

-ARAŞTIRMA MAKALESİ-

OECD ÜLKELERİNDE CİNSİYET EŞİTSİZLİĞİNİN GELİR DAĞILIMI ÜZERİNE ETKİSİ*

Meral ÇABAŞ¹ & Mustafa TORUN²

Öz

Gelirin iktisadi aktörler arasında nasıl dağılacığı, bu dağılımın adil olup olmadığı tarihten günümüze iktisat biliminin çözüm aradığı konuların başında gelmektedir. Toplumların hem sosyolojik hem de iktisadi anlamda odağındaki bir diğer konu da Birleşmiş Milletler tarafından hem “Bin Yıl Kalkınma Hedefleri” hem de “Sürdürülebilir Kalkınma Amaçları” arasına alınan toplumsal cinsiyet eşitliğidir. Global olarak gelir eşitsizliği ve cinsiyet eşitsizliği ile mücadelede ortak çözüm arayışı ulusların gündemini oluşturmaktadır. Bu doğrultuda çalışma cinsiyet eşitsizliğinin gelir dağılımı üzerine etkilerini ampirik olarak irdelemeyi amaçlamaktadır. 2006-2020 yılları arası dönemde 28 OECD ülkesine ait veriler panel veri analizi yardımıyla test edilmiştir. Çalışmada ilk olarak uygulanacak Panel Yöntemlere karar verebilmek adına yatay kesit bağımlılığı ve heterojenite test edilmiştir. Yatay kesit bağımlılığına sahip heterojen verilere ikinci nesil birim kök testleri olan CADF ve CIPS birim kök testlerinin ardından Westerlund & Edgerton Panel Eş Bütünleşme Testi uygulanmış ve uzun dönem eş bütünleşik değişkenlerin katsayı tahminleri FMOLS katsayı tahmincisi ile hem panel genelinde hem de ülke bazında belirlenmiştir. Modele dair kısa dönem analizi ECM Hata Düzeltme Testi ile yapılmış sonuç olarak kısa dönem ve uzun dönem analizlerinden elde edilen kalıntılara göre her iki dönemde de panel genelinde ele alınan tüm açıklayıcı değişkenler gelirin daha adil dağılmasına katkı sağlamaktadır. Son olarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri Dumitrescu & Hurlin Testiyle analiz edilmiş ve uzun dönemde cinsiyet eşitsizliğinden gelir dağılımına doğru tek taraflı kişi başı gelir, eğitim harcamaları ve sosyal yardımlar ile gelir dağılımı arasında çift taraflı nedensellik ilişkisinin varlığı sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Cinsiyet Eşitsizliği, Gelir Dağılımı, Panel Veri Analizi.

JEL Kodları: J16, O15, C23.

Başvuru:31.07.2022

Kabul:13.09.2022

* Bu çalışma Dr. Öğr. Üyesi Mustafa TORUN danışmanlığında yürütülen Meral ÇABAŞ'ın “Cinsiyet Eşitsizliği Gelir Dağılımı Arasındaki İlişki: Seçilmiş OECD Ülkeleri İçin Panel Veri Analizi” başlıklı doktora tezinden üretilmiştir.

¹Dr., dogacabas@hotmail.com, Çanakkale, Türkiye, ORCID: 0000-0002-3335-3297

²Dr. Öğr. Üyesi, ÇOMÜ Biga İİBF, torun1970@gmail.com, Çanakkale, Türkiye, ORCID: 0000-0003-1812-6560

THE EFFECT OF GENDER INEQUALITY ON INCOME DISTRIBUTION IN OECD COUNTRIES³

Abstract

How the income will be distributed among the economic actors, whether this distribution is fair or not, is one of the issues that economics seeks for solutions from history to the present. Another issue in the focus of societies, both sociologically and economically, is gender equality, which is included in both the "Millennium Development Goals" and "Sustainable Development Goals" by the United Nations. The search for a common solution to combat income inequality and gender inequality globally constitutes the agenda of nations. In this direction, the study aims to empirically examine the effects of gender inequality on income distribution. Data belonging to 28 OECD countries in the period between 2006 and 2020 were tested with the help of panel data analysis. In order to decide on the Panel Methods to be applied first in the study, cross-sectional dependence and heterogeneity were tested. After the CADF and CIPS unit root tests, which are the second generation unit root tests, the Westerlund & Edgerton Panel Co-integration Test was applied to heterogeneous data with cross-section dependence, and the coefficient estimates of the long-term cointegrated variables were determined with the FMOLS coefficient estimator both across the panel and on a country basis. The short-term analysis of the model was made with the VECM Error Correction Test, and as a result, according to the residuals obtained from the short-term and long-term analyzes, all explanatory variables considered throughout the panel in both periods contribute to a more equitable distribution of income. Finally, the causality relationships between the variables were analyzed with the Dumitrescu & Hurlin Test and it was concluded that there was a unilateral causality relationship from gender inequality to income distribution in the long run between per capita income, education expenditures and social benefits and income distribution.

Keywords: *Gender Inequality, Income Distribution, Panel Data Analysis.*

JEL Codes: *J16, O15, C23.*

“Bu çalışma Araştırma ve Yayın Etiğine uygun olarak hazırlanmıştır.”

1.GİRİŞ

Ulusların gelirlerini bireyler ve sosyal birimler arasında paylaşımı gelir dağılımı olarak ifade edilmektedir. Gelirin nasıl dağılacağı bölüşüm meselesiyle ilişkilidir. Bölüşüm meselesi toplumsal ilişkilerle açıklanan soyut bir kavram olmakla beraber gelir dağılımı, bölüşüm ilişkisinden açığa çıkan sayısal bir göstergedir. Dünya çapında ülkeler bu göstergenin adil olup olmadığıyla ilgilenmişlerdir. Gelirin adil dağıtılamaması toplumların sosyal düzenini bozabilir, demokrasinin tam

³The Extended English Summary is located the end of the Article

işleyememesine, sürdürülebilir büyüme ve kalkınmanın gerçekleşmemesine neden olabilir. 1990'lara kadar gelir dağılımı üretim faktörleri etrafında tartışılırken bu yıllardan sonra daha mikro seviyede bireyler ve hane halkları bazında tartışılmaya başlamıştır. Bu durum bireyler arasındaki ayrımcı tutumları daha görünür hale getirmiştir.

Bireysel ayrımcılık olgusu irdelenmeye başladığında ise günümüzde gelişmiş ülkelerin dahi öncelikli politikaları arasında olan toplumsal cinsiyet ayrımcılığı sorunsalıyla karşılaşmaktayız. Toplumların kadına ve erkeğe yükledikleri sorumluluklar ve roller kadının sosyo-kültürel, ekonomik ve politik alanlarda haklarını sınırlandırması ya da mahrum bırakması toplumsal cinsiyet eşitsizliği olarak nitelendirilmektedir. Kadınların erkeklerle eşit fırsatlardan faydalanamaması ciddi bir sosyal ve ekonomik zordur. Bu durum dünyanın yarı nüfusunu düşük yaşam standartlarına zorlu kılmaktadır. Ülkelerin yarısının potansiyellerinden tam olarak faydalanılmaması gelir dağılımı adaletini etkilemekte uzun vadede büyüme ve refah adına önemli riskler oluşturmaktadır. Bu nedenle son yıllarda hem cinsiyet eşitsizliği hem de gelir eşitsizliği bilim insanlarının sıklıkla araştırma konusu olmuştur.

Çalışma cinsiyet eşitsizliğinin gelir dağılımına etkisini OECD (Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütü) genelinde ampirik olarak araştırmayı amaçlamaktadır. Çalışmanın giriş kısmından sonraki bölümünde toplumsal cinsiyet eşitsizliği tanımlanmış ve teorik çerçevesi oluşturularak cinsiyet eşitsizliği ile gelir dağılımı arasındaki korelasyonu irdelleyen literatüre yer verilmiştir. Yöntem kısmında veri seti tanıtılmış ampirik analize yönelik metodoloji anlatılmıştır. Üçüncü bölümde analizden elde edilen bulgular tablolar yardımıyla sunulmuştur. Son kısımda analiz sonuçları özetlenerek gerekli değerlendirmeler yapılmış ve öneriler sunulmuştur.

1.1. Teoride Toplumsal Cinsiyet Eşitsizliği

Cinsiyet kavramı, kadın ve erkek arasındaki sadece fiziki ve biyolojik farklılıklara dayanmaktadır ve istisnai durumlar dışında değişmeyen bir kavramdır (Cherry, 2005: 157). Toplumsal cinsiyet ise toplumların kadın ve erkekten beledikleri sosyo-kültürel rollerdir (Demirbilek, 2007: 13). Toplumsal cinsiyet rollerinin içinde; toplumların kültür, ideoloji, ekonomi, politika ve davranış açısından tüm farklılıkları yer almaktadır. Günümüzde birçok toplum tarafından kadın ve erkeğe dayatılan kalıplaşmış roller çok büyük farklılıklar içermektedir. Erkek eskiden beri kudretli ve otorite figürü olarak tanımlanmış kadın ise korunma ihtiyacı olan, güçsüz ve erkeğin bir adım gerisinde konumlandırılarak ikincil konuma itilmiştir. Kadına ve erkeğe atfedilen bu rollerin temelinde aile, eğitim, din, kültürel ve sosyal yapı gibi faktörler yatmaktadır. İktisat yazınında Adam Smith ve Jean Baptiste Say gibi birçok klasik iktisatçı kadınların rasyonel karar verme yeteneğine sahip olmadıklarını savunmuştur (Pujol, 1992: 151). İlk olarak John Stuart Mill kadın ve erkeği eşit kapasiteli değerlendirip rasyonel karar verebileceğine inanmıştır (Mill, 2001: 459). Marks ev işleriyle uğraşan kadınların üretimin dışında kaldıkları için ezildiklerini bundan kurtulmanın yolunun ev içi sorumlulukların ortaklaşa yapılması ve kadınların iş piyasasında yer almasını önermekte bu şekilde kapitalist sömürünün son bulacağını ifade etmektedir (Marks, 2011: 380). Neo-klasik gelir dağılımı teorisine önemli

katkıları olan Marshall da kadını ev içinde konumlandırmıştır. Kadının asgari ücretinin erkeğe göre daha düşük olması gerekliliğini savunmuştur. Pigou'ya göre kadınlar erkeklerden daha güçsüz ve eksiktir. Çalışan kadınlara erkeklerden daha düşük ücret ödemeyi refah artırıcı olarak nitelendirmiştir (Pujol, 1992: 151). Neo-klasik iktisada göre kadın hane halkı kararıyla işgücü piyasasında yer almaktadır. Bu ekolde ilk olarak Edgeworth (1922) İngiltere'deki işgücü piyasasındaki cinsiyet eşitsizliğini çalışmasına dâhil etmiştir. Bu çalışmanın ardından Mincer (1958) ve Becker (1962) "*beşeri sermaye modelini*" geliştirmişlerdir. Modele göre kadınlar sosyo-kültürel rolleri nedeniyle işverenler tarafından tercih edilmemektedir (Anker, 1997: 317). Edmund Strother Phelps ve Kenneth Joseph Arrow'un 1972 yılında geliştirdikleri "*istatistiksel ayrımcılık modeli*" işverenlerin eksik istatistiki veriye göre karar vermesine dayanmaktadır (Guryan ve Charles: 2013: 418). Gary Stanley Becker'in geliştirdiği "*duygusal ayrımcılık modeli*" ne göre çalışanların ya da işverenlerin kadınlara yönelik duygusal ayrımcılık yapmasına bir maliyet yüklenmektedir bu etkiyle kadınlara daha düşük ücret verilmektedir (Lordoğlu ve Özkaplan, 2007: 232). Millicent Fawcett'in 1918'de geliştirdiği "*aşırı kalabalıklaşma modeli*"ne göre işverenlerin önyargıları doğrultusunda kadınların bazı meslek gruplarında çalışamayacağına dair inanç onların vasıfsız işlerde yoğunlaşmasına neden olmaktadır (Tzannatos, 1989: 7). Kurumcu yaklaşım ise, emek piyasasını yüksek nitelikli "*birincil piyasalar*" ve düşük nitelikli "*ikincil piyasalar*" olarak ikiye ayrılmakta ve kadınların genellikle ikincil piyasalarda düşük maaşla çalıştırıldığını vurgulamaktadır. Neo-klasik ve kurumcu yaklaşım teorilerine kadın ayrımcılığını alsalar da cinsiyet temelli meslek ayrımcılığına net açıklık getirememişlerdir (Reich vd., 1973: 360). Kurumcu ve neo-klasik yaklaşımın ilgi alanının dışında kalan tüm değişkenleri feminist iktisat dile getirmiştir. 1900'lerin başında Millcent Garrett Fawcett, A. Biggs ve Beatrice Webb "*aynı işe aynı ücret*" talebinde bulunmuşlardır (Strober, 1994: 145).

1.2. Literatür Özeti

Çalışmanın bu bölümünde literatür incelenmiş ve ağırlıklı olarak cinsiyet eşitsizliğinin ekonomik büyüme, kalkınma ve gelir dağılımı üzerine etkilerinin panel veri analizi ile araştırıldığı hem ulusal hem de uluslararası çalışmalara yer verilmiştir. Analizlere konu olan ülkeler daha çok OECD, OPEC, MENA ve AB gibi ülke gruplarıdır.

Barro ve Lee (1994), cinsiyet eşitsizliğinin öncü çalışmaları arasında olan araştırmalarında 1965-1985 dönemine ait 116 ülke verisini incelemişlerdir. Çalışmanın odak noktası hızlı ve yavaş büyüyen ekonomilerdeki kişi başı gelir farklılığının nedenleridir. Kadın eğitim düzeyi doğurganlığı olumsuz etkilemektedir. Kadının ve erkeğin başarısı yaşam beklentisini pozitif olarak bebek ölümlerini negatif olarak etkilemektedir. Kadın ve erkek başarısı ortaöğretim ile ilişkilidir.

Sadeghi (1995), çalışmasında cinsiyet eşitsizliğinin kişi başı gelir üzerine etkisine odaklanmıştır. Çalışmada OPEC (Petrol İhraç Eden Ülkeler Örgütü) ve Doğu Asya Ülkeleri (EAC) ele alınmış ve 1980-1989 dönemi için aralarında Türkiye'nin de bulunduğu 99 ülke verisi doğrusal ve doğrusal-log regresyon modelleri ile analiz

edilmiştir. OPEC ülkelerinde ilk ve ortaöğretimdeki cinsiyet ayrımcılığı azaltıldığında kişi başı geliri azaltıcı etki yaratırken EAC ülkelerinde ise kişi başı geliri artırıcı etki yaratmaktadır.

Karoly ve Burtless (1995), ABD’de nüfusun demografik yapısının gelir eşitsizliğine etkisini inceledikleri çalışmalarında 1989-1995 arası veri setinden yararlanmışlardır. Hem erkek istihdamının hem de kadın istihdamı ile kadın kazancının gelir eşitsizliği üzerindeki etkilerini analiz etmişlerdir. Kadınların kazancının artması Gini katsayısını düşürmüştür. Kadın istihdamı ve kazancındaki eşitsizlik 1969-1979 arası dönem gelir eşitsizliği artışının %10’unu açıklarken 1979-1989 arası dönem için %40’ını açıklamaktadır.

Dollar ve Gatti (1999), çalışmalarında 1975-1990 yılları arasında 127 ülkeye ait veri setine en küçük kareler yöntemini uygulamışlardır. Analize kadına yönelik birçok fırsatı eklemişler ve kadının dünya genelinde görece yoksul olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Kadınların gelişmiş ülkelere kıyasla gelişmekte olan ülkelere eğitim, sağlık, evlilik hakları, ekonomi ve siyasi güç alanlarında daha düşük haklara sahip olduklarını savunmuşlardır. Cinsiyet eşitsizliği azaltılarak ekonomik kalkınmanın önünün açılacağı sonucuna varılmıştır.

Esteve-Volart (2004), çalışmalarında Hindistan için 1961-1991 yılları arası veri setine panel regresyon analizi uygulamışlardır. Belli sektörlerde cinsiyet eşitsizliğinin daha yoğun gözlemlendiğini ve özellikle ekonomik alanda daha fazla ayrımcılık yaşandığını ifade etmişlerdir. Hindistan’daki kadın yönetici sayısının artması halinde kişi başı gelirin %8 oranında artacağı ve cinsiyet eşitsizliğinin ekonomik kalkınmayı frenlediği sonucuna varmışlardır.

Gradin ve arkadaşları (2006), ücretlerdeki cinsiyet eşitsizliğinin hane yoksulluk oranı üzerine etkilerini 12 AB ülkesi için regresyon analizi yardımıyla irdelemişlerdir. Sonuç olarak Portekiz ve Almanya’da % 90 kadın ücret eşitsizliği yaşamaktadır. Bu ülkelerde aile gelirinin yaklaşık % 6’sı kadınlara yapılan ücret eşitsizliğinden kaynaklanmaktadır. Danimarka ve Belçika gibi ülkelerde ise bu kayıp %1.5 civarındadır. Kadına yönelik ücret ayrımcılığının ele alınan tüm ülkelerde gelir üzerinde önemli derecede etkisi olduğu sonucuna varmışlardır.

Costa, Silva ve Vaz (2009), çalışmalarında işgücünde cinsiyet ayrımcılığının gelir dağılımı ve yoksulluğa etkilerini 8 Latin Amerika ülkesi için araştırmışlardır. Cinsiyet eşitsizliği ekonomik faaliyetteki farklılık, mesleki statü farklılığı, ücret ayrımcılığı ve karakteristik farklılıklar olmak üzere 4 kategoride ele alınmıştır. Cinsiyet ayrımcılığından sadece kadınlar etkilenmemekte özellikle düşük gelirli önemli derecede etkilenmektedirler. Cinsiyet eşitsizliğindeki azalışı ile kadın işgücündeki artış, yoksulluk ve gelir eşitsizliğini azaltmaktadır.

Klasen ve Lamanna (2009), Orta Doğu ve Kuzey Afrika ülkeleri, Sahra-altı Afrika ülkeleri ve Güney Asya ülkelerini 1960-2000 dönemi için ülkeler arası regresyon analizi ile incelemişlerdir. Elde ettikleri sonuca göre Güney Afrika’da kadınlar eğitim

ve ekonomik katılım alanlarında çok fazla eşitsizliğe maruz kalmaktadır. Orta Doğu ve Kuzey Afrika (MENA) ülkeleri eğitimdeki açığı önemli derecede kapatmış olmalarına rağmen istihdamdaki cinsiyet ayrımcılığı ciddi boyutta devam etmektedir. Doğu Asya'da eğitim alanındaki cinsiyet eşitsizliği Güney Asya'ya göre çok daha hızlı kapandığı için iki bölge arasındaki cinsiyet eşitsizliği farklarından kaynaklanan büyüme farkları son on yılda artmıştır. Ülkelerin ekonomik büyüme artışı kadınların toplum içindeki rolleriyle yakından ilişkilidir.

Harkness (2010), kadın istihdamı ile hane halkı gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi 17 OECD ülkesi için incelemiştir. Analiz dönemi olarak 2000-2005 yılları arasında almışlardır. Elde ettikleri bulgulara göre kadın istihdamı ile hane halkı gelir eşitsizliği arasında negatif ilişki bulunmaktadır. Cinsiyet eşitsizliğinin giderilmesiyle işgücüne katılan kadın sayısı artmakta bu da hane halkı gelir eşitsizliğini önemli ölçüde iyileştirmektedir.

Bastagli, Coady ve Gupta (2012), cinsiyet eşitsizliğinin gelir dağılımı üzerine etkilerini araştırdıkları çalışmalarında 1990-2005 yılları arası 150 ülke verisinden oluşan veri setinden yararlanmışlardır. İşgücü piyasasında kadınların erkeklere göre daha az ücret ve mesai saatine sahip olmalarının gelir dağılımı adaletsizliğini artırdığı sonucuna ulaşmışlardır.

Gonzales ve arkadaşları (2015), çalışmalarında 1992-2013 arası dönem için ülke gruplarının sahip oldukları cinsiyet eşitsizliğinin gelir eşitsizliği üzerine etkilerini panel veri analizi ile test etmişlerdir. Çalışmada cinsiyet eşitsizliği endeksi (GII) ve Gini katsayısı değişkenler olarak belirlenmiştir. İşgücüne katılımında cinsiyet eşitsizliği ücretlerde cinsiyet ayrımcılığına neden olmakta ücret ayrımcılığı da gelir adaletsizliğini doğrudan artırmaktadır. OECD ülkelerinde işgücüne katılan kadınların hanelerinin oranındaki artış gelir adaletsizliğini ortalama 1 Gini puanı azaltmıştır. Düşük gelirli ülkelerde eğitim ve sağlık alanında yaşanan cinsiyet ayrımcılığı gelir dağılımı adaletini bozan daha önemli faktörlerdir.

Kanwal ve Münir (2015), çalışmalarında 1980-2010 dönemi için Güney Asya ülkelerinde eğitim ve cinsiyet ayrımcılığının gelir üzerindeki etkilerini panel veri analizi ile test etmişlerdir. Seçilen dönemde eğitim yılında önemli artış yaşanırken eğitim eşitsizliğinin azalan bir eğilim gösterdiğini belirtmişlerdir. Eğitim ve cinsiyet eşitsizliği gelir dağılımını belirleyen önemli faktörlerdir ve eşitsizlikteki artış gelir dağılımı adaletsizliğine neden olmaktadır.

Fonchamnyo ve Fokong (2017), Kamerun'da 1970-2014 dönemini kapsayan veri setini zaman serisi analiziyle test ettikleri çalışmalarında eğitimde cinsiyet eşitsizliğinin büyüme ve gelir dağılımına etkisini irdelemişlerdir. Elde ettikleri bulgulara göre; eğitimde cinsiyet ayrımcılığının büyüme ve gelir dağılımına negatif etkisi vardır. Daha adil gelir dağılımı ve ekonomik büyüme için cinsiyet eşitsizliği iyileştirilmeli dolayısıyla toplumsal cinsiyet eşitliği artırılmalıdır. Kadın eğitimi eğitimde eşitsizliği azaltmakta ekonomik gelişme ve gelir dağılımı üzerinde çarpan etkisine sahiptir.

Baloch ve arkadaşları (2018), çalışmalarında 2006-2013 dönemi için 103 ülke verisi için genelleştirilmiş momentler yöntemi (GMM) ile cinsiyet eşitsizliğinin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Analizde ekonomik fırsat ve katılım, eğitim, sağlık ve siyasi güçlendirme alanlarında cinsiyet ayrımcılığını ele almışlardır. Analiz bulgularına göre; cinsiyet eşitliği ile gelir dağılımı arasındaki ilişki negatif ve anlamlıdır. Cinsiyet eşitliğinin artırılması gelir adaletsizliğinin azalmasına neden olmaktadır.

Turgut (2019), çalışmasında kadın işgücü ve kadın yoksulluğu konularını gelir eşitsizliği temelinde literatür taraması olarak araştırmışlardır. Sonuç olarak kadınların erkeklere göre daha düşük ücretle, daha düşük güvenlik şartlarında ve daha çok kayıt dışı olarak çalıştıklarını ve kadınların gelir eşitsizliği konusunda ekonomik, sosyal ve psikolojik olarak daha kırılğan bir yapıda olduklarını vurgulamıştır.

Kılınç (2020), çalışmasında Türkiye’de 2018 yılına ait TÜİK (Türkiye İstatistik Kurumu) veri setine uyguladığı kantil regresyon analizinde Machado-Mata ayrıştırma yöntemiyle işgücü piyasasındaki cinsiyet eşitsizliğinin kişi başı gelir dağılımı üzerindeki etkilerini incelemiştir. Aynı nitelikteki işlerde kadınlar ücret eşitsizliğine maruz kalmakta kadınlar düşük ücretli sektörlere yönlendirilirken getirisi yüksek işler de erkeklere tahsis edilmektedir. Sürekli çalışanlara cinsiyetçi ücret eşitsizliğinin, sürekli çalışanların maruz kaldığı gelir eşitsizliğine etkisi %41 oranındadır.

Akdoğan Gedik ve Günel (2021), 1997-2016 dönemi için 15 OECD ülkesinde kadın-erkek ücret eşitsizliğine neden olan faktörleri panel veri analizi ile irdelemişlerdir. Analiz sonuçlarına göre; kadın işgücündeki artış (%3), kadının yaşam beklentisinin artması (%9) ve kadın nüfusunun artması (%5) ücret eşitsizliğini azaltmaktadır. Kadınların eğitim seviyesindeki artış da ücret eşitsizliğini azaltan bir etki göstermektedir.

Uyanık ve Yeşilkaya (2021), çalışmalarında kadın işgücünün eğitim seviyesinin gelir eşitsizliği üzerine etkilerini araştırmışlardır. Avrupa Birliğine üye ve aday 27 ülke için 2007-2016 yılları arasındaki veriler dinamik panel veri analizi ile incelenmiş ve lise mezunu çalışan kadınların istihdam içindeki oranında 1 birimlik artış Gini katsayısını %9,5 oranında artırmaktadır. Bu durum gelir dağılımı adaletsizliğinin artması anlamına gelmektedir. Yükseköğretim sahibi çalışan kadınların istihdam içindeki oranında 1 birimlik artış Gini katsayısını %35,9 oranında azaltmaktadır. Yükseköğrenim görmüş kadın işgücü sayısı arttıkça gelir daha adil dağılmaktadır.

2. YÖNTEM

2.1. Veri Seti ve Model

OECD ülkelerinde cinsiyet eşitsizliğinin gelir dağılımı üzerine etkisinin araştırılacağı bu çalışmada 2006-2020 yılları arası 28 OECD ülkesine ait yıllık verilerden oluşan panel veri setinden yararlanılmıştır. Çalışma dışında kalan OECD ülkelerinin verileri tam olarak elde edilemediği için analize dâhil edilememiştir. Bağımlı değişken olarak

gelir dağılımını temsilen Gini katsayısı alınmıştır. Bağımsız değişkenler ise; cinsiyet eşitsizliğini temsilen Dünya Ekonomik Forumu tarafından 2006 yılında tanımlanmış olup her yıl Küresel Cinsiyet Uçurumu Raporunda yayınlanan Küresel Cinsiyet Uçurumu Endeksi, kişi başı GSYH (Gayri Safi Yurtiçi Hasıla), kamu eğitim harcamaları ve kamu sosyal yardımlarının GSYH içindeki yüzde payları olarak seçilmiştir. Gelir dağılımının belirleyicileri olarak kişi başı gelirle birlikte kamu eğitim harcamaları ve kamu sosyal yardımları, literatürdeki boşluğa katkı sağlayacağı düşünüldükçe analize dâhil edilmiştir. Küresel Cinsiyet Uçurumu Endeksinin 2006 yılında yayınlanmaya başlaması nedeniyle analiz döneminin başlangıcı 2006 olarak alınmıştır. Değişkenlerin tanımları ve elde edildikleri kaynaklar Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1. Veri Seti Tanımı

Değişkenler	Tanımı	Kaynak
GINI	Gini katsayısı	Standardized World Income Inequality Database (SWIID)
CUI	Küresel Cinsiyet Uçurum Endeksi	Küresel Toplumsal Cinsiyet Uçurum Raporu (The World Economic Forum)
GSYIH	Satın Alma Gücü Paritesine Göre Kişi Başı GSYH	World Development Indicators (The World Bank)
EH	Kamu Eğitim Harcamalarının GSYH İçindeki Payı	World Development Indicators (The World Bank)
SY	Kamu Sosyal Yardımlarının GSYH İçindeki Payı	OECD

Değişkenler arasında oluşabilecek sapmaları engellemek adına ve yüzde olarak yorumlamaya fırsat verdiği için değişkenlerin doğal logaritmaları alınarak analize dahil edilmiştir. Analizlerin uygulanmasında Gauss Kodları ve Eviews 11 ekonometri paket programından yararlanılmıştır. Analiz için oluşturulan ekonometrik model aşağıdaki gibidir:

$$\text{LogGINI}_{it} = \varphi_{0it} + \varphi_{1i} \text{LogGSYIH}_{it} + \varphi_{2i} \text{LogCUI}_{it} + \varphi_{3i} \text{LogEH}_{it} + \varphi_{4i} \text{LogSY}_{it} + e_{i,t}$$

$$\text{GINI} = f(\text{kişi başı GSYIH}, \text{cinsiyet eşitsizliği}, \text{eğitim/GSYIH}, \text{sosyal yardım/GSYIH})$$

2.2. Ekonometrik Yöntem

Panel veri analizinde kullanılacak yöntemlere karar vermek için öncül iki tane test söz konusudur. Bunlar homojenlik testi ve yatay kesit bağımlılığı testleridir. Analize eş bütünleşme parametrelerinin homojen mi heterojen mi olduğunu anlamaya yönelik ilk olarak Swamy (1970) tarafından uygulanmış ve Pesaran & Yamagata (2008) tarafından geliştirilmiş homojenlik testi uygulamasıyla başlanmıştır. Testte hesaplanan test istatistiklerine yönelik eşitlikler aşağıdaki gibidir:

$$\mathcal{A} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}S - k}{2k} \right)$$

$$\mathcal{Z}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}S - k}{v(T,k)} \right) \sim N(0,1)$$

Test “eğim katsayıları homojendir” şeklindeki sıfır hipotezine karşılık “eğim katsayıları heterojendir” şeklindeki alternatif hipotezi sınamaktadır. Elde edilen test istatistiklerinin kritik değerlerden büyük olması ya da olasılık değerlerinin istatistiksel olarak anlamlı (<0.05) olması durumunda sıfır hipotezi reddedilmektedir ve eğim katsayılarının heterojen olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

İkinci öncül test olan yatay kesit bağımlılığının olup olmadığını anlamak için kesit sayısının zamandan büyük olması durumunda ($N > T$) Breusch-Pagan (1980) tarafından geliştirilen LM testi uygulanmaktadır. Kesit ve zaman boyutlarının büyük olması durumunda ise Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CD testi uygulanmaktadır. CD testinin bazen sapma gösterebilme ihtimali karşısında Pesaran vd. (2008) tarafından teste varyans (v_{Tij}) ve ortalama (μ_{Tij}) eklenmiştir. Test istatistiğinin düzenlemeden önceki ve sonraki şekli aşağıdaki gibidir (Breusch ve Pagan, 1980):

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \widehat{\rho}_{ij}^2 \sim \chi_{\frac{N(N-1)}{2}}^2$$

$$LM_{adj} = \sqrt{\left(\frac{2}{N(N-1)} \right)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \left[\widehat{\rho}_{ij} \left(\frac{(T-k)\widehat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{v_{Tij}} \right) \right] \sim N(0,1)$$

Yukarıda elde edilen istatistik ile “hata terimleri ilişkisizdir” şeklindeki sıfır hipotezine karşılık “hata terimleri ilişkilidir” şeklindeki alternatif hipotez sınanmaktadır. Elde edilen test istatistiği kritik değerlerden büyükse ya da olasılık değeri istatistiksel olarak anlamlı ise sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bu durumda hata terimlerinin birbiri ile bağımlı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır (Pesaran vd., 2008).

Çalışmada değişkenlerin heterojen ve yatay kesitsel bağımlı olduğuna ulaşıldıktan sonra birim kök sınaması için ikinci kuşak birim kök testlerinden tek tek değişkenlerin durağanlığını sınanan CADF ve panelin durağanlığını sınanan CIPS panel birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Testlere ait istatistikler aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$Y_{it} = (1 - \varphi_i)\mu_i + \varphi_i Y_{it-1} + \mu_{it} \quad i=1,2,\dots,N \text{ ve } t=1,2,\dots,T$$

$$\mu_{it} = Y_i f_t + \varepsilon_{it}$$

f_t : Ülke bazında incelenemeyen ortak etkiyi, ε_{it} : Her birime özgü hatayı ifade eder.

$$\Delta Y_{it} = a_i + \beta_i Y_{it-1} + Y_i f_t + \varepsilon_{it} \quad i=1,2,\dots,N \text{ ve } t=1,2,\dots,T$$

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_i$$

Panel genelinde tüm ülke verileri için değişkenlerin uzun dönem ilişkilerini belirlemek amacıyla Lagrange çarpanına dayanan ve Westerlund & Edgerton (2007) tarafından geliştirilmiş panel eş bütünleşme testinden yararlanılmıştır. Testin küçük boyutlu kesit ve zamana sahip örneklerde de tutarlı ve etkin tahminleme yapması ve otokorelasyon ile değişen varyans problemlerini tolere etmesi testin avantajlı yönleridir. Testin matematiksel hesaplamaları aşağıdaki gibidir:

$y_{it} = a_i + x_{it}\beta_i + z_{it}$ şeklindeki denklemdeki $z_{it} = u_{it} + \sum_{j=1}^t \eta_{ij}$ eşitliğinde η_{ij} sıfır ortalamalı ve σ_i^2 varyanslı hata terimidir.

$$LM_N^+ = \frac{1}{NT^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \widehat{\omega}_i^{-2} S_{it}^2$$

$\widehat{\omega}_i^{-2}$: uzun dönem hata terimlerinin varyansı

S_{it}^2 : uzun dönem hata terimlerinin kısmi toplamları

Test istatistiği ile “eş bütünleşme ilişkisi vardır ($\sigma_i^2=0$)” şeklindeki sıfır hipotezine karşılık “eş bütünleşme ilişkisi yoktur ($\sigma_i^2>0$)” şeklindeki alternatif hipotez sınamaktadır.

Analiz sonucunda değişkenlerin eş bütünleşik hareket ettikleri sonucuna ulaşıldığından uzun dönem katsayı tahminleri FMOLS katsayı tahmincisi ile elde edilmiştir. Bu tahminci OLS yöntemine dayanmakta fakat OLS’ den doğabilecek sapmaları otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarını hesaba kattığı için giderebilmektedir. FMOLS tahmincisi kesitlerin heterojenliği durumunda ve küçük örneklerde etkin tahminleme yapabilmektedir. Test istatistiğine ait matematiksel hesaplama aşağıdaki gibidir:

$$\mathcal{P}_{GFM}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \beta_{FM_i}^* \quad \beta_{FM_i}^* : \text{Her bir ülke için katsayı}$$

Uzun dönem eş bütünleşik değişkenlerin zaman içinde yaşayabileceği sapmayı gidererek tekrar dengeye gelmesini sağlayacak değişkenler gerekmektedir. Analiz kapsamındaki değişkenlerin kısa dönem hareketleri üzerindeki dengeden sapmalarını tespit etmemize yarayan model hata düzeltme modelidir. Bu model değişkenlerin birinci farkları ile uzun dönem denkleminde ait bir dönem gecikmeli hata terimlerinden oluşmaktadır. Model aynı zamanda kısa ve uzun dönem nedensellik ilişkilerini ortaya koymaktadır (Enders, 1995: 365). Değişkenler arasındaki sahte korelasyondan kaçınmayı sağlaması modelin diğer bir avantajıdır (Vamvoukas, 1998: 378). Modelin matematiksel ifadesi aşağıdaki gibidir:

$$X_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \psi_i \Delta Z_{t-i} + \lambda ECT_{t-i} + e_t$$

ECT_{t-i} hata düzeltme terimi uzun dönemli nedenselliğin etkisini göstermektedir. Bağımsız değişkenlerin gecikmeleri de kısa dönemli nedensellik ilişkisini

göstermekte ve gecikmelerin katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olmaları nedenselliği kanıtlamaktadır (Baltagi, 2005: 56).

Çalışmada nedensellik ilişkileri birimler arası yatay bağımlılığı ve eğim katsayılarının heterojenliğini dikkate alan Dumitrescu & Hurlin (2012) Nedensellik Analizi ile sınınanmıştır. Eş bütünleşme ilişkisinin olmadığı ve dengesiz panellerde de uygulanabilmesi testin güçlü yönünü göstermektedir. Test Granger mantığına dayanmaktadır ve tek tek birimler için hesaplanan Wald istatistiklerinin ortalamalarıyla oluşmaktadır. Testin matematiksel ifadesi aşağıdaki gibidir:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}$$

K : Birimlerin her biri için aynı olan gecikme uzunluğunu

$\beta_i = (\beta^{(1)}, \dots, \beta^{(K)})$: Ülkelerin herbirinin farklı katsayılarını yani heterojenliği ifade eder. D-H Nedensellik testi aşağıdaki hipotezler yardımıyla sınınanmaktadır (Dumitrescu, Hurlin, 2012):

$$H_0 = \beta_i = 0, H_1 = \beta_i = 0 \forall i = 1, \dots, N \beta_i \neq 0 \forall i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$$

D-H Nedensellik Testinde elde edilen istatistiklerin matematiksel eşitlikleri aşağıdaki gibidir:

$$W_{N,T}^{HNC} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T}$$

$$Z_N^{HNC} = \frac{\sqrt{N[W_{N,T}^{HNC} - N^{-1} \sum_{i=1}^N E(W_{i,T})]}}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N Var(W_{i,T})}} \quad N > T \text{ olması halinde,}$$

$$Z_{N,T}^{HNC} = \sqrt{\frac{N}{2K}} (W_{N,T}^{HNC} - K) \quad T > N \text{ olması halinde önerilen istatistikler.}$$

3. BULGULAR

Çalışmada kullanılan veri seti panel özellikte olduğu için analize ilk olarak panel veri analizinin ön koşulları olan homojenlik ve yatay kesit bağımlılığı testleri ile başlanmıştır. Analizde kullanılacak yöntemlere bu test sonuçlarına göre verilecek olup testlere ait bulgular Tablo 2 ve 3 de sunulmuştur.

Tablo 2. Delta Homojenlik Testi Bulguları

Test	Test istatistiği	Olasılık
Delta_tilde	6.472	0.000*
Delta_tilde_adj	7.229	0.000*

* istatistiksel olarak %1 anlamı ifade eder.

Homojenlik testine ait test istatistiklerinin istatistiksel olarak anlamlı olmaları “*eğim katsayıları homojendir*” şeklindeki sıfır hipotezini reddetmektedir. Eğitim katsayılarının heterojen olduğu sonucu bize ülkelerin birinde meydana gelebilecek bir şokun diğerlerini ayrı ayrı etkileyeceğini göstermektedir.

Tablo 3. Pesaran (2004) CD_{LM} Yatay Kesit Bağımlılığı Test Bulguları

Değişkenler	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
GINI	7.443	(0.000)*
GSYIH	8.743	(0.000)*
CUI	8.553	(0.009)*
EH	9.303	(0.000)*
SY	6.548	(0.000)*

* istatistiksel olarak %1 anlamı, () içleri test istatistiklerinin olasılık değerlerini ifade eder.

Tablo 3 incelendiğinde test istatistiklerinin olasılık değerlerinin anlamlı olması “*kesitler arasında bağımlılık*” yoktur şeklindeki sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Dolayısıyla panel genelinde ülkelerin birbirine bağlı oldukları ve birinde oluşabilecek şoktan diğerlerinin de etkileeneceği sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 4. CADF ve CIPS Birim Kök Testi Bulguları

Değişkenler	CADF			
	Düzye		1.mertebe fark	
	Sabit	Sabit + Trend	Sabit	Sabit + Trend
GINI	-1.264 (0.177)	-1.311 (0.193)	-8.564 (0.000)*	-9.215 (0.000)*
GSYIH	-1.454 (0.216)	-1.502 (0.314)	-6.399 (0.009)*	-7.337 (0.005)*
CUI	-1.215 (0.156)	-1.314 (0.163)	-7.314 (0.036)**	-7.981 (0.000)*

EH	-1.375 (0.341)	-1.459 (0.382)	-7.505 (0.002)*	-8.668 (0.035)**
SY	-1.167 (0.288)	-1.247 (0.316)	-8.312 (0.000)*	-9.462 (0.000)*
Panel CIPS	-1.198 (0.123)	-1.206 (0.139)	-7.503 (0.004)*	-8.477 (0.000)*

*, ** istatistiksel olarak sırasıyla %1 ve %5 anlamı ifade eder. Schwarz Bilgi Kriteri vasıtasıyla gecikme uzunluğu bulunmuştur. Kritik değerler Pesaran'ın simülasyonlar yardımıyla oluşturduğu tablodan alınmıştır (Pesaran, 2007: 275-280).

Uygulanan birim kök testleri ile hem değişkenlerin hem de panelin durağanlığı incelenmiş olup tamamının düzeyde birim kök içerdiği birinci farkları alındığında durağanlaştığı görülmektedir. Tek tek değişkenler ve panel geneli $I(1)$ dereceden durağan olarak belirlenmiştir.

Tablo 5. W-E (2007) LM Bootstrap Eş Bütünleşme Bulguları

Sabit			Sabit+Trend		
LM İstatistiği	Asimptotik p-değeri	Bootstrap p-değeri	LM İstatistiği	Asimptotik p-değeri	Bootstrap p-değeri
9.453	0.136	0.298	9.931	0.274	0.412

Bootstrap p-değeri 10000 döngü ile elde edilmiştir. * %1 istatistiksel anlamsızlığı ifade eder.

Seriler arasında uzun dönem ilişkinin olup olmadığını anlamak için uygulanan W-E (2007) LM Bootstrap Eş bütünleşme Testi bulgularına göre incelenen her iki model (sabitli, sabitli ve trendli) için de değişkenlerin uzun dönemde eş bütünleşik hareket ettiğini göstermektedir. Bunu "*eş bütünleşme ilişkisi vardır*" şeklindeki sıfır hipotezinin istatistiksel olarak reddedilememesinden anlamaktayız.

Tablo 6. Uzun Dönem Eş Bütünleşme FMOLS Katsayı Tahminleri

MODEL				
$FLogGIN_{it} = \varphi_{0it} + \varphi_{1i}FLogGSYIH_{it} + \varphi_{2i}FLogCUI_{it} + \varphi_{3i}FLogEH_{it} + \varphi_{4i}FLogSY_{it} + e_{i,t}$				
Ülkeler	FLogGSYIH	FLogCUI	FlogEH	FlogSY
Almanya	-0.258 (0.000)*	-0.064 (0.000)*	-0.095 (0.000)*	-0.051 (0.000)*
Avusturya	-0.231 (0.000)*	-0.078 (0.000)*	-0.102 (0.017)*	-0.045 (0.000)*
Avustralya	-0.184 (0.003)*	-0.059 (0.007)*	-0.11 (0.000)*	-0.056 (0.007)*
Belçika	-0.225 (0.000)*	-0.088 (0.000)*	-0.131 (0.005)*	-0.025 (0.021)*
Çekya	-0.19 (0.000)*	-0.061 (0.278)	-0.09 (0.000)*	-0.018 (0.277)
Danimarka	-0.217 (0.000)*	-0.074 (0.031)*	-0.108 (0.013)*	-0.042 (0.000)*

*OECD ÜLKELERİNDE CİNSİYET EŞİTSİZLİĞİNİN
GELİR DAĞILIMI ÜZERİNE ETKİSİ*

Estonya	-0.182 (0.000)*	-0.093 (0.000)*	-0.083 (0.000)*	-0.039 (0.306)
Fransa	-0.221 (0.000)*	-0.071 (0.000)*	-0.119 (0.020)*	-0.054 (0.000)*
Finlandiya	-0.267 (0.000)*	-0.109 (0.000)*	-0.12 (0.000)*	-0.059 (0.000)*
Hollanda	-0.275 (0.000)*	-0.089 (0.000)*	-0.128 (0.018)*	-0.038 (0.000)*
İngiltere	-0.245 (0.005)*	-0.094 (0.000)*	-0.131 (0.000)*	-0.028 (0.034)*
İrlanda	-0.182 (0.000)*	-0.073 (0.015)*	-0.104 (0.007)*	-0.04 (0.005)*
İspanya	-0.193 (0.000)*	-0.095 (0.008)*	-0.091 (0.000)*	-0.026 (0.000)*
İsrail	-0.155 (0.034)*	-0.086 (0.393)	-0.09 (0.015)*	-0.033 (0.000)*
İsveç	-0.163 (0.000)*	-0.112 (0.000)*	-0.112 (0.006)*	-0.067 (0.014)*
İsviçre	-0.286 (0.011)*	-0.108 (0.003)*	-0.13 (0.000)*	-0.054 (0.000)*
İtalya	-0.205 (0.000)*	-0.069 (0.000)*	-0.107 (0.014)*	-0.033 (0.000)*
İzlanda	-0.173 (0.000)*	-0.083 (0.000)*	-0.115 (0.029)*	-0.039 (0.007)*
Japonya	-0.211 (0.000)*	-0.041 (0.355)	-0.095 (0.000)*	-0.06 (0.000)*
Macaristan	-0.156 (0.045)*	-0.063 (0.000)*	-0.113 (0.000)*	-0.031 (0.009)*
Meksika	-0.149 (0.000)*	-0.072 (0.124)	-0.09 (0.006)*	-0.037 (0.000)*
Norveç	-0.237 (0.002)*	-0.107 (0.004)*	-0.124 (0.001)*	-0.063 (0.003)*
Polonya	-0.171 (0.000)*	-0.103 (0.000)*	-0.099 (0.000)*	-0.035 (0.000)*
Portekiz	-0.214 (0.000)*	-0.097 (0.000)*	-0.102 (0.000)*	-0.049 (0.000)*
Şili	-0.164 (0.000)*	-0.062 (0.000)*	-0.085 (0.000)*	-0.027 (0.000)*
Türkiye	-0.16 (0.000)*	-0.059 (0.245)	-0.091 (0.000)*	-0.017 (0.326)
Yeni Zelanda	-0.194 (0.018)*	-0.099 (0.000)*	-0.11 (0.000)*	(0.034) (0.004)*
Yunanistan	-0.17 (0.000)*	-0.083 (0.000)*	-0.098 (0.000)*	-0.038 (0.176)
PANEL	-0.203 (0.000)*	-0.114 (0.000)*	-0.125 (0.000)*	-0.042 (0.000)*

* istatistiksel olarak %5 anlamlı ifade eder. Otokorelasyon ve değişen varyans sorunları Newey-West testi yardımıyla ortadan kaldırılmıştır.

FMOLS katsayı tahmincisinden elde edilen kalıntılara göre panel bazında tüm açıklayıcı değişkenler negatif ve istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Gini katsayısı “0” ile “1” arasında değerler alırken, “0” a yaklaştıkça gelir çok daha adil dağılmakta “1” e yaklaştıkça ise gelir dağılımı adaletsizliği artmaktadır. Katsayıların negatif olması demek her bir değişkendeki 1 birimlik artışın Gini katsayısını belli oranda azaltması anlamına gelmektedir ki bu da gelir dağılımı adaletinin artması anlamına gelmektedir. Cinsiyet uçurumu endeksi de “0” ile “1” arasında değerler almakta ve “1” e yaklaştıkça kadın erkek arasındaki eşitsizliğin (uçurumun) kapanması yani eşitliğin artması anlamına gelmektedir. Cinsiyet eşitliğinde meydana gelecek 1 birimlik artış Gini katsayısını %0.114 oranında azaltacaktır. Elde edilen sonuç literatürde Costa, Silva ve Vaz (2009), Harkness (2010), Bastagli, Coady ve Gupta (2012), Gonzales ve arkadaşları (2015), Kanwal ve Münir (2015), Fonchamnyo ve Fokong (2017) ve Baloch ve arkadaşları (2018) ile tutarlı sonuçlar vermektedir. Ülke bazında sonuçlar incelendiğinde Çekya, Japonya, İsrail, Meksika ve Türkiye’nin CUI değişkenine ait katsayılar negatif ama istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Bu ülkelerin toplumsal cinsiyet eşitliği yaklaşımları irdelendiğinde toplumsal davranışlarındaki ataerkil kodlardan kaynaklı kökleşmiş bir ayrımcılığın devam ettiği görülmektedir (Frias, 2008; European Parliament 2015; Aydın ve Çam, 2016: 234; Bijaoui, 2019: 428). Tüm ülkelerde kişi başı gelir ve eğitim harcamalarının Gini katsayısını iyileştirici etkisi istatistiksel olarak anlamlıdır. Sosyal yardımların Gini katsayısına etkisinin Çekya, Estonya, Türkiye ve Yunanistan için anlamsız bulunması bu ülkelerde kamu sosyal yardımlarının OECD genelinde diğer ülkelere nazaran gelir adaletini iyileştirecek etkinliğe olmadığını göstermektedir (Mataganis, 2000; Council of Europe 2021; Vatandaşın Bütçe Rehberi, 2021).

Tablo 7. VECM Hata Düzeltme Testi Bulguları

Bağımlı Değişken:	Katsayı	St. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
ΔLogGINI				
ΔLogGSYIH	-0.147	0.045	-3.266	0.000*
ΔLogCUI	-0.087	0.011	-7.909	0.000*
ΔlogEH	-0.094	0.016	-5.875	0.000*
ΔlogSY	-0.027	0.005	-5.401	0.000*
ΔECT _{t-1}	-0.415	0.063	-6.587	0.000*
Sabit	1.942	0.296	6.560	0.000*

R²=0.732 DW=2.09 J-B=0.257 Harvey test(p) = 0.163

* istatistiksel olarak %1 anlamlı ifade eder. J-B; Jarque-Bera normallik testine göre hata terimleri normal dağılmaktadır. Otokorelasyon ve değişen varyans sorunları Newey-West testi yardımıyla ortadan kaldırılmıştır.

Analizin VECM Hata Düzeltme Modeli

$$\Delta \text{LogGINI}_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{LogGSYIH}_t + \beta_2 \Delta \text{LogCUI}_t + \beta_3 \Delta \text{LogEH}_t + \beta_4 \Delta \text{LogSY}_t + \beta_5 \Delta \text{ECT}_{t-1} + v_t$$

Tablo 7’de görülen ECT_{t-1} (hata düzeltme terimi) değerinin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması uzun dönem modelin çalıştığını göstermektedir. Uzun dönem ilişkiye sahip değişkenlerde meydana gelebilecek kısa dönem şokların bir sonraki dönemde %41.5 oranında düzeltilerek uzun dönem dengenin sağlandığı sonucuna

ulaşılmaktadır. Ayrıca modelin sonucunda tüm değişkenlerin kısa dönem katsayılarının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması sonucun uzun dönemle tutarlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 8. Dumitrescu & Hurlin (2012) Nedensellik Analizi Bulguları

Boş Hipotez (H_0)	W^{HNC}	Z^{HNC}	Z^{TILD}
LogGINI → LogGSYIH	6.332(0.000) *	6.946(0.000) *	7.128(0.000) *
LogGSYIH → LogGINI	7.325(0.000) *	7.708(0.001) *	7.821(0.000) *
LogGINI → LogCUI	1.573(0.151)	1.874(0.178)	2.314(0.180)
LogCUI → LogGINI	6.344(0.000) *	6.816(0.000) *	7.105(0.000) *
LogGINI → LogEH	8.560 (0.000) *	8.793 (0.000) *	9.113 (0.000) *
LogEH → LogGINI	7.415 (0.000) *	7.790 (0.000) *	8.181 (0.001) *
LogGINI → LogSY	7.204 (0.000) *	8.563 (0.000) *	8.897 (0.000) *
LogSY → LogGINI	7.178 (0.000) *	8.072(0.000) *	8.921(0.000) *

Tablo 8’de görüldüğü üzere D-H (2012) nedensellik testine ait hesaplanan üç ayrı test istatistiği ile tüm açıklayıcı değişkenlerin Gini katsayısı ile karşılıklı nedenselliği sınanmıştır. Test ile “*ilk değişken ikinci değişkenin Granger nedeni değildir*” şeklindeki sıfır hipotezi analiz edilerek istatistiki olarak anlamlı bulunan test istatistik değerleri sıfır hipotezini reddettiği için nedensellik ilişkisi vardır denilmektedir.

Bu durumda kişi başı gelir, kamu eğitim harcamaları ve kamu sosyal yardımların Gini katsayısı ile uzun dönemde çift taraflı nedensellik ilişkisine sahip olduğu ayrıca cinsiyet uçurumundan Gini katsayısına doğru tek taraflı nedensellik ilişkisinin varlığı tablodan açıkça görülmektedir. Sonuçlar her üç test istatistiği için de tutarlılık göstermektedir.

4. TARTIŞMA

Araştırmadan elde edilen ampirik bulgular OECD ülkelerinde cinsiyet eşitsizliği ile gelir dağılımı arasında negatif ve anlamlı bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. Panele dahil olan ülkelerde cinsiyet uçurumu kapandıkça gelirin daha adil dağılacağı sonucuna ulaşılmaktadır. Gelirin adil dağılımı ulusların en temel hedefleri arasındadır. Adil gelir dağılımına etken makroekonomik faktörlerin yanında önemli derecede etkiye sahip sosyolojik bir faktör olan cinsiyet eşitsizliği de yer almaktadır. Dünya genelinde birçok ülkede toplumsal cinsiyet eşitliği için verilen mücadele sadece sosyal eşitlik düzeyinde hedeflenmemektedir. Sosyal adalet sağlamanın yanında makroekonomik faydaları da önem arz etmektedir. Gelir eşitsizliği ile cinsiyet eşitsizliği farklı birçok kanalla birbirini etkileyebilmektedir. Ücrette cinsiyetçi ayırım doğrudan gelir dağılımını etkileyen lokomotif konumundadır. İşgücüne katılımdaki eşitsizlikler de kadın ve erkek arasında kazanç eşitsizliği vasıtasıyla gelir adaletsizliğini artırmaktadır. Eğitim, sağlık ve politik temsil gibi daha birçok alandaki

ayırımıcı yaklaşımlar farklı kanallar vasıtasıyla gelir dağılımı adaletini bozmaktadır. Bu doğrultuda, daha adaletli gelir dağılımı için toplumların cinsiyet eşitliğini artırmaları kaçınılmazdır.

SONUÇ

OECD ülkelerinde cinsiyet eşitsizliğinin gelir dağılımı üzerine etkilerinin ampirik olarak incelendiği bu çalışmada elde edilen bulgular cinsiyet eşitsizliğinde oluşacak 1 birimlik iyileşme Gini katsayısını %0.114 oranında düşürerek gelirin daha adil dağılımına etki etmektedir. Bu sonuç uygulanan kısa ve uzun dönem analizlerde tutarlılık gösterdiğinden cinsiyet eşitsizliği ile mücadele kısa dönem de dahi gelir dağılımını daha adil hale getirmektedir. Ayrıca uygulanan nedensellik testi uzun dönemde cinsiyet eşitsizliğinden gelir dağılımına doğru tek taraflı nedensellik ilişkisinin varlığını göstermektedir. Dolayısıyla toplumsal cinsiyet eşitliğinin sağlanması sosyal adalet olgusunun üstünde bir mücadeledir. Dünya Ekonomik Forumu tarafından yayınlanan “*Küresel Cinsiyet Uçurumu Raporu*” na göre 2021 yılında küresel anlamda cinsiyet eşitsizliğinin %67.7’si kapatılmıştır. Covid-19 (Koronavirüs hastalığı 2019) pandemisi nedeniyle bir önceki yıla göre endeks %0.6 oranında gerilemiştir. Dünyada cinsiyet eşitsizliğinin kapanması için 135.6 yıl öngörülmektedir. Toplumlar kadınları her türlü alanda sınırlayan stereotipler, katı cinsiyet rolleri ve önyargıları dönüştürebilmek için konuya bütüncül olarak yaklaşmalıdır. Politika yapıcılar eşitlik politikalarını ağırlık vermeli ve denetimini sağlamalıdır. Aile içinde, okulda medyada cinsiyetçi söylemlerin dönüştürülmesi için farkındalık yaratılmalıdır. Bu konuda sivil toplum kuruluşları ve sosyal sorumluluk projeleri desteklenmelidir. Kadınlar daha fazla sağlık ve eğitim fırsatlarından yararlandırılmalı, ekonomik ve politik katılımları artırılmalıdır. Kadınların kaynaklardan daha fazla yararlanması daha özgür olmaları, çocukları için daha iyi seçim yapması, daha sağlıklı nesiller yetiştirmesi yani gelecekte kaliteli beşeri sermaye demektir. Nitelikli beşeri sermaye demek sürdürülebilir büyüme ve kalkınma, daha adil gelir bölüşümü aynı zamanda daha yüksek refah düzeyi demektir.

THE EFFECT OF GENDER INEQUALITY ON INCOME DISTRIBUTION IN OECD COUNTRIES

1. INTRODUCTION

The income distribution of nations between individuals and social units is expressed as income distribution. Countries around the world have been concerned about the fairness of the indicator of income distribution. The unfair distribution of income may disrupt the social order of societies, cause democracy to not function properly, and cause sustainable growth and development to fail. While income distribution was discussed around the factors of production until the 1990s, it has started to be discussed on the basis of individuals and households at a more micro level after these years. This situation has made discriminatory attitudes among individuals more visible. The responsibilities and roles that societies impose on women and men, limiting or depriving women of their rights in socio-cultural, economic and political

fields are described as gender inequality. The study aims to empirically investigate the effect of gender inequality on income distribution across the OECD. In the section after the introduction of the study, gender inequality is defined and the literature examining the correlation between gender inequality and income distribution is given by creating a theoretical framework. In the method part, the data set is introduced and the methodology for empirical analysis is explained. In the third part, the findings obtained from the analysis are presented with the help of tables. In the last part, the results of the analysis were summarized, necessary evaluations were made and suggestions were presented.

2. METHODS

In this study, which will investigate the effect of gender inequality on income distribution in OECD countries, a panel data set consisting of annual data from 28 OECD countries between the years 2006-2020 was used. As the dependent variable, the Gini coefficient was taken to represent the income distribution. The independent variables are; Representing gender inequality, it was defined by the World Economic Forum in 2006 and published annually in the Global Gender Gap Report, the Global Gender Gap Index was chosen as the percent share of GDP per capita, public education expenditures, and public social benefits in GDP. Firstly, homogeneity and cross-section dependency tests, which are the preliminary tests of panel data analysis, were applied in the study. The stationarity of both the variables and the panel were tested with the CADF and CIPS unit root tests. In the next step, the long-term relationships of the variables were determined with the Westerlun&Edgerton (2007) cointegration test and the long-term coefficients were obtained with the FMOLS estimator. Short-term analysis was performed with the VECM error correction model. Finally, Dumitrescu & Hurlin (2012) causality analysis was used to determine the long-term causality between the series.

3. RESULTS

According to the preliminary tests applied in the research, it was determined that the variables were heterogeneous and cross-sectional dependent. The results of the second generation unit root tests applied to the variables show that both the variables and the panel contain unit root at the level. As a result of the difference taking process applied to the variables, all the variables and the panel became stationary. When the long-term relationship between the variables was examined with the W-E cointegration test, it was concluded that all explanatory variables were related to gini. According to the FMOLS coefficient estimator, all of the long-term coefficients across the panel are negative and statistically significant. 1 unit increase in the gender gap index reduces the Gini coefficient by 0.114% in the long run. This means reducing income inequality. According to the findings obtained from the short-term analysis, the deviations that may occur in the variables are compensated by 41.5% in the next period. The short-term coefficients give results consistent with the long-term. Finally, the result of the causality analysis; It shows that there is a unilateral causality relationship from gender inequality to income distribution. In addition, it was

concluded that there is a bidirectional causality relationship with the Gini coefficient of per capita income, education expenditures and social assistance.

4. DISCUSSION

The empirical findings obtained from the research show that there is a negative and significant relationship between gender inequality and income distribution in OECD countries. It is concluded that as the gender gap closes in the countries included in the panel, income will be distributed more equitably. Equitable distribution of income is among the most fundamental goals of nations. In addition to the macroeconomic factors that affect the fair income distribution, there is also gender inequality, which is a sociological factor that has a significant impact. The struggle for gender equality in many countries around the world is not only aimed at the level of social equality. In addition to providing social justice, its macroeconomic benefits are also important. Income inequality and gender inequality can affect each other through many different channels. Gender discrimination in wages is the locomotive that directly affects income distribution. Inequalities in labor force participation also increase income inequality through earnings inequality between men and women. Discriminatory approaches in many areas such as education, health and political representation distort income distribution justice through different channels. In this direction, it is inevitable for societies to increase gender equality for a more equitable distribution of income.

CONCLUSION

The findings obtained in this study, in which the effects of gender inequality on income distribution in OECD countries are examined empirically, reduce the 1-unit improvement gini coefficient in gender inequality by 0.141% and affect the more equitable distribution of income. Since this result is consistent in the applied short and long term analyzes, the fight against gender inequality makes income distribution even in the short term. In addition, the applied causality test shows the existence of a unilateral causality relationship from gender inequality to income distribution in the long run. Therefore, ensuring gender equality is a struggle above the phenomenon of social justice. Societies must approach the issue holistically in order to transform stereotypes, rigid gender roles and prejudices that limit women in all fields. Policy makers should weight and oversee equality policies. Awareness should be created for the transformation of sexist discourses in the media, within the family and at school. In this regard, non-governmental organizations and social responsibility projects should be supported. Women should benefit from more health and education opportunities, and their economic and political participation should be increased. The fact that women benefit more from resources means they are more free, make better choices for their children, raise healthier generations, in other words, quality human capital in the future. Qualified human capital means sustainable growth and development, fairer income distribution and higher welfare level.

KAYNAKÇA

- Akdoğan Gedik, M. ve Günel, T. (2021). Factors Effecting Gender Wage Gap: Evidence from Selected OECD Countries. *Ömer Halis Demir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 14 (3), 1051–1061.
- Anker, R. (1997). Theories of Occupational Segregation by Sex: An Overview. *International Labour Review*, 136 (3), 315-339.
- Aydın, D. ve Çam, M. S. (2016). Bilgi Toplumu Dönüşümünde Türkiye’de Kadın Olmak. *Sosyal Bilimler Dergisi*, ICEBSS Özel Sayısı, Kasım, 224-247.
- Baloch, A., Noor, Z. M., Habibullah M. S. and Bani, N. Y. (2018). The Effect of the Gender Equality on Income Inequality: Dynamic Panel Approach. *Journal Ekonomi*, Malaysia 52 (2), 1-16.
- Baltagi, B. H. (2011). *Econometrics*. Fifth Edition, Springer, New York.
- Barro, R. and Lee, J. W. (1994). Sources of Economic Growth. Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy, (40), 1-46.
- Bastagli, F., Coady, D. and Gupta, S. (2012). Income Inequality and Fiscal Policy. IMF Staff Discussion Note, SDN/12/08.
- Becker, G. S. (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *Journal of Political Economy*, 70 (5), 9-49.
- Bijaoui, S. (2019). Navigating Gender Inequality in Israel-The Challenges of Feminism. Erişim: 26 Kasım 2021, https://www.researchgate.net/publication/334721534_Navigating_Gender_In_equality_in_Israel_The_Challenges_of_Feminism/link/5d3c1f81a6fdcc370a63f19d/
- Breusch, T. and A. Pagan, (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specifications in Econometrics. *Reviews of Economics Studies*, 47 (1), 239-253.
- Cherry, A. L. (2005). Examining Global Social Welfare Issues. Thompson Learning.
- Costa, J. Silva, E. and Vaz, F (2009). The Role of Gender Inequalities in Explaining Income Growth, Poverty and Inequality: Evidence From Latin American Countries. International Policy Centre for Inclusive Growth (IPC – IG), Working Paper, No. 52.
- Demirbilek, S. (2007). Cinsiyet Ayrımcılığının Sosyolojik Açından İncelenmesi. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 44 (511), 12-27. Brooks/Cole, Belmont.
- Dollar, D. and Gatti, R. (1999). Gender Inequality, Income, and Growth: Are Good Times Good for Women? Policy Research Report On Gender and Development Working Paper Series, No. 1. Development Research Group/PREM, The World Bank.
- Dumitrescu, E. I., and Hurlin, C. (2012). Testing for Granger Non-Causality in Heterogeneous Panels. *Economic Modelling*, 1450-1460.
- Edgeworth, F. Y. (1922). Equal Pay to Men and Women for Equal Work. *The Economic Journal*, 32 (128), 431-457. <https://doi.org/10.2307/2223426>.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*, John Wiley&Sons, Inc., New York.

- Engle, R. F. and Granger, C. W. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Esteve-Volart, B. (2004). Gender Discrimination and Growth: Theory and Evidence from India. London School of Economics and Political Science, DEDPS 42.
- European Committee of Social Rights Conclusions (2021). Erişim: 29 Haziran 2022, <https://rm.coe.int/conclusions-2021-estonia-en/1680a5d9f5>.
- European Parliament (2015). Erişim: 29 Haziran 2022 https://www.europarl.europa.eu/doceo/document/A-8-2015-0344_EN.html.
- Fonchamnyo, D. C. and Fokong, N. H. (2017). Educational Gender Gap, Economic Growth and Income Distribution: An Empirical Study of the Interrelationship in Cameroon. *International Journal of Economics and Finance*, 9 (3), 168-176.
- Frias, S. M. (2008). Measuring Structural Gender Equality in Mexico: A State Level Analysis. *Social Indicators Research*, 88 (2), 215-246.
- Gradín, C., Río, C. and Cantó, O. (2006). Poverty and Women's Labor Market Activity: The Role of Gender Wage Discrimination in the EU', Working Paper 40, Society for the Study of Economic Inequality.
- Granger, C. W. (1981). Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, 16 (1), 121-130.
- Gonzales, C., Jain-Chandra, S., Kochhar, K., Newiak, M., and Zeinullayev, T. (2015). Catalyst for Change: Empowering Women and Tackling Income Inequality. *IMF Staff Discussion Note SDN/15/20*. International Monetary Fund, Washington, DC.
- Guryan, J. and Charles, K. K. (2013). Taste-Based or Statistical Discrimination: The Economics of Discrimination Returns to its Roots. *The Economic Journal*, 123 (572), 417-432.
- Harkness, S. (2010). The Contribution of Women's Employment and Earnings to Household Income Inequality: A Crosscountry Analysis. *Luxembourg Income Study (LIS) Working Paper Series*, No. 531.
- Kanwal, A. and Munir, K. (2015). The Impact of Educational and Gender Inequality on Income Inequality in South Asia. Munich Personal RePEc Archive (MPRA), MPRA Paper No. 66661, University of Central Punjab, Lahore, Pakistan, 1-33.
- Karoly, L. A. and Burtless, G. (1995). Demographic Change, Rising Earnings Inequality and the Distribution of Personal Well-Being, 1959-1989, *Demography*, 32 (3), 379-405.
- Kılınc, N. (2020). İşgücü Piyasasında Toplumsal Cinsiyet Eşitsizliği ve Gelir Dağılımı. Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Ankara.
- Klasen, S. And Lamanna, F. (2009). The Impact of Gender Inequality in Education and Employment on Economic Growth: New Evidence for a Panel of Countries. *Feminist Economics*, 15 (3), 91-132.
- Lordoğlu, K. ve N. Özkaplan (2007). *Çalışma İktisadı*. İstanbul: Der Yayınları.

- Mataganis, M. (2000). Social Assistance in Southern Europe: The Case of Greece Revisited. *Journal of European Social Policy*, 10 (1), 68–80.
- Mill, J. S. (2001). *Principles of Political Economy: With Some of Their Applications to Social Philosophy*. London. 9. Baskı.
- Mincer, J. (1958). Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *Journal of Political Economy*, 66 (2), 281-302.
- OECD. Social Benefits to Households, Erişim: 9 Ocak 2022, <https://data.oecd.org/socialexp/social-benefits-to-households.htm>.
- Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Crosssection Dependence in Panels. *Cambridge University, Working Paper*, No. 0435.
- Pesaran, M. H. (2006). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Crosssection Dependence. *Cambridge University, Working Paper*, No. 0346.
- Pesaran, M. H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22 (2), 265-312.
- Pesaran, M. H., Ullah, A. and Yamagata, T. (2008). A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence, Royal Economic Society. *Econometrics Journal*, 11 (1), 105- 127.
- Pujol, M. A. (1992). *Feminism and Anti-feminism in Early Economic Thought*. Aldershot, U.K. Elgar.
- Reich, M., Gordon, D. M. and Edwards, R. C. (1973). Dual Labor Markets: A Theory of Labor Market Segmentation. *The American Economic Review*, 63 (2), 359-365.
- Sadeghi, J. (1995). The Relationship of Gender Difference in Education to Economic Growth: A Cross-Country Analysis, The Economic Research Forum for the Arab Countries. *Iran and Turkey (ERF) Working Papers* 9521, 1-15.
- Solt, F. (2019). Measuring Income Inequality Across Countries and Over Time: The Standardized World Income Inequality Database. Erişim: 21 Aralık 2021, <https://osf.io/preprints/socarxiv/mwnje/>.
- Strober, M. H. (1994). Rethinking Economics Through a Feminist Lens, Papers and Proceedings of the Hundred and Sixth Annual Meeting of the American Economic. *The American Economic Review*, 84 (2), 143-147.
- Swamy, P. A. (1970). Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 38 (2), 311-323.
- SWIID, The Standardized World Income Inequality Database, Erişim: 5 Ekim 2021, <http://myweb.uiowa.edu/fsolt/swiid/swiid.htm>.
- Tarı, R. (2010). *Ekonometri*. 6. Basım, Kocaeli: Umuttepe Yayın No:32.
- The Global Gender Gap Report (2021). Erişim: 4 Nisan 2022, https://www3.weforum.org/docs/WEF_GGGR_2021.pdf .
- The World Bank. World Development Indicators. Erişim: 5 Mart 2022, <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>.
- Turgut, A. Ş. (2019). Türkiye’deki Gelir Eşitsizliğinin Toplumsal Cinsiyet, Kadının İstihdamı ve Kadın Yoksulluğu Açısından Değerlendirilmesi. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 2 (38), 315-329.

- T.C. Cumhurbaşkanlığı Strateji ve Bütçe Başkanlığı (2021). Vatandaşın Bütçe Rehberi. Erişim: 15 Şubat 2022, https://www.sbb.gov.tr/wp-content/uploads/2021/04/2021_Vatandasin-Butce-Rehberi.pdf
- Tzannatos Z. (1989). The long-run Effects of theSex Integration of the British Labour Market. *Journal of Economic Studies*, 14 (1), 5-18.
- Uyanık, Y. ve Yeşilkaya, F. (2021). Eğitim Düzeyine Göre Kadın İstihdamının Gelir Eşitsizliğine Etkisi: Bir Panel Veri Analizi. *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi (AKAD)*, 13 (24), 11-22.
- Vamvoukas, A.G. (1998). The Relationship Between Budget Deficitsand Money Demand: Evidence from a Small Economy.*Applied Economics*, 30 (3), 375-382.
- Westerlund, J. (2008). Panel Cointegration Tests of the Fisher Effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23 (2), 193-233.
- Westerlund, J. and Edgerton, D. L. (2007). A Panel Bootstrap Cointegration Test. *Economics Letters*, 97 (3), 185-190.

KATKI ORANI / CONTRIBUTION RATE	AÇIKLAMA / EXPLANATION	KATKIDA BULUNANLAR / CONTRIBUTORS
Fikir veya Kavram / <i>Idea or Notion</i>	Araştırma hipotezini veya fikrini oluşturmak / <i>Form the research hypothesis or idea</i>	Meral ÇABAŞ Mustafa TORUN
Tasarım / <i>Design</i>	Yöntemi, ölçeği ve deseni tasarlamak / <i>Designing method, scale and pattern</i>	Meral ÇABAŞ Mustafa TORUN
Veri Toplama ve İşleme / <i>Data Collecting and Processing</i>	Verileri toplamak, düzenlenmek ve raporlamak / <i>Collecting, organizing and reporting data</i>	Meral ÇABAŞ Mustafa TORUN
Tartışma ve Yorum / <i>Discussion and Interpretation</i>	Bulguların değerlendirilmesinde ve sonuçlandırılmasında sorumluluk almak / <i>Taking responsibility in evaluating and finalizing the findings</i>	Meral ÇABAŞ Mustafa TORUN
Literatür Taraması / <i>Literature Review</i>	Çalışma için gerekli literatürü taramak / <i>Review the literature required for the study</i>	Meral ÇABAŞ Mustafa TORUN