eşitsizliğini artırdığı söylenebilir.

Müller ve Steiner (2008) Almanya ekonomisi özelinde bir mikro simülasyon çalışmasıyla asgari ücretlerin yoksulluk ve gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini ölçmüşlerdir. Çalışmada 2008 yılı için geçerli olan saatlik 7.5 Euro asgari ücret verisinin hem ücret eşitsizliklerine hem de genel bireysel farklı gelir eşitsizliği göstergeleri olan Gini katsayısı ve Atkinson endeksi üzerindeki etkisi analiz edilmiştir. Çalışmanın bulgularına göre asgari ücretin alt ve üst ücret grupları arasındaki farkı alt ücret grubu lehine azalttığı ve olumsuz istihdam etkisine yol açmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Genel gelir eşitsizliği bağlamında ise asgari ücretin

uygulandığı varsayımı altında, uygulanmadığı varsayımına nispeten Gini katsayısında 0.140 birim, Atkinson endeksinde ise 0.183 birim azalmaya yol açtığı neticesi elde edilmiştir. Yani Almanya’da asgari ücret genel bireysel gelir eşitsizliğini de azaltmaktadır. Fakat asgari ücretin eşitsizliklerde azalmaya el vermesinin yanında yoksulluğu azaltma noktasında etkisiz olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Shi ve Lin (2015) Çin ekonomisinde asgari ücretin etkilerine dair hazırladıkları akademik raporda tablo ve grafik yöntemiyle ampirik bir analiz yapmışlardır. Çin’in 1995-2012 döneminin referans alındığı çalışmada asgari ücret serisinin Gini katsayısı ve farklı ücret skalalarına etkisi ölçülmüştür. Çalışmanın bulgularına göre asgari ücretteki artış ücret skalaları arasındaki farkı azaltmaktadır. Asgari ücretteki 1 birimlik artış Gini katsayısını ise 0.50 puan azaltmaktadır. Yani Çin’de uygulanan artış yönelik asgari ücret politikaları hem ücret eşitsizliklerini hem de genel olarak kişisel gelir eşitsizlikleri azaltmaktadır.

Litwin (2015) asgari ücretin gelir dağılımı üzerindeki etkisini 17 OECD ülkesi örneği üzerinde ekonometrik bir model yardımıyla incelemiştir. Panel veri analizi yöntemiyle yapılan çalışmanın referans dönemi 1980-2010 yıllarıdır. Çalışmada kullanılan değişkenler ise bağımlı değişken Gini katsayısı, bağımsız değişken asgari ücret serisi ve asgari ücret serisinin karesidir. Asgari ücret serisinin karesi de modele dahil edilerek aynı zamanda gelir eşitsizliği ve asgari ücretler arasında doğrusal olmayan bir ilişkinin varlığı da sınanarak çalışmaya farklı bir boyut katılmıştır. Çalışmada yer alan panel regresyon sonuçlarına göre asgari ücretteki 1 birim artış Gini katsayısını 0.0158 birim azaltmaktadır. Ekonometrik modelin bağımsız değişkenlerinden asgari ücretin karesi serisinin de istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu ise asgari ücret ile gelir eşitsizliği arasında doğrusal bir ilişkinin olmadığı ve matematiksel fonksiyonun “U” şeklinde olduğu hipotezini de destekler niteliktedir. Bu neticeye göre ise asgari ücrette 11.77 \$’ın üzerindeki artışlar gelir eşitsizliğini artıracak, altındaki artışlar ise azaltacaktır. Yani asgari ücret ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişki 11.77 \$’a kadar negatif yönlü, 11.77 \$’dan sonra ise pozitif yönlüdür.

Engbom ve Moser (2018) Brezilya’da 1996-2012 dönemi referans aralığında asgari ücretlerin kazanç eşitsizliği üzerindeki etkisini analiz etmişlerdir. Simülasyon yardımıyla yapılan ampirik çalışmanın bulgularına göre asgari ücretlerdeki artışlar kazanç eşitsizliğini büyük bir etki ile azaltmaktadır.

Redmond vd., (2019) İrlanda örneğinde asgari ücret politikasının saatlik ücret ve hanehalkı gelir dağılımı üzerindeki etkisini ampirik olarak incelemişlerdir. Dağılımsal regresyon modelinin kullanıldığı ampirik çalışmanın referans dönemi ise Ocak 2015-Aralık 2016 olmak üzere veriler aylık bazdadır. Çalışmanın bulgularına göre İrlanda’da asgari ücret uygulaması ücret eşitsizliğini artırırken; hanehalkı gelir dağılımı üzerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamsızdır.

Literatür taramasından görüldüğü üzere çalışmaların ekseriyetinin bulgularına göre ücret- asgari ücret politikaları gelir dağılımındaki eşitsizliği azaltmakta, azınlıktaki çalışmalara göre ise artırmaktadır. Birkaç çalışmanın sonucuna göre ise aradaki ilişki istatistiksel olarak anlamsızdır. Buna göre mezkur ilişkinin ülkeye, ülke grubuna ve döneme göre muhtelif olduğu sonucuna varılabilir. Öte yandan yerli literatürde ücret- asgari ücret- gelir dağılımı eşitsizliği ilişkisine dair Türkiye özelinde yapılan ampirik bir çalışma tespit edilememiştir. Bu sebeple çalışmamızı kendine has kılan özellik ücretler- asgari ücretler ve gelir eşitsizliği

ilişkisi ile ilgili Türkiye ekonomisi örneği üzerinden ele alması ve özel sektör ücretlerinin gelir eşitsizliğine etkisine dair ampirik bir çalışma olmasıdır.

3. VERİ SETİ VE DEĞİŞKENLER

Ekonometrik modelde bir adet bağımlı iki adet bağımsız olmak üzere üç değişken kullanılacaktır. Türkiye ekonomisine özel bağımlı değişken gelir eşitsizliğini temsilen Gini katsayısı, bağımsız değişkenler ise özel sektör ücretleri ve asgari ücretlerdir. 1987-2017 dönemini referans alan seriler yıllık verilerden oluşmaktadır.

Modelin bağımlı değişkenini oluşturan Gini katsayısı verileri (Solt, 2019) tarafından geliştirilen Standartlaştırılmış Dünya Gelir Eşitsizliği Veritabanı (SWIID)'dan elde edilmiştir. (Solt, 2019) söz konusu çalışmasında birçok ülkenin Gini katsayılarını R programı yardımıyla elde etmiştir. Çalışmanın verileri sürekli olarak güncellenmektedir.

Bağımsız değişkenlerden asgari ücret serisi Türkiye Cumhuriyeti Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı bünyesinde Çalışma Genel Müdürlüğü'ne bağlı Sendika Üyeliği ve İstatistik Daire Başkanlığı tarafından hazırlanan raporlardan elde edilmiştir. Asgari ücret değişkeni sosyal güvenlik kesintileri, vergi ve diğer kesintiler brüt ücretten düşüldükten sonra elde edildiği için net ücret olarak kullanılmıştır. Ayrıca her yılın Temmuz ayından sonraki dönemi, yani ikinci altı aylık dönemi temsil etmektedir.

Son olarak diğer bir bağımsız değişken ücret serisi ise Türkiye'deki özel bir havayolu şirketinin uzman pozisyonundaki bir personeline ödediği ortalama ücret seviyesini ifade etmektedir. Söz konusu ücret değişkeni de brüt ücretten vergi, sosyal güvenlik ve diğer kesintilerden arındırılmış net bazdaki rakamları yansıtmaktadır.

4. AMPİRİK BULGULAR

Çalışmanın bu bölümünde öncelikle her bir değişken için durağanlık durumlarının tespitinde yapısal kırılmalı birim kök testleri yapılacaktır. Akabinde değişkenlerin durağan olup olmadıklarına göre uygun bir eş bütünleşme testi yapılacak ve böylece değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı veya yokluğu tespit edilecektir. Şayet değişkenler birbirleriyle uzun dönemli bir ilişkiye sahip ise ekonometrik varsayımlardan sapmalar sınanacak ve uzun dönemli katsayılar tahmin edilecektir. Şayet değişkenlerin uzun dönemli bir ilişkiye sahip olmadıkları tespit edilirse vektör otoregresif model (VAR) elde edilecektir. Bu doğrultuda varyans ayrıştırması ve etki-tepki fonksiyonları elde edilerek ampirik analiz tamama erdirilecektir. Söz konusu ekonometrik modelin matematiksel denklemini şöyledir:

$$\text{LOG}(\text{Gini Katsayısı}) = \beta_0 + \beta_1 \text{LOG}(\text{Asgari Ücret}) + \beta_2 \text{LOG}(\text{Ücret}) \quad (1)$$

(1) numaralı denklemde LOG(Gini Katsayısı) gelir dağılımını temsilen Gini katsayısının logaritmik formunu, LOG(Asgari Ücret) Türkiye'deki asgari ücretlerin logaritmik formunu ve LOG(Ücret) ise Türkiye'deki bir havayolu firmasının uzman pozisyonundaki personeline ait ücret serisinin logaritmik formunu ifade etmektedir. Yani her üç değişken de ekonometrik analizde logaritmik formda yer alacak ve çalışma sonunda tam logaritmik bir model tahmin edilmiş olacaktır. Böylece değişkenler arasındaki katsayı ilişkisi esneklik katsayılarını da vermiş olacaktır.

4.1. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri

Ekonometri literatüründe birçok makro ekonomik zaman serisinin düzey değerinde durağan olmadığı kanaati hâkimdir. Bu mesele ile ilgili Nelson ve Plosser (1982) Amerika Birleşik Devletleri ekonomik verilerine ait 14 adet makro ekonomik değişkene Augmented Dickey-Fuller birim kök testi uygulamak suretiyle durağanlık analizi yapmışlardır. Çalışmanın bulgularına göre söz konusu 14 makro ekonomik zaman serisinden 13'ü için birim kök içerdiği iddia edilen temel hipotezler reddedilememiş, böylece serilerin düzeyde değerlerinde durağan olmadıkları tespit edilmiştir (Nelson and Plosser, 1982).

Daha sonra Perron (1989) Nelson ve Plosser'in söz konusu çalışmasını eleştirmiş ve serilerin trend fonksiyonlarının eğim ve/veya sabitlerinde bir yapısal kırılma olması durumunda pek çok makro ekonomik zaman serisinin, deterministik bir trend fonksiyonu çevresinde durağan olma ihtimalinin kuvvetli olduğunu savunmuştur (Uğurlu, 2009). Perron'un, makro ekonomik zaman serilerinin birim köklü çıkmasına sebebiyet verdiği iddia ettiği yapısal kırılmaların meydana gelmesinde pek çok faktör etkili olmaktadır. Bunlar kısaca ekonomik krizler, depremler, salgınlar gibi doğal afetler, savaşlar, siyasi seçim dönemleri ve sair etkenler olarak sıralanabilir. Dolayısıyla durağanlık analizi yapılırken söz konusu yapısal kırılma dönemlerinin de dikkate alındığı birim kök testlerinin uygulanmasında fayda vardır (Ceylan ve Karaağaç, 2019: 227-228).

Zivot ve Andrews 1992'de Perron (1989)'un çalışmasına dayalı olarak yeni bir model geliştirmişlerdir. Zivot ve Andrews (1992) geliştirdikleri modeli, Perron'un (1989) çalışmasında yapısal kırılma döneminin (T_B) bilindiği varsayımını geliştirerek kırılma döneminin bilinmediği (T_B) varsayımını altında tekrardan ele almışlardır. Diğer bir deyişle Perron'un (1989) çalışmasında dışsal olarak modele eklenen yapısal kırılma dönemi Zivot ve Andrews'in çalışmasında (1992) içsel olarak tahmin edilmektedir (Yonar, 2012: 14). Bu bağlamda bir kırılmalı yapısal kırılma tarihinin içsel olarak belirlendiği Zivot ve Andrews'in (1992) üç adet modeli şöyledir (Zivot and Andrews, 1992: 253-254):

$$\text{Model A: } Y_t = \mu + \beta_t + \alpha Y_{t-1} + \theta_1 DU(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{Model B: } Y_t = \mu + \beta_t + \alpha Y_{t-1} + \theta_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{Model C: } Y_t = \mu + \beta_t + \alpha Y_{t-1} + \theta_1 DU(\lambda) + \theta_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Zivot ve Andrews'in (1992) yukarıdaki yaklaşımında alternatif hipotezler altında; Model A trend fonksiyonunun sabitinde, Model B trend fonksiyonunun eğiminde ve Model C trend fonksiyonunun hem sabitinde hem eğiminde bir yapısal kırılmayı ihtiva etmektedir. Her üç model için temel hipotez ise serinin yapısal kırılmayla beraber birim kök içermesidir. Yine alternatif her üç denklem bağlamında kukla değişken DU düzeyde kırılmayı, kukla değişken DT ise eğimde kırılmayı temsil etmektedirler.

$DU(\lambda) = \{1, t > T_B \text{ iken ve } DU(\lambda) = \{0, t \leq T_B \text{ iken}$

$DT(\lambda) = \{t - T\lambda, t > T\lambda \text{ iken ve } DT(\lambda) = \{0, t \leq T_B \text{ iken}$

Yukarıdaki denklemlerde $t=1,2,3,\dots,T$ olmak üzere zaman boyutunu, T_B kırılma tarihini ve $\lambda = T_B/T$ ise kırılma zamanını temsil etmektedir. Bu bağlamda Tablo 1'de gelir eşitsizliği ve ücretler modeli için Zivot-Andrews'in tek kırılmalı birim kök test sonuçları verilmiştir.

Tablo 1. Tek Kırılmalı ADF (Zivot-Andrews) Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler		Model A	Model C
Gini		-4,49 (2003)	-3,41 (2012)
Kritik Değerler	%1	-5,34	-5,34
	%5	-4,80	-4,80
	%10	-4,58	-4,58
Asgari Ücret		-4,74*** (1995)	-5,51* (1995)
Kritik Değerler	%1	-5,34	-5,34
	%5	-4,80	-4,80
	%10	-4,58	-4,58
Ücret		-9,91* (1995)	-9,40* (1995)
Kritik Değerler	%1	-5,34	-5,34
	%5	-4,80	-4,80
	%10	-4,58	-4,58

Not 1: *, **, *** ifadeleri; sırasıyla %99, %95 ve %90 güven seviyelerinde H_0 hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir. Kritik değerler Zivot and Andrews (1992)'den alınmıştır.

Not 2: Yapısal kırılma tarihleri test istatistikleri altında parantez içinde verilmiştir.

Tek kırılmalı Zivot-Andrews birim kök testi sonuçlarına göre test istatistiğinin (-4.491) sırasıyla %90, %95 ve %99 güven düzeyindeki kritik değerlerden mutlak değerce küçük olmasından dolayı Gini katsayısı serisinin Model A ve Model C'de yapısal kırılma ile birlikte birim kök içerdiğini ifade eden temel hipotez reddedilememektedir. Zivot-Andrews birim kök testi, yapısal kırılma tarihlerini Model A'da 2003 ve Model B'de ise 2012 olmak üzere içsel olarak belirlemiştir. Model A'daki yapısal kırılma tarihinin 2001-2002 Ekonomik Krizi sonrasında tekabül ettiği dikkat çekmektedir. Yani 2001-2002 Ekonomik Kriz(ler)i'nin gelir eşitsizliğini temsilen Gini katsayısı serisinde kalıcı bir değişikliğe yol açtığı yorumu yapılabilir. Bu sonuca göre Gini katsayısı serisinin düzey değerinde yapısal kırılmayla beraber birim kök içermekte ve durağan olmamaktadır.

Testin diğer bir sonucuna göre Model A'ya göre asgari ücret serisi test istatistiği $|-4.741|$ mutlak değerce %95 güven düzeyindeki kritik tablo değerinden küçük olduğu için $|-4.80|$ yapısal kırılma tarihi 1995 yılı olmak üzere, yapısal kırılmayla birlikte birim kök içerdiği temel hipotezi reddedilememektedir. Fakat testi istatistiğinin %90 güven düzeyindeki kritik tablo değerinden $|-4.58|$ ise büyük olduğu görülmektedir. Bu sonuca göre 1995 yılı yapısal

kırılma tarihi olmak üzere yapısal kırılma ile beraber birim kök içerdiği temel hipotez reddedilmektedir. Yani asgari ücret serisi Model A'ya göre %90 güven düzeyinde durağandır denilebilir. Fakat çalışmada %95 güven düzeyi referans alındığı için ilk yorum tercih edilerek serinin durağan olmadığı hipotezi kabul edilebilir. 1995 yılı yapısal kırılma tarihinin 1994 Ekonomik Krizi sonrasına tekabül ettiği görülmektedir. Buna göre ekonomik kriz döneminde asgari ücretli kesimi krizin etkilerinden korumaya yönelik olarak uygulanan asgari ücret politikalarının serinin trend fonksiyonunun sabitinde kırılmaya yol açtığı söylenebilir.

Yine asgari ücret serisi için Model C'ye göre ise test istatistiğinin $|-5.518|$ mutlak değerce %99 güven düzeyi de dâhil olmak üzere kritik tablo değerlerinin tümünden büyük olduğu görülmektedir. Söz konusu istatistiki sonuca göre 1995 yılı kırılma tarihi olmak üzere serinin yapısal kırılmayla birlikte birim kök içerdiği temel hipotez reddedilmektedir. Yani Model C'ye göre asgari ücret serisinin düzey değerinde durağan olduğu söylenebilir.

Testin bir diğer sonucuna göre ücret serisinin Model A ve Model C'ye göre test istatistiklerinin %99 güven düzeyinde tablo değerlerinden büyük olduğu görülmektedir. Dolayısıyla serinin yapısal kırılma ile beraber birim köklü olduğu söylenebilir. Yapısal kırılma tarihinin her iki modelde de 1995 yılı olduğu göze çarpmaktadır. Bu sonuca göre ücret serisinin hem Model A, hem de Model C'de durağan olduğu söylenebilir. Ayrıca yapısal kırılma tarihlerinin tıpkı asgari ücret serisindeki gibi 1994 Ekonomik Krizi sonrasına tekabül ettiği görülmektedir. Buna göre 1994 Ekonomik Krizi döneminde ücretli kesimi iktisaden korumaya yönelik uygulanan ücret politikalarının söz konusu şirket tarafından uygulandığı ve bu ücret politikalarının ücret serisinin trend fonksiyonunun hem sabitinde hem de eğiminde bir yapısal kırılmaya yol açtığı söylenebilir. Ek olarak hem asgari ücret hem de ücret serilerinin yapısal kırılma tarihlerinin aynı yıla tekabül etmesi Türkiye'de asgari ücret ve özel sektör ücretlerinin seyirlerinin ve yapılarının paralellik arz ettiği yorumunun yapılmasına imkân verebilir.

Sonuç olarak tek kırılmalı ADF (Zivot-Andrews) birim kök testi sonuçlarına düzey değerlerinde olmak üzere göre Gini katsayısı serisinin tek bir yapısal kırılma ile beraber birim kök içerdiği, asgari ücret serisinin Model A'da %95 güven düzeyinde tek bir yapısal kırılmayla beraber birim kök içerdiği; fakat Model C'de durağan olduğu ve özel sektör ücret serisinin ise durağan olduğu söylenebilir.

Lee ve Strazicich (2003), Zivot ve Andrews'in (1992) yapısal kırılmayı içsel olarak tayin eden çalışmasının ardından ilk defa Schmidt ve Phillips'in (1992) birim kök testi olarak önerdikleri minimum Lagrange Çarpanı (LM) üzerine yeni bir yapısal kırılmalı birim kök testi geliştirmişlerdir. Lee ve Strazicich'in (2003) önerdiği birim kök testinin Zivot ve Andrews'in (1992) birim kök testi ile ortak yanı yapısal kırılma tarihinin yine içsel olarak tayin edilmesi, farklı kılan yanı ise yapısal kırılma tarihinin bir değil iki adet belirlenmesidir (Adıgüzel, 2014: 47). Lee ve Strazicich'in (2003) baz aldığı Lagrange Çarpanı birim kök testi şu denklemlere dayalıdır (Lee and Strazicich, 2003: 1084):

$$y_t = \delta Z_t + e_t \text{ olmak üzere; } e_t = \beta e_{t-1} + e_t \quad (5)$$

Bu denklemlerde Z_t dışsal değişkenleri ihtiva eden vektör, e_t ise kalıntılardır. Model A'da Z_t düzeyde iki yapısal kırılmaya izin veriyorsa şöyle tanımlanır (Lee and Strazicich, 2003: 1084):

$$Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}] \quad (6)$$

Model C’de hem düzeyde hem eğimde iki yapısal kırılma mevcut ise Z_t denklemi şu hali alır (Lee and Strazicich, 2003: 1085):

$$Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}] \quad (7)$$

(6) ve (7) no’lu enklemlerde kukla değişkenler ise şu şekilde tarif edilmektedir (İnal ve Aydın, 2016: 65):

$$D_{jt} = (1, t \geq T_{Bj} + 1 \text{ iken ve } D_{jt} = 0, \text{ diğer durumlarda})$$

$$DT_{jt} = (t - T_{Bj}, t \geq T_{Bj} + 1 \text{ iken ve } DT_{jt} = 0, \text{ diğer durumlarda})$$

Lee ve Strazicich’in (2003) iki kırılmalı LM birim kök testi istatistiği ise (8) no’lu denklem yardımıyla üretilmektedir (Lee and Strazicich, 2003: 1085):

$$\Delta y_t = \delta \Delta Z_t + \theta z_{t-1} + u_t \quad (8)$$

(8) no’lu denklemde $z_{t-1} = y_{t-1} - \hat{y}_{t-1} - Z_t z_{t-1}$ ve $t = 2, 3, \dots, T$ şeklindedir. İki kırılmalı yapısal kırılmalı LM birim kök testi hipotezleri $\theta = 0$ eşitliğinin t testi aracılığıyla incelenmesi ile sınanabilmektedir. Şayet elde edilen test istatistikleri kritik tablo değerlerinden büyük ise yapısal kırılmayla beraber birim köklü olduğu temel hipotez reddedilmekte ve serinin yapısal kırılma ile birlikte birim kök içerdiğine karar verilmektedir (Yılancı, 2009: 331).

Tablo 2. İki Kırılmalı LM (Lee-Strazicich) Birim Kök Testi

Değişkenler		Model A	Model C
Gini Katsayısı		-2,27 (1998) (2001)	-5,61*** (1997) (2008)
Kritik Değerler	%1	-6,16	-6,33
	%5	-5,59	-5,71
	%10	-5,27	-5,33
Asgari Ücret		-3,35 (1993) (1995)	-5,08 (1995) (2003)
Kritik Değerler	%1	-6,16	-6,41
	%5	-5,59	-5,74
	%10	-5,27	-5,32
Ücret		-3,52 (1993) (2004)	-6,45* (1996) (2000)

Kritik Değerler	%1	-6,41	-6,16
	%5	-5,74	-5,59
	%10	-5,32	-5,27

Not 1: *, **, *** ifadeleri; sırasıyla %99, %95 ve %90 güven seviyelerinde H_0 hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir. Kritik değerler Zivot and Andrews (1992)'den alınmıştır.

Not 2: Yapısal kırılma tarihleri test istatistikleri altında parantez içinde verilmiştir.

Not 3: Kritik değerler Lee and Strazicich (2003)'ten alınmıştır. Fraksiyon değerleri Gini katsayısı için Model A'da $\lambda_1=0,2$ ve $\lambda_2=0,4$ ve Model C'de $\lambda_1=0,2$ ve $\lambda_2=0,8$, asgari ücret değişkeni için Model A'da $\lambda_1=0,2$ ve $\lambda_2=0,4$ ve Model C'de $\lambda_1=0,2$ ve $\lambda_2=0,6$ ve ücret değişkeni için Model A'da $\lambda_1=0,2$ ve $\lambda_2=0,6$ ve Model C'de $\lambda_1=0,2$ ve $\lambda_2=0,6$

Tablo 2'de yer alan iki kırılmalı LM (Lee-Strazicich) birim kök testi sonucuna göre Gini katsayısı serisi için Model A'da test istatistiğinin (-2,278) tüm kritik değer tablo değerlerinden mutlak değer bakımından küçük olduğu görülmektedir. Buna göre Gini katsayısı serisinin yapısal kırılmalarla birlikte birim kök içerdiği temel hipotez reddedilememiştir. Yapısal kırılma tarihleri 1998 ve 2001 yılları olmak üzere test tarafından içsel olarak tayin edilmiştir. İki kırılma tarihi arası dönemin Türkiye Ekonomisi açısından istikrarsızlıklar ve ekonomik krizlerin yaşandığı dönemler olduğu gözden kaçırılmamalıdır. Gini katsayısı serisi için Model C'de ise test istatistiğinin |-5,615| %90 güven düzeyindeki kritik tablo değerinden |-5,33| mutlak değerce büyük olduğu, yani serinin yapısal kırılmalarla beraber birim kök içerdiği temel hipotezinin reddedilebildiği görülmektedir. Yapısal kırılma tarihleri Model A'dakine yakın bir şekilde 1997 ve 2008-2009 Küresel Finans Krizi'ni ima ederek 2008 olmak üzere test tarafından içsel olarak belirlenmiştir. Fakat çalışmada istatistikî analizde genel anlamda %95 güven düzeyi referans alındığı için Gini katsayısı serisinin yapısal kırılmalarla birlikte birim kök içerdiği söylenebilir.

Testin bir diğer sonucuna göre asgari ücret serisi için Model A ve Model C'de test istatistiklerinin (sırasıyla |-3,352| ve |-5,086|) kritik tablo değerlerinden mutlak değerce küçük olduğu görülmektedir. Buna göre istatistikî olarak asgari ücret serisinin yapısal kırılmalarla birlikte birim kök içerdiği temel hipotez reddedilememektedir. Yapısal kırılma tarihleri ise Model A'da 1993 ve 1995, Model C'de ise 1995 ve 2003 olmak üzere içsel olarak test tarafından tayin edilmiştir. Her iki model için 1995 yılındaki kırılma o yılı yapısal kırılma açısından güçlü bir şekilde vurgulamaktadır. Özellikle Model C'de ise yapısal kırılma tarihlerinin ekonomik kriz yıllarını takip eden yıllar olduğu dikkat çekmektedir. Bu ise tıpkı Zivot-Andrews birim kök testinin sonuçlarındaki gibi, ekonomik kriz yıllarındaki asgari ücretli kesimi krizin etkilerinden korumaya yönelik politikaların asgari ücret serisinin trend fonksiyonunun hem sabitinde hem de eğiminde bir yapısal kırılmaya neden olduğunu ima etmektedir.

Testin diğer bir sonucuna göre ücret serisi için Model A'da test istatistiğinin (-3.521) kritik tablo değerlerinden mutlak değerce küçük olduğu görülmektedir. Bu sonuca göre istatistikî olarak ücret serisinin yapısal kırılmalarla birlikte birim kök içerdiği temel hipotez reddedilememektedir. Yapısal kırılma tarihleri ise test tarafından içsel olarak 1993 ve 2004 olarak belirlenmiştir. Kırılma tarihlerinin ekonomik kriz öncesi ve sonrası dönemler olduğu dikkat çekmektedir. Ücret serisi için Model C'de ise test istatistiğinin mutlak değerce kritik tablo değerlerinden büyük olduğu, dolayısıyla serinin yapısal kırılmalarla beraber birim kök

içerdiği temel hipotezinin reddedildiği görülmektedir. Yani Model C'ye göre ücret serisinin durağan olduğu söylenebilir.

Sonuç olarak iki kırılmalı LM birim kök testi sonuçlarına göre düzeyde ve %95 güven aralığında ve ücret serisi için Model C'de hariç olmak üzere modelde kullanılan her üç serinin de yapısal kırılmalarla beraber birim kök içerdiği tespit edilmiştir. O halde serilerin birinci fark değerleri için tekrardan yapısal kırılmalı birim kök testleri uygulanmalıdır.

Tablo 3. Yapısal Kırılmalı ADF Birim Kök Testi

Değişkenler		Sabitli/Trendli (Düzye Değeri)	Sabitli/Trendli (Birinci Fark Değeri)
Gini Katsayısı		-4,13 (2005)	-4,59** (2008)
Kritik Değerler	%1	-5,34	-4,91
	%5	-4,86	-4,36
	%10	-4,60	-4,09
Asgari Ücret		-2,89 (2004)	-4,93* (1995)
Kritik Değerler	%1	-5,34	-4,91
	%5	-4,86	-4,36
	%10	-4,60	-4,09
Ücret		-3,61 (1998)	-5,83* (2003)
Kritik Değerler	%1	-5,34	-5,35
	%5	-4,86	-4,86
	%10	-4,60	-4,61

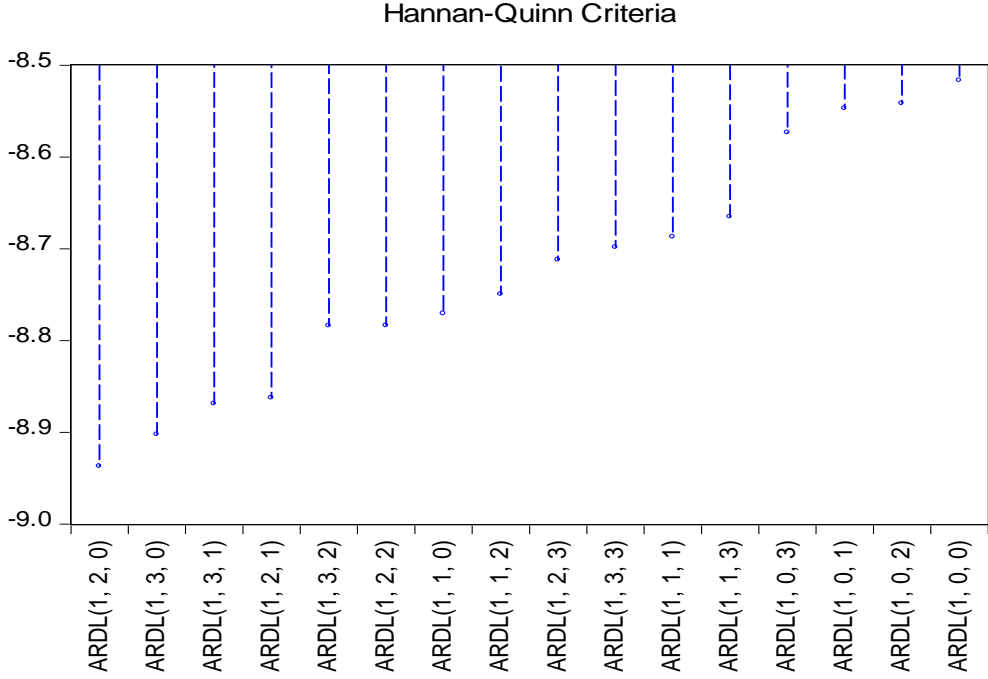
Not 1: *, **, *** ifadeleri; sırasıyla %99, %95 ve %90 güven seviyelerinde H_0 hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir.

Not 2: Yapısal kırılma tarihleri test istatistikleri altında parantez içinde verilmiştir.

Not 3: Kritik değerler Pierre and Vogelsang (1993)'ten elde edilmiştir.

Tablo 3'te serilerin hem düzey hem de birinci fark değerleri için yapısal kırılmalı ADF (Augmented Dickey Fuller) birim kök testi uygulanmıştır. Test sonuçlarına göre düzey değerlerinde tüm serilerde, %95 güven seviyesinde yapısal kırılma ile birlikte birim kök içerdiği temel hipotez reddedilememiş ve durağan olmadıkları tespit edilmiştir. Serilerin birinci fark değerleri alındığında ise, her üç seri için %95 güven düzeyinde, yapısal kırılmayla

beraber birim kök içerdikleri temel hipotez reddedilmiş ve serilerin birinci fark değerlerinde durağan oldukları sonucuna varılmıştır. O halde değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığının/yokluğunun tespiti açısından uygun bir eş bütünlüşme analizi yapılabilir. Bunun için de öncelikle gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir.



Şekil 1. Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi (Hannan-Quinn Kriteri)

Gecikme uzunluğunun tayin edilmesinde Hannan-Quinn kriteri baz alınmış ve minimum değeri sağlayan gecikme uzunluğu kullanılacak modelde gecikme uzunluğu olarak esas alınmıştır. Şekil 1'e göre minimum değeri sağlayan ARDL (1, 2, 0) modeli baz alınarak ekonometrik varsayımlardan sapmalar test edilecek ve akabinde eş bütünlüşme analizi uygulanacaktır.

4.2. Ekonometrik Varsayımlardan Sapmaların Sınanması

Ekonometrik modellerde güvenilir sonuçlar elde edebilmek için ekonometrik varsayımlardan sapmaların modelde mevcut olmaması gerekir. Şayet söz konusu varsayımlardan sapmalar mevcut ise bu sapmalar giderilmelidir. Bu doğrultuda normallik, otokorelasyon, sabit varyans, spesifikasyon hatası ve yapısal kırılma testleri yapılacaktır.

Tablo 4. Jarque-Bera Normallik Testi

Jarque-Bera İstatistiği	Test	Olasılık Değeri	Çarpıklık	Basıklık
0,840		0,657	0,024	2,167

H₀: Hata terimleri normal dağılmaktadır.

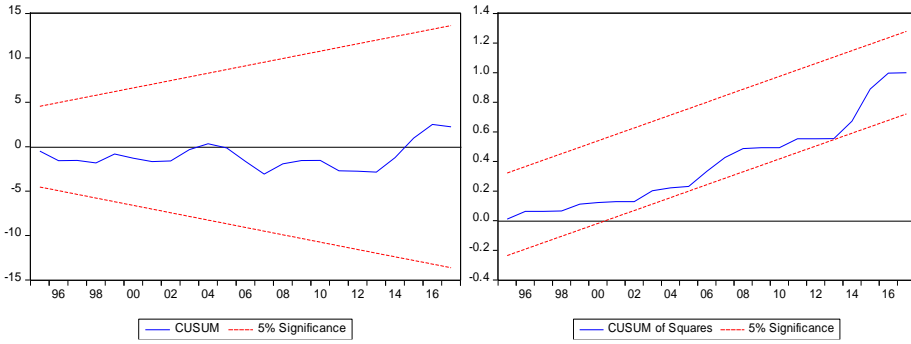
H₁: Hata terimleri normal dağılmamaktadır.

Tablo 4'e göre olasılık değeri=0,657>0,05 olduğu için H₀ hipotezi %95 güven düzeyinde reddedilememektedir. Buna göre hata terimleri normal dağıldığı söylenebilir.

Tablo 5. Varsayımdan Sapmaların Testi

		F-istatistikleri	Olasılık Değerleri	Hipotezler
Sabit Varyans Testleri	Breusch-Pagan-Godfrey	1,468	0,238	H₀ : Sabit varyans. H₁ : Değişen varyans.
	White	0,899	0,577	
	Harvey	1,838	0,145	
Otokorelasyon Testi	Breusch-Godfrey LM Testi	2,570	0,123	H₀ : Otokorelasyon sorunu yoktur. H₁ : Otokorelasyon sorunu mevcuttur.
Spesifikasyon Hatası Testi	Ramsey Reset Testi	0,168	0,685	H₀ : Model Kurma Hatası Yoktur. H₁ : Model Kurma Hatası Vardır.

Tablo 5'te yer alan değişen varyans, otokorelasyon ve spesifikasyon hatası sapmalarının test sonuçlarına göre her üç sapmanın da var olmadığını ifade eden H₀ hipotezleri, %95 güven düzeyinde reddedilememektedir. Buna göre modelde söz konusu ekonometrik varsayımlardan sapmaların olmadığı söylenebilir.



CUSUM Testi

CUSUM² Testi

Şekil 2. Yapısal Kırılma Testleri

Şekil 2’de Cusum ve Cusum² testlerinden elde edilen eğrinin %95 anlamlılık seviyesindeki kritik sınırların içerisinde yer aldıkları, dolayısıyla modelin yapısal kırılma sorunu içermediği görülmektedir.

Varsayımlardan sapmaların sınanması sonucunda ekonometrik modelin, söz konusu varsayımlara sahip olduğu ve güvenilir tahminler verebileceği söylenebilir. Bu durumda modelin eş bütünlük olup olmadığı, yani değişkenlerin uzun dönemli ilişkiye sahip olup olmadığı test edilebilir.

4.3. Eş Bütünlük Analizi, Hata Düzeltme Modeli ve Uzun Dönem Katsayıları

Literatürde pek çok farklı eş bütünlük testi kullanılmaktadır. Bu çalışmada ise Pesaran, Shin ve Smith (Pesaran vd., 2001) tarafından geliştirilen Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeli Model (ARDL) sınır testi yaklaşımı tercih edilecektir. ARDL yaklaşımının diğer eş bütünlük testlerine göre en önemli avantajlarından biri ise serilerin arasındaki eş bütünlük ilişkisinin varlığını durağanlık derecelerini dikkate almadan test edebilmesidir (Çil, 2014: 519).

Seriler arasındaki eş bütünlük ilişkisinin tespitinde kullanılacak ARDL denklemi şöyledir (Pesaran vd., 2001: 307):

$$\Delta Y = \varphi_0 + \sum_{i=1}^m \varphi_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varphi_{2i} \Delta X_{1t-i} + \dots \sum_{i=0}^m \varphi_{ki} \Delta X_{kt-i} + \varepsilon_1 Y_{t-1} + \varepsilon_2 X_{1t-1} + \dots + \varepsilon_2 X_{kt-1} + u_t \quad (9)$$

(9) no’lu eşitlikte “ φ ” sabit terim, “ Δ ” fark terimi ve “ u ” ise hata terimidir. ARDL modelinde “seriler arasında eş bütünlük ilişkisi yoktur” temel hipotezi, “seriler arasında eş bütünlük ilişkisi vardır” alternatif hipotezine karşı test edilir.

Eş bütünlük ilişkisinin varlığı modelde sınır testi yardımıyla sınanır. Sınır testine göre eğer F istatistiği üst sınır değerinden büyükse H_0 hipotezi reddedilir, alt sınır değerinden küçükse H_0 hipotezi reddedilemez. Şayet F istatistiği üst ve alt sınır değerleri arasındaysa eş bütünlük ilişkisine dair kesin bir karar verilemez (Nkoro and Uko, 2016: 63-91).

Tablo 6. ARDL Sınır Testi Sonuçları

Test İstatistiği	Değer	K
F İstatistiği	22,38	2
Kritik Sınır Değerleri		
Anlamlılık	I0	I1
% 10	2,63	3,35
% 5	3,10	3,87
% 2,5	3,55	4,38
% 1	4,13	5,00

Uygulanan ARDL sınır testi sonucuna göre Tablo 6’da yer alan F istatistik değeri (22.388), %99 güven düzeyinde üst kritik sınır değerinden (I1) büyüktür. O halde değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin mevcut olduğu söylenebilir.

Tablo 7. Hata Düzeltme Modeli

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık
D(Asgari Ücret)	0,005	0,004	1,191	0,245
D(Asgari Ücret(-1))	0,013	0,004	3,236	0,003
D(Ücret)	0,007	0,003	2,437	0,023
Hata Düzeltme Katsayısı	-0,171	0,016	-10,963	0,000

Değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin varlığının tespitinden sonra, uzun dönemdeki sapmalara karşı modelin tepkisinin hata düzeltme mekanizması ile test edilmesi gerekmektedir. Eğer hata düzeltme katsayısı istatistiksel olarak anlamlı, negatif işaretli ve 0 ile 1 arasında yer alıyor ise bu, modelde uzun dönemde meydana gelen sapmaların tekrar dengeye geldiği anlamına gelmektedir (Özsağır ve Çütçü, 2015: 127). Buna göre tablo 7’ye göre modelde hata düzeltme katsayısının da bu şartları sağladığı görülmektedir. Hata düzeltme modelinin sonuçlarına göre uzun dönemde oluşan dengeden sapmaların bir dönemde yaklaşık %0.17’sinin dengeye geldiği söylenebilir. Buna göre tüm sapmalar yaklaşık 6 yılda dengelenmektedir denilebilir.

Tablo 9. ARDL (1,2,0) Modeli Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık
Asgari Ücret	-0,061*	0,017	-3,516	0,001
Ücret	0,051*	0,016	3,207	0,003
Sabit Katsayı	3,811*	0,046	82,740	0,000
R ²	0,995	F İstatistiği	1232,894*	0,000

Not: *, **, *** ifadeleri; sırasıyla %99, %95 ve %90 güven seviyelerinde H₀ hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir.

Tablo 9'da yer alan F istatistiği sonucuna göre %95 güven düzeyinde model genel olarak anlamlıdır. Belirginlik katsayısı sonucuna göre modeldeki asgari ücret ve özel sektör ücretleri bağımsız değişkenleri, Gini katsayısı bağımlı değişkenini %99.5 oranında açıklama gücüne sahiptir.

Tablo 9'a göre uzun dönemde asgari ücretlerin Gini katsayısı üzerindeki etkisi %99 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Dolayısıyla, diğer tüm durumlar sabit iken (Ceteris Paribus), asgari ücretlerdeki meydana gelen %1'lik bir artış Gini katsayısını %0.061 oranında azaltmaktadır.

Yine diğer bir sonuca göre uzun dönemde ücretlerin de Gini katsayısı üzerindeki etkisi %99 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Yani, diğer tüm durumlar sabit iken (Ceteris Paribus), ücretlerde meydana gelen %1'lik bir artış Gini katsayısını %0.051 oranında artırmaktadır.

Sabit parametre de %99 güven düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlıdır. Buna göre bağımsız değişkenlerin (asgari ücret ve ücret) 0 olduğu faraziyesi altında alınan Gini katsayısının %3.811 oranında artış göstereceği anlamına gelmektedir.

Ampirik bulgularda son olarak kullanılacak analiz ise nedensellik ilişkisinin sınaması olacaktır. Tablo 10'da Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 10. Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi

	Ki-Kare	Olasılık Değeri
Asgari Ücret>>Gini Katsayısı	5,082***	0,078
Ücret>>Gini Katsayısı	7,094***	0,069
Gini Katsayısı>>Asgari Ücret	0,858	0,651
Gini Katsayısı>>Ücret	3,935	0,139
Asgari Ücret>>Ücret	39,508*	0,000
Ücret>>Asgari Ücret	16,557*	0,000

Not: *, **, *** ifadeleri; sırasıyla %99, %95 ve %90 güven seviyelerinde H_0 hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir.

Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre hem asgari ücretten hem de özel sektör ücretlerinden gelir Gini katsayısına doğru tek yönlü nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir. Bu sonuç uzun dönemli regresyon analiz sonuçlarının, kısa dönemde de nedensellik boyutunda geçerli olduğunu göstermektedir. Zira nedensellik analizi değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiyi incelemektedir. Gini katsayısından ise ne asgari ücrete ne de özel sektör ücretlerine doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

Analizin bir diğer önemli sonucuna göre ise hem asgari ücretten özel sektör ücretlerine hem de özel sektör ücretlerinden asgari ücrete doğru çift yönlü bir nedensellik ilişkisi mevcuttur. Buna göre asgari ücret ile özel sektör genel ücret seviyesi arasında bir biri içerisinde bir sarmal olduğu söylenebilir. Ki-kare test sonuçlarına göre ise asgari ücretin özel sektör ücretleri üzerindeki nedensellik ilişkisinin ise daha güçlü olduğu ifade edilebilir.

5. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Gelir dağılımında eşitsizlik sorunu Sanayi İnkılabı'ndan sonra hem ülkeler arası hem de her ülkenin kendi içerisinde bir problematik haline gelmiştir. 1980 sonrası Küreselleşme süreciyle birlikte ise gelirlerdeki eşitsizlik daha da derinleşmiştir. Günümüzün gelişmiş olarak tabir edilen ekonomilerinin bile büyük problemleri arasında yer alan gelir dağılımı eşitsizliği ile mücadele stratejilerinden biri ise ücret politikalarıdır. Bu politika yoluyla toplumsal tabakanın en alt grubunu oluşturan emek kesiminin üretimden aldığı payı ifade eden ücretlerin artışı sağlanarak yoksulluğu azaltmak ve tabakalar arasındaki gelir eşitsizliğini azaltmak hedeflenmiştir. Ücretlerin milli gelir içerisindeki en büyük paya sahip üretim faktörü olması ise faktörel gelir dağılımı adaletinin sağlanması noktasında ayrı bir önem arz etmektedir.

Bu bağlamda söz konusu çalışmada Türkiye'de asgari ücretler ve özel sektör ücretlerinin gelir dağılımı eşitsizliği üzerindeki etkisi ARDL Sınır Testi Yaklaşımıyla bir zaman serisi ile analiz edilmiştir. 1987-2017 dönemini referans alan ampirik çalışmada bağımlı değişken Gini katsayısı, bağımsız değişkenler ise asgari ücret ve özel sektör ücretlerini temsil eden özel bir havayolu şirketinin uzman pozisyonundaki personeline ödediği ortalama ücretlerdir.

Ampirik çalışmanın bulgularına göre uzun dönemde asgari ücretlerin Gini katsayısı üzerindeki etkisi %99 güven düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Yani (Ceteris Paribus) asgari ücretlerdeki meydana gelen %1'lik bir artış Gini katsayısını %0.061 oranında azaltmaktadır. Bu sonuç literatür taramasında rastlanan Neumark ve Wascher (2002), Shi ve Lin (2015) ve Müller ve Steiner (2008)'in çalışmalarının sonuçlarıyla örtüşmektedir. Türkiye'de asgari ücret politikalarının, toplumsal tabakanın ve üretim faktörlerinin en zayıf halkası olan ücretli emek kesiminin gelirini artırmak suretiyle hem çalışan yoksulluğu ile mücadelede hem üretim faktörleri arasındaki gelir eşitsizliğinin azaltılmasında hem de tabakalar arasındaki gelir adaletinin sağlanmasında etkin bir rol oynadığını göstermektedir.

Yine diğer bir sonuca göre uzun dönemde özel sektör ücretlerinin de Gini katsayısı üzerindeki etkisi %99 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Yani (Ceteris Paribus) ücretlerdeki meydana gelen %1'lik bir Gini katsayısını %0,051 oranında artırmaktadır. Özel sektör ücretlerindeki artışların gelir dağılımındaki eşitsizliği söz konusu artırıcı etkisi, Türkiye'de özel sektör ücret artışlarının istihdam etkisi ile birlikte işsizliği artırmak suretiyle gelir eşitsizliğine negatif yönde etki ettiğine işaret etmektedir. Bu sonuç aynı zamanda Türkiye'de

Fisher Tipi Phillips Eğrisi'nin geçerli olduğunu ima ediyor olabilir, ki bu mesele hakkında ayrı bir ampirik çalışma yapılabilir.

Özel sektör ücretlerinin gelir dağılımı eşitsizliğini artırıcı etkisinin bir diğer muhtemel sebebi emek kesiminin genellikle tek gelir kaynağı olan ücretlerde eşitsizliğe yol açtığıdır. Zira çalışmada kullanılan özel sektör ücret serisi, Türkiye emek piyasasında kalburüstü sayılabilecek bir firmanın üst-orta düzey pozisyonundaki ücret gelirimini ifade etmektedir.

Sabit parametre de %99 güven düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Buna göre bağımsız değişkenlerin (asgari ücret ve özel sektör ücretleri) 0 olduğu faraziyesi altında alınan Gini katsayısının %3,811 oranında artış göstereceği anlamına gelmektedir. Buna göre hem asgari ücret hem de genel anlamda ücret politikalarının uygulanmadığı varsayımı altında gelir eşitsizliği artış gösterecektir. Bu sonuç asgari ücret ve özel sektör ücret politikalarının birlikte uygulandığı; fakat gelir eşitsizliği üzerinde her iki ücret serisinin birbirine zıt etkileri olsa dahi genel anlamda ücret politikalarının gelir dağılımı eşitsizliği ile mücadele açısından önem arz ettiğini göstermektedir.

Üstelik çalışmada kullanılan serilerin tam logaritmik olması bağımsız değişkenlerin katsayılarının aynı zamanda esneklik katsayıları yerine geçmesi anlamına gelmektedir. Bu açıdan katsayıların kıyaslanması mümkündür. Esneklik katsayıları karşılaştırıldığında ise asgari ücretin esneklik katsayısı özel sektör ücretlerinin esneklik katsayısından yüksektir ($0,061 > 0,051$). Bu sonuca göre asgari ücret artışlarının Gini katsayısı üzerindeki azaltıcı etkisi, özel sektör ücretlerindeki artışların Gini katsayısını artırıcı etkisinden büyüktür. Başka bir ifade ile asgari ücretin yoksulluğu azaltıcı etkisinin, özel sektör ücretlerinin istihdam etkisine nispeten daha baskın olduğu söylenebilir.

Toda-Yamamoto Nedensellik analizi sonuçlarına göre ise hem asgari ücretten hem de özel sektör ücretlerinden gelir eşitsizliğine doğru tek yönlü ilişkilerin var oluşu, uzun dönemde gelir dağılımını etkileyen bu iki değişkenin kısa dönemde de gelirin dağılımında pay sahibi olduğunu göstermektedir. Buna göre ücret politikalarının gelir eşitsizliği ile mücadelede hızlı netice alınabilecek bir strateji olduğu söylenebilir. Ayrıca asgari ücret ile özel sektör genel ücretleri arasındaki çift yönlü nedensellik ilişkisi, her iki değişkenin gelir dağılımını tezat yönde etkilemesi hasebiyle ücret politikalarının hassas bir strateji ile tayin edilmesi gerektiği hususunu öne çıkarmaktadır.

İktisadi olarak hem asgari ücretler hem de özel sektör ücretleri olmak üzere genel anlamda ücret politikaları reel geliri korumak amacıyla enflasyon oranları dikkate alınarak uygulanmaktadır. Bunun neticesinde asgari ücretler ve diğer ücretler eş zamanlı olarak artış eğilimine girmektedir. Ücretler genel seviyesindeki bu artışların diğer iktisadi etkileri bir yana, gelir dağılımı yönünden eşitsizliği azaltıcı etkisi göz önünde bulundurularak satın alma gücünü korumaya yönelik reel bazda ücret-asgari ücret artışlarından çekinilmemelidir.

KAYNAKÇA

- ADIGÜZEL, U. (2014). “Türkiye’de Kamu Harcamaları Dış Ticaret Üzerinde Etkili Mi?”. Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi, 6 (10): 39-55.
- AKGÜL, O. (2018). Türkiye’de Asgari Ücret Sisteminin Uluslararası Standartlar Açısından Değerlendirilmesi. Harf Yayınları, İstanbul.

- ALKİN, E. (1981). Gelir ve Büyüme Teorisi. İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Yayınları, 466, İstanbul.
- ARANGO, C. A. & PACHÓN, A. (2007). “Minimum Wages in Colombia: Holding the Middle with a Bite”. *Ensayos Sobre Política Económica*, 25 (55): 148-193.
- BÜKEY, A. M. (2020). “Çalışan Yoksulluğu ile Mücadelede Asgari Ücret Politikaları”. O. Akgül (Ed.) *Ücret ve İstihdam Boyutuyla Çalışma Hayatında Dezavantajlı Gruplar (191-206)*. İdeal Kültür Yayıncılık, İstanbul.
- BÜYÜKAKIN, T. (2008). “Phillips Eğrisi: Yarım Yüzyıldır Bitmeyen Tartışma”. İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi, 39: 133-159.
- CEYLAN, R. ve KARAAĞAÇ, G. E. (2019), “Türkiye’de Sürekli Gelir Hipotezinin Test Edilmesi: Doğrusal Olmayan Birim Kök Testlerinden Kanıtlar”. *Ufuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 8 (15): 219-237.
- COHEN, D. (2000). *Dünyanın Zenginliği, Ulusların Fakirliği. İletişim Yayınları, İstanbul.*
- ÇETİN, B. I. (2017). *Sosyal Politika ve Vatandaşlık: Türkiye için Asgari Gelir Desteği. Filiz Kitabevi, İstanbul.*
- ÇİL, N. (2014). *Finansal Ekonometri. Der Yayınları, İstanbul.*
- ENGBOM, N. & MOSER, C. (2018). *Earnings Inequality and the Minimum Wage: Evidence from Brazil. Opportunity and Inclusive Growth Institute Working Papers, Federal Reserve Bank of Minneapolis.*
- FREEMAN, R. B. (1996). “The Minimum Wage As a Redistributive Tool”. *The Economic Journal*, 106 (496): 639-649.
- İNAL, V. ve AYDIN, M. (2016). “Altın Fiyatlarını Etkilemesi Beklenen Faktörler Üzerine Bir İnceleme”. *ICPESS 2016-ISTANBUL, 24-26 August 2016.*
- KALAYCI, S. Y. ve ÖZTÜRK, A. (2017). “Türkiye’de Eğitim, İşsizlik ve Enflasyona Dayalı Gelir Dağılımı Adaletsizliği”. *Turkish Studies*, 12 (31): 152-168.
- LEE, J. & STRAZICICH, M. C. (2003). “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks”. *Review of Economics and Statistics*, 85 (4): 1082-1089.
- LITWIN, B. S. (2015). “Determining the Effect of the Minimum Wage on Income Inequality”. *Student Publications*, 300: 1-22.
- MÜLLER, K. & STEINER, V. (2008). “Would a Legal Minimum Wage Reduce Poverty? A Microsimulation Study for Germany”. *IZA Discussion Papers*, 3491: 1-32.
- NELSON, C. R. & PLOSSER, C. (1982). “Trends And Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications”. *Journal of Monetary Economics*, 10: 139-162.
- NEUMARK, D. & WASCHER, W. (2002). “Do Minimum Wages Fight Poverty?”. *Economic Inquiry*, 40 (3): 315–333.

- NKORO, E. & UKO, A.K. (2016). "Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Cointegration Technique: Application and Interpretation". *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5 (4): 63-91.
- ÖZSAĞIR, A. ve ÇÜTÇÜ, İ. (2015). "İnovasyon – Dış Ticaret Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Vektör Hata Düzeltme Modeli ile Türkiye Analizi (1980-2013)". *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 10 (2): 119-132.
- PERRON, P. & VOGELSSANG, T. J. (1993). "A Note on the Asymptotic Distributions of Unit Root Tests in the Additive Outlier Model With Breaks". *Brazilian Review of Econometrics, Sociedade Brasileira de Econometria - SBE*, 13 (2), November.
- PESARAN, M. H., SHIN, Y. & SMITH, R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3): 289-326.
- REDMOND, P., DOORLEY, K. ve MCGUINNESS, S. (2019). "The Impact of a Change in The National Minimum Wage on the Distribution of Hourly Wages and Household Income in Ireland". *The Economic and Social Research Institute*, 86.
- SCHMIDT, P. & PHILLIPS, P. (1992). "LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 (3): 257-287.
- SHI, L. & LIN, C. (2015). "The Impacts of Minimum Wage Policy in China". *JustJobs Network*, <https://www.justjobsnetwork.org/the-impacts-of-minimum-wage-policy-in-china/>, 30.06.2021.
- SOLT, F. (2019). *Measuring Income Inequality Across Countries and Over Time: The Standardized World Income Inequality Database*. OSF. <https://osf.io/3djtq>. SWIID Version 8.0, February 2019.
- SÖNMEZ, M. (1990). *Türkiye’de Gelir Eşitsizliği. İletişim Yayınları, İstanbul*.
- TOKOL, A. (2000). *Sosyal Politika*, 2. Basım. Vıpaş A.Ş., Bursa.
- TUNA, O. ve YALÇINTAŞ, N. (2011). *Sosyal Siyaset*. Filiz Kitabevi, İstanbul.
- UĞURLU, E. (2009), "Real Exchange Rate and Economic Growth: Turkey". *Manas Social Sciences Journal*, 22: 191-212.
- YILANCI, V. (2009). "Yapısal Kırımlar Altında Türkiye İçin İşsizlik Histerisinin Sınanması". *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10 (2): 324-335.
- YONAR, H. (2012), *Yapısal Kırımlı Zaman Serileri Analizi ile Durağanlığın İncelenmesi Ve Bir Uygulama*, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi. Fırat Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü İstatistik anabilim Dalı, Elazığ.
- YÜKSEL ARABACI, R. (2007). "Yoksulluk ve Gelirin Yeniden Dağılımı Açısından "Asgari Ücret"". *Akademik Araştırmalar Dergisi*, 33: 53-65.
- ZIVOT, E. & ANDREWS, D. (1992). "Further Evidence On The Great Crash, The Oil- Price Shock, and The Unit Root Hypothesis". *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3): 251-270.