



CİNSİYETLER ARASI İSTİHDAMIN BELİRLEYİCİLERİ: AVRUPA BİRLİĞİ VE TÜRKİYE ÜZERİNE EKONOMETRİK BİR ANALİZ

*Hasan Ejder TEMİZ **

*Fatma YEŞİLKAYA ***

Öz

Çalışmada, istihdama etki eden faktörlerin cinsiyetler açısından etkisinin belirlenmesi amaçlanmaktadır. Bu amaç doğrultusunda, Avrupa Birliği (AB)'ne üye olan ve aday ülke olan ülkelerin 2006-2018 dönemine ilişkin verileri panel veri analiz yöntemi ile analiz edilmiştir. Araştırma sonucunda erkek istihdam oranı ile çalışma süresi ve işsizlik oranı arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü ilişki tespit edilirken, yoksulluk riski ile anlamlı ve pozitif yönlü ilişki tespit edilmiştir. Erkek istihdam oranı ile eğitim oranı arasında ise anlamlı herhangi bir ilişkiye rastlanılmamıştır. Kadın istihdam oranı ile çalışma süresi arasında anlamlı ve pozitif yönlü ilişki tespit edilirken, işsizlik oranı ile negatif yönlü ilişki tespit edilmiştir. Buna karşın kadın istihdam oranı ile yoksulluk ve eğitim oranı arasında ise anlamlı bir ilişki belirlenmemiştir.

Anahtar Kelimeler: cinsiyet, eğitim, istihdam, yoksulluk, panel veri analizi.



* Doç. Dr. Mersin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Çalışma Ekonomisi ve Endüstri İlişkileri Bölümü, hejdertemiz@mersin.edu.tr



** Arş. Gör. Mersin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Çalışma Ekonomisi ve Endüstri İlişkileri Bölümü, fatmayesilkaya58@gmail.com

DETERMINANTS OF EMPLOYMENT FOR GENDERS: AN ECONOMETRIC ANALYSIS OF THE EUROPEAN UNION AND TURKEY

Abstract

The aim of this study is to determine the effect of factors affecting employment in terms of gender. For this purpose, the data of the member states of the European Union (EU) and candidate countries for the period of 2006-2018 were analyzed by panel data analysis method. As a result of the analysis, a statistically significant and negative relationship was found between male employment rate and working time and unemployment rate, while a significant and positive relationship was found with poverty risk. No significant relationship was found between male employment rate and education rate. While a significant and positive relationship was found between female employment rate and working time, a negative relationship was found between female employment rate and unemployment rate. However, there is no significant relationship between female employment and poverty and education rate.

Key Words: gender, education, employment, poverty, panel data analysis.

1. GİRİŞ

Kadınların ekonomik faaliyetlere katılımı günümüzün bir olgusu olmakla birlikte tarihsel süreç içerisinde belirli statülerde ekonomik yaşam içerisinde kendisine yer bulan kadınların özellikle ücretli kadın işgücü olarak adlandırılmaları sanayi devrimine dayanmaktadır. Fakat kadınların ekonomik yaşama girmesiyle birlikte cinsiyete dayalı mesleki ayrımcılık olgusu da ortaya çıkmaya başlamıştır (Parlaktuna, 2010). Özellikle son yıllarda pek çok Avrupa ülkesinde genç kadınların eğitime katılımlarının erkeklerinkinden daha fazla olduğu

gözlenmesine rağmen cinsiyet farklılaşmasına dayalı eğitim sistemi önemli ölçüde devam etmektedir (Smyth, 2005). Eğitim sistemindeki bu farklılaşmanın arka planında mesleklerde var olan farklılaşmanın yer aldığı söylenebilir. Bu anlamda pek çok ülkenin işgücü piyasalarında cinsiyete dayalı mesleki ayrımcılık bağlamında kadın ve erkeklerin yoğun olduğu işlerde büyük ve süregelen bir farklılık olduğu bilinmektedir. Bu farklılık özellikle işin niteliği ve sağlanan ücret düzeyi noktasında ortaya çıkmaktadır. Çoğu örnekte kadınların, sağlanan ücret düzeyi düşük olan işlerde çalıştırılmaya eğilimli oldukları görülmektedir (Fluchtmann vd., 2020). Esasen bu durum da kadınların ikincil işgücü piyasasında yedek işgücü olarak konumlandırılmalarının bir kanıtıdır.

İkili işgücü piyasası teorisi, cinsiyete dayalı ücret ayrımcılığı hususunda temel faktör olarak ele alınmaktadır (Klimczuk ve Klimczuk-Kochanska, 2016). 1970'li yıllardan sonra işgücü piyasalarının katmanlı yapısına ilişkin yapılan değerlendirmelerde birincil işgücü piyasasının, yüksek nitelik gerektiren işleri barındırdığı ve bu işgücü piyasasında daha ziyade yüksek ücretli, güvenceli ve sosyal korumanın etkin olduğu işler yer almaktadır. İkincil işgücü piyasasında ise yarı ve düşük nitelikli, güvencesiz ve düşük ücretli işler bulunmaktadır. Kadınların genellikle ikincil işgücü piyasasında kendilerine yer bulabildikleri bilinmekle beraber bazı çalışmalar kadınların toplumsal cinsiyet rolleri sebebiyle kendi tercihleri ile bu konumda yer aldıklarını ifade etmektedir. Çünkü bu çalışmalarda, ikincil işgücü piyasasında yer alan işlerin esnek çalışmaya daha müsait işler olduğu ve kadınların iş yaşam dengesini sağlayabilmek adına bu esnek çalışmayı istedikleri vurgulanmaktadır (Reich vd., 1973; Meyer ve Mukerjee, 2007).

Esnek çalışma - özellikle de gelecekte istisna olmaktan çıkacak olan - Singley ve Hynes (2005)'a göre; kadınlar için iş ve aile yaşamı dengesini sağlayacak olumlu bir kaynak olarak değerlendirilmektedir. Esnek çalışmayla beraber özellikle anne

olan kadınların, anne olduktan sonra işlerine devam edebilmelerini sağladığı çeşitli çalışmalarla desteklenmiştir. Bu kapsamda değerlendirildiğinde esnek çalışmanın toplumsal cinsiyet eşitliğini sağlama konusunda faydalı olabileceği görülebilmekle beraber; esnek çalışma yoluyla erkeklerin gelirlerini artıracak yöntemler bulabilmesi açısından ödüllendirilmiş olmalarının yanında kadınların esnek çalışmayla kendilerine sağladıkları fayda aile içi sorumluluklarını artırmaktır (Chung ve Lippe, 2018). Bu durum da esnek çalışmanın aslında toplumsal cinsiyet eşitliğini sağlama noktasında yeterli düzeyde etkili bir yöntem olamayacağı endişesini beraberinde getirmektedir.

Patriarkal sistem gereği belirlenen toplumsal cinsiyet rollerinin kadınlar üzerinde işgücü piyasası özelinde yarattığı baskının boyutunu ölçme sorunsalından hareket edilerek bu çalışmada işgücü piyasası parametrelerinden seçilen değişkenlerle istihdam arasındaki ilişki karşılaştırmalı bir analiz yapılabilmesi adına erkek ve kadınlar için ayrı ayrı ele alınabilmesi bağlamında iki farklı modelle incelenecektir. Çalışmanın temel amacı işgücü piyasası parametrelerinin her iki cinsiyetin istihdamını nasıl etkilediğinin ve bu etkilerde örtüşen ya da çelişen faktörlerin olup olmadığının tespit edilmesi ve varsa bu çelişkilerin nelerden kaynaklanabileceğinin belirlenmesidir.

Araştırmada, istihdam ile eğitim, işsizlik, yoksulluk riski ve haftalık çalışma süresi arasındaki ilişkinin cinsiyetler arasında ayrı ayrı incelenmesi ve seçilmiş AB üyesi ülkelerin yanı sıra Türkiye özelinde AB'ye aday ülkelerin de analiz kapsamında araştırılması açısından, çalışmanın alan yazınına katkı sağlayacağı ve özgünlük sunacağı öngörülmektedir. 2006 yılı öncesindeki verilere ulaşım güçlüğü doğrultusunda analiz dönemi 2006-2018 olarak belirlenebilmiştir. Araştırmaya 2019 yılının dâhil edilememesinin nedeni ise 2019 yılsonu verilerinin 2020 yılı içerisinde yayımlanacak olmasıdır. AB'ye üye olan 22 ve aday ülke konumunda olan 1 (Türkiye) ülke analiz kapsamına dâhil edilebilmiştir. 2019 yılı itibariyle,

AB'ye üye olan 28 ülke söz konusu iken, aday ülke konumunda ise 5 ülke bulunmaktadır. İncelenen dönemde verilerine eksiksiz erişilebilen 23 ülkeye ait veriler analiz edilebilmiştir. Araştırmada, 2006-2018 döneminde AB'ye üye olan ve aday ülke konumunda olan ülkelerin cinsiyetler arası istihdam oranlarına etki eden faktörleri tespit etmek hedeflenmektedir. Araştırma sonucunda elde edilecek bulguların başta AB ülkeleri olmak üzere diğer ülkelere de politika oluşturmaları açısından yol gösterici ve faydalı bilgiler sunması amaçlanmaktadır.

2. Literatür Taraması

Kumaş ve Çağlar (2011), 2009 yılı TÜİK verilerinden hareketle lojistik regresyon modeli kurarak, toplam, zamana göre ve yetersiz istihdamını belirleyen faktörleri cinsiyet temelli bir karşılaştırma çerçevesinde inceledikleri çalışmalarında; kadınlar ve erkekler için benzer sonuçlara ulaşımlardır. Analiz sonucuna göre, her iki cinsiyet için boşanmış olmak, kayıt dışı çalışıyor olmak, artan eğitim düzeyi ve kırsal alanlarda yaşıyor olmak eksik istihdamın artmasına yol açmaktadır.

Akgül ve Etc (2017) yaptıkları çalışmada kişilerin istihdam edilebilirliklerini belirleyen eğitim, yaş, medeni durum gibi faktörlerin cinsiyetler arasında farklılık gösterip göstermediğini tespit etmek için 2004 ve 2013 yıllarına ilişkin Hanehalkı İşgücü Anketi mikro veri setlerini probit modeli aracılığıyla incelemişlerdir. Analiz sonucunda; eğitim düzeyindeki artışın her iki cinsiyet için pozitif yönlü etkisi olduğu ancak 2004 ve 2013 verilerine ilişkin sonuçlar karşılaştırıldığında zamanla eğitimin etkisinin kadınlarda ve erkeklerde zayıfladığını tespit etmişlerdir. Bunun dışında medeni durum açısından, kadınlarda evliliğin istihdamı negatif erkeklerde ise pozitif etkilediği, kadınlarda boşanmayla birlikte negatif yönlü etkinin pozitive döndüğü sonucuna ulaşımlardır. Çocuk sahibi olma konusunda ise her iki cinsiyette de okul öncesi çağda çocuk sahibi olanların

istihdamının negatif yönde etkilendiği bulunmuştur. Son olarak yapılan analize göre; daha önce başka bir işte çalışıyor olmanın hem kadınlarda hem de erkeklerde istihdam şansını artırdığı sonucuna ulaşmışlardır.

Demirtaş ve Yayla (2017) küresel karşılıklı bağımlılığın kadın istihdamı üzerine etkisini 1995-2012 yılları için OECD ülkeleri ve gelişmekte olan ülkeler olacak şekilde iki model oluşturdukları çalışmada panel veri analizi yöntemi kullanarak incelemektedirler. Yapılan analiz sonucunda; OECD ülkelerinde küreselleşme değişkenlerinin tamamının kadın istihdamını pozitif yönde etkilediği; gelişmekte olan ülkelerde ise dışa açıklık oranı ile ithalatın kadın istihdamını pozitif etkilediği ancak ihracatın kadın istihdamı üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığı ortaya koyulmuştur. Son olarak da doğrudan yabancı yatırımların OECD ülkeleri ve gelişmekte olan ülkelerde kadın istihdamını pozitif etkilediği sonucuna ulaşmışlardır.

Aksoy vd. (2019) Türkiye’de kadın istihdamını belirleyen faktörleri 1988-2018 yılları için ARDL sınır testi yöntemi kullanarak analiz etmişlerdir. Analiz sonucunda uzun dönemde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna ulaştıkları çalışmalarında, asgari ücret düzeyi ile kadın istihdamı arasında anlamlı bir ilişkiye ulaşamamışlardır. Bunun yanında kadın nüfusu, işsizlik oranı, kişi başına gelir ve evli kadınların istihdamdaki oranı ile kadın istihdam oranı arasında anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişki olduğu sonucuna da ulaşmışlardır.

Tseloni, Tsoukis ve Emmanouilides (2011) küreselleşme ve sosyo-ekonomik kalkınmanın cinsiyet eşitsizliğinin belirleyicilerinden olan eğitim düzeyi, işsizlik ve işgücüne katılım arasındaki ilişkiyi 1981-2000 yılları için 68 ülke kapsamında inceledikleri çalışmalarında çoklu regresyon analizi yapmışlardır. Yaptıkları analizle, kadın işsizliğinin fazla olduğu ülkelerde kadınların eğitime katılımının

daha fazla olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Çalışmanın diğer bir araştırma bulgusu eğitim, işsizlik ve işgücüne katılımdaki cinsiyet eşitsizliklerinin temelde ekonomik, demografik ve bölgesel özelliklerle bağlantılı olduğu, buradan hareketle işgücüne katılım ve eğitim arasındaki ilişkinin doğrudan bir ilişki değil ekonomik ve bölgesel anlamda etkileri bulunan dolaylı bir ilişki olmasıdır. Bunun yanında işgücüne katılım ve işgücü piyasasından dışlanma noktasında kısa vadede kadınların işgücüne katılma oranında yaşanan artıştan kadınların işsizlik riski konusunda daha fazla etkileneceği fakat uzun vadede işsizlik riski konusunda var olan bu cinsiyet eşitsizliğinin ortadan kalkacağı öngörüsünde bulunmuşlardır.

Anyanwu ve Augustine (2013) 48 Afrika ülkesi kapsamında 1991-2009 verilerinden hareketle istihdamda cinsiyet eşitliğini araştırdıkları çalışmalarında Kuzey Afrika ülkeleri ve Kuzey Afrika hariç diğer tüm Afrika ülkeleri için sonuçlar elde etmişlerdir. Kuzey Afrika ülkeleri hariç diğer tüm Afrika ülkeleri için; artan demokrasi, GSYİH içinde yatırıma ayrılan pay, eğitimde ilköğretim mezunu düzeyi ve kentsel nüfusun istihdamda cinsiyet eşitliğini artıracakları sonucuna ulaşmışlardır. Bunun yanında artan kişi başına GSYİH, doğrudan yabancı yatırım, nüfusun cinsiyete göre dağılımı ve net petrol ihraç edilen ülke olma durumunun ise istihdamda cinsiyet eşitliğini azaltma eğiliminde olduğunu tespit etmişlerdir. Kuzey Afrika ülkeleri için ise, artan GSYİH içinde yatırıma ayrılan pay, kentsel nüfusun payı, eğitimde ortaöğretim mezunu düzeyi ve ülkenin petrol ihracatı istihdamda cinsiyet eşitliğini artırırken; artan kişi başına GSYİH, ilköğretim mezunu düzeyi ve nüfusun cinsiyete göre dağılımı bu eşitliği azaltma eğilimi göstermektedir.

Eastin ve Prakash (2013) 1980-2005 yılları için 146 gelişmekte olan ülke kapsamında ekonomik büyüme ve cinsiyet eşitsizliği arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında ekonomik kalkınmanın ilk etapta kadınların işgücüne

katılımını artırdığı için cinsiyet eşitliğini olumlu yönde etkilediğini, sonrasında piyasada işgücünün tabakalaşması ve cinsiyet ayrımcılığından dolayı kalkınmanın cinsiyet eşitliğinde azalma yaşanmasına sebep olduğu, sonraki aşamada ise kadınların eğitime katılımında ve teknolojiye erişiminde artış meydana gelmesiyle beraber cinsiyet eşitliğinin tekrar artacağı sonucuna ulaşmışlardır. Dolayısıyla çalışmadan, cinsiyet eşitliğinin yıllar içerisinde aşamalı olarak artması yerine belirli dönemlerde zorunlu olarak azalacağı bilgisine ulaşılabilmektedir.

Baussola, Mussida, Jenkins ve Penfold (2015) İtalya ve Birleşik Krallık için 2004-2013 verileri kullanılarak logit model tahminlerine dayanarak cinsiyet ve işsizlik arasındaki ilişkiyi karşılaştırmışlardır. Yapılan analiz sonucunda İtalya'da kadınların erkeklere nazaran dezavantajlı konumda oldukları fakat Birleşik Krallık' ta böyle bir dezavantajın bulunmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Alena (2016) AB üyesi 21 ülkenin 1990-2015 yıllarına ilişkin işgücü anketi verilerinden hareketle cinsiyete dayalı işsizlik uçurumunu regresyon analizi ile araştırdığı çalışmasında ülkelerdeki doğum sonrası uygulanan politikaların (ebeveyn izni gibi) kadınların işgücü piyasasındaki durumunu etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Çalışmada kadınların doğum sonrası piyasadaki durumunun yoğun olduğu ülkelerde cinsiyete dayalı işsizlik uçurumunun yüksek düzeyde gerçekleştiği vurgusu yapılmaktadır.

Lama ve Majumder (2018) 2011-2012 verilerinden hareketle Hindistan işgücü piyasasında cinsiyete dayalı ücret ve istihdam eşitsizliğini Oaxaca ayrıştırma tekniği yardımıyla inceledikleri çalışmalarında tüm sektörlerde cinsiyete dayalı ücret farklılığı olduğunu tespit etmişlerdir. Ancak çalışmada ücret uçurumu olarak adlandırılacak genel eşitsizliğin çalışma biçimleri açısından ortaya çıktığı vurgusu yapılmaktadır. Yani düzenli-geçici işçiler ve piyasadaki kırsal-kentsel ayrımının cinsiyete dayalı ücret farklılıklarına esas katkıyı yaptığı

sonucuna ulaşmışlardır. Bunun yanında kadın ve erkek işçilerin istihdam biçimlerinde büyük farklılıklar olduğu kadınların kırsal alanda daha yoğun olarak ve geçici işçi statüsünde çalıştıkları bulgusuna ulaşmaları ücret farklılıklarının nereden kaynaklandığını da göstermektedir.

Passinhas ve Proença (2020) Portekiz’de ekonomik durgunluk dönemlerinde işsizlik dinamiklerini cinsiyet eşitsizliği bağlamında değerlendirmek için 2010-2013 verilerinden hareketle probit modeli tahmin ettikleri çalışmalarında erkeklerin önceki işsizlik dönemlerinden kaynaklanan olumsuz etkilere karşı daha dirençli olduğu ve kadınların bu durumda işsizlik riskinin daha fazla olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

3. Metodoloji

Çalışmanın bu bölümünde AB’ye üye olan ve aday ülke konumunda olan ülkelerde cinsiyetler arası istihdama etki eden faktörleri ortaya çıkarmak için gerçekleştirilen panel veri analizine ve ulaşılan bulguların yorumlanmasına yer verilmiştir.

3.1. Araştırmanın Kapsamı ve Değişkenleri

Araştırmada, cinsiyetler arası istihdama etki eden faktörleri belirleyebilmek amacıyla, AB’ye üye olan ve aday konumunda olan yirmi üç ülkenin 2006-2018 yılları arasındaki verileri araştırma kapsamında incelenmiştir. Ülkelere ilişkin kullanılan yıllık bazda veriler, OECD ve Eurostat veri tabanından elde edilmiştir. Araştırmaya konu olan AB ülkeleri Tablo 1 de gösterilmektedir.

Tablo 1. AB Üye ve Üyelğe Aday Ülkeler

No	Ülke	No	Ülke
1	Almanya	13	İtalya
2	Avusturya	14	Letonya
3	Belçika	15	Litvanya
4	Birleşik Krallık	16	Lüksemburg
5	Çek Cumhuriyeti	17	Macaristan
6	Danimarka	18	Polonya
7	Estonya	19	Portekiz
8	Fransa	20	Slovakya
9	Hollanda	21	Slovenya
10	İrlanda	22	Türkiye
11	İspanya	23	Yunanistan
12	İsveç		

Araştırmaya konu olan ülkeler, AB'ye üye ve aday ülke olan ülkelerin %84,8'ini oluşturmaktadır. Bu oran dikkate alındığında, grup bazında yapılan araştırmada ulaşılan bulguların, geneli temsil ettiğini söylemek mümkündür.

Araştırmada kullanılan değişkenlere ilişkin hesaplamalar ve kısaltmalar Tablo 2'de gösterilmektedir.

Tablo 2. Araştırma Kullanılan Değişkenler ve Hesaplamaları

Değişken	Kısaltma	Hesaplama
İstihdam Oranı	IST	Çalışan nüfus/Kurumsal olmayan çalışma çağındaki nüfus
Eğitim Oranı	EGI	Lise mezunu ve üstü
İşsizlik Oranı	ISZ	İşsizler/İşgücü
Yoksulluk Riski Oranı	YOK	Yoksullar/Toplam Nüfus (Kesme puanı: Sosyal transferlerden sonra medyan eşdeğer gelirin %60'ı)
Haftalık Çalışma Süresi	CSU	İstihdam edilenlerin haftalık çalışma saatleri

Araştırma kapsamında değerlendirilen ülkeler, araştırmada kullanılan değişkenler ve hesaplama şekilleri verildikten sonra diğer başlık altında analize ilişkin oluşturulan hipotezlere yer verilmiştir.

3.2. Araştırmada Oluşturulan Hipotezler

AB ülkelerinde istihdama etki eden faktörleri cinsiyetler açısından belirleyebilmek amacıyla, çalışmada kullanılan bağımlı ve açıklayıcı değişkenler kapsamında erkek istihdam oranı için oluşturulan Mode1 ve Kadın istihdam oranı için oluşturulmuş Model 2 kapsamında toplamda 8 ayrı hipotez oluşturulmuş ve sınanmıştır.

Hipotez 1

H₀: AB'ye üye ve aday üye ülkelerde erkek istihdam oranı ile eğitim arasında anlamlı bir ilişki yoktur.

Hipotez 2

H₀: AB'ye üye ve aday üye ülkelerde erkek istihdam oranı ile işsizlik arasında anlamlı bir ilişki yoktur.

Hipotez 3

H₀: AB'ye üye ve aday üye ülkelerde erkek istihdam oranı ile yoksulluk riski arasında anlamlı bir ilişki yoktur.

Hipotez 4

H₀: AB'ye üye ve aday üye ülkelerde erkek istihdam oranı ile çalışma süresi arasında anlamlı bir ilişki yoktur.

Hipotez 5

H₀: AB'ye üye ve aday üye ülkelerde kadın istihdam oranı ile eğitim arasında anlamlı bir ilişki yoktur.

Hipotez 6

H₀: AB'ye üye ve aday üye ülkelerde kadın istihdam oranı ile işsizlik arasında anlamlı bir ilişki yoktur.

Hipotez 7

H₀: AB'ye üye ve aday üye ülkelerde kadın istihdam oranı ile yoksulluk riski arasında anlamlı bir ilişki yoktur.

Hipotez 8

H₀: AB'ye üye ve aday üye ülkelerde kadın istihdam oranı ile çalışma süresi arasında anlamlı bir ilişki yoktur.

3.3. Araştırma Modelleri

Araştırmada kullanılan değişkenler ve grup bazında yapılan analizler doğrultusunda iki farklı panel regresyon modeli oluşturulmuştur. Bu modeller ülkeleri temsil eden yatay kesit verilerden ve zaman serisi verilerinden oluşmaktadır. Araştırmada oluşturulan modeller, Tablo 3'te gösterilmektedir.

Tablo 3. Modeller

$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \epsilon_{it} + \lambda_t$	
No	Model
1 (Erkek)	$IST_{it} = \alpha_{it} + \beta_{2it} EGI_{it} + \beta_{3it} ISZ_{it} + \beta_{4it} YOK_{it} + \beta_{5it} CSU_{it} + \epsilon_{it} + \lambda_t$
2 (Kadın)	$IST_{it} = \alpha_{it} + \beta_{2it} EGI_{it} + \beta_{3it} ISZ_{it} + \beta_{4it} YOK_{it} + \beta_{5it} CSU_{it} + \epsilon_{it} + \lambda_t$

Araştırmada sınaması yapılacak olan modeller, araştırmanın bağımlı değişkeni olan istihdam oranı esas alınarak kurgulanmıştır. Tablo 3'te yer alan modellerde, Y her bir ülke (i) ve yıllık dönem (t) için X1: eğitim, X2: işsizlik oranı, X3: yoksulluk riski oranı ve X4: çalışma süresini ifade ederken, β açıklayıcı değişkenlerin eğim katsayısını ve ϵ ise hata terimini ifade etmektedir.

3.4. Araştırmada Kullanılan Yöntem

Araştırmada, istihdam oranı ile eğitim, işsizlik, yoksulluk riski ve haftalık çalışma süresi arasındaki ilişkiyi tespit edebilmek için panel veri regresyon analiz yönteminden yararlanılmıştır. Araştırmada, panel veri analizi kapsamında; Spearman korelasyon analizi ve varyans şişirme testi (VIF) ile çoklu doğrusal bağlantı; yatay kesit bağımlılığını dikkate almeyen homojen yapıda olan seriler

için Levin, Lin ve Chu (LLC) ve heterojen yapıda olan seriler için ise Im, Pesaran ve Shin (IPS) birinci nesil birim kök testleri ile serilere ilişkin durağanlık süreci, F, LM ve Honda testleri ile tahmin modeli seçimi; Breusch-Pagan-Godfrey Heteroscedasticity LM testi ile değişen varyans; Baltagi ve Li (1991), Born ve Bretuing (2016) ve Bhargava, Franzini ve Narendranathan (1982)'in Durbin-Watson testleri ile otokorelasyon varsayımları sınanmıştır. Son olarak model White tarafından geliştirilen panel standart hataları düzelten dirençli tahminci kullanılarak değişkenler arasındaki ilişki durumları araştırılmıştır.

3.5. Araştırmada Ulaşılan Bulgular

Araştırmada, erkek ve kadın istihdam oranları doğrultusunda iki farklı regresyon modeli oluşturulmuş ve model tahmin edilmiştir. Araştırmanın bu bölümünde her iki model için gerçekleştirilen analizler ve sonuçlar ayrı ayrı başlıklar halinde sunulmaktadır.

3.5.1. Model 1 için Analiz Sonuçları

Erkek istihdam oranının belirleyicilerini tespit edebilmek amacıyla için oluşturulan modelde kullanılan bağımlı ve açıklayıcı değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistik verileri, Tablo 4'te gösterilmektedir.

Tablo 4. Tanımlayıcı İstatistikler

	IST	EGI	ISZ	YOK	CSU
Ortalama	71.082	70.855	8.902	15.668	3.681
Medyan	70.850	75.200	7.721	15.200	3.686
Maksimum	81.790	89.100	25.731	26.200	3.988
Minimum	56.492	25.300	1.832	7.500	3.510
Std. Sap.	5.599	14.356	4.616	3.807	0.075
Çarpıklık	-0.170	-1.312	1.466	0.202	1.096
Basıklık	2.322	4.103	4.969	2.569	8.031
Jarque-Bera	7.160	100.884	155.366	4.346	375.186
Olasılık	0.028	0.000	0.000	0.114	0.000
Gözlem	299	299	299	299	299

Tablo 4’te yer alan tanımlayıcı istatistik sonuçları incelendiğinde, açıklayıcı değişken konumunda olan EGI, ISZ, YOK ve CSU değişkenlerine ait ortalama değerlerin sırasıyla 71,082, 70,855, 8,902, 15,668 ve 3,681 olduğu hesaplanmıştır. Bu bağlamda, AB ülkelerinde istihdam oranının ve eğitim düzeyinin %70’in üzerinde olduğu söylenebilir. Diğer taraftan işsizlik oranı ve yoksulluk riskinin ise düşük düzeyde olduğu da ifade edilebilir. Çarpıklık, basıklık ve Jargue-Bera değerleri normal dağılım göstergeleridir. Çarpıklık ve basıklık katsayıları normal dağılımda 0’dır. ISZ, YOK ve CSU değişkenleri için hesaplanan pozitif çarpıklık katsayıları sola çarpıklığa işaret ederken, IST ve EGI değişkenlerine ait negatif çarpıklık ise sağa çarpıklığa işaret etmektedir. Normal dağılım için basıklık ve çarpıklık katsayılarının -1 ile 1 arasında değer alması gerekliliği dikkate alındığında, tüm değişkenlerin normal dağılım göstermedikleri belirlenmiştir. JB olasılık değeri ise kritik değer olarak kabul edilen 0.05’ten küçüktür ve testin sıfır hipotezi “ H_0 : Seriler normal dağılmaktadır” reddedilmektedir ve serilerin normal dağılmadığı bu testte de ortaya çıkarılmıştır.

▪ Çoklu Doğrusal Bağlantı ve İçsellik (Endogeneity) Analiz Sonuçları

Modeli oluşturan değişkenlerin dışsal değişkenler olup olmadığı, açıklayıcı değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı ve bağımlı değişken ile açıklayıcı değişkenler arasında içsellik sorunu yaratabilecek düzeyde ilişki olup olmadığının araştırılması önem arz etmektedir. Modelde çoklu doğrusal bağlantı ve/veya içsellik sorununun olması modelin açıklama gücü olan R^2 değerinde ve değişkenlerin anlamlılık seviyelerinde sapmalara yol açabilmektedir. Çoklu doğrusal bağlantı sorunu, serpilme diyagramları ile gözlemlenebilmekte, korelasyon testi ve Varyans Şişirme Faktör (VIF) değerleri ile incelenebilmektedir. Açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişki düzeyinin %90’dan büyük olması ve sabit terimi içeren merkezi VIF değerlerinin ise 10’dan yüksek

olması halinde modelde çoklu doğrusal bağlantı sorunu olduğu ifade edilebilir. Diğer taraftan korelasyon analizi ile tespit edilebilen bağımlı değişken ile açıklayıcı değişkenler arasındaki yüksek düzeyli ilişki de modelde içsellik sorununa işaret edebilmektedir. Dolayısıyla, panel veri analizlerinde, içsellik ve çoklu doğrusal bağlantı sorunları dikkate alınmadan yapılan analizlerde sonuçlar sapmalı ve tutarsız olabilmektedir. Bu bağlamda, çoklu doğrusal bağlantı ve içsellik sorunları için oluşturulan yapılan korelasyon analizi ve VIF testi sonuçları aşağıda Tablo 5 ve 6'da gösterilmektedir.

Tablo 5. Korelasyon Analiz Sonuçları

Korelasyon t-istatistik Olasılık	IST	CSU	EGI	ISZ	YOK
IST	1.0000				

CSU	-0.2102	1.0000			
	-3.7057	-----			
	0.0003	-----			
EGI	0.1951	0.1251	1.0000		
	3.4283	2.1731	-----		
	0.0007	0.0306	-----		
ISZ	-0.7830	0.0688	-0.2246	1.0000	
	-21.696	1.1881	-3.9720	-----	
	0.0000	0.2357	0.0001	-----	
YOK	-0.4328	0.2778	-0.4013	0.5062	1.0000
	-8.2742	4.9838	-7.5506	10.115	-----
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-----

Normal dağılım varsayımının geçerli olmadığı durumda değişkenler arasındaki ilişkinin tespit edilmesinde kullanılan Spearman korelasyon testinde elde edilen bulgulara göre açıklayıcı değişkenler arasındaki en yüksek ilişki YOK ile ISZ arasında %50,62 olarak belirlenmiştir. Dolayısıyla, açıklayıcı değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı sorununun olmadığı söylenebilir. Diğer taraftan bağımlı değişken ile açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişki düzeyine bakıldığında ISZ ile

%78,30 ilişkinin hesaplandığı görülmektedir. Bu bağlamda Model 1’de içsellik sorununa da rastlanılmadığı gibi kullanılan değişkenlerin dışsal değişkenler olmadığı da ifade edilebilir. Çoklu doğrusal bağlantı sorununun test edilmesinde kullanılan diğer bir test olan VIF analiz sonuçları Tablo 6’da gösterilmektedir.

Tablo 6. Varyans Şişirme Faktör Değerleri

	Değişken	Varyans Katsayısı	Merkezi Olmayan VIF Değeri	Merkezi VIF Değeri
IST	CSU	8.9768	3337.041	1.3697
	EGI	0.0002	35.4071	1.3917
	ISZ	0.0025	6.8248	1.4423
	YOK	0.0056	39.6792	2.2054
	C	117.9067	3234.272	NA

Tablo 6’daki VIF analiz sonuçları incelendiğinde, IST için oluşturulan modelde sabit terimin yer aldığı merkezi VIF değerlerinin 2,2053 olduğu tespit edilmiştir. Bu bağlamda modelde çoklu doğrusal bağlantı sorununa yol açabilecek bir durum olmadığı ortaya çıkarılmıştır. VIF test sonuçları, korelasyon analiz sonuçlarını destekler niteliktedir.

▪ **Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi**

Analize geçilmeden önce yatay kesit bağımlılığı ve birim kök analizlerinde gecikme uzunluğunun tespit edilmesi gerekmektedir. Çalışmanın zaman boyutu dikkate alındığında yıllık veriler için gecikme uzunluğunun 1 ya da 2 olması önerilmektedir. Ancak bu durumun raporlanabilmesi için gecikme uzunluğu testi yapılmıştır. Gecikme uzunluğu analiz sonuçları, Tablo 7’de gösterilmektedir.

Tablo 7. Gecikme Uzunluğu Test Sonuçları

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-889.3879	NA	65.7379	15.5372	15.6327	15.5759
1	48.9176	1795.0190	0.0000	-0.5029	-0.0255*	-0.3091
2	83.7959	64.2974	0.0000	-0.8312	0.0280	-0.4824*
3	95.7411	21.1898	0.0000	-0.7607	0.4805	-0.2569
4	111.1401	26.2452	0.0000	-0.7503	0.8728	-0.0915
5	121.6242	17.1392	0.0000	-0.6543	1.3507	0.1595
6	146.0791	38.2772	0.0000	-0.8014	1.5855	0.1674
7	181.6739	53.2374	0.0000	-1.1421	1.6266	-0.0183
8	202.9374	30.3237*	3.66e-06*	-1.2337*	1.9170	0.0452

Tablo 7'deki gecikme uzunluğu test sonuçları değerlendirildiğinde, serilerde uygun gecikme uzunluğunun tespit edilmesinde Schwarz bilgi kriteri esas alınabilmektedir. Bu doğrultuda Model 1 için uygun gecikme uzunluğu 1 olarak tespit edilmiş ve analizlerde esas alınmıştır.

▪ Yatay Kesit Bağımlılığı

Panel veri analizi, zaman ve yatay kesit verilerden meydana gelmektedir. Araştırmanın yatay kesit boyutunu ülkeler oluşturmakta ve bu ülkelerin birinde ortaya çıkan bir çok analize konu olan diğer ülkelerde de etkili oluyorsa bu durumda yatay kesitler arasında bağımlılık söz konusudur. Panel veri analizinde yatay kesit bağımlılığı göz önünde bulundurulmadan gerçekleştirilen analizlerde elde edilen bulgular sahte ilişkiler içerebilmektedir. Araştırmanın zaman boyutunun yatay kesit boyutundan küçük olması doğrultusunda, yatay kesit bağımlılığı Pesaran (2004) CD testi kullanılarak sınanmıştır. Bu testin sıfır hipotezi " H_0 : Yatay kesitler arasında bağımlılık yoktur" şeklindedir. Araştırmada yatay kesit bağımlılığı, değişken bazında test edilmiş olup sonuçlar, Tablo 8'de gösterilmektedir.

Tablo 8. Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Test	Değişken	İstatistik	Olasılık
CD (Pesaran 2004)	IST	-1.304	0.096
	CSU	-0.753	0.226
	EGI	-0.591	0.277
	ISZ	-1.310	0.095
	YOK	-1.568	0.058

H₀: Yatay kesitler arasında bağımlılık yoktur.
H₁: Yatay kesitler arasında bağımlılık vardır.

Tabloda gösterilen yatay kesit bağımlılığı sonuçları incelendiğinde, değişkenlerine ait hesaplanan CD test olasılık değerlerinin kritik değer olarak kabul edilen değerlerin üzerinde olduğu tespit edilmiş ve sıfır hipotezi reddedilememiştir. Bu bağlamda modellerde kullanılan tüm değişkenlerde yatay kesit bağımlılığının olmadığı belirlenmiştir.

▪ Homojenlik/Heterojenlik

Modellerdeki değişkenlerin durağanlık sınamalarında hangi birim kök testlerinin kullanılacağı, serilerin homojen ya da heterojen olup olmadıklarına göre karar verilebilmektedir. Yatay kesit bağımlılığının olmadığı durumda durağanlık, birinci nesil birim kök testleri ile sınanmaktadır. Birinci nesil birim kök testlerinden hangisinin kullanılacağına ise homojenlik durumuna göre karar verilebilmektedir. Çalışmada homojenlik, Pesaran ve Yamagata (2008) delta testleri ile incelenmiştir. Delta test sonuçları, Tablo 9'da gösterilmektedir.

Tablo 9. Homojenlik Delta Test Sonuçları

IST			
$\tilde{\Delta}$	-0.527	$\tilde{\Delta}_{adj}$	-0.601
Olasılık	0.701	Olasılık	0.726
CSU			
$\tilde{\Delta}$	0.914	$\tilde{\Delta}_{adj}$	1.042
Olasılık	0.180	Olasılık	0.149
EGI			
$\tilde{\Delta}$	2.084	$\tilde{\Delta}_{adj}$	2.376
Olasılık	0.019	Olasılık	0.009
ISZ			
$\tilde{\Delta}$	-0.643	$\tilde{\Delta}_{adj}$	-0.733
Olasılık	0.740	Olasılık	0.768
YOK			
$\tilde{\Delta}$	2.530	$\tilde{\Delta}_{adj}$	2.885
Olasılık	0.006	Olasılık	0.002
H ₀ : Homojenlik vardır.			
H ₁ : Homojenlik yoktur.			

Tablo 9'daki delta homojenlik test sonuçları değerlendirildiğinde, IST, CSU ve ISZ değişkenlerin delta ve düzeltilmiş delta olasılık değerlerinin kritik değerlerden büyük olduğu hesaplanmış ve testin sıfır hipotezi "H₀: Homojenlik vardır" reddedilememiş ve bu değişkenlerin homojen oldukları belirlenmiştir. EGI ve YOK değişkenlerine ait hesaplanan olasılık değerleri ise kritik değer altındadır ve sıfır hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla, bu iki değişkenin de heterojen yapıda oldukları tespit edilmiştir.

▪ Durağanlık (Birim Kök)

Panel veri analizinde doğru, sapmasız ve tutarlı sonuçlara ulaşabilmek amacıyla değişkenlere ilişkin serilerin durağanlığının sağlanması gerekmektedir (Gujarati, 2003). Birim kök testleri yatay kesit bağımlılığını dikkate alma durumlarına göre birinci nesil ve ikinci nesil testler olarak ikiye ayrılmaktadır. Birinci nesil birim kök testleri yatay kesit bağımlılığının olmadığı durumlarda tercih edilen testler iken ikinci nesil birim kök testleri yatay kesit bağımlılığını dikkate aldıkları için

yatay kesit bağımlılığının söz konusu olduğu durumlarda tercih edilmektedir (Topaloğlu, 2018). Çalışmada değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı söz konusu olmadığı için ilişkin sınamasında, Levin, Lin ve Chu (2002) ve Im, Pesaran ve Shin (2003) birinci nesil birim kök testleri kullanılmıştır. LLC birim kök testi sonuçları, Tablo 10'da gösterilmektedir.

Tablo 10. LLC Panel Birim Kök Test Sonuçları

	Değişken	İsta.	p-değer		Değişken	İsta.	p-değer
Sabit	IST	-3.953	0.000	Sabit + Trend	IST	-3.472	0.000
	CSU	-5.220	0.000		CSU	-5.853	0.000
	ISZ	-5.568	0.000		ISZ	-2.314	0.010
H ₀ : Birim kök vardır.							
H ₁ : Birim kök yoktur.							

LLC test sonuçlarına göre, IST, CSU ve ISZ değişkenlerine ait olasılık değerlerinin kritik değer olarak kabul edilen 0.05'ten küçük olduğu belirlenmiş ve serilerde birim kök vardır şeklinde kurulan sıfır hipotezi reddedilmiş ve bu serilerin düzey değerlerinde durağan olduğu tespit edilmiştir. Yatay kesit bağımlılığının olmadığı ve heterojen yapıda olan değişkenlerin durağanlıkları ise IPS testi ile sınanmıştır. Analiz sonuçları Tablo 11'de gösterilmektedir.

Tablo 11. IPS Panel Birim Kök Test Sonuçları

	Değişken	İsta.	p-değer		Değişken	İsta.	p-değer
Sabit	EGI	2.836	0.997	Sabit + Trend	EGI	-3.792	0.000
	YOK	-6.778	0.000		YOK	-2.102	0.017
Birinci Fark							
	Değişken	İsta.	p-değer		Değişken	İsta.	p-değer
Sabit	EGI	-10.993	0.000	Sabit + Trend	EGI	-8.297	0.000
H ₀ : Birim kök vardır.							
H ₁ : Birim kök yoktur.							

IPS test sonuçları incelendiğinde, EGI değişkenine ait olasılık değerinin sabit terimde kritik değer olarak kabul edilen 0.05'ten büyük olduğu belirlenirken, sabit ve trendli terimde ise kritik değer altında olduğu belirlenmiştir. Dolayısıyla, EGI değişkeninin düzeyde durağan olmadığı tespit edilmiş ve birinci dereceden fark alma işlemi yapılarak serinin I(1) olduğu tespit edilmiştir. YOK değişkeni için hesaplanan olasılık değerinin kritik değer altında olduğu belirlenmiş ve serinin düzeyde I(0) olduğu belirlenmiştir.

Serilerin durağanlıklarının sağlanması sonrasında panel veri analizi kapsamında tahminleme yapabilmek için model tahmin modelinin belirlenmesi gerekmektedir. Model tahminlemesi için havuzlanmış model, sabit etkiler modeli ve rassal etkiler modeli kullanılabilir. Araştırmada kullanılan veri setinin oluşturulmasında özellikle yatay kesit seçme aşaması sabit ya da rassal etkiler modellerini kullanmayı zorunlu kılabilir. Bu bağlamda, model tahminlemesinde havuzlanmış model ile sabit etkiler modeli arasında tercih yapabilmek için F testi kullanılabilir. Havuzlanmış model ile rassal etkiler modeli arasında seçim yapabilmek için ise Breuch-Pagan LM (1980) ve Honda (1985) testleri kullanılabilir. Herhangi bir araştırmada belirli bir dönemde spesifik grubun tüm verileri analiz kapsamında inceleniyorsa sabit etkiler modeli kullanılarak tahminleme yapılması, daha doğru ve tutarlı sonuçların alınabilmesi açısından önem arz etmektedir. Tahmin modeli belirleyebilmek için yapılan F, LM ve Honda test sonuçları, Tablo 12'de gösterilmektedir.

Tablo 12. F, LM ve Honda Test Sonuçları

	Test	İstatistik	Olasılık Değeri
IST	F-grup	78.3740	0.0000
	F-zaman	1.6610	0.0831
	F-iki yönlü	53.0958	0.0000
	LM-grup	1086.057	0.0000
	LM-zaman	3.0252	0.0820
	LM-iki yönlü	1089.082	0.0000
	Honda-grup	32.9554	0.0000
	Honda-zaman	-1.7393	0.9590
	Honda-iki yönlü	22.0731	0.0000
	H ₀ : Havuzlanmış model		

Tablo 12’de yer alan analiz sonuçları değerlendirildiğinde, havuzlanmış model ile sabit etkiler modeli arasında seçim yapabilmek için gerçekleştirilen F testi sonuçlarına göre, grup bazında elde edilen olasılık değerinin kritik değerin altında olduğu belirlenmiş ve “H₀: Havuzlanmış model” sıfır hipotezi reddedilmiştir. Diğer taraftan zaman etkisi için hesaplanan olasılık değerinin ise kritik değerin üzerinde olduğu belirlenmiş ve sıfır hipotezi reddedilememiştir. Dolayısıyla, erkek istihdam oranı esas alınarak oluşturulmuş Model 1 için grup etkisinin olduğu tek yönlü sabit etkiler modelinin geçerli olduğu tespit edilmiştir. LM ve Honda test sonuçları değerlendirildiğinde, grup bazında elde edilen olasılık değerlerinin kritik değerin altında olduğu tespit edilmiş ve rassal etkiler modeline karşı “H₀: Havuzlanmış model” sıfır hipotezi reddedilmiştir. Bu bağlamda, Honda ve LM test sonuçlarına göre Model 1 için grup etkisinin olduğu tek yönlü rassal etkiler modelinin geçerli olduğu belirlenmiştir. Araştırmanın spesifik bir gruba ait verilerde oluştuğu, analizde incelenen ülkelerin tesadüfi olarak seçilmediği dikkate alındığında model tahmininin sabit etkiler modeli ile yapılması daha tutarlı ve etkin sonuçlara ulaşılabilmesi açısından önem arz

etmektedir. Model 1 için grup etkisinin olduğu tek yönlü sabit etkiler modeli ile tahmin edilecektir.

Bu modelde hata terimine ait otokorelasyon ve değişen varyans sınamalarının yapılması gerekmektedir. Otokorelasyon ve değişen varyans sınamaları yapılmadan tahmin edildiği takdirde sahte regresyon ile karşı karşıya kalınabilmektedir. Araştırmada, sabit etkiler modeli doğrultusunda otokorelasyon için Baltagi ve Li (1991), Born ve Bretuing (2016) ve Durbin-Watson testleri kullanılırken, değişen varyans için ise Breusch-Pagan-Godfrey LM testi kullanılmıştır. Test sonuçları, Tablo 13'te gösterilmektedir.

Tablo 13. Değişen Varyans ve Otokorelasyon Test Sonuçları

Sabit Etkiler Modeli İçin		
Değişen Varyans		
Breusch-Pagan-Godfrey LM	339.5037	0.0000
H ₀ : Değişen varyans yoktur. H ₁ : Değişen varyans vardır.		
Otokorelasyon		
Baltagi ve Li (1991) LMP	135.2339	0.0000
Born ve Bretuing (2016) LMP	175.0325	0.0000
Durbin-Watson	0.3070	
H ₀ : Otokorelasyon yoktur. H ₁ : Otokorelasyon vardır.		

Tablo 12'deki değişen varyans ve otokorelasyon test sonuçları incelendiğinde, Breusch-Pagan-Godfrey LM test olasılık değerinin kritik değerinin altında olduğu belirlenmiş ve sıfır hipotezi "H₀: Değişen varyans yoktur" reddedilmiştir. Dolayısıyla Model 1'de değişen varyans sorunu bulunmaktadır. Otokorelasyon için gerçekleştirilen testlerden ikisi konumunda olan Baltagi & Li ve Born & Bretuing test olasılık değerlerinin kritik değerinin altında olduğu tespit edilmiş ve "H₀: Otokorelasyon yoktur" reddedilmiştir. Durbin-Watson testi, zaman serisi analizlerinde sıklıkla kullanılan bir test olmakla birlikte panel veri regresyon

analizlerinde otokorelasyon sınamasında da kullanılabilir. DW değerinin 2'ye yakın olmaması, modelde otokorelasyon olduğuna dair bir işaretir. Dolayısıyla, 3 test sonucu da modelde otokorelasyon olduğuna işaret etmektedir. Tek yönlü sabit etkiler modelinin geçerli olduğu Model 1'de değişen varyans ve otokorelasyon sorunlarına rastlanılmıştır. Bu doğrultuda White period panel standart hataları düzelten dirençli tahminci kullanılarak Model 1 tahmin edilmiştir. Model 1 tahmin sonuçları, Tablo 14'te gösterilmektedir.

Tablo 14. Model 1 Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: IST				
Yöntem: Panel En Küçük Kareler				
Örneklem (düzeltilmiş): 2007-2018				
Periyot: 12				
Yatay Kesit: 23				
Toplam panel (dengeli) gözlem: 276				
White period standart hata & kovaryans (no d. f. correction)				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistik	Olasılık Değeri
CSU	-35.0495	9.9161	-3.5346	0.0005
EGI	-0.0265	0.0707	-0.3744	0.7084
ISZ	-1.0266	0.0483	-21.2615	0.0000
YOK	0.2254	0.0935	2.4114	0.0166
C	205.7320	36.1716	5.6877	0.0000
R-kare	0.9578	Ort. Bağımlı Değ.		70.9902
Düzeltilmiş R-kare	0.9534	S.S. Bağımlı Değ.		5.6197
S.H. of regresyon	1.2135	Akaike Bilgi Kriteri		3.3176
Resid Kare Ort.	366.6587	Schwarz Bilgi Kriteri		3.6717
Log likelihood	-430.8232	Hannan-Quinn Bilgi Kriteri		3.4597
F-istatistik	217.2633	***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.		
Olasılık(F- istatistik)	0.0000			

Model 1 tahmin sonuçları incelendiğinde, modelin anlamlı ve geçerli olup olmadığının göstergesi konumunda olan F- istatistik olasılık değerinin kritik değerden küçük olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla, Model 1, %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı ve geçerlidir. Modelin bir diğer önemli göstergesi olan modelin açıklayıcı gücü, R^2 'dir. Model 1'in açıklama gücü %95,7 olarak hesaplanmıştır. Diğer bir deyişle, çalışma süresi, eğitim, işsizlik ve yoksulluk riski

açıklayıcı değişkenlerinin, bağımlı değişken olan istihdam oranında meydana gelen değişimlerin %95,7'sini açıkladığı tespit edilmiştir. Model 1'de elde edilen sonuçlar incelendiğinde, CSU ile IST arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü ilişki tespit edilmiştir. CSU'daki %1'lik değişim, IST'da 35,049'luk azalışa yol açmaktadır. ISZ ile IST arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü ilişki tespit edilmiştir. ISZ'deki %1'lik değişim, IST'da 1,026'luk azalışa neden olmaktadır. YOK ile IST arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü ilişki tespit edilmiştir. YOK'daki %1'lik değişim, IST'da 0,225'lik artışa yol açmaktadır. Araştırma kapsamında oluşturulan Hipotez 1 reddedilemezken, Hipotez 2, 3 ve 4 ise reddedilmiştir.

3.5.2. Model 2 için Analiz Sonuçları

Cinsiyetler arası istihdama etki eden faktörlerin araştırıldığı çalışmanın ikinci modelinde kadın istihdam oranının belirleyicilerini tespit etmek amaçlanmıştır. Panel veri analizinde gerçekleştirilen analizlere ilişkin ilgili süreçler Model 1'de anlatıldığı için Model 2'de tekrara düşmeme adına doğrudan test ve analiz sonuçlarına değinilmiştir. Model 2'de kullanılan değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistik verileri, Tablo 15'te gösterilmektedir.

Tablo 15. Tanımlayıcı İstatistikler

	IST	EGI	ISZ	YOK	CSU
Ortalama	59.381	71.279	9.394	17.022	3.551
Medyan	60.791	74.300	7.992	16.500	3.543
Maksimum	76.005	90.100	31.556	28.100	3.868
Minimum	22.707	22.600	2.844	9.400	3.178
Std. Sap.	10.065	14.553	4.973	4.113	0.128
Çarpıklık	-1.308	-1.565	1.964	0.336	-0.569
Basıklık	5.321	5.324	7.741	2.372	4.090
Jarque-Bera	152.43	189.39	472.31	10.54	30.92
Olasılık	0.000	0.000	0.000	0.005	0.000
Gözlem	299	299	299	299	299

Tanımlayıcı istatistik sonuçlarına göre, EGI, ISZ, YOK ve CSU değişkenlerine ait ortalama değerlerin sırasıyla 59,381, 71,259, 9,394, 17,022 ve 3,551 olduğu hesaplanmıştır. AB ülkelerinde kadın istihdam oranının erkek istihdam oranına göre yaklaşık %20 daha düşük olduğu söylenebilirken, eğitim düzeyinin benzer düzeylerde olduğu söylenebilir. Diğer taraftan işsizlik oranı ve yoksulluk riskinin ise erkeklere göre kadınlarda daha yüksek düzeyde olduğu da ifade edilebilir. Çarpıklık, basıklık ve Jargue-Bera değerleri normal dağılım göstergelerine göre ise değişkenlere ait serilerin normal dağılım göstermedikleri belirlenmiştir.

Model 2'deki değişkenlere ilişkin çoklu doğrusal bağlantı ve içsellik sorunlarının olup olmadığı korelasyon ve VIF testleri ile araştırılmıştır. Analiz sonuçları aşağıda gösterilmiştir.

Tablo 16. Korelasyon Analiz Sonuçları

Korelasyon t-istatistik Olasılık	IST	CSU	EGI	ISZ	YOK
IST	1.0000				

CSU	-0.4267	1.0000			
	-8.1305	-----			
	0.0000	-----			
EGI	0.3913	0.2415	1.0000		
	7.3285	4.2885	-----		
	0.0000	0.0000	-----		
ISZ	-0.7031	0.3610	-0.2692	1.0000	
	-17.0401	6.6709	-4.8164	-----	
	0.0000	0.0000	0.0000	-----	
YOK	-0.2475	0.1942	-0.1612	0.3444	1.0000
	-4.4024	3.4113	-2.8141	6.3227	-----
	0.0000	0.0007	0.0052	0.0000	-----

Spearman korelasyon testi sonuçlarına göre açıklayıcı değişkenler arasındaki en yüksek ilişki CSU ile ISZ arasında %36,10 olarak belirlenmiştir. Buradan

hareketle, açıklayıcı değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı sorununun olmadığı söylenebilir. Diğer taraftan bağımlı değişken ile açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişki düzeyine bakıldığında ISZ ile %70,31 ilişkinin hesaplandığı görülmektedir. Bu bağlamda Model 2’de içsellik sorununa da rastlanılmamış ve kullanılan değişkenlerin dışsal değişkenler olmadığı da tespit edilmiştir. VIF testi sonuçları Tablo 17’de gösterilmektedir.

Tablo 17. Varyans Şişirme Faktör Değerleri

	Değişken	Varyans Katsayısı	Merkezi Olmayan VIF Değeri	Merkezi VIF Değeri
IST	CSU	8.4477	943.0329	1.2247
	EGI	0.0006	29.8074	1.1890
	ISZ	0.0058	5.7766	1.2614
	YOK	0.0093	25.2814	1.3904
	C	100.593	889.2159	NA

VIF analiz sonuçları incelendiğinde, Model 2’de sabit terimin yer aldığı merkezi VIF değerlerinin 1,3904 olduğu tespit edilmiştir. Bu bağlamda modelde çoklu doğrusal bağlantı sorununa yol açabilecek bir durumun olmadığı ortaya çıkarılmıştır. VIF test sonuçları, korelasyon analiz sonuçlarını destekler niteliktedir. Gecikme uzunluğu analiz sonuçları, Tablo 18’de gösterilmektedir.

Tablo 18. Gecikme Uzunluğu Test Sonuçları

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1035.256	NA	830.9049	18.0740	18.1695	18.1128
1	45.4418	2067.422	7.55E-06	-0.4425	0.0349*	-0.2487
2	71.0253	47.1626	6.40e-06*	-0.6091*	0.2501	-0.2604*
3	83.4050	21.9604	6.83E-06	-0.5462	0.6950	-0.0424
4	94.7668	19.3646	7.44E-06	-0.4655	1.1576	0.1933
5	111.5726	27.4737	7.40E-06	-0.4795	1.5255	0.3343
6	125.9923	22.5700	7.69E-06	-0.4520	1.9349	0.5168
7	144.7481	28.0521*	7.45E-06	-0.4999	2.2688	0.6239
8	153.6401	12.6808	8.62E-06	-0.3763	2.7744	0.9025

Tablo 18’deki gecikme uzunluğu test sonuçları değerlendirildiğinde, Schwarz

bilgi kriterine göre uygun gecikme uzunluğu 1 olarak tespit edilmiş ve analizlerde esas alınmıştır. Model 2’de yatay kesit bağımlılığı, değişken bazında test edilmiş olup sonuçlar, Tablo 19’da gösterilmektedir.

Tablo 19. Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Test	Değişken	İstatistik	Olasılık
CD (Pesaran 2004)	IST	-1.411	0.079
	CSU	-1.933	0.027
	EGI	-0.413	0.340
	ISZ	-1.458	0.072
	YOK	-1.397	0.081
H ₀ : Yatay kesitler arasında bağımlılık yoktur.			
H ₁ : Yatay kesitler arasında bağımlılık vardır.			

Tablo 19’de yer alan yatay kesit bağımlılığı sonuçları incelendiğinde, CSU hariç diğer değişkenlere ait hesaplanan CD test olasılık değerlerinin kritik değer olarak kabul edilen değerlerin üzerinde olduğu tespit edilmiş ve sıfır hipotezi reddedilememiştir. Bu bağlamda IST, EGI, ISZ ve YOK değişkenlerinde yatay kesit bağımlılığının olmadığı belirlenirken, CSU değişkeninin de ise yatay kesit bağımlılığının olduğu tespit edilmiştir. Homojenlik, Pesaran ve Yamagata (2008) delta testleri ile incelenmiştir. Delta test sonuçları, Tablo 20’de gösterilmektedir.

Tablo 20. Homojenlik Delta Test Sonuçları

IST			
$\tilde{\Delta}$	0.699	$\tilde{\Delta}_{adj}$	0.797
Olasılık	0.242	Olasılık	0.213
CSU			
$\tilde{\Delta}$	2.120	$\tilde{\Delta}_{adj}$	2.417
Olasılık	0.017	Olasılık	0.008
EGI			
$\tilde{\Delta}$	2.409	$\tilde{\Delta}_{adj}$	2.747
Olasılık	0.008	Olasılık	0.003
ISZ			
$\tilde{\Delta}$	0.405	$\tilde{\Delta}_{adj}$	0.462
Olasılık	0.343	Olasılık	0.322
YOK			
$\tilde{\Delta}$	1.642	$\tilde{\Delta}_{adj}$	1.872
Olasılık	0.050	Olasılık	0.031
H ₀ : Homojenlik vardır.			
H ₁ : Homojenlik yoktur.			

Delta homojenlik test sonuçları değerlendirildiğinde, IST ve ISZ değişkenlerinin homojen; CSU, EGI ve YOK değişkenlerinin ise heterojen yapıda oldukları tespit edilmiştir. Model 2’de yatay kesit bağımlılığının olduğu CSU değişkeni için ikinci nesil birim kök testi Bai ve Ng (2004) PANİC testi kullanılırken, yatay kesit bağımlılığının olmadığı ve homojen olan değişkenler için birinci nesil birim kök testi olan Levin, Lin ve Chu (2002) testi; heterojen olan değişkenler için ise ve Im, Pesaran ve Shin (2003) testleri kullanılmıştır. Birim kök test sonuçları aşağıda verilmektedir.

Tablo 21. PANIC Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Seviye	Sabit		Sabit ve Trend	
	İstatistik	p-değeri	İstatistik	p-değeri
<u>CSU</u>				
$Z_{\hat{\epsilon}}^c$	-2.5126	0.9940	-1.4864	0.9314
$P_{\hat{\epsilon}}^c$	21.8999	0.9990	31.7425	0.9457
<u>Birinci Fark</u>				
<u>CSU</u>				
$Z_{\hat{\epsilon}}^c$	3.0694	0.0011	2.9906	0.0014
$P_{\hat{\epsilon}}^c$	75.4407	0.0040	74.6845	0.0047

H_0 : Birim kök vardır.

H_1 : Birim kök yoktur.

Not 1: Maks. ortak faktör sayısı 1 olarak alınmış ve bunun yanında maks. gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiştir.

Not 2: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

PANIC birim kök testi sonuçlarına göre düzey değerinde CSU değişkenine ait hesaplanan olasılık değerlerinin kritik değerinin üzerinde olduğu belirlenmiş ve “birim kök vardır” şeklinde olan sıfır hipotezi reddedilememiştir. CSU serisinin birinci dereceden farkları alınarak hesaplanan olasılık değerlerinin ise kritik değerlerin altında olduğu belirlenmiş ve sıfır hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla, CSU değişkeni düzeyde durağan değildir ve birinci dereceden farkı alınarak durağanlaştırılmıştır. Yatay kesit bağımlılığının olmadığı ve homojen yapıda olan değişkenlerin durağanlık sınamaları için gerçekleştirilen LLC testi sonuçları, Tablo 22’de gösterilmektedir.

Tablo 22. LLC Panel Birim Kök Test Sonuçları

	Değişken	İsta.	p-değer	Sabit	Değişken	İsta.	p-değer
Sabit	IST	-0.542	0.293	+	IST	-2.834	0.002
	ISZ	-5.971	0.000	Trend	ISZ	-3.569	0.000
Birinci Fark							
Sabit	Değişken	İsta.	p-değer	Sabit	Değişken	İsta.	p-değer
	IST	-5.208	0.000	+ Trend	IST	-9.360	0.000
H ₀ : Birim kök vardır.							
H ₁ : Birim kök yoktur.							

LLC test sonuçlarına göre, ISZ değişkeninin düzeyde I(0) durağan olduğu tespit edilirken, IST değişkeninin ise birinci dereceden farkı alınarak durağan hale geldiği I(1) olduğu tespit edilmiştir. IPS test sonuçları Tablo 23'te gösterilmektedir.

Tablo 23. IPS Panel Birim Kök Test Sonuçları

	Değişken	İsta.	p-değer	Sabit	Değişken	İsta.	p-değer
Sabit	EGI	2.532	0.994	+	EGI	-1.718	0.042
	YOK	-2.632	0.004	Trend	YOK	-0.732	0.231
Birinci Fark							
Sabit	Değişken	İsta.	p-değer	Sabit	Değişken	İsta.	p-değer
	EGI	-8.190	0.000	+	EGI	-6.607	0.000
	YOK	-11.022	0.000	Trend	YOK	-8.557	0.000
H ₀ : Birim kök vardır.							
H ₁ : Birim kök yoktur.							

IPS test sonuçları incelendiğinde, EGI ve YOK değişkenlerinin düzey değerlerinde durağan olmadığı ve birinci dereceden fark alma işlemi yapılarak durağan hale geldiği belirlenmiştir. Model 2'de PANIC, LLC ve IPS birim kök testlerine göre ISZ haricindeki tüm değişkenlerin I(1) olduğu tespit edilmiştir. Serilerin durağanlığı sağlandıktan sonra model tahmin yöntemi belirleme ve diğer varsayımlara ilişkin

analizler gerçekleştirilmiştir. Tahmin modeli belirleyebilmek için yapılan F, LM ve Honda test sonuçları, Tablo 24'te gösterilmektedir.

Tablo 24. F, LM ve Honda Test Sonuçları

	Test	İstatistik	Olasılık Deđeri
IST	F-grup	1.6271	0.0414
	F-zaman	8.5909	0.0000
	F-iki yönlü	4.3256	0.0000
	LM-grup	0.2867	0.5924
	LM-zaman	138.3024	0.0000
	LM-iki yönlü	138.5891	0.0000
	Honda-grup	0.5354	0.2962
	Honda-zaman	11.7602	0.0000
	Honda-iki yönlü	8.6943	0.0000
	H ₀ : Havuzlanmış model		

F testi sonuçlarına göre grup ve zaman etkilerinin olduđu çift yönlü sabit etkiler modelinin geçerli olduđu belirlenmiştir. Honda ve LM test sonuçlarına göre ise tek yönlü zaman etkisinin olduđu rassal etkiler modelinin geçerli olduđu tespit edilmiştir. Çalışmanın kapsamı dikkate alındığında F testi sonuçlarında elde edilen çift yönlü sabit etkiler modeli ile tahmin edilmiştir. Otokorelasyon ve deđişen varyans test sonuçları, Tablo 25'te gösterilmektedir.

Tablo 25. Değişen Varyans ve Otokorelasyon Test Sonuçları

Sabit Etkiler Modeli İçin		
Değişen Varyans		
Breusch-Pagan-Godfrey LM	63.8654	0.0000
H ₀ : Değişen varyans yoktur. H ₁ : Değişen varyans vardır.		
Otokorelasyon		
Baltagi ve Li (1991) LMP	21.4372	0.0000
Born ve Bretuing (2016) LMP	37.7986	0.0000
Durbin-Watson	1.3650	
H ₀ : Otokorelasyon yoktur. H ₁ : Otokorelasyon vardır.		

Test sonuçları incelendiğinde, Breusch-Pagan-Godfrey LM testine göre modelde değişen varyans sorunun olduğu tespit edilmiştir. Baltagi & Li ve Born & Bretuing ve D-W testlerine göre de modelde otokorelasyon sorununun olduğu da belirlenmiştir. Model 2'de hata terimlerine ilişkin değişen varyans ve otokorelasyon sorunlarının varlığı ortaya çıkarılmıştır. Bu doğrultuda Beck ve Katz tarafından geliştirilen Period SUR (PCSE) panel standart hataları düzelten dirençli tahminci kullanılarak Model 2 tahmin edilmiştir. Model 2 tahmin sonuçları, Tablo 26'da gösterilmektedir.

Tablo 26. Model 2 Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: IST				
Yöntem: Panel En Küçük Kareler				
Örneklem (düzeltilmiş): 2007-2018				
Periyot: 12				
Yatay Kesit: 23				
Toplam panel (dengeli) gözlem: 276				
White period standart hata & kovaryans (no d. f. correction)				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistik	Olasılık Değeri
CSU	22.6230	11.8642	1.9068	0.0577
EGI	0.0746	0.0730	1.0231	0.3073
ISZ	-0.0900	0.0358	-2.5111	0.0127
YOK	0.0495	0.0498	0.9957	0.3204
C	1.3388	0.3407	3.9300	0.0001

R-kare	0.4497	Ort. Bağımlı Değ.	0.5351
Düzeltilmiş R-kare	0.3642	S.S. Bağımlı Değ.	1.1348
S.H. of regresyon	0.9049	Akaike Bilgi Kriteri	2.7652
Resid Kare Ort.	194.8855	Schwarz Bilgi Kriteri	3.2637
Log likelihood	-343.6046	Hannan-Quinn Bilgi Kriteri	2.9653
F-istatistik	5.2569	***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.	
Olasılık(F- istatistik)	0.0000		

Model 2 tahmin sonuçları incelendiğinde, modelin anlamlı ve geçerli olup olmadığının göstergesi konumunda olan F- istatistik olasılık değerinin kritik değerden küçük olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla, kadın istihdam oranı esas alınarak oluşturulmuş Model 2, %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı ve geçerlidir. Modelin bir diğer önemli göstergesi olan modelin açıklayıcı gücü, R^2 'dir. Model 2'nin açıklama gücü %44,97 olarak hesaplanmıştır. Diğer bir deyişle, çalışma süresi, eğitim, işsizlik ve yoksulluk riski açıklayıcı değişkenlerinin, bağımlı değişken olan istihdam oranında meydana gelen değişimlerin %44,97'sini açıkladığı tespit edilmiştir. Model 2'de elde edilen sonuçlara göre, CSU ile IST arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü ilişki tespit edilmiştir. CSU'daki %1'lik değişim, IST'da 22,622'lik artışa yol açmaktadır. ISZ ile IST arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü ilişki tespit edilmiştir. ISZ'deki %1'lik değişim, IST'da 0,090'lık azalışa neden olmaktadır. Diğer taraftan YOK ve EGI ile IST arasında ise istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkiye rastlanılmamıştır. Araştırma kapsamında oluşturulan Hipotez 5 ve 7 reddedilemezken, Hipotez 6 ve 8 ise reddedilmiştir.

3. TARTIŞMA ve SONUÇ

Ülkelerin ekonomik gelişmelerinde önemli bir yere sahip olan istihdama etki eden faktörlerin belirlenmesi, ülkelerin gelişimi açısından araştırılması gerekli bir durumdur. Ülkelerin politika oluşturmalarına katkı sağlayabilecek ve yol gösterici nitelikte olduğu düşünülen çalışmada, erkek ve kadın istihdam oranları

ile eğitim, işsizlik, yoksulluk riski ve haftalık çalışma süresi arasındaki kısa dönemli ilişki incelenmiştir. Bu doğrultuda çalışmada, AB'ye üye olan ve aday ülke konumunda olan ülkelerin cinsiyetler arası istihdam oranlarına etki eden faktörleri 2006-2018 dönemi kapsamında ortaya çıkarmak amaçlanmıştır. Araştırmada, erkek ve kadın istihdam oranı kapsamında iki farklı panel regresyon modeli kurgulanırken, 8 ayrı hipotez oluşturulmuştur. İstihdam ile eğitim, işsizlik, yoksulluk riski ve haftalık çalışma süresi arasındaki ilişki panel veri analiz yöntemi ile araştırılmıştır. Panel veri analizi kapsamında Spearman korelasyon analizi ve varyans şişirme testi (VIF) ile çoklu doğrusal bağlantı ve içsellik; yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil birim kök testi olan Bai ve Ng (2004) PANIC testi ve yatay kesit bağımlılığını dikkate almayan homojen seriler için Levin, Lin ve Chu (2002), heterojen seriler için Im, Pesaran ve Shin (2003) testleri ile serilere ilişkin birim kök süreci, F, LM ve Honda testleri ile tahmin modeli seçimi; Breusch-Pagan-Godfrey Heteroscedasticity LM testi ile değişen varyans; Baltagi ve Li (1991), Born ve Bretuing (2016) ve Bhargava, Franzini ve Narendranathan (1982)'in Durbin-Watson testleri ile otokorelasyon varsayımları sınanmıştır. Model 1 için White panel standart hataları düzelten dirençli tahminci ile tahmin edilirken, Model 2 için ise Period SUR (PCSE) panel standart hataları düzelten dirençli tahminci kullanılarak tahmin edilmiştir.

Erkek istihdam oranı doğrultusunda oluşturulan Model 1 analiz sonuçları incelendiğinde, CSU ve ISZ ile IST arasında anlamlı ve negatif yönlü bir ilişki söz konusu iken, YOK ile IST arasında ise anlamlı ve pozitif yönlü ilişki olduğu gözlenmiştir. Buna karşın EGI ile IST arasında anlamlı bir ilişkiye rastlanılmamıştır. Model 2 sonuçlarına göre CSU ile IST arasında anlamlı ve pozitif yönlü ilişkiye, ISZ ile IST arasında ise anlamlı ve negatif yönlü ilişkiye rastlanmıştır. Öte yandan YOK ve EGI ile IST arasında herhangi bir ilişkiye rastlanılmamıştır.

Çalışmada elde edilen bulgular değerlendirildiğinde; erkeklerin çalışma yaşamına girişlerinin içinde buldukları yoksulluk tarafından belirlendiği, artan çalışma sürelerinin ve artan işsizliğin erkeklerin çalışma yaşamından çekilmelerinde etkili olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Erkekler çoğunlukla tam sürelerle çalışma yaşamında yer aldıkları için çalışma sürelerinde yaşanan bir artış erkeklerin çalışma hayatından çekilmesi yönünde eğilim göstermelerine neden olmaktadır. İşsizlik artışı ise bire birlik bir oran ile erkeklerin istihdamında azalmaya yol açmaktadır. Kadınlarda ise durum tamamen farklıdır. İşsizlik artışı kadınların istihdamında da azalmaya yol açmakla birlikte erkeklerde bire bir olan bu oran kadınlarda daha düşük gerçekleşmektedir. Bunun arka planında ise kadınların temelde daha düşük nitelikli ve daha düşük ücretlerle çalışmaları yer almaktadır, diyebiliriz. Bir başka farklılık ise, çalışma sürelerinde yaşanan artışın kadınların istihdama katılımını artırmasıdır. Kadınlarda esnek sürelerle çalışma erkeklere nazaran daha yüksek olduğu için kadınların tam sürelerle çalışmayı tercih ettiği yorumu yapılabilmektedir. Bir bakıma kadınlar zorunlu olarak kısmi sürelerle çalışmaktadır, denilebilir. Kadın istihdamı ile yoksulluk arasında anlamlı bir ilişki bulunamaması ise, kadınların istihdama katılımını etkileyen temel faktörün özellikle son dönemlerde eğitim düzeylerinin artmasıyla beraber kendini gerçekleştirme güdüsü olduğu söylenebilir. Son olarak kadınlarda eğitim ile istihdam arasında anlamlı bir ilişki bulunamaması ise, Tseloni vd. araştırma bulgularında da desteklediği üzere istihdam ve eğitim arasındaki ilişkinin doğrudan bir ilişki değil ekonomik ve bölgesel anlamda etkileri bulunan dolaylı bir ilişki olması ile ilişkilendirilebilir.

Cinsiyetler arası istihdam oranları ile eğitim, işsizlik, yoksulluk riski ve haftalık çalışma süresi arasındaki kısa dönemli ilişkinin araştırıldığı bu çalışma, incelenen dönem, ülke grubu ve farklı ekonometrik yöntemler kullanılmak suretiyle sonraki çalışmalar tarafından geliştirilebilir.

KAYNAKÇA

- Akgül, T. ve Etcı, H. (2017), "İstihdam Olasılığını Belirleyen Faktörlerin Etkisi Kadın ve Erkeklerde Aynı mı? 2004 ve 2013 Hanehalkı İşgücü Anketleri Üzerinden Bir Analiz", *Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 6(1), 116- 133.
- Aksoy, N., Felek, Ş., Yayla, N. Ve Çeviş, İ. (2019), "Türkiye’de Kadın İstihdamı ve Etkileyen Faktörler", *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 17(3), 146-163.
- Alena, B. (2016), "Gender Unemployment Gaps in the EU: Blame the Family", *IZA Journal of European Labor Studies*, 5(22), 1-31.
- Anyanwu, J. C. ve Augustine, D. (2013), "Gender Equality in Employment in Africa: Empirical Analysis and Policy Implications", *African Development Review*, 25, 400-420.
- Bai, J., Ng, S. (2004), "A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration", *Econometrica*, 72(4), 1127–1177.
- Baltagi, B., Li, Q. (1991), "A Joint Test for Serial Correlation and Random Individual Effects", *Statistics and Probability Letters*(11), 277-280.
- Baussola, M., Mussida, C., Jenkins, J. ve Penfold, M. (2015), "Determinants of the Gender Unemployment Gap in Italy and the United Kingdom: A Comparative Investigation", *International Labour Review*, 154(4), 537-562.

Bhargava, A., Franzini, L., Narendranathan, W. (1982), "Serial Correlation and the Fixed Effects Model", *The Review of Economic Studies*, 49(4), 533–549.

Born, B., Breitung, J. (2016), "Testing for Serial Correlation in Fixed-Effects Panel Data Models", *Econometric Reviews*, 35(7), 1290-1316.

Breusch, T., Pagan, A. (1979), "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation", *Econometrica*(47), 1287–1294.

Chung, H., Lippe, T. (2018), "Flexible Working, Work-Life Balance, and Gender Equality: Introduction", *Social Indicators Research*, 1-17.

Demirtaş, G. ve Yayla, N. (2017), "Küresel Entegrasyonun Kadın İstihdamı Üzerine Etkisi: Ampirik Bir İnceleme", *Journal of Yasar University*, 12(48), 339-349.

Eastin, J. ve Prakash, A. (2013), "Economic Development and Gender Equality: Is There a Gender Kuznets Curve?", *World Politics*, 65(1), 156-186.

Fluchtmann, J., Glenny, A. M., Harmon, N., Maibom, J. (2020), "The Gender Application Gap: Do Men and Women Apply for the Same Jobs?", https://www.researchgate.net/publication/339487294_The_Gender_Application_Gap_Do_men_and_women_apply_for_the_same_jobs, E. T.: 25.06.2020.

Gujarati, D. (2003), *Basic Econometrics*, New York: McGraw Hill Book Co.

Honda, Y. (1985), "Testing the Error Components Model with Non-Normal Disturbances", *Review of Economic Studies*(52), 681-690.

- Im, K., Pesaran, H., & Shin, Y. (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*(115), 53-74.
- Klimczuk, A., & Klimczuk-Kochańska, M. (2016). *Dual Labor Market*, içinde: Naples, N., Wong, A., Wickramasinghe, M., Hoogland, RC. (eds.), *The Wiley-Blackwell Encyclopedia of Gender and Sexuality Studies*, Wiley-Blackwell, Hoboken, New Jersey, 2016, 1-3.
- Kumaş, H. ve Çağlar, A. (2011/2), "Türkiye'de Kadın İstihdamını Belirleyen Faktörler: TÜİK 2009 Hanehalkı İşgücü Anketi Ham Verileri İle Cinsiyete Dayalı Bir Karşılaştırma", *Çalışma ve Toplum*, 249-289.
- Lama, S. ve Majumder, R. (2018), "Gender Inequality in Wage and Employment in Indian Labour Market", *Journal of Academic Research in Economics*", 10(3), 482-500.
- Levin, A., Lin, C., Chu, C. S. J. (2002), "Unit Root Tests İn Panel Data: Asymptotic And Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*(108), 1–24.
- Meyer, C. S., Mukerjee, S. (2007), "Investigating Dual Labor Market Theory for Women", *Eastern Economic Journal* (33), 301-316.
- Parlaktuna, İ. (2010), "Türkiye'de Cinsiyete Dayalı Mesleki Ayrımcılığın Analizi", *Ege Akademik Bakış*, 10(4), 1217-1230.
- Passinhas, J. ve Proença, I. (2020), "Measuring the Gender Disparities in Unemployment Dynamics during the Recession: Evidence from Portugal", *Applied Economics*, 52, 623-636.
- Pesaran, H. (2004), *General Diagnostic Tests For Cross Section Dependence in Panels*, *Cambridge Working Papers in Economics Working Paper*, 435.

Pesaran, H., Yamagata, T. (2008), "Testing Slope Homogeneity in Large Panels",
Journal of Econometrics(142), 50–93.

Reich, M., Gordon, D. M., Edwards, R. C. (1973), "Dual Labor Markets: A Theory
of Labor Market Segmentation", American Economic Review, 63(2),
359-365.

Singley, S. G., Hynes, K. (2005), "Transitions to Parenthood Work-Family
Policies, Gender, and the Couple Context", Gender & Society, 19(3),
376-397.

Smyth, E. (2005), "Gender Differentiation and Early Labour Market Integration
across Europe", European Societies, 7(3), 451-479.

Topalođlu, E. E. (2018), "Bankalarda Finansal Kırılganlıđı Etkileyen Faktörlerin
Panel Veri Analizi ile Belirlenmesi", Eskişehir Osmangazi Üniversitesi
İİBF Dergisi, 13(1), 15-38.

Tseloni, A., Tsoukis, C. ve Emmanouilides, C. (2011), "Globalization,
Development, and Gender Inequality across the World: A Multivariate
Multilevel Approach", Quantitative and Qualitative Analysis in Social
Sciences (QASS), 5(1), 1-25.

EXTENDED ABSTRACT

Introduction

In this study, the relationship between labor market parameters and employment will be analyzed in two different models in order to make a comparative analysis between the gender roles determined by the patriarchal system and the pressure of the labor market-specific in women. The main purpose of the study is to determine how labor market parameters affect the employment of both genders and whether there are overlapping or contradictory factors in these effects, and to determine if these contradictions may arise.

Methodology

In the study, the relationship between the determined variables will be determined by the panel data analysis method. In line with the variables used in the research and the analyzes made on a group basis, two different panel regression models were created. These models consist of horizontal section data and time series data representing countries. The models to be tested in the research were designed based on the employment rate, which is the dependent variable of the research. In line with the difficulty in accessing data before 2006, the analysis period could be determined as 2006-2018. The reason for not including 2019 in the research is that the end of 2019 data will be published in 2020. The 22 EU member and candidate country with one (Turkey) countries could be included in the scope of analysis. As of 2019, while there are 28 countries that are members of the EU, there are 5 countries as candidate countries. In the analyzed period, data of 23 countries whose data can be accessed were analyzed. In the study, it is aimed to determine the factors affecting the gender employment rates of the countries that are members of

the EU and are candidate countries in the period of 2006-2018. The findings to be obtained as a result of the research are intended to provide guidance and useful information to other countries, especially EU countries, in terms of policy formulation.

In the research, panel data regression analysis method was used to determine the relationship between employment rate and education, unemployment, poverty risk and weekly working time. In the research, within the scope of panel data analysis; Multiple linear connection with Spearman correlation analysis and variance inflation test (VIF); Levin, Lin and Chu (LLC) for homogenous series that do not take into account horizontal cross-section dependency, and Im, Pesaran and Shin (IPS) first-generation unit root tests for the heterogeneous series, and stationary process for series, F, LM and Honda tests Selection of prediction model with; Variance varying with Breusch-Pagan-Godfrey Heteroscedasticity LM test; Autocorrelation assumptions were tested by the Durbin-Watson tests of Baltagi and Li (1991), Born and Bretuing (2016) and Bhargava, Franzini and Narendranathan (1982). Finally, the relationship between variables was investigated by using a resistant estimator that corrects the standard errors of the panel developed by model White.

Findings

For model 1 (men); A statistically significant and negative relationship was detected between CSU and IST. 1% change in CSU leads to a decrease of 35,049 in IST. A statistically significant and negative relationship was detected between ISZ and IST. 1% changes in ISZ causes a 1.026 decrease in IST. A statistically significant and positive correlation was found between YOK and IST. 1% changes in YOK causes an increase of 0.225 in IST. While the Hypothesis 1 created within

the scope of the research cannot be rejected, Hypotheses 2, 3 and 4 have been rejected.

For model 2 (women); A statistically significant and positive correlation was determined between CSU and IST. 1% change in CSU leads to 22,622 increases in IST. A statistically significant and negative relationship was detected between ISZ and IST. 1% changes in ISZ causes a decrease of 0.090 in IST. On the other hand, no statistically significant relationship was found between YOK and EGI and IST. While Hypothesis 5 and 7 cannot be rejected, Hypothesis 6 and 8 have been rejected.

Conclusion

When the findings obtained in the study are evaluated; It is concluded that the entry of men into working life is determined by the poverty they are in, increasing working times and increasing unemployment are effective in the withdrawal of men from working life. As men are mostly involved in working life for full periods, an increase in working time causes men to tend to withdraw from working life. The increase in unemployment leads to a decrease in the employment of men with a one-to-one ratio. In women, the situation is completely different. Although unemployment leads to a decrease in women's employment, this ratio, which is one-to-one in men, is lower in women. Against this background, we can say that women work mainly with lower quality and lower wages. Another difference; The increase in working time increases the participation of women in employment. Since working with flexible periods in women is higher than men, it can be interpreted that women prefer to work with full periods. In a sense, can be said that women work for an involuntary part-time. The absence of a meaningful relationship between women's employment and poverty can be said to be the main factor affecting women's participation in employment, especially with the increase in their education

level in the last period. Finally, the lack of a meaningful relationship between education and employment in women, Tseloni et al. As supported by the research findings, the relationship between employment and education is not a direct relationship but an indirect relationship with economic and regional effects.