

**KADIN İSTİHDAMININ EKONOMİK BÜYÜMEYE ETKİSİ:
OECD ÜLKELERİ İÇİN PANEL VERİ ANALİZİ**

Engin DÜCAN
Melike ATAY POLAT

ÖZET

Kalkınma sürecinde sosyal yapıdaki değişimlerin birini temsil eden kadın işgücüne katılım oranı; ekonomik kalkınmanın sağlanması, eğitim düzeyinin yükselmesi, refah düzeyindeki artışlar ve teknolojik gelişmeler neticesinde hızla artmaya başlamıştır. Bu çalışmada, OECD ülkelerinde, kadın iş gücüne katılımının GSYİH üzerindeki etkisi panel veri analizi ile araştırılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, OECD ülkelerinde kadın/erkek işgücüne katılım oranındaki artış GSYİH artışı üzerinde negatif etkilidir ve bu etki G7 ülkeleri için, diğer OECD ülkelerine kıyasla daha yüksektir.

Anahtar Kelimeler: Kadın İstihdamı, Kadın İşgücü, Kadınların İşgücüne Katılım Oranı, Panel Veri Analizi, Driscoll Kraay Tahmincisi

**THE EFFECT OF WOMEN EMPLOYMENT ON ECONOMIC GROWTH:
PANEL DATA ANALYSIS FOR OECD COUNTRIES**

ABSTRACT

Female labor force participation rate, representing one of the changes in the social structure in the development process, has started to increase rapidly as results of economic development, higher education, increases in welfare and technological developments. In this study, the impact of female labor force participation rate on GDP for OECD countries is investigated by panel data analysis method. According to the findings, female/male labor force participation increasing rate has been found to have a negative impact on GDP growth and it is higher for the G7 countries than it is for other OECD countries.

Keywords: Women Employment, Female labour force, Female labor force participation rate, Panel Data Analysis, Driscoll Kraay Estimator

Giriş

Kalkınma kavramı, 1970’li yıllara kadar iktisadi yapıdaki değişimleri içermekte iken zamanla sosyal yapıdaki değişimlerinde dahil edilmesi gerekmiştir. Kalkınma sürecinde sosyal yapıdaki değişimlerin birini temsil eden faktör, kadınların işgücüne katılım oranlarıdır. Buradan hareketle, ülkeler açısından kalkınmanın sürdürülebilirliğinin sağlanmasında kadın istihdamının artırılması önem arz etmektedir. Ancak, burada dikkat çekilmesi gereken bir nokta; kadın istihdamının artırılması ile bir taraftan ekonomik kalkınma sağlanmakta iken, diğer taraftan ekonomik kalkınma kadınların toplumsal ve aile içerisindeki statüsünü olumlu yönde etkilemektedir.

Geçmişten günümüze çeşitli ekonomik faaliyetlerin içerisinde yer alan kadınların işgücüne katılım oranı II. Dünya savaşı ile hızla artmaya başlamıştır. Kalkınma aşamasının ilk yıllarında kadın işgücü tarım sektörü ile sınırlıyken, sanayi devriminin gerçekleşmesi sonucunda hızla sanayi sektörüne kaymıştır. Bilgi ekonomisi ve bilgi teknolojilerinin gelişmesi ile ortaya çıkan yeni ekonomi anlayışı çerçevesinde ise kadın istihdamı bu alana kaymış bulunmaktadır. Kadın istihdamı bu üç sektör içerisinde değerlendirildiğinde özellikle ekonomik büyümenin sağlanması ile birlikte tarım sektöründen kopan işgücünün hizmetler sektörüne kaydığı görülmektedir. Bu gelişmenin önemli nedenleri arasında, kırsal alandan kente göçüş, kadınların eğitilmesi ve ülkede sağlanan sosyal, siyasal ve hukuki hakların eşitliğinin sağlanması sayılabilir.

Dünya nüfusunun yaklaşık yarısını kapsayan kadınların çalışan sayısı oldukça düşüktür. Kadın işgücünün ekonomik faaliyetler içerisinde dahil olmasını engelleyen önemli faktörler vardır. Bu faktörler ekonomik ve sosyal açıdan iki grupta değerlendirilebilmektedir. Kadınların erkeklere kıyasla daha düşük ücretle çalıştırılması ve sosyal güvenliklerinin sağlanmaması ekonomik faktörler iken, kadınların eğitim düzeylerinin düşük olması, gelenekler ve inançlar, toplumsal yapı sosyal faktörlerdir.

Birleşmiş Milletler Kadın Statüsü Komisyonu tarafından 1962 yılında hazırlanan raporla kadınların kalkınmadaki rolü ilk kez ortaya konulmuştur. Sonraki yıllarda da Birleşmiş Milletler tarafından ortaya konulan raporların amaçları arasında, kadınların gelişiminin sağlanması ve cinsiyet eşitliği konusunda dünya çapında bir farkındalığın ortaya konulması yer almaktadır (Asalatha, 2009, s.6). Bu temel amaçların gerçekleştirilebilmesi ise kadınların tarım dışı sektörlerde istihdam edilmesine ve kadın istihdamının tüm bölgelerde artırılmasına bağlıdır.

OECD hükümetlere eğitim, istihdam ve girişimcilik alanlarında cinsiyet eşitsizliğini azaltmaları amacıyla “Toplumsal Cinsiyet Girişimi” (Gender Initiative)’ni başlatarak üye ülkelere cinsiyet eşitsizliğinin azaltılması için politika önerileri ve veri sunmaktadır (Celasun, 2014, s.6).

Kadın işgücünün kalkınma ve büyüme sürecine etkilerinin ortaya konması, bu çalışmanın konusunu oluşturmaktadır. Çalışmanın amacı; kadın işgücünün OECD ülkelerinde kalkınmanın üzerindeki etkisinin incelenmesidir. Araştırmamız üç bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünden sonra ele alınan ikinci bölümde kadın işgücü ile ekonomik kalkınma ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştıran literatür ele alınacaktır. Üçüncü bölümde veri seti, ekonometrik yöntem ve bulgular yer almaktadır. Panel veri analizi yapılan çalışmamızda öncelikle, ele aldığımız OECD ülkelerine ait veri setimizde yer alan her bir değişkenin durağanlıkları incelenmiştir. Daha sonra ilgili testler kullanılarak, veri setimizi temsil eden en iyi modelin belirlenmesi amacıyla,

havuzlanmış model, sabit etkiler modeli ve tesadüfi etkiler modeli arasında tercih yapılmıştır. Uygun model olarak belirlenen sabit etkiler modeli Driscoll-Kraay standart hatalar kullanılarak tahmin edilmiştir. Veri setimizin heterojenliği araştırıldığında, elde edilen parametre tahminlerinin tüm veri setimiz için aynı olmadığı sonucuna varılmıştır. Daha sonra veri setimiz G7 ülkeleri ve diğer OECD ülkeleri şeklinde iki alt grup şeklinde ele alınarak Driscoll-Kraay standart hatalarla tahmin edilmiştir.

1. Kadın İstihdamı ve Ekonomik Büyüme İlişkinin Literatür

Önemli bir üretim faktörü olan kadın işgücü; bir taraftan ülkelerin ekonomik büyümelerinin sürdürülebilmesinde önem arz etmekte iken, diğer taraftan kadınların eğitim ve sağlık düzeylerindeki artışa bağlı olarak çocuk ölüm oranlarını da azaltan bir faktör olarak karşımıza çıkmaktadır. Kadın istihdamına farkındalığın artması pek çok araştırmacıyı çeşitli ülke veya ülke grupları için istatistiksel ve uygulamalı çalışmalarla kadın konusunu sosyal, siyasal ve ekonomik açıdan irdelemeye yönlendirmektedir.

Konuya ilişkin çalışmalar incelendiğinde çoğunlukla genel istihdam verilerinin ekonomik büyüme veya kalkınmaya etkilerinin incelendiği görülmektedir. Kadın istihdamı ile ekonomik büyüme ilişkisini inceleyen ilk çalışmalar ise sınırlı sayıdadır. Bu çalışmalar arasında Barro ve Sala-i Martin (1991), Grosman ve Helpman (1991), Kim ve Lau (1996), Galor ve Weil (1996), Jones (2001), Prskawets ve Kögel (2001), Lucas (2002), Mc Dermott (2002), Tamura (2002), Doepke (2002), Galor ve Weil (2002), Greenwood (2002) ve Galor ve Mountford (2003) gelmektedir.

Baliamoune-lutz (2007), çalışmasında Sub-Saharan Afrika ülkeleri ve Arap ülkelerinde kadın işgücüne katılım oranı ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmasının sonucunda bahsedilen ülkelerde kadın işgücüne katılım oranı ile ekonomik büyüme arasında negatif bir ilişki olduğu ortaya konmuştur.

Luci (2009), çalışmasında işgücü piyasasında cinsiyet eşitsizliklerinin ekonomik büyüme etkisini incelemiştir. Kadınların işgücüne katılımı ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkiye sahip iken, büyümenin kadınların işgücüne katılımı üzerindeki etkisi ise belirsizdir. Ekonomik büyüme başlangıçta kadınların işgücüne katılımını azaltmakta iken uzun dönemde ise artırmakta olduğunu tespit etmiştir.

Lahoti ve Swaminathan (2013), Hindistan ekonomisi için dinamik EKK yöntemini kullanarak kadın işgücüne katılım oranı ile ekonomik büyüme arasında U-biçimli eğrinin geçerliliğini test etmişlerdir. Çalışmanın sonucunda ekonomik kalkınma seviyesi ile emek piyasasında kadınların işgücüne katılım oranları arasında önemli bir ilişkinin olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Ceesay (2013), çalışmasında 18 ülke için 1980-2010 döneminde eğitimde cinsiyet eşitsizliğinin etkisini, işgücüne katılım ve GSYH üzerindeki etkilerini araştırmıştır. Çoğu ülkedeki sonuçlara göre açıklık, nüfus artışı ve yatırımlar gibi cinsiyet eşitsizliğinin etkileri kontrol edilirse kadın ve erkeklerde işgücüne katılım oranının büyüme etkisinin yüksek olacağını belirtmiştir. Diğer taraftan, ortaöğretimdeki kadın ve erkek oranlarının büyüme üzerindeki etkisi kadın ve erkek yükseköğretim mezunlarına kıyasla daha büyüktür. Sonuç olarak, 18 ülkede de eğitimin büyüme etkisinin daha yüksek olduğu görülmektedir.

Lenchman ve Kaur (2015), 1990-2012 dönemine ait 162 ülke için kadın işgücüne katılım oranı ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi panel veri analiz yöntemi ile incelemiştir. Analizde yer alan ülkeler düşük gelirli, düşük orta gelirli,

yüksek orta gelirli ve yüksek gelirli ülkeler olarak dört gelir gurubuna ayrılarak analize dahil edilmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, ülke gruplarında kadın işgücüne katılma oranı ve ekonomik büyüme arasında ilişkinin varlığını tespit etmişlerdir.

Kadın ve ekonomik büyüme ilişkisini Türkiye için ele alan çalışmalar da mevcuttur. Tansel (2002), Türkiye’de 67 il için kadınların işgücüne katılımı ve ekonomik büyümenin düzeyi arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. Sonuç olarak, işgücüne katılım oranının ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediğini tespit etmiştir.

İnce ve Demir (2006), kadınların işgücüne katılımları ile eğitim düzeyi, büyüme oranı ve işsizlik arasındaki ilişkiyi Türkiye ekonomisi için zaman serisi regresyon analizi ile incelemişlerdir. Sonuç olarak, eğitim düzeyinin kadınların işgücüne katılımları üzerinde anlamlı ve pozitif bir etkisini bulmuşlardır.

Berber ve Eser (2008), Türkiye’de kadın istihdamının mevcut durumunu incelemişler, Türkiye’de yıllar itibarıyla artış gösteren kadın istihdamının 2002 yılından itibaren düşme eğilimine girdiğini tespit etmişlerdir. Ayrıca, kadın çalışanların çoğunlukla tarım sektöründe istihdam edilmesine rağmen bu oranın son yıllarda düşerek hizmetler sektörüne kaydığı gözlemlenmiştir. Bu gelişmelerden dolayı kadınların işteki durumlarının da değiştiği ifade edilmiştir. Kadınlar ücretsiz aile işçisi olmaktan çıkmış ücretli ve yevmiyeli olarak çalışmaya başlamışlardır.

Günsoy ve Özsoy (2012), yaptıkları çalışmada, Türkiye için 2005-2011 döneminde kadınların eğitim durumlarına göre işgücüne katılmalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini VAR yönteminden yararlanarak analiz etmişlerdir. Çalışmanın sonucuna göre büyümeyi en fazla artıran değişken meslek lisesi mezunu kadınların işgücüne katılım oranlarıdır. Bunu takip eden diğer değişken ise yükseköğretim mezunu kadınların işgücüne katılımıdır.

Er (2012), kadın istihdamının ekonomik büyüme üzerine etkisini 187 ülke için 1998-2008 döneminde araştırmıştır. Çalışmanın sonucunda kadın istihdamındaki artışın ekonomik büyümeyi artırdığını ortaya koymuştur.

Özdemir ve diğ. (2012), çalışmalarında istatistiki verilerden hareketle geçiş ekonomilerinde kadın işgücünün yapısı, eğitim düzeyi ve ekonomik büyüme oranları arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Geçiş ekonomilerine ait istatistiki tablolardan hareketle bahsedilen ülkelerde kadın istihdamının yeterli düzeyde olmadığı görülmüştür. Özellikle küresel krizin Doğu Avrupa grubu geçiş ekonomilerinde kadın işsizliğine neden olduğu görülmektedir. Kafkas ve Merkezi Asya grubu geçiş ekonomilerinde ise kalkınmışlık seviyesinin düşüklüğüne de bağlı olarak kadın işsizliği daha düşüktür.

Korkmaz ve diğ. (2013), çalışmalarında Türkiye’deki kadın istihdamının iş pazarı açısından gelişmiş bir ülke olan ABD’deki kadın istihdamına göre nerede bulunduğunu ve buna etki eden faktörlerin neler olduğunu belirlemek amacıyla temel istatistikleri karşılaştırmışlar ve iki ülke arasındaki farkları belirlemişlerdir. Ayrıca, GSMH ve istihdam arasındaki ilişkinin ölçüsü ve yönü regresyon ve Granger nedensellik analizleri ile tespit edilmiştir. Sonuç olarak, Amerika’nın sanayideki kadın istihdamı ve sektör dağılımları, Türkiye kadın istihdamı rakamlarından farklı bulunmuştur. Amerika’da 2000’li yıllardan itibaren kadın istihdamının gelişimi yüzde beş Türkiye’de ise bu oran yüzde 25’tir. İşgücüne katılım oranları açısından ise Amerika’daki katılım oranlarının yüzde 50 düzeyinde, Türkiye’de ise bu oranın yüzde 25 düzeyinde kaldığı görülmektedir. Ayrıca, Amerika’da kadınlar yüksek eğitim

düzeyinin gerektirdiği yönetsel işlerde istihdam edilirken, Türkiye’de çalışan kadınların balıkçılık ve zirai sektörlerde istihdam edildiği görülmektedir. Diğer önemli bir sonuç ise ABD’de GSMH artışı kadın istihdamı artışına neden olurken Türkiye’de GSMH ile kadın istihdamı arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Korkmaz ve Alacahan (2013), çalışmalarında kadın istihdamı ile toplam istihdam arasındaki ilişki ve istihdamın GSYH üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Bundan hareketle Türkiye’de sektörler göre kadın istihdamı, illere ve sektörler göre toplam istihdam rakamları, illere göre sigortalı sayısı ve işsizlik sigortası başvuruları ile GSYH verileri yatay kesit verisi yöntemi ile analize dahil edilmiştir. Ayrıca, cinsiyete göre istihdamın GSYH üzerindeki etkisini belirleyebilmek için 2008-2012 yılları arasında çeyrek dönemlik veriler kullanılarak regresyon modeli uygulanmıştır. Çalışmada kullanılan yöntemler temel istatistikler, grafiksel gösterim, korelasyon analizi ve regresyon modelleridir. Yazar, kadın istihdamı ile ilgili istatistiklerin değerlendirilmesi ve toplam istihdam içerisinde kadın istihdamının payını ve etkisini araştırdığı çalışmada aşağıdaki bulguları tespit etmiştir:

- Türkiye’de kadın istihdamının lokomotif sektörü perakende ticaret sektörüdür. Bu sektörde istihdam edilen kadın sayısı toplam istihdam edilen kadın sayısının yüzde 12,7’sini oluşturmaktadır. Eğitim ve giyim eşyaları imalat sektörlerinin de içerdiği ilk üç sektör toplam kadın istihdamının yüzde 29,2’sini oluşturmaktadır.
- Perakende sektörü aynı zamanda sigortalı çalışanlar açısından da en yüksek orana sahip olan sektördür.
- Kayıt dışı istihdamının azaltılması amacıyla çıkarılan yasalar neticesinde sigortalı çalışan endeksinde yıllar itibariyle bir iyileşme söz konusudur. Sigortalı çalışan endeksi 2008 yılından itibaren artmıştır. Dolayısıyla çalışanların daha fazla kayıt altına alınması ve sosyal güvenceye sahip olması mümkün olmuştur.
- İstanbul ili nüfus yoğunluğunun yüksek olmasının yanında kadın istihdamı açısından da yüksek bir orana sahiptir.
- Kadın istihdamında mevsimsel koşulların istihdam rakamlarına etkisi de analiz edilmiştir. Buna göre en yüksek istihdam rakamlarının kış aylarında, en düşük istihdam rakamlarının ise yaz aylarında olduğu tespit edilmiştir.
- Kadın ve erkek istihdamı aynı seyirde gelişim göstermektedir. Fakat, kadın istihdamında ortaya çıkan değişim oranları erkeklere göre daha yüksektir.
- İstihdamın GSYH üzerine etkisi incelendiğinde ise kadın istihdamının erkek istihdamına göre büyüme üzerindeki etkisi daha yüksektir.

Celasun (2014), çalışmada kadınların işgücüne katılımı ve büyüme ilişkisini OECD ülkeleri ve Türkiye karşılaştırması yaparak değerlendirmiştir. Türkiye’de OECD ülkelerinin aksine (Macaristan ve Çek Cumhuriyeti hariç) iş gücüne katılım oranları 1981-2001 yıllarında azalmıştır. Yazar, işgücüne katılım oranlarının düşmesinin sebebi olarak insan kaynaklı politikaları ve piyasa hatalarını göstermiştir.

Doğan ve Kaya (2014), kadınların işgücüne katılımının bir ülkenin ve aynı zamanda bir bölgenin kalkınması açısından önemine değinmiştir. Türkiye’deki bölgesel gelişme farklılıklarının kadınların işgücüne katılım oranlarında da farklılıklar oluşturduğu gerekçesinden hareketle, TRC2 bölgesi için kadınların işgücüne katılım oranlarının artırılmasının bölgenin kalkınmasına da yardımcı olacağını ifade etmiştir. TRC2 bölgesinde yer alan kadınların toplumsal durumlarının ülkenin diğer bölgelerle

karşılaştırıldığında geri düzeyde olduğuna vurgu yapmış ve bu sorunu bölgenin sosyo-ekonomik açıdan geri kalmışlığına bağlamıştır.

2. Veri Seti, Ekonometrik Yöntem ve Bulgular

2.1. Veri Seti ve Yöntem

Bu çalışmada, OECD ülkelerinde kadın işgücü ile GSYİH arasındaki ilişki ekonometrik olarak incelenmektedir. Bu kapsamda, işgücüne katılım oranı, ekonomik olarak aktif ve çalışan nüfusu temsil etmekte olup mal ve hizmetlerin üretimi için emek arzını göstermektedir. Dolayısıyla, çalışmada ele alınan kadın/erkek işgücüne katılım oranı ile büyüme üzerinde nasıl bir etkiye sahip olacağı araştırılmaktadır. Diğer taraftan, dışa açıklık oranının eklenmesinin sebebi ise ihracat ve ithalatın GSYİH'yı nasıl ve ne yönde etkilediğini araştırmaktır. Doğrudan yabancı yatırımların kaynak kullanımı ve teknolojik yeniliklerin ülke ekonomileriyle tanıştırılması açısından GSYİH üzerindeki etkisi de kaçınılmazdır.

Çalışmada kullanılan veriler Dünya Bankası web sitesinden alınmıştır ve 2007-2014 yılları arasında kapsamaktadır. Analizler Eviews 8.0 ve Stata 13 paket programları kullanılarak yapılmıştır. GSYİH'nın yüzde artış oranı (YGDP)'nin bağımlı değişken olduğu modelde açıklayıcı değişken olarak ilgili literatür de araştırılarak, Kadın/Erkek işgücüne katılım oranı (KEIG) yanında, dışa açıklık (DISAACIK), doğrudan yabancı yatırım girişleri (DYY), nüfus artış oranı (NUFUSART), döviz kuru (DOVIZ) ve enflasyon oranı (ENF) kullanılmıştır.

$$YGDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 KEIG_{it} + \beta_2 DISAACIK_{it} + \beta_3 DYY_{it} + \beta_4 NUFUSART_{it} + \beta_5 DOVIZ_{it} + \beta_6 ENF_{it} + u_{it}$$

2.1.1. Panel Birim Kök Testi

Modelin tahmininden önce serilerin durağanlığının kontrol edilmesi gerekmektedir. Bilindiği üzere durağan olmayan veriler ile çalışıldığında test istatistikleri güvenilirliğini yitirecek ve değişkenler arasında sahte regresyon (superior regression) problemi ortaya çıkabilecektir (Granger ve Newbold, 1974). Çalışmada 1. nesil birim kök testlerinden olan ve boş hipotez “ortak bir birim kökün varlığı”nı test eden Levin, Lin ve Chu (LLC) (2002) testleri ile “bireysel birim kökün varlığı”nı test eden Im, Pesaran ve Shin (IPS) (2003) ile Maddala ve Wu (1999) ve Choi (2001) panel birim kök testleri kullanılmıştır. LLC (2002) (1) numaralı Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) denklemini kullanmıştır.

$$\Delta y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + X'_{i,t} \delta + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Burada $i = 1, 2, \dots, N$ yatay kesit birimleri, $t = 1, 2, \dots, T$ zamanı göstermektedir. $X_{i,t}$ herhangi bir sabit etki veya bireysel trend bileşeni içeren dışsal değişkenleri, $\varepsilon_{i,t}$ bağımsız hata terimlerini, p_i gecikme uzunluğunu göstermektedir. Serinin durağan olmadığını ifade eden temel hipotez $H_0 : \alpha = 0$ ve alternatif hipotez $H_1 : \alpha < 0$ şeklindedir.

Uygun gecikme uzunluğu belirlendikten sonra $\Delta y_{i,t}$ ve $y_{i,t}$ için bu değişkenlerin gecikmeli değerlerinin ve deterministik değişkenlerin açıklayıcı değişken

olarak yer aldıkları modeller tahmin edilir. Daha sonra söz konusu bu iki modelden $\hat{e}_{i,t}$ ve $\hat{v}_{i,t-1}$ şeklinde hata terimleri elde edilir (Levin, Lin ve Chu, 2002, s.6).

$$\hat{e}_{i,t} = \Delta y_{i,t} - \sum_{L=1}^P \hat{\theta}_{i,L} \Delta y_{i,t-L} - \hat{\alpha}_i - \hat{\delta}_i t \quad (2)$$

$$\hat{v}_{i,t-1} = y_{i,t-1} - \sum_{L=1}^P \hat{\theta}_{i,L} \Delta y_{i,t-L} - \hat{\alpha}_i - \hat{\delta}_i t \quad (3)$$

Tüm yatay kesitlerdeki heterojenliği kontrol etmek için $\hat{e}_{i,t}$ ve $\hat{v}_{i,t-1}$ değişkenleri denklem (1)'de verilen regresyon modelinin standart sapmalarına bölünerek standardize edilir.

$$\hat{e}_{i,t} = \frac{\hat{e}_{i,t}}{\hat{\sigma}_{\hat{e}_i}}, \quad \hat{v}_{i,t-1} = \frac{\hat{v}_{i,t-1}}{\hat{\sigma}_{\hat{e}_i}}$$

Standardize edilmiş bu yeni değerler kullanılarak aşağıdaki model elde edilir.

$$\hat{e}_{i,t} = \delta \hat{v}_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (4)$$

LLC (2002) $H_0: \delta = 0$ hipotezi için aşağıdaki düzeltilmiş t-istatistiğini önermişlerdir.

$$t_{\rho}^* = \frac{t_{\rho} - N \bar{T} \hat{\sigma}_{\hat{e}}^{-2} sh(\hat{\rho}) \mu_{m\bar{T}}^*}{\sigma_{m\bar{T}}^*} \quad (5)$$

t_{ρ}^* , $H_0: \delta = 0$ hipotezi için standart t-istatistiğini, σ^2 hata terimi $u_{i,t}$ nin beklenen varyansını, $sh(\hat{\rho})$ ise $\hat{\rho}$ 'un standart hatasını; $\bar{T} = T - \left[\sum_i p_i / N \right] - 1$ ifade etmektedir.

N sayıda yatay kesit birime ait zaman serileri verilerinden elde edilen bilgilerin birleştirildiği IPS (2003) birim kök testinde, söz konusu serilerin durağanlık sonuçları bir araya getirilir ve özellikle küçük örnekler üzerinde dah etkilidir (Harris ve Sollis, 2003, s.78). LLC (2002) test istatistiğini modifiye edilmiş bir versiyonu olan IPS (2003) testinde, panel veri setindeki her bir birim için hesaplanan t istatistiğinin ortalamasını temel almaktadır. Her bir yatay kesit için (1) nolu ADF denklemini tahmin ederek α_i 'ler için hesaplanan t istatistiklerinin ortalaması alınır.

$$\bar{t}_{N,T} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{i,T} \quad (6)$$

“ $H_0: \rho_i = 0$ ” (tüm i'ler için panel birim kök vardır) ve “ $H_0: \rho_i < 0$ ” (bazı i'ler için panel birim kök yoktur) şeklindeki hipotezler (7) numaralı denklemde verilmiş olan standardize edilmiş t-istatistiği kullanılarak sınanır.

$$W_t = \frac{\sqrt{N} (\bar{t}_{N,T} - N^{-1} \sum_{i=1}^N E(t_{i,T}))}{N^{-1} \sum_{i=1}^N v(t_{i,T})} \quad (7)$$

ADF regresyonunun t-istatistiklerine ait beklenen ortalama $E(t_{i,T})$ ve beklenen varyans $v(t_{i,T})$ değerleri değişik zaman kesitleri için IPS (2003) modelinde yer almaktadır.

Maddala ve Wu (1999) ve Choi (2001), testleri LL ve IPS testlerinden farklı olarak dengeli bir panele ihtiyaç duymaz ve parametrik değildir. Maddala ve Wu (MW) testi DF testiyle bağlantılı kullanıldığında hipotezleri IPS testlerindekiyle aynı olur (Gangadharrao ve Wu, 1999, s.636).

$$H_{0,MW} : \gamma_i = \gamma = 0 \quad \text{her } i \text{ için}$$

$$H_{A,MW} : \gamma_i < 0 \quad \text{her } i = 1, 2, \dots, N \text{ ve } \gamma_i = 0 \text{ için } i = N_1 + 1, \dots, n$$

MW testinde bireysel ADF istatistiğinin ortalaması yerine p (olasılık) değerlerinin toplamı alınmaktadır. π_i , i. yatay kesit birimi için DF birim kök testinden elde edilen p-değerini göstermek üzere

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln \pi_i \quad (8)$$

H_0 temel hipotezi altında 2N serbestlik derecesinde, P asimptotik olarak χ^2 dağılımlıdır.

Choi (2001), Fisher'in P test istatistiğinin ötesinde birincisi normal, ikincisi logit olmak üzere iki farklı test önermiştir.

$$Z = \left(\frac{1}{\sqrt{N}} \right) \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(P_i) \quad (9)$$

burada, Φ standart normal kümülatif dağılım fonksiyonudur. $0 \leq P_i \leq 1$ olduğundan, $\Phi^{-1}(P_i)$ bir $N(0,1)$ rassal değişkendir ve $T_i \rightarrow \infty$ iken tüm i'ler için geçerlidir (Choi, 2001, s.254-255).

$$L = \sum_{i=1}^N \ln(p_i / 1 - p_i) \quad (10)$$

burada, $\ln(p_i / 1 - p_i)$ ifadesi "0" ortalama ile $\frac{\pi^2}{3}$ varyansı lojistik dağılıma sahiptir.

($T_i \rightarrow \infty$) gittikçe tüm i'ler içindir ve $\sqrt{ML} \Rightarrow t_{5N+4}$ ifadesinde $m = \frac{3(5N+4)}{\pi^2 N(5N+2)}$ 'dir.

2.1.2. Panel Veri Regresyon Analizi

Panel veriler her biri kendisine has özelliklere sahip birçok birimin bir araya gelmesi ile oluşmaktadır. Panel veri analizlerinde veri setinin yapısını yansıtacak farklı modeller kurulabilmektedir. Bu modeller birbirlerine karşı çeşitli avantaj ve dezavantajlara sahip olan farklı yöntemlerle tahmin edilebilmektedir. Havuzlanmış EKK yönteminde sabit ve eğim parametrelerinin birimlere ve zamana göre değişmediği dolayısıyla birim ve/veya zaman etkilerinin olmadığı varsayımı altında tahmin yapmaktadır. Sabit etkiler modeli yaklaşımında sabit terim ve eğim katsayıları birey veya ülkeler ve/veya zaman için değişmez kabul edilmektedir. Birim sabit etkiler

modeli, ülkeler arasındaki farklılıkların sabit terimdeki farklılıklarda yakalanabildiğini varsayarken (Wooldridge, 2012, s.485), tesadüfi etkiler modelinde ise söz konusu farklılıkların hata terimi gibi tesadüfi bir değişken olarak ele alınır (Park, 2011, s.8).

$$\text{Havuzlanmış Model: } Y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (11)$$

Burada i indisi, yatay kesit birimleri; t indisi, zaman kesitini göstermektedir. k, belirli bir açıklayıcı değişkeni ifade etmektedir. Y_{it} ve X_{it} , i. birimin t zaman dilimindeki değeri olmak üzere, sırasıyla bağımlı ve bağımsız değişkenleri göstermektedir. u_{it} hata terimlerini göstermekte ve β_0 ve β_k sabit ve eğim parametreleridir.

$$\text{Sabit Etkiler Modeli: } Y_{it} = \beta_{0i} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (12)$$

Sabit etkiler modelinde, bağımsız değişkenlerin hata terimi ile korelasyonsuz olduğu varsayımı yapılırken, birim etki ve bağımsız değişkenlerin korelasyonlu olduğu kabul edilmektedir. Bu modelde X_{it} 'nin u_{it} 'den bağımsız olduğu ve $u_{it} \sim iid(0, \sigma_u^2)$ olduğu varsayılır. Burada, eğim katsayısı β zaman ve bireyler boyunca sabitken, sabit terim β_i zaman boyunca sabit olup bireyler boyunca farklılaşmaktadır.

$$\text{Tesadüfi etkiler Modeli: } Y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + (u_{it} + \mu_i) \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (13)$$

olarak ifade edilebilmektedir. Tesadüfi etkiler modelinde birim etki, sabit parametre içerisinde değil, hata payı içerisinde yer almaktadır. Çünkü birim etki burada sabit değil tesadüfidir (Hsiao, 2003, s.31). Burada u_{it} artık hataları, μ_i birim hatayı göstermektedir.

2.2. Ampirik Bulgular

Çalışmanın amacına uygun olarak gerçekleştirilen ön testler ışığında veri setine uygun ekonometrik model belirlenmiş ve tahmin edilmiştir. Daha sonra elde edilen ampirik bulgular istatistiki hipotezler ışığında yorumlanmıştır. Kurulan ekonometrik modelin tahmini aşamasına geçmeden önce kullanılan değişkenlere ait verilerin durağanlıkları araştırılmıştır. Serilere sırasıyla “sabitli model” ve “sabitli ve trendli model” için birim kök testleri uygulanmış ve sonuçları Tablo 2’de sunulmuştur.

Tablo 2. Birim Kök Testi Sonuçları

Test Yöntemi	I(0) Sabitli Model				I(0) Sabit ve Trendli Model			
	LLC	IPS	Maddala ve Wu	Choi	LLC	IPS	Maddala ve Wu	Choi
YGDP	-14.58***	-13.39***	300.32***	310.93***	-12.28***	-11.11***	237.15***	367.67***
KEIG	-7.76***	-0.52	89.44**	126.55***	-1.17	-1.79**	119.43***	73.92
DISAACIK	-2.33***	0.64	59.13	59.90	-3.77***	-3.19***	103.63***	89.97***
DYY	-6.24***	-6.31***	171.83***	197.03***	-9.81***	-9.89***	222.93***	221.41***
NUFUSART	-1.99***	-4.44***	158.00***	115.57***	-3.64***	-8.48***	239.64***	144.52***
DOVIZ	-8.81***	-7.21***	123.00***	109.30***	-0.29	-0.57	63.14	312.21***
ENF	-32.87***	-21.44***	375.24***	568.89***	-54.13***	-19.01***	496.37***	766.05***

***, **, ve * sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Uygun gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Maddala ve Wu ve Choi testlerinde Barlett kernel metodu kullanılmış ve Bandwith genişliği Newey-West yöntemi ile belirlenmiştir.

Elde edilen bu sonuçlara göre tüm değişkenler birim seviyelerinde durağan çıktığından 1. fark değerleri için ayrıca durağanlık analizi yapılmayıp ve seviye değerleri ile analize alınmışlardır.

2.2.1. Uygun Panel Regresyon Tahmin Yönteminin Belirlenmesi

Bu bölümde, gözlenemeyen etkiler veya birim ve zaman etkileri olarak da adlandırılan etkilerin panel veri modelimiz için söz konusu olup olmadığı araştırılmıştır. İlk olarak sabit etkiler ve tesadüfi etkiler modellerinin geçerlilikleri klasik modele karşı test edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre veri setimiz için klasik modelin uygun olmadığı sonucuna varılmış ve Hausman testi yardımıyla tesadüfi etkiler ile sabit etkiler modellerinden hangisinin daha uygun olacağı araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlar tablo 3'de sunulmuştur.

Tablo 3. Havuzlanmış Model, Sabit Etkiler ve Tesadüfi Etkiler Modelleri Arasında Tercih

Test	Hipotez	Sonuç
F-Testi	H ₀ : Klasik model uygundur.	F(33, 716) = 2,46***
	H ₁ : Sabit etkiler modeli uygundur.	Prob: 0.0000
	H ₀ : $\mu_i = \lambda_i = 0$	H ₀ hipotezi reddedilir.
Likelihood-ratio test (Olabilirlik Oranı Testi)	H ₀ : Klasik model uygundur.	χ^2 [2] 308.290***
	H ₁ : Tesadüfi etkiler modeli uygundur	Prob: 0.0000
	H ₀ : $\sigma_\mu = \sigma_\lambda = 0$	H ₀ hipotezi reddedilir.
Hausman Testi	H ₀ : Katsayılar arasındaki fark sistematik değildir.(Tesadüfi Etkiler Modeli geçerlidir).	χ^2 [4] 1.39
	H ₀ : Sabit etkiler tahmincisi geçerlidir.	Prob: 0.8464
	H ₀ : Sabit etkiler tahmincisi geçerlidir.	H ₀ hipotezi reddedilemez.

***, **, ve * sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerini; köşeli parantezler serbestlik derecelerini göstermektedir.

Tablo 3'de verilen sonuçlar aşama aşama incelenecek olursa, ilk olarak değişkenlere ait verilerin birimlere ve/veya zamana göre değer aldığı kısıtsız model, birimlere göre farklılığın önemli olmadığı kısıtlı model ile karşılaştırılmış ve F testi ile sınanan H₀ hipotezi reddedilerek sabit etkilerin olduğu sonucuna varılmıştır. Daha sonra, veri setimizde tesadüfi etkilerinin varlığının sınanması için LR olabilirlik oranı testi kullanılmış ve H₀ hipotezi reddedilerek klasik modele kıyasla tesadüfi etkiler modelinin daha uygun olduğu sonucuna varılmıştır. Elde edilen bu iki sonucun ardından Hausman testi ile veri setimiz için sabit etkiler ve tesadüfi etkiler modellerinin geçerlilikleri karşılaştırılmıştır. Elde edilen bulgulara göre veri setimiz için uygun modelin sabit etkiler modeli olduğu sonucuna varılmıştır. Sabit etkiler modelinin grup içi tahmin yöntemi kullanılarak elde edilmiş sonuçları Tablo 4'ün ilgili sütununda sunulmuştur.

Tablo 4. Sabit Etkiler Modeli Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: YGDP	Grup İçi Tahmin Yöntemi	Driscoll-Kraay Tahmincisi
YGDP _(t-1)	0.270***	0.261***
KEIG	-0.156***	-0.160**
DISAACIK	2.129***	2.189
DYY	0.000***	0.000**
NUFUSART	0.221	0.252
DOVIZ	-0.002	-0.003*
ENF	-0.023*	-0.027***
Sabit	11.905***	12.198**
R ² (Grup İçi)	0.1836	0.21
R ² (Gruplar Arası)	0.1109	
R ² (Toplam)	0.1174	
(σ_{μ}) birim hata ögesinin standart sapması	1.698	
(σ_u) atık hata ögesinin standart sapması	2.702	
(ρ) Rho – birim hata varyansı / birleşik hata varyansı	0.283	
Değiştirilmiş Wald Testi (H ₀ : H ₀ : $\sigma_i^2 = \sigma^2$)	923.38***	
Bhargava, Franzini ve Narendranathan'ın Durbin-Watson testi	AR (1) 1.83 \cong 2 (old. Otokorelasyon yoktur)	
Baltagi-Wu, LBI Testi	1,91 \cong 2 (old. Otokorelasyon yoktur)	
Pesaran CD testi (H ₀ : Birimler arası korelasyon yoktur)	51.424*** H ₀ red. Birimler arası korelasyon vardır.	

***,**,ve * sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir (P>|z| için). Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini, köşeli parantezler serbestlik derecelerini göstermektedir.

Değiştirilmiş Wald testi sonucuna göre H₀ hipotezi reddedilmiş ve birimlere göre heteroskedasite olduğu sonucuna varılmıştır. Bhargava, Franzini ve Narendranathan'ın Durbin-Watson testi ve Baltagi-Wu, LBI Testleri sonuçları yaklaşık olarak \cong 2 olduğundan hata terimlerinde otokorelasyon sorunu yoktur. Pesaran CD testi ile birimler arası korelasyonun varlığı sınanmış ve H₀ hipotezi reddedilerek birimler arası korelasyon olduğu anlaşılmıştır. Bu durumda varyanslar ve dolayısıyla standart hatalar, t ve F istatistikleri ile R² 'nin güven aralıklarının geçerliliği etkileneceğinden model Driscoll ve Kraay tahmin yöntemiyle tahmin edilmiştir. Driscoll-Kraay tahmincisi, T ve N'nin büyük olduğu panel veri setlerinde heteroskedasite durumunda tutarlı; uzamsal ve dönemselsel korelasyonun tüm genel formları için dirençli standart hatalar üretmektedir (Driscoll ve Kraay, 1998). Driscoll-Kraay tahmin yöntemi sonuçlarına göre bir önceki senenin GSYİH'sının cari değeri üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı etkisi vardır. Bir önceki yılın GSYİH yüzde değişimindeki bir birimlik oransal artış cari dönem GSYİH yüzdelerindeki artışın oransal olarak 0,20 birim arttırmaktadır. KEIG değişkeninin işaretinin de negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması erkek işgücüne katılımına oranla kadın işgücüne katılım oranındaki artışın GSYİH artışı üzerinde negatif bir etkisi olduğunu

göstermektedir. (Kadın/Erkek) işgücüne katılım oranındaki bir birimlik oransal artış GSYİH yüzdelik artışını oransal olarak 0.16 azaltmaktadır.

Diğer açıklayıcı değişkenlerden, dışa açıklık oranı katsayısı grup içi tahmin yönteminde istatistiksel olarak anlamlı iken Driscoll-Kraay standart hatalarla yapılan tahminde anlamsız bulunmuştur. DYY değişkenin katsayısı ise istatistiksel olarak anlamlı bulunmasına rağmen sifıra oldukça yakın çıkmıştır. Nüfus artışı her iki yöntem sonuçlarında da istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Döviz kuru ve enflasyon değişkenlerinin her ikisinin de GSYİH yüzde değişimi üzerindeki etkisi negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Kadın işgücüne katılım oranının GSYİH'yı etkilemesi, Balamoune-lutz (2007)'in Sub-Saharan Afrika ülkeleri ve Arap ülkeleri ekonomisi için yapmış olduğu panel veri analiziyle benzerlik göstermektedir.

2.2.2. Heterojen Sabit Etkiler Modeli

Değişkenler için elde edilen parametrelerin tüm ülkeler için sabit olmayıp ülkeler arasında değişkenlik göstermesi ihtimaline karşılık veri setinin havuzlanabilirliğinin araştırılması gerekmektedir (Park, 2011, s.41). Parametrelerin tüm veri seti için geçerli olup olmadığını test etmek için OECD ülkeleri G7 ve diğerleri olacak şekilde iki alt gruba ayrılmıştır. Tablo 5'de söz konusu alt gruplarda yer alan ülkelerin GSYİH'sı ve erkeklere oranla kadın işgücüne katılım oranları verilmektedir.

Tablo 5. G7 ve OECD Ülkelerinde (Kadın/Erkek) İşgücüne Katılım Oranları

G7 Ülkeleri	İşgücüne Katılım Oranları (Kadın / Erkek) 2014	GSYİH (Milyar Dolar)
Kanada	86.72	1.785
Fransa	82.4	2.829
Almanya	80.87	3.868
İtalya	74.1	2.141
Japonya	84.6	4.601
Birleşik Krallık	82.1	17.416
Amerika Birleşik Devletleri	81.83	2.989
OECD Ortalaması: 72.67		OECD Toplamı: 822.151

Kaynak: OECD.Stat veri tabanından alınmıştır.

Tablo 4'de verilen sabit etkiler modeli parametrelerinin tüm veri seti için geçerli olup olmadığını test edilmesi için G7 ve diğer OECD ülkeleri alt gruplarının havuzlanması ile elde edilmiş regresyon modeli denklem (19)'da verilmiştir.

$$\begin{aligned}
 DYYW_{it} = & \alpha_{it} + \delta_{it}G1 + \beta_1KOMTIC_{it} + \delta_1G1 * KOMTIC + \beta_2GSYIH_{it} \\
 & + \delta_2G1 * GSYIH + \beta_3YOLSKONT_{it} + \delta_3G1 * YOLSKONT \\
 & + \beta_4TICSERB_{it} + \delta_4G1 * TICSERB + \beta_5GELULKITH_{it} \\
 & + \delta_5G1 * GELULKITH + \beta_6MEVZETKN_{it} + \delta_6G1 * MVZETKN + u_{it}
 \end{aligned} \quad (19)$$

Burada, δ_0 parametresi iki grubun sabit terimleri arasındaki farkı göstermektedir. $\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_6$ parametreleri iki grubun eğim parametreleri arasındaki farkı göstermektedir. İlk olarak denklem (20), Driscoll ve Kraay dirençli tahmincisi ile tahmin edilmiştir. Daha sonra her iki grubun aynı regresyon modeliyle açıklanabileceğini ifade eden H_0 hipotezi ($H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_6 = 0$) F testi ile sınanmıştır. Ek..de verilmiş olan

sonuçlara göre F değeri 10.72 bulunmuş ve (6, 24) serbestlik dereceli F-tablo ile karşılaştırıldığında H_0 hipotezi reddedilmiştir. “ δ_j ” parametrelerinin “0”dan farklı bulunması sebebiyle iki grup ülkenin birbirinden farklı dinamiklere sahip olduğu ve dolayısıyla regresyon parametrelerinin farklı olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 6. G7 ve Diğer OECD Ülkeleri İçin Driscoll-Kraay Tahmincisi Sonuçları

Bağımlı Değişken: YGDP	G7 Ülkeleri için	Diğer OECD Ülkeleri İçin
	Katsayılar / Test Sonuçları	Katsayılar / Test Sonuçları
YGDP _(t-1)	0.09	0.271***
KEIG	-0.27***	-0.164**
DISAACIK	10.98**	1.89
DYY	0.000	0.000**
NUFUSART	0.217	0.276
DOVIZ	0.037	-0.003*
ENF	-0.210	-0.027***
Sabit	16.52***	12.702***
R ² (Grup İçi)	0.17	0.22

Veri setimizden derlediğimiz G7 ve diğer OECD ülkeleri alt grupları Driscoll-Kraay tahmin yöntemi sonuçlarına göre önceki senenin GSYİH’sının cari GSYİH değeri üzerindeki etkisi G7 ülkeleri için çok küçük ve istatistiksel olarak anlamsız iken diğer OECD ülkelerinde söz konusu katsayı nispeten yüksek ve anlamlı bulunmuştur. Bir önceki yılın GSYİH yüzde değişimindeki bir birimlik oransal artış cari dönem GSYİH yüzdeler artışını oransal olarak 0,27 birim arttırmaktadır. Kadın / Erkek işgücüne katılım oranındaki artışın GSYİH yüzdeler değişimine negatif etkisi G7 ülkeleri için, diğer OECD ülkelerine kıyasla daha yüksektir. Her iki ülke grubu için de negatif ve anlamlı bulunan söz konusu sonuç kadın işgücüne oranla erkek işgücünün daha fazla istihdam edildiğini ortaya koymaktadır. Elde edilen bulgularda dikkat çeken diğer bir nokta ise G7 ülke grubu için elde edilmiş olan dışa açıklık katsayısının diğer OECD ülkelerine kıyasla çok daha yüksek bulunmasıdır. G7 için pozitif ve anlamlı olan bu katsayı dışa açıklık oranındaki bir birimlik oransal artışın GSYİH yüzdesel değişimi oransal olarak yaklaşık 11 birim arttıracaklarını göstermektedir. Döviz kuru ve enflasyon oranlarının etkileri ise G7 için istatistiksel olarak anlamsız iken diğer OECD ülkeleri için negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Söz konusu katsayılar tablo 4’de olduğu gibi burada da oldukça küçük çıkmıştır.

Sonuç

Dünya nüfusunun yaklaşık yarısını kadınlar oluşturmaktadır. II. Dünya Savaşı ile ekonomik faaliyetlerin sürdürülebilmesi için emek piyasasında kadınların işgücüne katılım oranı hızla artmaya başlamıştır. Kalkınma aşamasının ilk yıllarında kadın işgücü tarım sektörü ile sınırlı kalmıştır. Sanayi devrimi sonucunda kadın işgücünün sanayi sektörüne kaydığı bilinmektedir. Bilgi ekonomisi ve bilgi teknolojilerinin gelişmesi anlayışına dayanan yeni ekonomi ile de kadın istihdamı hizmetler sektöründe yerini almıştır. Kadın istihdamı bu üç sektör içerisinde değerlendirildiğinde ise özellikle tarım sektöründen kopan işgücünün hizmetler sektörüne kaydığı görülmektedir. Kadın

işgücünün kalkınma ve büyüme sürecine etkilerinin ortaya konması, bu çalışmanın konusunu oluşturmaktadır. Bu çalışmada, OECD ülkelerinde, kadın iş gücüne katılımının GSYİH üzerindeki etkisi araştırılmaktadır. GSYİH'nın açıklanan değişken olarak alındığı modelimizde, literatürdeki benzer çalışmalarda göz önünde bulundurularak, açıklayıcı değişken olarak kadın/erkek işgücüne katılım oranı, dışa açıklık oranı, nüfus artış oranı, döviz kuru ve enflasyon oranı alınmıştır. Panel veri analizi yapılan çalışmamızda öncelikle, ele aldığımız OECD ülkelerine ait veri setimizde yer alan her bir değişkenin durağanlıkları incelenmiştir. Daha sonra ilgili testler kullanılarak, veri setimizi temsil eden en iyi modelin belirlenmesi amacıyla, havuzlanmış model, sabit etkiler modeli ve tesadüfi etkiler modeli arasında tercih yapılmıştır. Uygun model olarak belirlenen sabit etkiler modeli Driscoll-Kraay standart hatalar kullanılarak tahmin edilmiştir. Veri setimizin heterojenliği araştırıldığında, elde edilen parametre tahminlerinin tüm veri setimiz için aynı olmadığı sonucuna varılmıştır. Daha sonra veri setimiz G7 ülkeleri ve diğer OECD ülkeleri şeklinde iki alt grup şeklinde ele alınarak Driscoll-Kraay standart hatalarla tahmin edilmiştir.

Sonuç olarak, OECD ülkelerinde kadın/erkek işgücüne katılım oranındaki artışın GSYİH artışı üzerinde negatif etkisi olduğu bulunmuştur. Değişkenler için elde edilen parametrelerin tüm ülkeler için sabit olmayıp ülkeler arasında değişkenlik göstermesi ihtimali nedeniyle panel havuzlanabilirlik testi yapılmıştır. Kadın/Erkek işgücüne katılım oranındaki artışın GSYİH artışına negatif etkisi G7 ülkeleri için, diğer OECD ülkelerine kıyasla daha yüksek bulunmuştur.

Kaynakça

- Asalatha, B. P. (2009), "Women's Development and Development Discourse", MPRA Paper No. 43934: 1-54.
- Baliamoune-lutz, M. ve McGilivray, M. (2007), "Gender Inequality and Growth in Sub-Saharan Africa and Arab Countries", African Economic Conference, 15-17 November 2007, Ethiopia.
- Berber, M. ve Eser, B. Y. (2008), "Türkiye'de Kadın İstihdamı: Ülke ve Bölge Düzeyinde Sektörel Analiz", "İş, Güç", Endüstri İlişkileri ve İnsan Kaynakları Dergisi, 10(2): 1-16.
- Choi, I. (2001), "Unit Root Tests For Panel Data," Journal of International Money and Finance, Elsevier, 20(2): 249-272.
- Ceesay, E. K. (2013), "Inequality and Growth", MPRA Paper No. 45492: 1-98.
- Celasun, D. T. (2014), "Kadınların İşgücüne Katılımı ve Büyüme: OECD Ülkeleri ve Türkiye", <http://www.academia.edu/6856512/>, Erişim Tarihi: 12.06.2016.
- Doğan, B. B. ve Kaya, M. (2014), "TRC2 Bölgesinde Kadın İstihdamı Sorunları ve Çözüm Önerileri", Uluslararası Sosyal ve Ekonomik Bilimler Dergisi, 4(2): 91-106.
- Er, Ş. (2012), "Women Indicators of Economic Growth: A Panel Data Approach", The Economic Research Guardian, 20(1): 27-42.
- Granger, C.W.J. ve Newbold, P. (1973), "Some Comments On The Evaluation Of Economic Forecasts", Applied Economics 5: 35-47.

- Günsoy, G. ve Özsoy, C. (2012), “Türkiye’de Kadın İşgücü, Eğitim ve Büyüme İlişkisinin VAR Analizi”, *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 49(568): 21-40.
- Harris, R.I.D ve Sollis, R. (2003), *Applied Time Series Modelling and Forecasting* Wiley, Chapter 3.
- Hsiao, C. (2003), *Analysis of Panel Data*, Second Edition, Cambridge University Press.
- IM, K.S., Pesaran, M.H. ve Shin, Y. (2003), “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics*, 115: 53-74.
- İnce, M. ve Demir, M. H. (2006), “The Determinants of Female Labour Force: Empirical Evidence from Turkey”, *Eskişehir Osman Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 1(1): 71-91.
- Klasen, S. (2000), “Does Gender Inequality Reduce Growth and Development? Evidence from Cross-Country Regressions”, *World Bank Policy Research Report Working Paper*, 7: 1-39.
- Korkmaz, M. ve Alacahan, N. D. (2013), “Türkiye’de Formel Piyasaya Yönelmede Kadın İşgücü Arzı ve GSYH Etkileri: Ampirik Bir Çalışma”, *International Periodical For The Languages, Literature and History of Turkish or Turkic*, 8(7): 887-900.
- Korkmaz, M., Alacahan, N. D., Cesim, D. T., Yücel, A. S. ve Aras, G. (2013), “Türkiye’de Kadın İstihdamının Amerika Birleşik Devletlerindeki Kadın İstihdamı İle Karşılaştırılması”, *International Periodical For The Languages, Literature and History of Turkish or Turkic*, 8(9): 1845-1863.
- Lahoti, R. ve Swaminathan, H. (2013), “Economic Development and Female Labor Force Participation in India”, *IIM Bangalore Research Paper No. 414*: 1-42.
- Lenchman, E. ve Kaur, H. (2015), “Economic Growth and Female Labor Force Participation-Verifying the U-Feminization Hypothesis. New Evidence For 162 Countries Over the Period 1990-2012”, *Economics and Sociology*, 8(1): 246-257.
- Levin, A., Lin, C.F. ve Chu, C. (2002), “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties”, *Journal of Econometrics*, 108: 1-24.
- Luci, A. (2009), “Female Labour Market Participation and Economic Growth”, *International Journal of Innovation and Sustainable Development*, 4(2/3): 97-108.
- Maddala, G.S. ve Wu, S. (1999): *A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61: 631-652.
- Özdemir, Z., Yalman, İ. N. ve Bayraktar, S. (2012), “Kadın İstihdamı ve Ekonomik Kalkınma: Geçiş Ekonomileri Örneği”, *International Conference on Eurasian Economies 2012*, 115-122.
- Park, H. M. (2011), *Practical Guide to Panel Data Modeling: A Step by Step Analysis Using STATA*, Public Management and Policy Analysis Program. Graduate School of International Relations. International University of Japan.
- Tansel, A. (2002), “İktisadi Kalkınma ve Kadınların İşgücüne Katılımı: Türkiye’den Zaman-Serisi Kanıtları ve İllere Göre Yatay Kesit Kestirimleri”, *ERC Working Papers in Economics*, 01/05.
- TÜİK, 2012. *Türkiye İstatistik Yıllığı 2011*, Ankara: Türkiye İstatistik Kurumu.

Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Cilt 26, Sayı 1, 2017, Sayfa 155-170

Wooldridge, J. M. (2012), Introductory Econometrics: A Modern Approach, South-Western Pub, 2. Bs. 2002