


Kadın İstihdamı ve Kişi Başına GSYH'nin Gelir Eşitsizliği Üzerindeki Etkisi: Avrupa Birliği Üye Ülkeleri ve Türkiye'de Panel Moderatör Etki Analizi

The Impact of Female Employment and GDP Per Capita On Income Inequality: A Panel Moderator Effect Analysis in European Union Member Countries and Türkiye

Kübra Akyol Özcan 

*Department of Business Administration, Bayburt University, Bayburt, Türkiye,
kubraakyolozcan@bayburt.edu.tr*

Özet

Yoksulluğun azaltılması ekonomik büyüme, sosyal uyum ve toplum sağlığı açısından önemli bir konudur. Bu bağlamda kadın istihdamının GINI katsayısı üzerindeki etkisi oldukça önemlidir. Bu çalışmada kadın istihdamının ve Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla'nın GINI katsayısı üzerindeki etkisi panel moderatör etki modeli yardımıyla incelenmiştir. Analiz 2006-2020 yılları arasında 19 AB üyesi ülke ile Türkiye'ye odaklanmaktadır. Sonuçlar, kadınların işgücüne katılımının önemli bir düzeyde olmasının GINI katsayısında bir azalma ile ilişkili olduğunu ve bunun da gelir eşitliğinde bir iyileşmeye işaret ettiğini göstermektedir. Kişi başına daha yüksek bir GSYH değeri de GINI katsayısında bir azalma ile ilişkilidir. Diğer şartlar sabit iken düşük gelirli panel ülkelerinde kadınların işgücüne katılımındaki %1'lik bir artış GINI katsayısında %1,6'lık bir azalışa neden olurken, yüksek gelirli panel ülkelerinde ise %1'lik bir artış %3,3'lük bir azalışa neden olmaktadır. Diğer şartlar sabit iken düşük gelirli panel ülkelerinde kişi başı GSYH'deki %1'lik bir artış GINI katsayısında %0,6'lık bir azalışa neden olurken, yüksek gelirli panel ülkelerinde ise %1'lik bir artış %1,3'lük bir azalışa neden olmaktadır.

Anahtar Sözcükler: Kadınların İşgücüne Katılımı, Panel Moderatör Etki Modeli, AB, Türkiye, GINI

Abstract

Poverty reduction is an important issue for economic growth, social cohesion, and public health. In this context, the effect of female employment on the GINI coefficient is very important. In this study, the impact of female's employment and GDP per capita on the GINI coefficient is analyzed using a panel moderator effect model. The analysis focuses on 19 EU member states and Türkiye between 2006 and 2020. The results show that a significant level of female labor force participation is associated with a decrease in the GINI coefficient, indicating an improvement in income equality. A higher GDP per capita is also associated with a decrease in the GINI coefficient. Other conditions held constant: a 1% increase in female labor force participation in low-income panel countries is associated with a 1.6% decrease in the GINI coefficient, while a 1% increase in high-income panel countries is associated with a 3.3% decrease. Other conditions held constant: a 1% increase in GDP per capita in low-income panel countries leads to a 0.6% decrease in the GINI coefficient, while a 1% increase in high-income panel countries leads to a 1.3% decrease.

Keywords: Female Labor Force Participation, Panel Moderator Effect Model, EU, Türkiye, GINI

For Citation: Akyol Özcan, K. (2023). Kadın İstihdamı ve Kişi Başına GSYH'nin Gelir Eşitsizliği Üzerindeki Etkisi: Avrupa Birliği Üye Ülkeleri ve Türkiye'de Panel Moderatör Etki Analizi. *Journal of Academic Value Studies*, 9(3), 162-181. <http://dx.doi.org/10.29228/javs.72069>

Received: 25.08.2023 Accepted: 30.09.2023

This article was checked by *intihal.net*



1. Giriş

Gelir eşitsizliği bir toplumdaki ekonomik eşitsizlikleri açıklamaya çalışan karmaşık bir kavramdır. Sosyal politikalar, geleneksel ilişkiler, kültür ve halkın siyasi süreçlere katılımı gibi çeşitli faktörlerden etkilenmektedir. Gelir eşitsizliğinin nedenleri ve sonuçları literatürde kapsamlı bir şekilde incelenmiştir. Gelir eşitsizliğinin en önemli sonuçlarından biri yoksulluğun azaltılması üzerindeki etkisidir. Gelir eşitsizliği yalnızca ulusal düzeyde değil, bölgesel ve küresel düzeylerde de endişe kaynağıdır. Gelir eşitsizliği ülkeler arasındaki önemli kişi başına gelir farklılıklarını yansıtmakta ve küresel eşitsizliğin büyük bir bölümünü oluşturmaktadır. Gelir eşitsizliği çeşitli faktörlerden etkilenen çok yönlü bir kavramdır. Yoksulluğun azaltılması, ekonomik büyüme, sosyal uyum ve toplum sağlığı açısından önemli sonuçları vardır. Eğitim, hükümet politikaları, teknolojik değişim ve sosyal faktörlerin tümü gelir eşitsizliğinin şekillenmesinde rol oynamaktadır. Gelir eşitsizliğinin nedenlerini ve sonuçlarını anlamak, bu sorunu ele almak için etkili politikalar ve müdahaleler geliştirmek için çok önemlidir. Gelir eşitsizliğinin ele alınması, eğitim yatırımlarını, enflasyonun kontrol altına alınmasını ve refahın ve kaynakların yeniden dağıtılmasını amaçlayan sosyal politikaların uygulanmasını içeren kapsamlı bir yaklaşım gerektirmektedir (Dabla-Norris ve diğ., 2015) (Suhendra ve diğ., 2020) (McFarland, Hill ve Montez, 2022) (Singh, 2023) (Jutz, 2015) (Szczepaniak, 2020). Gelir eşitsizliğinin ana nedenlerinden biri kaynakların ve fırsatların eşitsiz dağılımıdır. Bu durum ayrımcılık, kaliteli eğitim ve sağlık hizmetlerine erişim eksikliği ve sınırlı iş fırsatları gibi faktörlere bağlanabilir. Ayrıca, küreselleşme ve teknolojik ilerlemeler de genellikle belirli sektörlerle veya bireylere diğerlerinden daha fazla fayda sağladıkları için gelir uçurumlarının genişlemesine katkıda bulunmuştur. Bu nedenle, politika yapıcıların bu yapısal sorunları ele alması ve sosyoekonomik geçmişleri ne olursa olsun tüm bireyler için eşit fırsatları teşvik eden politikalar uygulaması büyük önem taşımaktadır.

Kadınların iş gücüne katılımı ve kazançlarının hanehalkı eşitsizliğini nasıl etkilediğine ilişkin sorular uzun zamandır incelenmektedir. İçinde bulunulan 21. yüzyılda birçok ülkede kadınların işgücüne aktif olarak katıldığı, profesyonel ve yönetsel işlerde de görev aldığı görülmektedir. Oysaki ev dışında ücret karşılığı ve iş dünyasının en üst kademelerinde çalışma, bir asır önceki kadınlar için alışılmadık bir olguydu. (Costa, 2000: 101) İşgücü piyasasındaki daha güçlü konumlarıyla kadınlar, erkekler kadar olmasa da hanelerin toplam kazancına giderek daha fazla katkıda bulunmaktadır (Nieuwenhuis, van der Kolk ve Need, 2017: 2). Çoğu yüksek gelirli ülkelerde hem kadınların istihdamındaki hem de kazançlarındaki artışlar 1960'lerden bu yana aile gelirinde önemli artışlara katkıda bulunmuştur, ancak bu eğilimin değerlendirilmesi sadece kadınlar tarafından geçindirilen ailelerin oranındaki artışlar gibi hane yapısındaki değişimler sebebiyle güçleşmektedir. (Folbre ve diğ., 2013: 237) Ücretlerin dağılımındaki değişiklikler, işgücü arzı ve işgücü talebindeki değişikliklerin yanı sıra hükümet politikalarındaki değişiklikler de dâhil olmak üzere işgücü piyasasında meydana gelen değişiklikleri yansıtmaktadır. Bu değişikliklerin nedenleri konusunda hâlâ önemli ölçüde belirsizlik olsa da ücret eşitsizliğinin 21. yüzyılın başında çeyrek yüzyıl öncesine göre çok daha yüksek olduğu konusunda geniş bir fikir birliği bulunmaktadır. (Gottschalk ve Danziger, 2005: 231) Kadınların işgücüne katılımının gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi aynı anda hem olumlu hem de olumsuz olabilmektedir (Sudo, 2017: 1427). Araştırmacıların bir kısmı artan gelir eşitsizliğinin temel nedeninin ekonominin yeniden yapılanmasından ziyade değişen sosyal koşullar olduğunu savunmaktadır. İstihdam edilen kadınların oranı ile eşitsizlik arasında ters bir ilişki olduğu sonucuna ulaşan birçok çalışma, kadınların işgücüne katılımının artmasının aile geliri üzerinde eşitleyici bir etki yarattığını ve dolayısıyla eşitsizliği azalttığını savunmaktadır (Albrecht ve Albrecht, 2007: 170). On yıllar süren kademeli düşüşün ardından 1980'lerin başında pek çok ülkede gelir eşitsizliği artmaya başlamıştır. Çok sayıda çalışma bu olguyu ele almış ve sosyal bilimlerin alanında geniş bir literatür ortaya çıkmıştır. Bu geniş literatür içerisinde öne çıkan sosyolojik bakış açılarından biri aile yapısındaki değişikliklerin bazı ülkelerde gelir dağılımını değiştirmiş olabileceği ihtimalini göz önünde bulundurmaktadır. Bu bağlamda, iki yapısal değişikliğin önemli olduğu düşünülmektedir. Bunlardan ilki bekâr annelerin reislik ettiği ailelerin oranının artması iken, ikincisi ise kadınların işgücü piyasasına katılımındaki istikrarlı artıştır. (Kollmeyer, 2012: 816)

Dünyada kadınların işgücüne katılımı artmaktadır, ancak erkeklere kıyasla hala oldukça düşük olduğunu söylemek mümkündür. Uluslararası çalışma örgütü verilerine göre kadınların işgücü piyasasına genel katılımı erkeklere kıyasla çok daha düşük kalmaya devam etmektedir. 2022 yılında kadınların işgücüne katılımı yüzde 61,4 ve erkeklerin katılımı ise yüzde 90,6 olarak gerçekleşmiştir (ILO, 2023: 4). Kadınların işgücüne katılımı iktisadi çalışmalarla da ortaya konulduğu üzere GINI katsayısı ile ifade edilen gelir adaletsizliği üzerinde de etki etmektedir. GINI katsayısı 0 (mükemmel eşitlik) ile 1 (mükemmel eşitsizlik) arasında değişen değerleriyle gelir eşitsizliğinin sıkça kullanılan bir göstergesidir (Maio, 2007: 850). Kadınların işgücüne katılımını teşvik eden politikaların mali statü eşitsizliğini azaltmada serveti yeniden dağıtmayı amaçlayan politikalarından daha etkili olması beklenmektedir (Goulart, Ferrittu ve Ramos, 2022: 21). Orta Doğu'daki finansal sistemleri karşılaştıran Rauch (2019), daha fazla kadının işgücüne katılmasının bölgedeki ekonomik eşitsizliğin azaltılması için elzem olduğunu savunmuştur. Kumar (2023) gelir eşitsizliğini ve dolayısıyla eğitim eşitsizliğini azaltmanın kilit unsurlarından birinin kadınların işgücüne katılımını artırmak olduğunu ileri sürmüştür. el Mahdi ve el Khawaga (2015) kadınların okullaşma oranının artmasının ve işgücüne katılımını destekleyecek tedbirlerin ekonomik eşitsizliği azaltmaya

yardımcı olabileceğini savunmuşlardır. Odabaşı (2022) kadınların işgücü piyasasına katılımını destekleyen önlemlerin bebek ölümlerini ve dolayısıyla servet eşitsizliğini azaltmaya yardımcı olabileceğini iddia etmiştir. Kay ve diğ. (2023) ekonomik ve sosyal eşitsizliklerin birçok farklı şekilde ortaya çıkabileceğini ve kadınların işgücüne katılımını destekleyen politikaların çeşitli eşitsizliklerin azaltılmasına yardımcı olabileceğini savunmaktadırlar. Paul (2023)'a göre evli kadınların istihdamı, özellikle Büyük Durgunluk gibi ekonomik gerileme dönemlerinde yoksulluk oranlarını azaltabilir ve kadınların yaşı, eğitim ve beceri düzeyi gibi çeşitli değişkenlerin kadınların işgücü piyasasına katılımının gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini değiştirebilir. Akarsu (2023) bilgi iletişim teknolojilerinin uygulanmasının kadınlara daha fazla istihdam seçeneği sunduğunu ve çalışma koşullarını iyileştirdiğini, bunun da işgücüne katılımlarını artıracığını ve nihai olarak cinsiyete dayalı gelir eşitsizliklerini azaltacağını ortaya koymuştur.

Türkiye örneğinde, Sarı (2022) kadınların işgücü piyasasına katılımının artırılmasının gelir eşitsizliğinin azaltılmasında önemli bir rol oynayabileceğini ileri sürmektedir. Ancak Saral Saral, Ağdemir, Abukan (2023) Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde kadın istihdamının gelir eşitsizliği üzerindeki etkisinin gelişmiş ekonomilerden farklı olduğunu ifade etmişlerdir. Ayrıca zayıf kurumlar ve kısıtlı mali kapasite gibi faktörlerin, gelişmekte olan ekonomilerde gelir eşitsizliklerini azaltmada sosyal harcamaların ve kamu finansmanının etkinliğini kısıtlayabileceğini iddia etmişlerdir. Sahin (2023)'e göre Türkiye'nin işgücü piyasası hâlâ oldukça parçalıdır ve kadınların çalışma alanları genellikle düşük ücretli, güvencesiz ve kayıt dışı mesleklerle sınırlıdır. Evli kadınların (eşlerin) gelirlerinin Türkiye'deki ekonomik eşitsizliğin azaltılmasına küçük de olsa katkısının olduğunu söylemek mümkündür (Bayar ve Yanık İlhan, 2014: 105). Türkiye'de kadınların işgücü piyasasına katılım oranı son yıllarda önemli ölçüde artarak 2000 yılında %24 seviyesinden 2019 yılında %34'e kadar yükselmiştir. Bu artışa rağmen kadınların işgücüne katılım oranı OECD ortalaması olan %65'in altında kalmaktadır. Kentsel bölgelerde kadınların işgücüne katılım oranı kırsal bölgelere kıyasla daha yüksektir. Bu durum bölgesel olarak ekonomik eşitsizlikler üzerinde etkili olmaktadır. (Karaalp ve Simay, 2020: 104)

Çalışma gelir eşitsizliği kavramını ve bunun yoksulluğun azaltılması, ekonomik büyüme, sosyal uyum ve kamu sağlığı açısından önemini tartışmaktadır. Özellikle kadın istihdamı ve kişi başına düşen GSYH'nin gelir eşitsizliğinin bir ölçüsü olan GINI katsayısı üzerindeki etkisine odaklanmaktadır. Çalışma, 19 Avrupa Birliği üyesi ülke ve Türkiye'nin 2006-2020 yılları arasındaki verilerini analiz etmektedir. Değişkenler arasındaki ilişkiyi analiz etmek için diğer çalışmalarda kullanılan metodolojilerden farklı olabilecek bir panel moderatör etki modeli kullanılmaktadır. Çalışma kadınların işgücüne katılımı, kişi başına düşen GSYH ve GINI katsayısı arasındaki ilişkiye dair diğer çalışmaların bulgularından farklı olabilecek spesifik nicel sonuçlar sunmaktadır. Kadınların işgücüne katılımının ekonomik eşitliği teşvik etmedeki rolünün yüksek gelirli ülkelerde düşük gelirli ülkelere kıyasla daha etkili olduğunu ve aynı durumun kişi başına düşen GSYH için de geçerli olduğunu ortaya koymaktadır.

Bu çalışmada Avrupa Birliği üye ülkeleri ve Türkiye'de kadın istihdamı, kişi başına düşen GSYH ve GINI gelir eşitsizliği katsayısı arasındaki ilişkiye odaklanılmaktadır. Kadınların işgücüne katılımının ve kişi başına düşen GSYH'nin GINI katsayısı üzerindeki etkisini analiz etmek için farklı gelir gruplarından oluşan ülkelerin ve bunların seviye değerlerini dikkate alan bir panel moderatör etki modeli kullanılacaktır. Çalışmanın birinci bölümünde kadın istihdamı ve GINI hakkında bilgilere yer verilmiştir. İkinci bölümde alan yazını tablo halinde sunulmuş, üçüncü bölümde veri seti ve metodoloji hakkında bilgiler verilmiştir. Dördüncü bölümde de bulgular sunulmuş ve son bölümde ise analiz sonuçları verilerek çalışma tamamlanmıştır.

2. Literatür

Çalışmanın Yazar(lar)ı	Veri Seti	Yöntem	Sonuç
Cudeville ve Gurbuzer (2010)	Türkiye'ye ait 2003 yılı kadınların işgücüne katılım oranı ve cinsiyete dayalı ücret farkı verileri	OLS	Kadınlar için ortalama ücret farkının %38 olduğu ve bu farkın %63'ünün ayrımcılıktan kaynaklandığı sonucuna ulaşılmıştır.
Taşseven, Altaş, Turgut (2016)	32 OECD ülkesine ait 1990-2013 yılları arası kadınların işgücüne katılma oranı, doğurganlık oranı, kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasıla ve kadınların erkeklere oranı, işsizlik oranı, ücretli ve maaşlı çalışanların sayısı	Panel Logit Model	İşsizlik oranı, kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasıla ve doğurganlık oranının kadınların işgücüne katılım oranını pozitif ve anlamlı olarak etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Doğurganlık oranının, kadınların işgücüne katılım oranı üzerinde

			en yüksek etkiye sahip değişken olduğu görülmüştür.
Komae ve Afshari (2017)	1990-2010 arası 120 ülkeye ait toplam işgücü içerisindeki kadın oranı, doğurganlık oranı, kadınların ortalama eğitim yılı, kadınların ortalama eğitim yılı ile erkeklerin ortalama eğitim yılı arasındaki fark, kişi başına düşen fiziki sermaye, petrol ve doğal gaz kiralari (GSYH'nin %'si), kentsel alanlarda yaşayan nüfusun yüzdesi ve ülkelerin gelir düzeylerini ve baskın dinlerini yansıtan çeşitli kukla değişkenler	Panel Regresyon Analizi	Düşük gelirli ülkeler için doğurganlık ile kadınların işgücüne katılımı arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, Müslüman ülkelerde kadınların işgücüne katılımının diğerlerine göre önemli ölçüde daha az olduğu görülmüştür.
Sudo (2017)	Japonya'da 1287 katılımcıya ait anket verisi	Simülasyon	Japonya'da kadınların işgücüne katılımının hanehalkı gelir eşitsizliği azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.
Ustabaş ve Gülsoy (2017)	Türkiye'de kadınların işgücüne katılım oranı, tarım, sanayi ve hizmetler için kişi başına düşen GSYİH	Korelasyon Analizi	Kadınların sanayi ve hizmet sektöründe işgücüne katılım oranı ile kişi başına düşen GSYİH arasında istatistiksel olarak anlamlı bir korelasyon olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Nieuwenhuis, Need, van der Kolk (2018)	1981-2008 yılları arası 18 OECD ülkesi	Yapısal Eşitlik Modeli	Kadınların kazançları ile eşitsizlik arasında ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
Leyla (2021)	1988-2015 arası Türkiye'ye ait GINI, theil, kadın istihdamı ve GSYH verileri	ARDL Sınır Testi	Kadınların işgücüne katılımının uzun vadede Türkiye'deki gelir eşitsizliklerini azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.
Jonathan Gimba, Seraj, Ozdeser (2021)	28 Sahra Altı Afrika ülkesinin 2000-2018 yılları arası GINI, işsizlik oranı, ekonomik büyüme, yolsuzluk, nüfus artış hızı ve uluslararası ticaret verileri	Panel ARDL	Sahra Altı Afrika uzun vadede ekonomik büyümenin eşitsizliği azalttığını, kısa vadede ise artırdığını göstermektedir. Ayrıca işsizlik oranındaki artış nedeniyle işsizlik oranı ile gelir eşitsizliği arasında pozitif bir ilişki olduğu sonucu ulaşılmıştır.
Cin, Gümüş, Weiss (2021)	2005, 2008, 2011 ve 2017 yıllarına ait Türkiye hane halkı işgücü anketi	Lojistik Regresyon	Yüksek eğitimin cinsiyete dayalı ücret eşitsizliğini azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.
Demir (2021)	37 OECD ülkesinin 2019 yılına ait kadınların işgücüne katılma oranları, istihdam oranları, kısmi süreli çalışma oranları, yönetici olarak çalışan kadınların oranı ve işsizlik oranları	Çok Boyutlu Ölçekleme Analizi	Türkiye'nin kadın istihdamına ilişkin ölçütler açısından diğer OECD ülkelerinden farklı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Literatürde yer alan çalışmalar kısaca özetlenecek olursa; Sudo (2017) ve Leyla (2021) çalışmalarında kadın istihdamının gelir eşitsizliğini azalttığı sonucuna ulaşılmıştır. Diğer yandan Nieuwenhuis, Need ve van der Kolk (2018) ise diğer çalışmalardan farklı olarak kadın istihdamı ile gelir eşitsizliği arasında bir ilişkinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Alan yazınında yer alan çalışmaların bir kısmı ise çalışanlar arası ücret eşitsizliği üzerine odaklanmıştır. Bu çalışmalardan elde edilen sonuçlara göre eğitim düzeyinde artışın ücret eşitsizliğini azalttığı, doğurganlık oranı ile kadınların işgücüne katılımı arasında anlamlı bir ilişki olduğu ve bir kısım ülkelerde inancın kadınların işgücüne katılımı üzerinde etkili olduğu görülmüştür.

3. Veri Seti ve Metodolojisi

Araştırma kapsamında denklem 1'de yer alan moderatör etki modelinin çözümlenmesi amaçlanmaktadır.

$$\text{LN(GINI)}_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{LN(WOMEN)}_{i,t} + \beta_2 \text{LN(GDP)}_{i,t} + \Omega (\text{LN(WOMEN)}_{i,t} * \text{LN(GDP)}_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Denklemden yer alan i alt imi panelin birim (ülke), t alt imi ise zaman (yıl) boyutunu ifade etmektedir. α denklem sabit terimlerini gösterirken, ε pür rassal yürüyüş sürecinde olduğu varsayılan denklem hata terimlerini göstermektedir. β_1 ve β_2 bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkilerini, Ω ise incelenen etkinin değişkenlerin birbirinin farklı düzeylerine göre farklılaştığını ifade eden etkileşim terimine ait katsayıyı göstermektedir. Moderatör etki ve etkileşim terimi ile ilgili prosedür veri analizi kısmında açıklanmıştır. Değişkenlerin önünde yer alan LN ön ekleri tüm değişkenlerin modelde logaritmik olarak yer aldığını göstermektedir.¹

Modelde yer alan iktisadi değişkenlere ait tanımlar Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1. Değişken Tanımları

Sembol	Değişken
GINI	GINI gelir eşitsizliği katsayısı (Endeks)
WOMEN	İşgücüne katılım oranı, kadın (15+ yaş kadın nüfusun %'si) (modellenmiş ILO tahmini)
GDP	Kişi başına GSYİH (cari ABD doları)

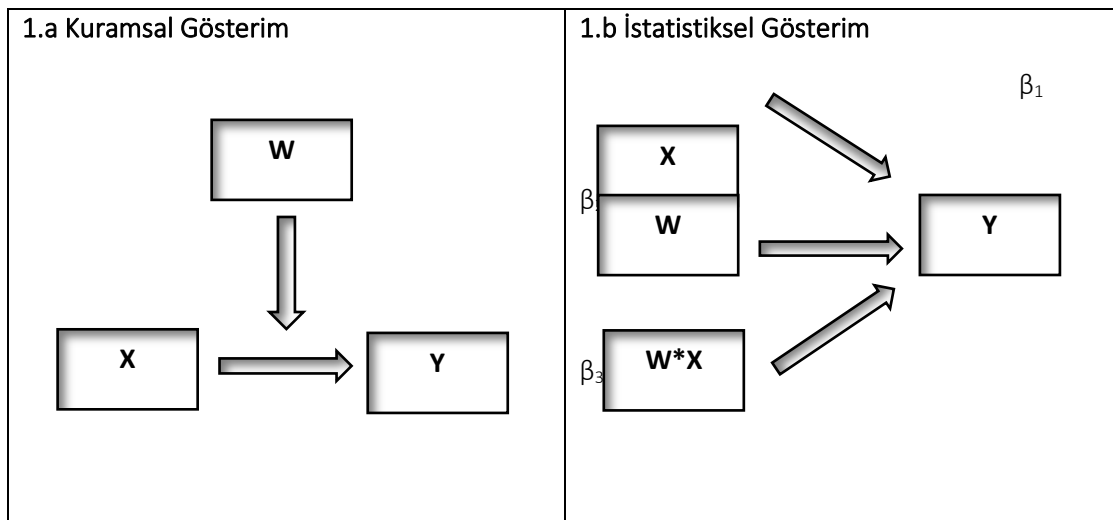
Tablo 1'de yer alan değişkenler 20 adet ülke için 2006 ile 2020 yılları arasında yıllık olarak eksiksiz derlenerek 300 adet gözlem içeren dengeli bir panel veri seti oluşturulmuştur. ($i = 20, t = 15$) Ülke listesi eklerde sunulmuştur. (EK 1)

Araştırma kapsamında değişkenlerin birbiri üzerindeki etkilerinin düzey değerleri ile birlikte farklı gelir gruplarındaki ülkeler bakımından da incelenmesi amaçlanmaktadır. Bu bağlamda bir değişkenin diğer değişken üzerindeki etkisinde başka bir değişkenin etkisinin olup olmadığını incelemek üzere literatürde sıklıkla kullanılan moderatör etki modellerinden faydalanılmıştır.

Düzenleyici etki kavramını ilk kez Baron ve Kenny (1986) ortaya koymuştur. İki değişken arasındaki ilişkinin hangi durumlarda değiştiğini incelemek için düzenleyici etki analizi kullanılmaktadır. Düzenleyici değişken tahmin değişkeni ile sonuç değişkeni arasındaki ilişkinin şiddetini ve/veya yönünü tayin eden değişkendir. Bu durumda düzenleyici etkinin aslında etkileşimsel etkiyi vurguladığı açıktır. Düzenleyici etkiyi incelemeyi mümkün kılan değişken bağımsız değişken ile düzenleyici değişkenin çarpımından meydana gelen etkileşimsel terimdir. Zira söz konusu değişkenlerin çarpımından oluşan etkileşimsel terim düzenleyici değişkenin farklı düzeyleri için bağımsız değişkenin bağımlı değişken üzerindeki etkisini incelemeyi mümkün kılan bir reosta gibidir. (Baron ve Kenny, 1986: 1173-1182)

Düzenleyici etkinin incelenmesi amacıyla şekil 1'i incelemek faydalı olabilir.

Şekil 1. Düzenleyici Etki Model Gösterimleri



Kaynak: (Baron ve Kenny, 1986: 1173-1182)

Şekil 1.a'da düzenleyici etkiye dair kuramsal model gösterilmektedir. Kuramsal modelde göre X'in Y üzerindeki etkisinin W değişkenine bağlı olduğu görülmektedir. Şekil 1.b'de ise düzenleyici etkiye dair istatistiksel model gösterilmektedir.

¹ Rakamsal büyüklükleri çok farklı olan değişkenlerin aynı modelde yer alması tahmin edilen katsayıların yorumlanması zor büyüklüklerde olmasına sebebiyet verirken, logaritmik değişkenler bu sorunun çözülmesini sağlamaktadır. Çift log (Log-Log) modellerde yer alan bağımsız değişkenler tahmin edilecek β katsayıları için % değişimin bağımlı değişkenlerde % değişim şeklindeki etkilerini ifade etmektedir. (Wooldridge, 2002: 46)

İstatistiksel modelde β_1 bağımsız değişkenin (X) bağımlı değişkene direkt etkisini, β_2 düzenleyici değişkenin (W) bağımlı değişkene direkt etkisi, β_3 ise bağımsız değişken ile düzenleyici değişkenin çarpımından oluşan ($W \cdot X$) etkileşim teriminin bağımlı değişken üzerindeki etkisini göstermektedir. Burada düzenleyici etkinin varlığı etkileşim teriminin anlamlılığına bağlıdır. Zira bir değişkenin (W) belirli bir modelde düzenleyici etkiye sahip olabilmesi için tahmin değişkeninin (X) sonucu ya da sonuç değişkeninin (Y) öncülü olması şart değildir. Etkileşim teriminin modelde anlamlı olarak yer bulması düzenleyici etkinin varlığına yeter şart olarak kabul edilmelidir. Şekil 1'deki gösterim denklem 2'deki gibi ifade edilebilir.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 W + \beta_3 X * W \quad (2)$$

Denklem 2 yeniden düzenlenerek denklem 3'teki gibi ifade edildiğinde etkileşimsel terimin önemi anlaşılacaktır.

$$Y = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_3 W)X + \beta_2 W \quad (3)$$

Denklem 3'te β_3 parametresinin anlamlı olması durumunda W değişkenin farklı düzeyleri için X'in Y üzerindeki etkisi farklılaşacaktır. Söz konusu etki Baron ve Kenny (1986)'nin düzenleyici etki olarak tanımladığı etkidir. (Hayes, 2018)

Ekonometri de kişi, firma ve ülkeler gibi yatay kesit gözlemlerinin belirli bir zaman dönemi içerisinde bir araya getirilmesi ile oluşturulan ve birim ve zaman boyutu içeren veri türlerine panel veri adı verilmektedir. Panel veri de yer alan birim ve zaman boyutlarına ait gözlem sayılarına bağlı olarak farklı isimlendirmeler ve söz konusu isimlendirmeler doğrultusunda farklı tahmin yöntemleri mevcuttur. Birim boyutunun zaman boyutundan fazla gözlem içerdiği panel veri modelleri için kısa panel veri modelleri isimlendirmesi yapılmaktadır. Kısa panel veri modellerinde zaman boyutundaki gözlem sayısının genelde küçük örneklem özelliklerine sahip olduğu bilinmektedir. Zira zaman boyutundaki küçük örneklem özellikleri panel zaman serisi analizlerinin yapılmasını zorlaştırmakla beraber zaman boyutunda ortaya çıkabilecek durağan dışılıktan kaynaklı sahte regresyon kuşkusu da barındırmamaktadır. (B.H. Baltagi, 2005: 237, 238)

Bu çalışmada birim boyutunun 20 adet ülkeden, zaman boyutunun ise 15 yıllık bir dönemden oluştuğu göz önüne alındığında ve gerekli spesifikasyon testleri yapıldığında kısa panel veri modellerine uygun olan Havuzlanmış En Küçük Kareler (Pooled), Sabit Etki Modelleri (Fixed Effect) ve Rassal Etki Modelleri (Random Effect) çerçevesinde çözümlenmeler yapılmıştır.

Panel veri modeli denklem 4'teki gibi ifade edilebilir.

$$Y_{i,t} = \mu + \beta X'_{i,t} + \alpha_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Denklem 4'te yer alan $X_{i,t}$, K boyutlu bağımsız değişkenler vektörünü simgelemektedir. μ terimi tüm birimlerin ortak ortalama bir değere sahip olduğunu gösteren sabit terimi ifade etmektedir. $\alpha_{i,t}$ ise heterojenliği ve/veya birim etkisini ifade etmektedir. $\alpha_{i,t}$ için muhtemel 4 durum;

1. $\alpha_{i,t} = 0$
2. $\alpha_{i,t} = \alpha_i$
3. $\alpha_{i,t} = \gamma_t$
4. $\alpha_{i,t} = \alpha_i + \gamma_t$

şeklinde ifade edilmektedir. 4 farklı formda görüldüğü üzere panel veri modelleri zamana ve/veya birimlere göre farklılaşabilmektedir. Eğer $\alpha_{i,t}$ parametresi 2. ve 3.durumlardaki gibi yalnız birimlere göre veya zamana göre değişiyorsa tek yönlü panel veri modelleri, 4.durumdaki gibi hem birim hem de zamana göre değişiyorsa iyi yönlü panel veri modellerinden bahsedilebilir. 1.durumda ise birim etkisinin olmadığı söylenebilir.

Havuzlanmış En Küçük Kareler

Denklem 4'teki panel veri modelinde $\alpha_{i,t} = 0$ başka bir ifade ile modelde birim etkisi yok ise modelde açıklayıcı değişkenler ile birlikte sadece sabit terim vardır. Söz konusu sabit terim tüm birimler için aynı ise modelin En Küçük Kareler Yöntemi ile tahmininin etkin ve tutarlı olduğu bilinmektedir.

Sabit Etkiler Modeli (FE)

Denklem 4'teki modelde $\alpha_{i,t} = \alpha_i$, $\alpha_{i,t} = \gamma_t$ ve $\alpha_{i,t} = \alpha_i + \gamma_t$ formları söz konusu ise havuzlanmış en küçük kareler yöntemi tutarlılığını kaybetmektedir. Bu durumda $\alpha_{i,t}$ 'nin gözlenemeyen ve rassal olmayan etkileri içermesi olasıdır. $\alpha_{i,t}$ 'nin gözlenemeyen ve rassal olmayan etkileri içermesi durumunda model sabit etkiler modeli olarak adlandırılır. Tek yönlü sabit etkiler modeli için denklem 5'teki gösterimden faydalanılabilir.

$$Y_{i,t} = \mu + \beta X'_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Bu gösterimde α_i birimlere özgü sabit terimleri ifade etmektedir. Sabit etkiler modelinde $\alpha_{i,t}$ parametresi rassal olmayan sabit bir değişkendir. Parametrenin tanımlanmasında iki farklı durum söz konusudur.

$\alpha_{i,t}$ gözlenemeyen ve $X_{i,t}$ ile korelasyona sahip ise EKK tahmincileri tutarsız ve sapmalı olacaktır. Böyle bir durumda model tek yönlü bir hata bileşeni formunda yazılır ve daha sonra EKK yöntemi ile tahmin edilir. Daha sonra grup içi ortalamalar hesaplanır ve fark alma yöntemi kullanılarak modelden sabit birim etkisi arındırılır. Bu işlem grup içi tahmin yöntemi olarak adlandırılır.

$$Y = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_3 W)X + \beta_2 W$$

$$Y_{i,t} = \mu + \beta X'_{i,t} + \alpha_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$Y_{i,t} = \mu + \beta X'_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t}$$

Denklem 5'te $Cov(X_{i,t}, \varepsilon_{i,t}) = 0$ olduğu varsayılırsa grup içi ortalama denklem 6'daki gibi ifade edilebilmektedir.

$$\bar{Y}_i = \alpha_i + \beta \bar{X}_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (6)$$

Denklem 6'da aşağıdaki tanımlamalar yapılır.

$$\bar{Y}_i = \frac{\sum_t Y_{i,t}}{T} \quad \bar{X}_i = \frac{\sum_t X_{i,t}}{T} \quad \text{ve} \quad \bar{\varepsilon}_i = \frac{\sum_t \varepsilon_{i,t}}{T}$$

Denklem 5 ile denklem 6'nın farkı alınarak denklem 7 elde edilir.

$$Y_{i,t} - \bar{Y}_i = \beta(X_{i,t} - \bar{X}_i) + (\varepsilon_{i,t} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (7)$$

Denklem 7'in EKK tahmincisinin etkin ve tutarlı olduğu bilinmektedir.

Rassal etkiler modelinde parametrelere stokastik sürecin bir parçası olarak davranılmaktadır. Diğer bir ifade ile $\alpha_i \sim IID(0, \sigma_\alpha^2)$ ve $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ olarak tanımlanmaktadır. α_i birimlere özgü rassal etkileri ifade ederken, ε_t zamana özgü rassal etkileri ifade etmektedir. Rassal etkiler modeli denklem 8'deki gibi ifade edilmektedir.

$$Y_{i,t} = \mu + \beta X'_{i,t} + u_{i,t} \quad (8)$$

Rassal etkiler modelinde $\alpha_{i,t}$ 'nin rassal etkiler barındırmasından dolayı hata terimi $u_{i,t}$ içerisinde yer aldığı varsayılır. Başka bir ifade ile birim ve/veya zaman etkileri hata teriminin bir bileşeni olarak düşünülmektedir. Bu durumda hata terimi denklem 9'daki gibi tanımlanabilir.

$$u_{i,t} = \alpha_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

Rassal etkiler modeli için EKK tahmincileri sapmasız ve etkin değildirler. Bu sebeple rassal etkiler modeli Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GLS) yöntemi ile tahmin edilir. Birimlere özgü rassal etkilerin olduğu durum için $E(u_{i,t}) = 0$ ve $Var(u_{i,t}) = \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2$ olacaktır. Daha açık bir ifade ile hata terimleri ortalaması sıfıra ve varyansı ise birim etki varyansı ile hata terimi varyansı toplamına eşit olacaktır. Bu durumda varyansın sabit ve dolayısıyla birleşik hata teriminin tüm birimler ve zaman için homojen fakat hata terimlerinin zaman ekseninde korelasyonlu olduğu görülecektir. Bu durumda hata kovaryansı denklem 10'daki gibi tanımlanır.

$$Cov(u_{i,t}, u_{j,s}) = \begin{cases} \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2, & i = j, t = s \\ \sigma_\alpha^2, & i = j, t \neq s \\ 0, & d. d \end{cases} \quad (10)$$

GLS yöntemi için denklem 6'dan ağırlıklandırılmış grup içi ortalamaları çıkarılarak denklem 11'deki model elde edilir.

$$(Y_{i,t} - \bar{\theta Y}_i) = (1 - \theta)\mu + \beta(X_{i,t} - \theta \bar{X}_i) + ((1 - \theta)\alpha_i + (\varepsilon_{i,t} - \theta \bar{\varepsilon}_i)) \quad (11)$$

Burada θ ise denklem 12'deki gibi hesaplanmaktadır.

$$\theta = 1 - \sqrt{\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2}} \quad (12)$$

Panel veri tahmincileri arasında seçim yapmak amacıyla ilk aşamada birim etkinin varlığı sınamaktadır. Birim etkisinin testi Breusch-Pagan (1980) Lagrange çarpanı yaklaşımı ile incelenmiştir. Breusch-Pagan (1980) bireysel heterojenliği bir başka ifade ile havuzlanmış en küçük kareler yönteminin uygun olup olmadığını sınamaktadır. Test için sıfır hipotezi,

H_0 : Birim etki varyansı sıfırdır. ($\sigma_u^2 = 0$)

olarak ifade edilmektedir.

Breusch-Pagan LM istatistiği denklem 13'teki gibi hesaplanmaktadır.

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T u_{it})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T u_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad (13)$$

Hesaplanan test istatistiği 1 serbestlik derecesinde Ki-Kare (χ^2) dağılımına uymaktadır. LM istatistiği ile χ^2 tablosunun karşılaştırılması sonucu H_0 hipotezi reddedilemezse birim etkinin olmadığı dolayısıyla klasik havuzlanmış en küçük kareler yönteminin uygun olduğu söylenebilir. Aksi durumda birim etkisinin varlığının sonucuna ulaşılır ve bu da birim etkisinin türünün belirlenmesini gerekli kılar. (Breusch ve Pagan, 1980)

Birim etkisinin türüne karar vermek amacıyla ise Hausman (1978) yaklaşımından faydalanılmaktadır. Hausman (1978) testi sabit etki ve tesadüfi etki modellerinde yer alan birim etki ve bağımsız değişken arasındaki korelasyon ile ilgili varsayım kısıtlamasından yola çıkmaktadır. Buna göre bağımsız değişken ile birim etki arasında korelasyon olmaması durumunda her iki tahminci de tutarlıdır fakat tesadüfi etkiler tahmincisi daha etkindir. Diğer yandan bağımsız değişken ile birim etki arasında korelasyon olması durumunda ise tesadüfi etkiler tahmincisi sapmalıdır, sabit etkiler tahmincisi tutarlıdır. Hausman test istatistiği için H istatistiği denklem 14'teki gibi sabit ve tesadüfi etkiler tahmincileri arasındaki farktan yararlanılarak elde edilmektedir.

$$H = (\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{TE})' [A \text{Var}(\hat{\beta}_{SE}) - A \text{Var}(\hat{\beta}_{TE})]' (\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{TE}) \quad (14)$$

Denklemden SE alt indisi sabit etkiler tahmincisini, TE alt indisi tesadüfi etkiler tahmincisini, $A \text{Var}(\hat{\beta}_{SE})$ ve $A \text{Var}(\hat{\beta}_{TE})$ ise sırasıyla sabit ve tesadüfi etkiler modellerinden elde edilen asimptotik varyans kovaryans matrislerini ifade etmektedir. Hausman testi değişken sayısı serbestlik derecesi ile Ki-Kare (χ^2) dağılımına uymaktadır. Hesaplanan test istatistiği ile χ^2 tablosunun karşılaştırılması sonucu temel hipotezin kabul edilmesi durumunda tesadüfi etkiler modeli, reddedilmesi durumunda ise sabit etkiler modelinin kullanılması uygun olacaktır (Hausman, 1978).

Sabit etkiler modelleri için yatay kesit bağımlılığın tespit edilmesi amacıyla Pesaran (2004) testinden faydalanılmıştır (Pesaran, 2004). Modellerde otokorelasyonsuzluk varsayımının denetlenmesi amacıyla Baltagi-Wu-LBI (1999) testi ve Bahargava, Franzini ve Narendranathan'ın (1982) Durbin Watson testi uygulanmıştır. (Badi H Baltagi ve Wu, 1999) (Bharadwaj, Bharadwaj ve Konsynski, 1999). Değişen varyans sorununun tespiti için Değiştirilmiş Wald (2000) testi uygulanmıştır (Greene, 2000).

Yapılan varsayım sınamaları sonucunda modellerde yatay kesit bağımlılık görülmemiş fakat otokorelasyon ve/veya değişen varyans sorunlarına rastlanmıştır. Söz konusu varsayım sapmalarının ortaya çıkarabileceği etkinlik kayıplarının önlenmesi amacıyla modeller Parks-Kmenta dirençli tahmincileri ile tahmin edilmiştir (Parks, 1967); (Kmenta ve Klein, 1971).

4. Bulgular

Araştırmada yer alan değişkenlere ait betimsel istatistikler Tablo 2'de verilmiştir.²

Tablo 2: Değişken Betimsel İstatistikleri

İstatistikler	GINI	WOMEN	GDP
Ortalama	30.101	51.120	38470.960
Standart Sapma	3.886	7.501	24371.370
Medyan	29.800	52.325	36857.730
Maks.	40.900	61.291	123678.700

² Değişkenlere ait normal dağılım testleri ile normal dağılım istatistikleri olan çarpıklık ve basıklık katsayıları söz konusu değişkenlerin araştırma modellerinde yer aldıkları şekilde logaritmik olarak hesaplanmıştır.

Min	24.200	22.877	4523.051
Çarpıklık	0.745	0.029	-0.500
Basıklık	3.215	-2.062	2.583
Normallik Testi	$\chi^2(02)=10.27^{***}$ [0.006]	$\chi^2(02)=105.13^{***}$ [0.000]	$\chi^2(02)=12.82^{***}$ [0.002]
Gözlem	300	300	300

* (%10), ** (%5) ve *** (%1) anlamlılık düzeyini ifade eder. Normal dağılım istatistikleri logaritmik değişkenlerden hesaplanmıştır. χ^2 : Ki-Kare test istatistiği, (): Parantez içleri test serbestlik derecelerini içerir, []: Köşeli parantez içleri test anlamlılık değerlerini içerir.

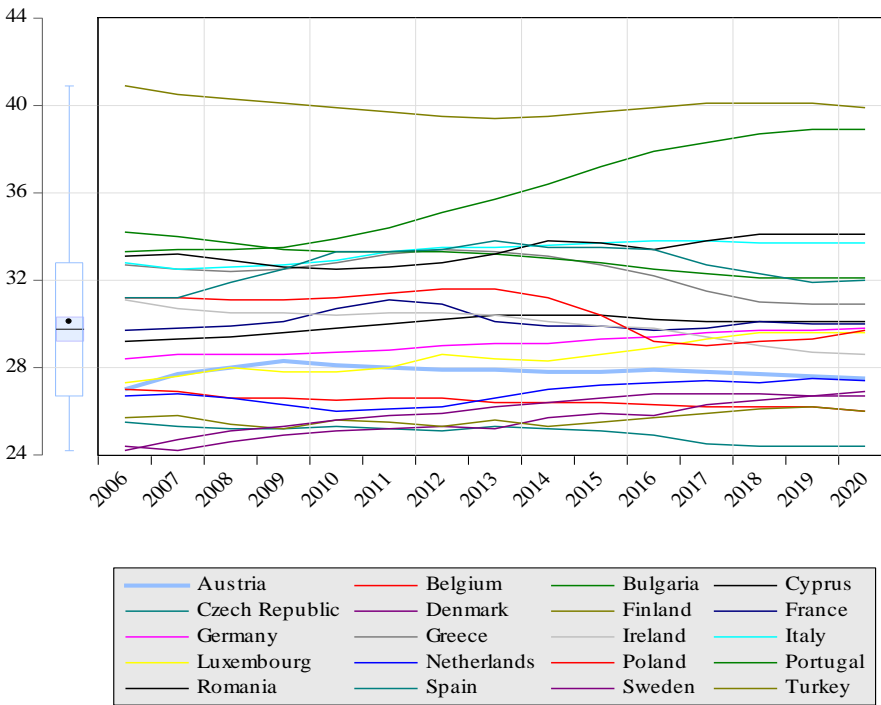
GINI değişkeni minimum 24.200 ile maksimum 40.900 değerleri arasında 30.101 ortalama etrafında 3.886 standart sapma değeri ile normale yakın dağılım göstermektedir. ³ ($\chi^2(02)=10.27$, $p<0.01$, $|S|<1.5$)

W değişkeni minimum 22.877 ile maksimum 61.291 değerleri arasında 51.120 ortalama etrafında 7.501 standart sapma değeri ile normale yakın dağılım göstermektedir. ($\chi^2(02)=105.13$, $p<0.01$, $|S|<1.5$)

GDP değişkeni minimum 4523.051 ile maksimum 123678.700 değerleri arasında 38470.960 ortalama etrafında 24371.370 standart sapma değeri ile normale yakın dağılım göstermektedir. ($\chi^2(02)=12.82$, $p<0.01$, $|S|<1.5$)

GINI katsayısı için 2006 ile 2020 yılları arasında ülkelere özgü zaman yolu patikaları grafik 1’de gösterilmiştir.

Grafik 1: GINI Değişkeni Birimlere Özgü Zaman Seyir Grafikleri



Grafik 1’de GINI katsayısı için birimlere özgü zaman yolu grafikleri incelendiğinde zaman boyutundaki medyan değerinin üzerinde GINI katsayısına sahip ülkelerin büyükten küçüğe doğru sıralaması zaman boyutunda değişmekle birlikte genel görünüm şu şekildedir:⁴ Türkiye, Bulgaristan, Portekiz, Romanya, Yunanistan, İtalya, İspanya, Polonya, İrlanda, Kıbrıs.⁵

Medyan değerinin altındaki GINI katsayısına sahip ülkelerin büyükten küçüğe doğru sıralaması zaman boyutunda değişmekle birlikte genel görünüm şu şekildedir: Fransa, Almanya, Lüksemburg, Avusturya, Belçika, Hollanda, Finlandiya, Çekya, İsviçre, Danimarka.

³ Sosyal bilimlerde veriler yapılan normal dağılım testleri ile normal dağılım görülmesinin ender görülen ideal bir durum olduğu bilinmektedir. Literatürde bu tarz veriler için çarpıklık katsayılarının incelenmesini ve manidar bir çarpıklık olmaması durumunda normal dağılım varsayımının sağlandığını düşünmenin doğru olacağını önerilmektedir. ($|S|<1.5$)

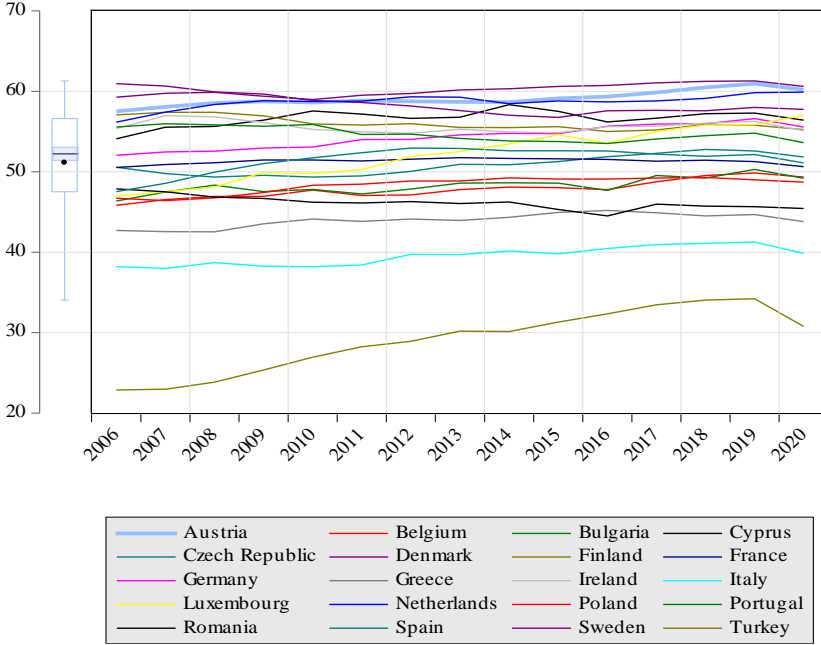
⁴ Medyan değeri, gözlemleri büyüklüklerine göre iki eşit bölüme ayırmaktadır.

⁵ GINI katsayısı için büyük değerlerin gelir eşitsizliğine, küçük değerlerin ise gelir eşitliğine işaret ettiği bilinmektedir.

Gelir eşitsizliği katsayısı için Türkiye'nin AB ülkelerinden yukarı yönde ayrıştığı görülürken, Bulgaristan'ın da gelir eşitsizliği konusunda zaman içerisindeki yukarı yönlü bir trend ile Türkiye'ye yaklaştığı görülmektedir.

Kadın iş gücü katılım oranlarına ait 2006 ile 2020 yılları arasında ülkelere özgü zaman yolu patikaları grafik 2'de gösterilmiştir.

Grafik 2: WOMEN Değişkeni Birimlere Özgü Zaman Seyir Grafikleri



Grafik 2'de kadın iş gücü katılım oranları için birimlere özgü zaman yolu grafikleri incelendiğinde zaman boyutundaki medyan değerinin üzerinde women değerine sahip ülkelerin büyükten küçüğe doğru sıralaması zaman boyutunda değişmekle birlikte genel görünüm şu şekildedir: İsviçre, Avusturya, Hollanda, Finlandiya, Lüksemburg, Kıbrıs, Almanya, İrlanda, Portekiz.

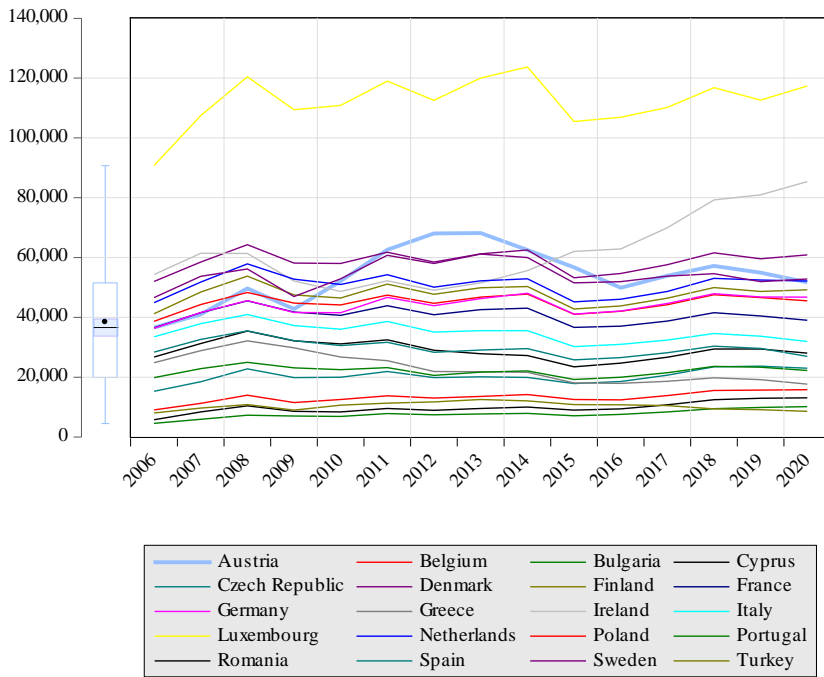
Medyan değerinin altındaki kadın iş gücü katılım oranlarına sahip ülkelerin büyükten küçüğe doğru sıralaması zaman boyutunda değişmekle birlikte kadın iş gücü katılım oranlarının genel görünümü şu şekildedir: Çekya, İspanya, Fransa, Bulgaristan, Belçika, Polonya, Romanya, Yunanistan, İtalya, Türkiye

Kadın iş gücü katılım oranları Türkiye için aşağı yönde olup, AB ülkelerinden farklılaşmaktadır. Söz konusu oranın artarak İtalya için hesaplanan oranlara yaklaştığı söylenebilir.

Ülkeler açısından GINI gelir eşitsizliği katsayısı ve kadın iş gücü katılım oranları birlikte incelendiğinde yüksek kadın iş gücü katılımına sahip ülkelerin genellikle düşük GINI katsayısına yani yüksek gelir eşitliğine sahip olduğu görülmektedir. Örneğin kadın iş gücüne katılım oranı yüksek olan Almanya, Lüksemburg, Avusturya, Hollanda, Finlandiya, İsviçre, Danimarka gibi ülkelerin GINI katsayılarının düşük olduğu söylenebilir.

Kişi başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla için 2006 ile 2020 yılları arasında ülkelere özgü zaman yolu patikaları grafik 3'te gösterilmiştir.

Grafik 3: GDP Değişkeni Birimlere Özgü Zaman Seyir Grafikleri



Grafik 3'te Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla için birimlere özgü zaman yolu grafikleri incelendiğinde zaman boyutundaki medyan değerinin üzerinde Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerine sahip ülkelerin büyükten küçüğe doğru sıralaması zaman boyutunda değişmekle birlikte genel görünüm şu şekildedir: Lüksemburg, İrlanda, Danimarka, Avusturya, İsviçre, Hollanda, Finlandiya, Almanya, Belçika, Fransa.

Medyan değerinin altındaki Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerine sahip ülkelerin büyükten küçüğe doğru sıralaması zaman boyutunda değişmekle birlikte genel görünüm şu şekildedir: İtalya, Kıbrıs, İspanya, Çekya, Portekiz, Yunanistan, Polonya, Romanya, Bulgaristan, Türkiye.

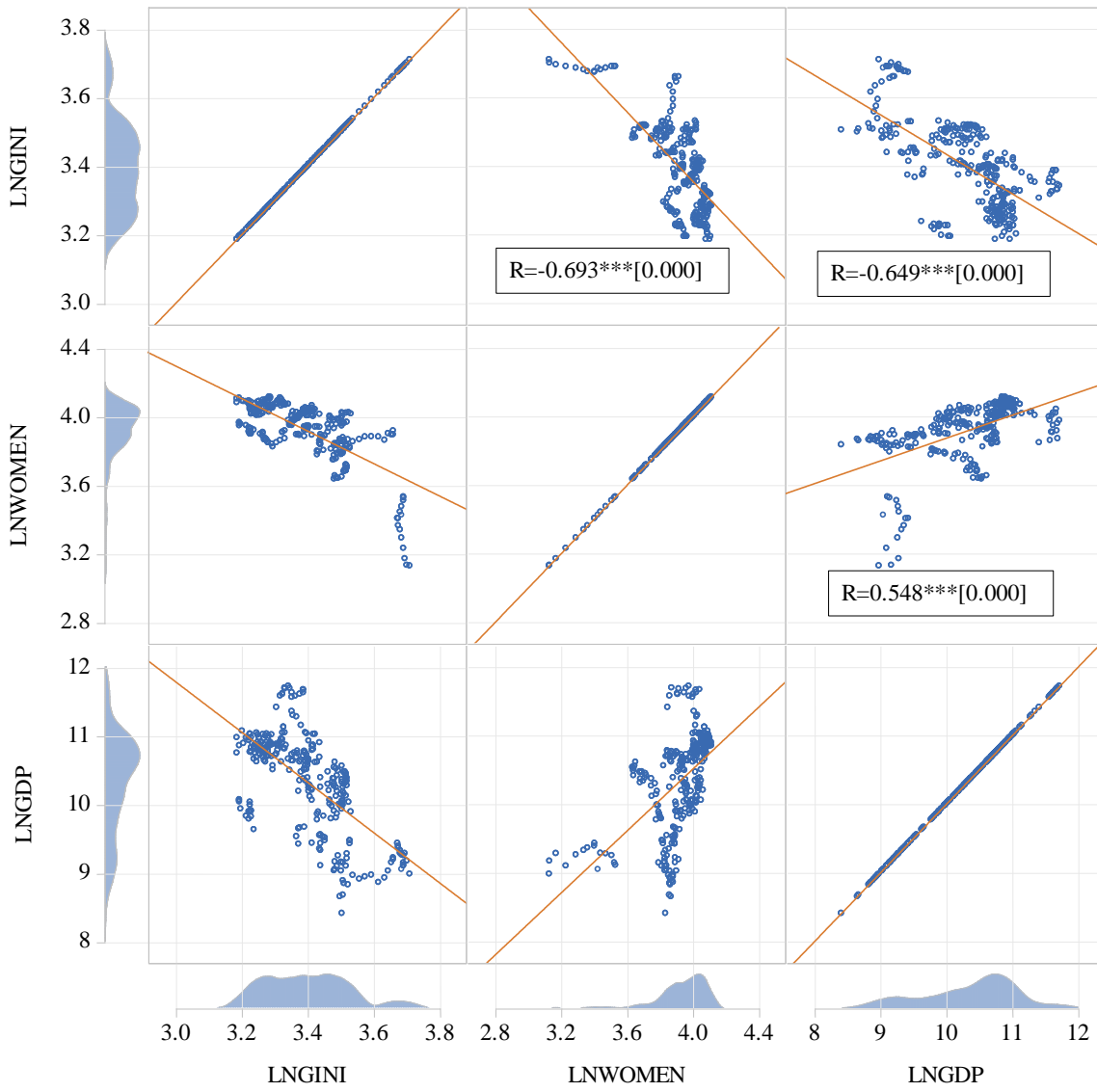
Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerleri için Lüksemburg'un diğer tüm ülkelerden yukarı yönde farklılaştığı görülmektedir.

Ülkeler açısından GINI gelir eşitsizliği katsayısı ve Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerleri birlikte incelendiğinde genellikle Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerleri yüksek olan ülkelerin düşük GINI katsayısına yani yüksek gelir eşitliğine sahip olduğu görülmektedir. Örneğin Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerleri yüksek olan Lüksemburg, Danimarka, Avusturya, İsviçre, Hollanda, Finlandiya, Almanya, Belçika, Fransa gibi ülkelerin GINI katsayılarının düşük olduğu görülebilir.

Diğer yandan Kıbrıs ve Portekiz dışında, yüksek Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerine sahip olan ülkelerdeki kadın iş gücü katılım oranlarının da yüksek olduğu görülmektedir. Bu durum kadın iş gücü katılım oranlarının GINI katsayısı üzerindeki muhtemel etkisinin çarpan şeklinde etkileşimsel olarak gerçekleşebileceğini göstermektedir.

Değişkenler arasındaki saçılım grafikleri ve korelasyon katsayıları grafik 4'te verilmiştir.

Grafik 4: Değişken Saçılım ve Korelasyon Matrisi



Grafikler incelendiğinde logaritmik GINI katsayısı ile logaritmik kadın iş gücü katılım oranı arasında negatif yönlü ve doğrusala yakın bir ilişkinin olduğu görülmektedir. Söz konusu ilişki için korelasyon katsayısı %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve -0.693 olarak hesaplanmıştır. Logaritmik GINI katsayısı ile Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla arasında negatif yönlü ve doğrusala yakın bir ilişkinin olduğu görülmektedir. Söz konusu ilişki için korelasyon katsayısı %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve -0.649 olarak hesaplanmıştır. Logaritmik kadın iş gücü katılım oranı ile Logaritmik Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla arasında ise 0.548 korelasyon ile hesaplanan %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir ilişkinin olduğu görülmektedir. Söz konusu ilişkinin tama yakın çoklu doğrusal bağıntı sorununa yol açmayacak büyüklükte olduğu söylenebilir. ($R < 0.8$)

Araştırma modelinin çözümlenmesi amacıyla yapılan panel veri regresyonlarına dair bulgular Tablo 3'te verilmiştir.

Tablo 3: Panel Regresyon Analizi Bulguları

Değişkenler	Tüm Ülkeler	Düşük Gelirli Ülkeler	Yüksek Gelirli Ülkeler
LNWOMEN	-0.769	-1.628	-3.291
	0.234	0.537	1.587
LNGDP	-3.28***[0.004]	-3.03**[0.014]	-2.07**[0.040]
	-0.319	-0.643	-1.292
LNWOMEN*LNGDP	0.289	0.235	0.567
	-3.57***[0.002]	-2.73**[0.023]	-2.28**[0.024]
	0.087	-	

	0.024		-
	3.69***[0.002]		
Sabit Terim	6.187	9.281	16.798
	0.889	2.148	6.371
	6.69***[0.000]	4.32***[0.002]	2.64***[0.009]
Diagnostics			
Breusch-Pagan (1980)	$\chi^2(01)=1480.57***$ [0.000]	$\chi^2(01)=748.87***$ [0.000]	$\chi^2(01)=773.66***$ [0.000]
Hausman (1978)	$\chi^2(03)=61.06***$ [0.000]	$\chi^2(02)=17.94***$ [0.000]	$\chi^2(02)=11.90***$ [0.000]
Pesaran (2004)	$\chi^2(20)=10.430$ [0.942]	$\chi^2(10)=14.330$ [0.111]	$\chi^2(10)=12.320$ [0.196]
Otokorelasyon	M.D.W=0.147 LBI=0.378	M.D.W=0.139 LBI=0.335	M.D.W=0.213 LBI=0.524
Modified Wald Test	$\chi^2(20)=1350.97***$ [0.000]	$\chi^2(10)=415.17***$ [0.000]	$\chi^2(10)=239.53***$ [0.000]
Residuals	$\varepsilon \sim N(\mu, \sigma)$	$\varepsilon \sim N(\mu, \sigma)$	$\varepsilon \sim N(\mu, \sigma)$
Gözlem	300	150	150

* (%10), ** (%5) ve *** (%1) anlamlılık düzeyini ifade eder. Normal dağılım istatistikleri logaritmik değişkenlerden hesaplanmıştır. χ^2 : Ki-Kare test istatistiği, (,): Parantez içleri test serbestlik derecelerini içerir, []: Köşeli parantez içleri test anlamlılık değerlerini içerir.

Tablo 3'te Moderatör etki modeli olarak adlandırılabilir tüm panel ülkelerinin ve etkileşim teriminin yer aldığı panel veri regresyonu incelendiğinde modelde %1 anlamlılık düzeyinde birim etkisinin sıfır olduğu yönündeki Breusch-Pagan (1980) testine ait sıfır hipotezinin reddedildiği görülmektedir. ($\chi^2(01)=1480.57$, $p<0.01$) Daha açık bir ifade ile modelde birim etkisinin olduğu söylenebilir. Birim etkisinin doğru modellenmesi için yapılan Hausman (1978) sınaması doğrultusunda ise %1 anlamlılık düzeyinde Sabit Etkiler modelinin daha etkin bir tahmin yöntemi olduğu görülmektedir. ($\chi^2(03)=61.06$, $p<0.01$)

Sabit etkiler modeli altında Pesaran (2004) testi doğrultusunda %10 anlamlılık düzeyinde yatay kesit bağımlılık sorunu olmadığı ($\chi^2(20)=10.430$, $p>0.10$) görülmektedir. Modifiye edilmiş Durbin Watson ve LBI (Baltagi-Wu Yerel Değişmezlik) test değerlerinin 2 değerinden oldukça küçük olmasından dolayı otokorelasyon sorunu olduğu ve Modifiye edilmiş Wald testi doğrultusunda ise %1 anlamlılık düzeyinde değişen varyans sorunu olduğu görülmektedir. ($\chi^2(20)=1350.97$, $p<0.01$) Otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarından kaynaklanabilecek etkinlik kayıplarını önlemek amacıyla model dirençli standart hatalar ile tahmin edilmiştir. Model hata terimlerinin sıfır ortalama ve sabit varyans ile normal dağılan beyaz gürültü sürecine sahip olduğu görülmüştür.

Modelde tahmin edilen katsayılar incelendiğinde;

LWOMEN değişkeninin LNGINI değişkeni üzerinde %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir etkisinin olduğu görülmektedir. ($\beta_1=-0.769$, $p<0.01$). Daha açık bir ifade ile ele alınan ülkeler dâhilinde çalışma dönemi boyunca kadın iş gücü katılımının yüksek olması GINI gelir eşitsizliği katsayısının düşmesine yani gelir eşitliğinin artmasına neden olmaktadır.

LNGDP değişkeninin LNGINI değişkeni üzerinde %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir etkisinin olduğu görülmektedir. ($\beta_2=-0.319$, $p<0.01$). Daha açık bir ifade ile ele alınan ülkeler dâhilinde çalışma dönemi boyunca Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerinin yüksek olması GINI gelir eşitsizliği katsayısının düşmesine yani gelir eşitliğinin artmasına neden olmaktadır.

LWOMEN*LNGDP etkileşim teriminin ise %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif olduğu görülmektedir. ($\Omega=0.087$, $p<0.01$). Etkileşim teriminin istatistiksel olarak anlamlı olması LWOMEN değişkeninin LNGINI değişkeni üzerindeki etkisinin LNGDP değişkeninin düzeylerine göre istatistiksel olarak manidar bir şekilde farklılaştığı şeklinde yorumlanmaktadır. Daha açık bir ifade ile kadın iş gücü oranının GINI gelir eşitsizliği katsayısı üzerindeki negatif etkisinin ülkeler boyunca Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerlerine göre önemli ölçüde farklılaştığı söylenebilir. Bu

durumda kadın iş gücü oranı GINI gelir eşitsizliği katsayısı üzerinde negatif etkinse ülkeler boyunca Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerlerinin moderatör (düzenleyici) etkisinin olduğu söylenebilir.

Kadın iş gücü oranı GINI gelir eşitsizliği katsayısı üzerinde negatif etkinse ülkeler boyunca Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerlerinin moderatör etkisinin tespit edilmesi sonucunda söz konusu etkinin düşük ve yüksek Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerlerine sahip ülkelerde ayrı ayrı incelenmesinin faydalı olacağı düşünülmüştür. Bu sebeple etkileşim teriminin yer almadığı ve ülkelerin zaman boyutundaki Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla medyan değerlerine göre yüksek ve düşük gelirli olmak üzere ikiye ayrıldığı iki ayrı panel veri seti ile analizler tekrarlanmıştır.

Diğer panel ülkelere göre düşük Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerine sahip (Bulgaristan, Kıbrıs, Çekya, Yunanistan, İtalya, Polonya, Portekiz, Romanya, İspanya ve Türkiye) ülkeler için çözümlenen panel veri regresyonu incelendiğinde modelde %1 anlamlılık düzeyinde birim etkisinin sıfır olduğu yönündeki Breusch-Pagan (1980) testine ait sıfır hipotezinin reddedildiği görülmektedir. ($\chi^2(01)= 748.87, p<0.01$) Birim etkisinin modellenmesi için yapılan Hausman (1978) sınaması doğrultusunda ise %1 anlamlılık düzeyinde Sabit Etkiler modelinin daha etkin bir tahmin yöntemi olduğu görülmektedir. ($\chi^2(03)= 17.94, p<0.01$)

Sabit etkiler modeli altında Pesaran (2004) testi doğrultusunda %10 anlamlılık düzeyinde yatay kesit bağımlılık sorunu olmadığı ($\chi^2(10)=14.330, p>0.10$) görülmektedir. Modifiye edilmiş Durbin Watson ve LBI (Baltagi-Wu Yerel Değişmezlik) test değerlerinin 2 değerinden oldukça küçük olmasından dolayı otokorelasyon sorunu olduğu ve Modifiye edilmiş Wald testi doğrultusunda ise %1 anlamlılık düzeyinde değişen varyans sorunu olduğu görülmektedir. ($\chi^2(10)=415.17, p<0.01$) Otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarından kaynaklanabilecek etkinlik kayıplarını önlemek amacıyla model dirençli standart hatalar ile tahmin edilmiştir. Model hata terimlerinin sıfır ortalama ve sabit varyans ile normal dağılan beyaz gürültü sürecine sahip olduğu görülmüştür.

Modelde tahmin edilen katsayılar incelendiğinde;

LNWOMEN değişkeninin LNGINI değişkeni üzerinde %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir etkisinin olduğu görülmektedir. ($\beta_1=-1.628, p<0.05$). Daha açık bir ifade ile diğer panel ülkelere göre düşük Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerine sahip ülkeler için çalışma dönemi boyunca kadın iş gücü katılımının yüksek olması GINI gelir eşitsizliği katsayısının düşmesine yani gelir eşitliğinin artmasına neden olmaktadır.

LNGDP değişkeninin LNGINI değişkeni üzerinde %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir etkisinin olduğu görülmektedir. ($\beta_2=-0.643, p<0.05$). Daha açık bir ifade ile diğer panel ülkelere göre düşük Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerine sahip ülkeler için çalışma dönemi boyunca Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerinin yüksek olması GINI gelir eşitsizliği katsayısının düşmesine yani gelir eşitliğinin artmasına neden olmaktadır.

Diğer panel ülkelere göre yüksek Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerine sahip (Avusturya, Belçika, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, İrlanda, Luxemburg, Hollanda, İsviçre) ülkeler için çözümlenen panel veri regresyonu incelendiğinde modelde %1 anlamlılık düzeyinde birim etkisinin sıfır olduğu yönündeki Breusch-Pagan (1980) testi sıfır hipotezinin reddedildiği görülmektedir. ($\chi^2(01)= 748.87, p<0.01$) Birim etkisinin modellenmesi için yapılan Hausman (1978) sınaması doğrultusunda ise %1 anlamlılık düzeyinde Sabit Etkiler modelinin daha etkin bir tahmin yöntemi olduğu görülmektedir. ($\chi^2(03)= 17.94, p<0.01$)

Sabit etkiler modeli altında Pesaran (2004) testi doğrultusunda %10 anlamlılık düzeyinde yatay kesit bağımlılık sorunu olmadığı görülmektedir. ($\chi^2(10)=773.66, p>0.10$) Modifiye edilmiş Durbin Watson ve LBI (Baltagi-Wu Yerel Değişmezlik) test değerlerinin 2 değerinden oldukça küçük olmasından dolayı otokorelasyon sorunu olduğu ve Modifiye edilmiş Wald testi doğrultusunda ise %1 anlamlılık düzeyinde değişen varyans sorunu olduğu görülmektedir. ($\chi^2(10)=11.90, p<0.01$) Otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarından kaynaklanabilecek etkinlik kayıplarını önlemek amacıyla model dirençli standart hatalar ile tahmin edilmiştir. Model hata terimlerinin sıfır ortalama ve sabit varyans ile normal dağılan beyaz gürültü sürecine sahip olduğu görülmüştür.

Modelde tahmin edilen katsayılar incelendiğinde;

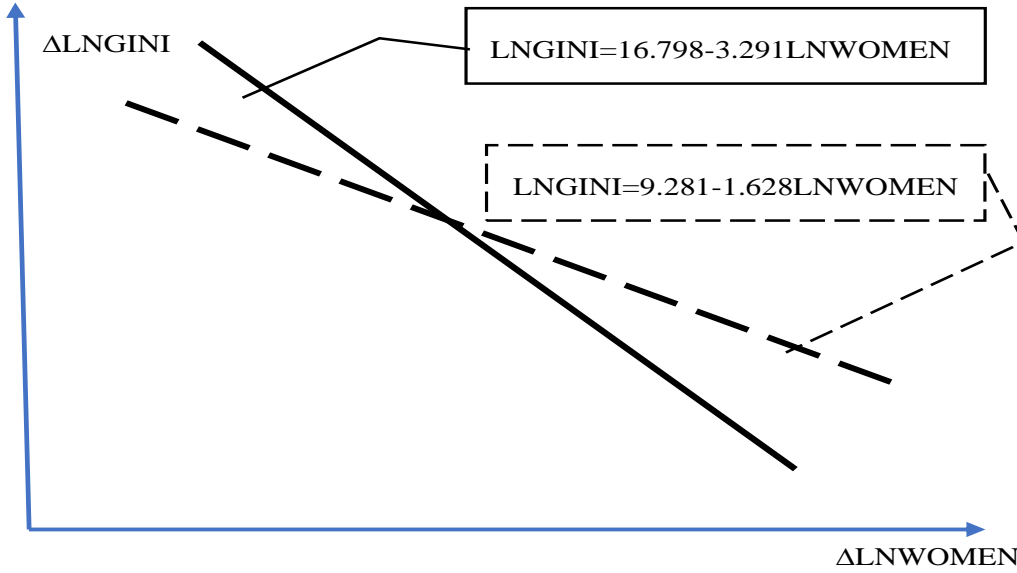
LNWOMEN değişkeninin LNGINI değişkeni üzerinde %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir etkisinin olduğu görülmektedir. ($\beta_1=-3.291, p<0.05$). Daha açık bir ifade ile diğer panel ülkelere göre yüksek Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerine sahip ülkeler için çalışma dönemi boyunca kadın iş gücü katılımının yüksek olması GINI gelir eşitsizliği katsayısının düşmesine yani gelir eşitliğinin artmasına neden olmaktadır.

LNGDP değişkeninin LNGINI değişkeni üzerinde %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir etkisinin olduğu görülmektedir. ($\beta_2=-1.292, p<0.05$). Daha açık bir ifade ile diğer panel ülkelere göre yüksek Kişi Başı Gayri Safi

Yurt İçi Hasıla değerine sahip ülkeler için çalışma dönemi boyunca Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerinin yüksek olması GINI gelir eşitsizliği katsayısının düşmesine yani gelir eşitliğinin artmasına neden olmaktadır.

Panel ülkeleri için yüksek ve düşük Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerine göre elde edilen bulgular grafik 5'te karşılaştırılmıştır.

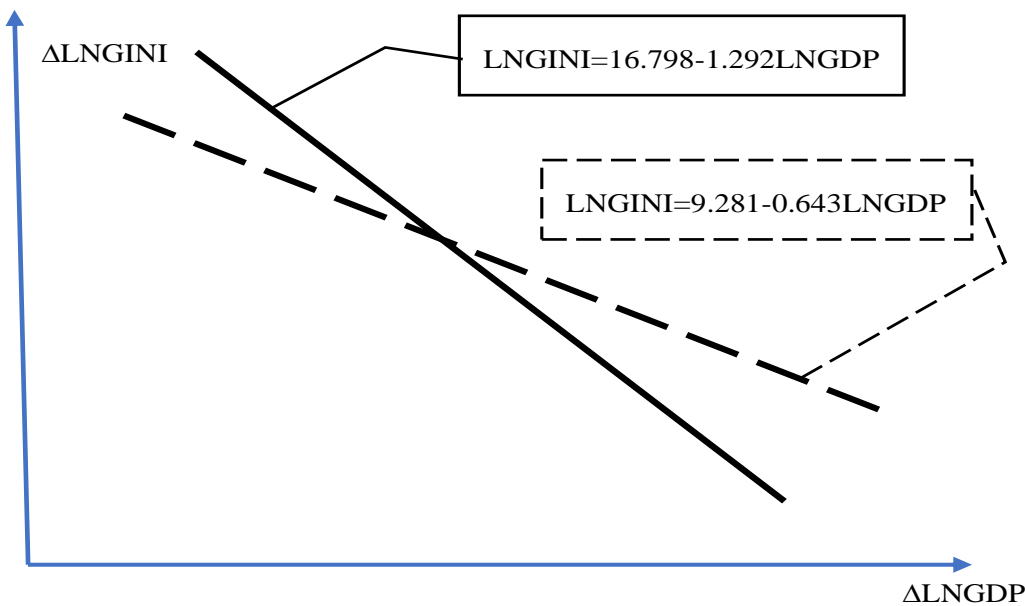
Grafik 5: Düşük ve Yüksek Gelir Grubundaki Ülkeler için Kadın İş Gücü Katılım Oranı Değişkeni Eğitim Katsayısının Karşılaştırılması



Grafik 5 incelendiğinde diğer şartlar sabit iken düşük gelir grubundaki panel ülkeleri için kadın iş gücü katılım oranındaki %1'lik bir değişime karşılık GINI katsayısında yaklaşık %1.6'lık bir değişim gözlenirken, yüksek gelir grubundaki panel ülkeleri için kadın iş gücü katılım oranındaki %1'lik bir değişime karşılık GINI katsayısında yaklaşık %3.3'lük bir değişim gözlenmektedir. Daha açık bir ifade ile kadın iş gücüne katılım oranının gelir eşitliğini sağlama fonksiyonunun yüksek gelirli ülkelere düşük gelirli ülkelere göre daha etkin olduğu söylenebilir.

Benzer bir karşılaştırma Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerinin gelir eşitliği üzerindeki etkisi bakımından Grafik 6'da yapılmıştır.

Grafik 6: Düşük ve Yüksek Gelir Grubundaki Ülkeler için Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla Değişkeni Eğitim Katsayısının Karşılaştırılması



Grafik 6 incelendiğinde diğer şartlar sabit iken düşük gelir grubundaki panel ülkeleri için Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıladaki %1'lik bir değişime karşılık GINI katsayısında yaklaşık %0.6'lık bir değişim gözlenirken, yüksek gelir grubundaki panel ülkeleri için Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıladaki %1'lik bir değişime karşılık GINI katsayısında yaklaşık %1.3'lük bir değişim gözlenmektedir. Daha açık bir ifade ile Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasılanın gelir eşitliğini sağlama fonksiyonunun yüksek gelirli ülkelere düşük gelirli ülkelere göre daha etkin olduğu söylenebilir.

5. Sonuç

Kadın istihdamı ile GINI katsayısı arasındaki ilişkinin araştırılması ekonomi alanında büyük ilgi gören bir konudur. Geçtiğimiz yüzyılda kadınların ve erkeklerin toplumdaki ve ekonomideki rollerinde önemli bir dönüşüm yaşanmıştır. Bu dönüşüm işgücüne katılım, ücretli çalışma saatleri, evde çalışma saatleri, yaşam boyu işgücü deneyimi, meslekler, üniversite bölümleri ve eğitim gibi çeşitli açılardan gözlemlenebilir. Bu dönüşümün önemli bir yönü de cinsiyete dayalı ücret farkının azalmasıdır. Aradaki farkın kapatılması konusunda ilerleme kaydedilmiş olsa da bu fark hâlâ devam etmektedir ve GINI katsayısı ile ölçülen gelir eşitsizliği üzerinde sonuçlar doğurmaktadır. Kadınların iş hayatına ara vermesi, daha kısa çalışma saatleri, meslek ve sektörlerdeki cinsiyet farklılıkları ve cinsiyete dayalı iş bölümü gibi faktörler cinsiyetler arası ücret farkına neden olmaktadır. Kadın istihdamının GINI katsayısı üzerindeki etkisinin anlaşılması hem politika yapıcılar hem de araştırmacılar için büyük önem taşımaktadır. Kadın istihdamı ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkinin analizi yoluyla, işgücü piyasasındaki toplumsal cinsiyet eşitsizliklerini azaltmayı hedefleyen programların etkinliği hakkında fikir edinilebilir. Bu araştırma, toplumsal cinsiyet eşitliğini teşvik etme, daha kapsayıcı ve adil bir toplum yaratma çabalarına bilgi sağlayabilir. Kadın istihdamının GINI katsayısı üzerindeki etkisine ilişkin mevcut literatür incelenerek ve çeşitli çalışmalardan elde edilen bulgular sentezlenerek gelir eşitsizliğine katkıda bulunan faktörlerin anlaşılması amaçlanmaktadır. Ayrıca, kadın istihdamının bu olgunun dinamiklerini şekillendirmedeki etkisi belirlenmeye çalışılmaktadır. Çalışmada 2006-2020 yılları arasında Türkiye'nde içinde bulunduğu 20 ülkenin kadın işgücüne katılımı, GINI katsayısı ve kişi başına düşen GSYH verileri panel moderatör etki modeli yardımıyla analiz edilmiştir.

Moderatör etki modeli olarak adlandırılacak tüm panel ülkelerinin ve etkileşim teriminin yer aldığı panel veri regresyon modelinden elde edilen sonuçlara göre ele alınan ülkeler dâhilinde çalışma dönemi boyunca kadın iş gücü katılımının yüksek olması GINI gelir eşitsizliği katsayısının düşmesine yani gelir eşitliğinin artmasına neden olmaktadır. Ele alınan ülkeler dâhilinde çalışma dönemi boyunca Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerinin yüksek olması GINI gelir eşitsizliği katsayısının düşmesine yani gelir eşitliğinin artmasına neden olmaktadır. Etkileşim teriminin istatistiksel olarak anlamlı olması kadın iş gücü oranının GINI gelir eşitsizliği katsayısı üzerindeki negatif etkisinin ülkeler boyunca Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerlerine göre önemli ölçüde farklılaştığı söylenebilir. Bu durumda kadın iş gücü oranı GINI gelir eşitsizliği katsayısı üzerinde negatif etkinse ülkeler boyunca Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerlerinin moderatör (düzenleyici) etkisinin olduğu söylenebilir. Kadın iş gücü oranı GINI gelir eşitsizliği katsayısı üzerinde negatif etkinse ülkeler boyunca Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerlerinin moderatör etkisinin tespit edilmesi sonucunda söz konusu etkinin düşük ve yüksek Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerlerine sahip ülkelere ayrı ayrı incelenmesinin faydalı olacağı düşünülmüştür. Bu sebeple etkileşim teriminin yer almadığı ve ülkelerin zaman boyutundaki Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla medyan değerlerine göre yüksek ve düşük gelirli olmak üzere ikiye ayrıldığı iki ayrı panel veri seti ile analizler tekrarlanmıştır. Diğer panel ülkelere göre düşük Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerine sahip (Bulgaristan, Kıbrıs, Çekya, Yunanistan, İtalya, Polonya, Portekiz, Romanya, İspanya ve Türkiye) ülkeler için çözümlenen panel veri regresyonu incelendiğinde sabit etkiler modelinin daha etkin bir tahmin yöntemi olduğu görülmektedir. Diğer panel ülkelere göre düşük Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerine sahip ülkeler için çalışma dönemi boyunca kadın iş gücü katılımının yüksek olması GINI gelir eşitsizliği katsayısının düşmesine yani gelir eşitliğinin artmasına neden olmaktadır. Diğer panel ülkelere göre düşük Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerine sahip ülkeler için çalışma dönemi boyunca Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerinin yüksek olması GINI gelir eşitsizliği katsayısının düşmesine yani gelir eşitliğinin artmasına neden olmaktadır. Diğer panel ülkelere göre yüksek Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerine sahip (Avusturya, Belçika, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, İrlanda, Luxemburg, Hollanda, İsviçre) ülkeler için çözümlenen panel veri regresyonu incelendiğinde sabit etkiler modelinin daha etkin bir tahmin yöntemi olduğu görülmektedir. Diğer panel ülkelere göre yüksek Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerine sahip ülkeler için çalışma dönemi boyunca kadın iş gücü katılımının yüksek olması GINI gelir eşitsizliği katsayısının düşmesine yani gelir eşitliğinin artmasına neden olmaktadır. Diğer panel ülkelere göre yüksek Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerine sahip ülkeler için çalışma dönemi boyunca Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla değerinin yüksek olması GINI gelir eşitsizliği katsayısının düşmesine yani gelir eşitliğinin artmasına neden olmaktadır.

Diğer şartlar sabit iken düşük gelir grubundaki panel ülkeleri için kadın iş gücü katılım oranındaki %1'lik bir artışa karşılık GINI katsayısında yaklaşık %1,6'lık bir azalış gözlenirken, yüksek gelir grubundaki panel ülkeleri için kadın iş gücü katılım oranındaki %1'lik bir artışa karşılık GINI katsayısında yaklaşık %3.3'lük bir azalış gözlenmektedir. Daha açık bir ifade ile

kadın iş gücüne katılım oranının gelir eşitliğini sağlama fonksiyonunun yüksek gelirli ülkelerde düşük gelirli ülkelere göre daha etkin olduğu söylenebilir. Diğer şartlar sabit iken düşük gelir grubundaki panel ülkeleri için Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıladaki %1'lik bir artışa karşılık GINI katsayısında yaklaşık %0.6'lık bir azalış gözlenirken, yüksek gelir grubundaki panel ülkeleri için Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıladaki %1'lik bir artışa karşılık GINI katsayısında yaklaşık %1.3'lük bir azalış gözlenmektedir. Daha açık bir ifade ile Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasılanın gelir eşitliğini sağlama fonksiyonunun yüksek gelirli ülkelerde düşük gelirli ülkelere göre daha etkin olduğu söylenebilir.

Bulgular, kadınların işgücüne katılımının artırılmasının ve ekonomik büyümenin teşvik edilmesinin gelir eşitsizliğinin azaltılmasına katkıda bulunabileceğini göstermektedir. Bununla birlikte, bu faktörlerin etkisi farklı gelir grupları arasında farklılık göstermekte, yüksek gelirli ülkeler gelir eşitliğinde daha önemli iyileşmeler yaşamaktadır. Bu bulgular yoksulluğun azaltılması, ekonomik büyüme ve sosyal uyum için etkili stratejiler tasarlamayı amaçlayan politika yapıcılar için önemli çıkarımlara sahiptir. Politika yapıcılar, gelir eşitsizliğinin karmaşık dinamiklerini anlayarak, ekonomik eşitliği teşvik etmek, bireylerin ve toplumların refahını artırmak için hedefe yönelik müdahaleler geliştirebilirler.

Kaynaklar

- Akarsu, G. (2023). Information and Communication Technologies and Feminization U Hypothesis: Empirical Analysis for Türkiye. Y. Bayar ve L. Karabetyan (Ed.). *Economic and Social Implications of Information and Communication Technologies* (ss. 1-19). Hershey, PA, USA: IGI Global.
- Albrecht, D. E., Albrecht, C. M. (2007). Income Inequality: The Implications Of Economic Structure And Social Conditions. *Sociological Spectrum*, 27 (2), 165-181. doi: 10.1080/02732170601118153
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (Vol. 3rd ed.): Wiley.
- Baltagi, B. H., Wu, P. X. (1999). Unequally spaced panel data regressions with AR (1) disturbances. *Econometric theory*, 15 (6), 814-823.
- Baron, R. M., Kenny, D. A. (1986). The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of personality and social psychology*, 51 (6), 1173.
- Bayar, A. A., Yanik İlhan, B. (2014). Do Wives' Earnings have an Impact on Income Inequality?: Evidence from Türkiye. *Topics in Middle Eastern and North African Economies*, 16.
- Bharadwaj, A. S., Bharadwaj, S. G., Konsynski, B. R. (1999). Information Technology Effects on Firm Performance as Measured by Tobin's q. *Management Science*, 45 (7), 1008-1024. doi: 10.1287/mnsc.45.7.1008
- Breusch, T. S., Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47 (1), 239-253. doi: 10.2307/2297111
- Cin, F. M., Gümüş, S., Weiss, F. (2021). Women's empowerment in the period of the rapid expansion of higher education in Türkiye: developments and paradoxes of gender equality in the labour market. *Higher Education*, 81 (1), 31-50. doi: 10.1007/s10734-020-00587-2
- Costa, D. L. (2000). From Mill Town to Board Room: The Rise of Women's Paid Labor. *Journal of Economic Perspectives*, 14 (4), 101-122. doi: 10.1257/jep.14.4.101
- Cudeville, E., Gurbuzer, L. Y. (2010). Gender Wage Discrimination in the Turkish Labor Market: Can Türkiye Be Part of Europe?. *Comparative Economic Studies*, 52 (3), 429-463. doi: 10.1057/ces.2010.2
- Dabla-Norris, E., Kochhar, K., Suphaphiphat, N., Ricka, F., Tsounta, E. (2015). Causes and Consequences of Income Inequality. *Imf Staff Discussion Note*. doi: 10.5089/9781513555188.006
- Demir, Ö. (2021). Gender inequality in the labour market: Comparison of Türkiye and OECD countries by multidimensional scaling method. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 28 (2), 377-397.

- el Mahdi, A., el Khawaga, O. (2015). Education Systems and Their Impact on the Labor Market. R. Ayadi, M. Dabrowski ve L. De Wulf (Ed.). *Economic and Social Development of the Southern and Eastern Mediterranean Countries* (ss. 253-266). Cham: Springer International Publishing.
- Folbre, N., Gornick, J. C., Connolly, H., Munzi, T. (2013). Chapter Eight. Women's Employment, Unpaid Work, and Economic Inequality. C. G. Janet ve J. Markus (Ed.). *Income Inequality* (ss. 234-260). Redwood City: Stanford University Press.
- Gottschalk, P., Danziger, S. (2005). Inequality Of Wage Rates, Earnings And Family Income In The United States, 1975–2002. *Review of Income and Wealth*, 51 (2), 231-254. doi: 10.1111/j.1475-4991.2005.00153.x
- Goulart, P., Ferrittu, G., Ramos, R. (2022). Income Inequality and Effectiveness in Redistribution. P. Goulart, R. Ramos ve G. Ferrittu (Ed.). *Global Labour in Distress, Volume II: Earnings, (In)decent Work and Institutions* (ss. 13-25). Cham: Springer International Publishing.
- Greene, W. H. (2000). Econometric analysis 4th edition. *International edition, New Jersey: Prentice Hall*, 201-215.
- Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46 (6), 1251-1271. doi: 10.2307/1913827
- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. New York, NY, US: Guilford Press.
- ILO, I. L. O. (2023). New data shine light on gender gaps in the labour market. In R. Gomis, P. Carrillo, S. Kapsos ve A. Mahajan (Eds.), *Spotlight on Work Statistics n°12*. https://ilo.org/global/statistics-and-databases/publications/WCMS_870519/lang--en/index.htm.
- Jonathan Gimba, O., Seraj, M., Ozdeser, H. (2021). What drives income inequality in sub-Saharan Africa and its sub-regions? An examination of long-run and short-run effects. *African Development Review*, 33 (4), 729-741. doi: 10.1111/1467-8268.12603
- Jutz, R. (2015). The Role of Income Inequality and Social Policies on Income-Related Health Inequalities in Europe. *International Journal for Equity in Health*. doi: 10.1186/s12939-015-0247-y
- Karaalp, O., Simay, H. (2020). Regional Disparities in Türkiye: A Socio-Economic Perspective. *European Journal of Sustainable Development*, 9 (3), 103. doi: 10.14207/ejsd.2020.v9n3p103
- Kay, K., Haddow, S., Knüsel, C., Mazzucato, C., Milella, M., Veropoulidou, R., Twiss, K. C. (2023). No gentry but grave-makers: inequality beyond property accumulation at Neolithic Çatalhöyük. *World Archaeology*, 1-18. doi: 10.1080/00438243.2023.2196956
- Kmenta, J., Klein, L. R. (1971). *Elements of econometrics* (Vol. 655): Macmillan New York.
- Kollmeyer, C. (2012). Family Structure, Female Employment, and National Income Inequality: A Cross-National Study of 16 Western Countries. *European Sociological Review*, 29 (4), 816-827. doi: 10.1093/esr/jcs060
- Komae, R., Afshari, Z. (2017). The Determinants of Female Labor Force Participation in Selected Countries (A Panel Data Analysis). *Women's Studies Sociological and Psychological*, 15 (1), 49-77. doi: 10.22051/jwsp.2017.13279.1366
- Kumar, A. (2023). Educational Inequality among Rural Households of Jammu and Kashmir: Empirical Analysis from Income Perspective. *PREPRINT (Version 1) available at Research Square* doi: 10.21203/rs.3.rs-2767226/v1
- Leyla, A. Ö. (2021). Women's Labor Force Participation and Inequality in Türkiye. *Journal of Economy Culture and Society* (64), 91-104.
- Maior, F. G. D. (2007). Income inequality measures. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 61 (10), 849-852. doi: 10.1136/jech.2006.052969

- McFarland, M. J., Hill, T. D., Montez, J. K. (2022). Income Inequality and Population Health: Examining the Role of Social Policy. *Journal of Health and Social Behavior*. doi: 10.1177/00221465221109202
- Nieuwenhuis, R., Need, A., van der Kolk, H. (2018). Family policy as an institutional context of economic inequality. *Acta Sociologica*, 62 (1), 64-80. doi: 10.1177/0001699318760125
- Nieuwenhuis, R., van der Kolk, H., Need, A. (2017). Women's earnings and household inequality in OECD countries, 1973–2013. *Acta Sociologica*, 60 (1), 3-20. doi: 10.1177/0001699316654528
- Odabaşı, S. (2022). Does Better Income Distribution Reduce Infant Mortality? The Case Of Türkiye. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 20 (4), 295-307.
- Parks, R. W. (1967). Efficient Estimation of a System of Regression Equations when Disturbances are Both Serially and Contemporaneously Correlated. *Journal of the American Statistical Association*, 62 (318), 500-509. doi: 10.2307/2283977
- Paul, T. K. (2023). The Impact of Married Women's Labor Market Participation on Poverty during the Great Recession. *Journal of Poverty*, 27 (1), 60-81. doi: 10.1080/10875549.2021.2010865
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Cambridge Working Papers in Economics*, No:435.
- Rauch, J. E. (2019). *The economics of the middle east: a comparative approach*: Oxford University Press, USA.
- Sahin, S. B. (2023). Looking beyond democratic backsliding: analysing the political economy context of Türkiye's regime trajectory through a mode of participation approach. *Democratization*, 30 (4), 741-761. doi: 10.1080/13510347.2023.2185606
- Saral, A. C., Ağdemir, Z., Abukan, D. (2023). Are There Varieties of Capitalism in Developing Countries? Public Finance and Social Transfers in Türkiye and Poland. J. Ricz ve T. Geröcs (Ed.). *The Political Economy of Emerging Markets and Alternative Development Paths* (ss. 257-295). Cham: Springer International Publishing.
- Sarı, B. (2022). The importance of women's employment in Türkiye. *Turkuaz Uluslararası Sosyo-Ekonomik Stratejik Araştırmalar Dergisi*, 4 (2), 1-12.
- Singh, A. (2023). Income Inequality and Intergenerational Mobility in India. *The Indian Economic Journal*. doi: 10.1177/00194662231159838
- Sudo, N. (2017). The Effects of Women's Labor Force Participation: An Explanation of Changes in Household Income Inequality. *Social Forces*, 95 (4), 1427-1450. doi: 10.1093/sf/sox011
- Suhendra, I., Istikomah, N., Ginanjar, R. A. F., Anwar, C. J. (2020). Human Capital, Income Inequality and Economic Variables: A Panel Data Estimation From a Region in Indonesia. *Journal of Asian Finance Economics and Business*. doi: 10.13106/jafeb.2020.vol7.no10.571
- Szczepaniak, M. (2020). Redistribution and the Alleviation of Income Inequalities: The Case of the European Union. *Ekonomia I Prawo*. doi: 10.12775/eip.2020.011
- Taşseven, Ö., Altaş, D., Turgut, Ü. (2016). The determinants of female labor force participation for OECD countries. *Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 2 (2), 27-38.
- Ustabaş, A., Gülsoy, T. (2017). *The Relationships Between the Female Labor Force Participation Rate and Economic Development: A Correlation Analysis for Türkiye*.
- Wooldridge, J. M. (2002). Econometric analysis of cross section and panel data MIT press. *Cambridge, ma*, 108 (2), 245-254.

EKLER**EK 1: Panel Ülkeleri**

Austria	Denmark	Ireland	Portugal
Belgium	Finland	Italy	Romania
Bulgaria	France	Luxembourg	Spain
Cyprus	Germany	Netherlands	Sweden
Czech Republic	Greece	Poland	Turkiye