EKONOMİK GELİŞME VE KADIN İŞ GÜCÜ İSTİHDAMI: TÜRKİYE İÇİN NEDENSELLİK İLİŞKİSİ İNCELENMESİ

Serdar GÖCEN[1]

Öz

Bu çalışma Türkiye'de kadın istihdamı ve ekonomik gelişme arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmaktadır. Kadın iş gücüne katılım oranı, kadınların tarım, sanayi ve hizmet sektörlerindeki istihdam oranı kadın istihdamını temsil eden değişkenler ve kişi başına GSYH ekonomik gelişmeyi temsil eden değişken olarak kullanılmaktadır. İlk olarak, U-hipotezinin geçerliliğinin tespiti için ARDL sınır testi yaklaşımı uygulanmaktadır. Daha sonra, nedensellik ilişkisinin tespiti için ilk olarak yapısal kırılmaları dikkate almayan geleneksel Toda-Yamamoto nedensellik testi ve kademeli yapısal kırılmaları dikkate alan Fourier Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanılmaktadır. Yapılan testlerin sonucunda: (i) Kurulan dört model için de U şeklinde bir ilişkinin olmadığı, (ii) geleneksel Toda-Yamamoto ve Fourier Toda-Yamamoto testleri sonuçlarına göre, ekonomik gelişmenin kadınların tarım sektöründeki istihdamının Granger nedeni olduğu ve bu nedensellik ilişkisinin güçlü ve güvenilir olduğu, (iii) Fourier Toda-Yamamoto testi sonucuna göre, kadınların sanayi sektöründeki istihdamının ekonomik gelişmenin Granger nedeni olduğu, ancak bu sonucun güçlü olmadığı, (iv) ekonomik gelişme ile kadın istihdamı arasındaki nedensellik ilişkisinin kademeli yapısal kırılmaların dikkate alınmasına karşı duyarlı olmadığı tespiti yapılmıştır.

Anahtar Kelimeler: *Kadın istihdamı, kadın iş gücüne katılım oranı, ekonomik gelişme, Toda-Yamamoto nedensellik, yapısal kırılma*
JEL Sınıflandırması: *J10, J21, O10*

FEMALE LABOR FORCE AND ECONOMIC DEVELOPMENT: A CAUSAL LINKAGES INVESTIGATION FOR TURKEY

Abstract

This study explores the causal relationship between female employment and economic development in Turkey. Female labor force participation rate, female employment rate in agriculture, industry, and services sectors are used as variables representing female employment and GDP per capita is the variable representing economic development. First, ARDL bound testing approach is used to determine whether the U-hypothesis is valid. Then, the traditional Toda-Yamamoto causality test, which does not take into account structural shifts and Fourier Toda-Yamamoto tests that take into account gradual structural shifts is applied. As a result, it is found that (i) there is U-shaped relationship for all four models, (ii) traditional Toda-Yamamoto and Fourier Toda-Yamamoto tests show a robust Granger causality from economic development to female employment in agricultural sector, (iii) Fourier Toda-Yamamoto test finds a Granger causality from female employment to economic development. However, this is not a robust finding, (iv) the causality linkages between economic development and female employment are not sensitive to gradual structural shifts.

Keywords: *Female employment, female labor force participation rate, economic development, Toda-Yamamoto causality, structural shift*
JEL Classification: *J10, J21, O10*

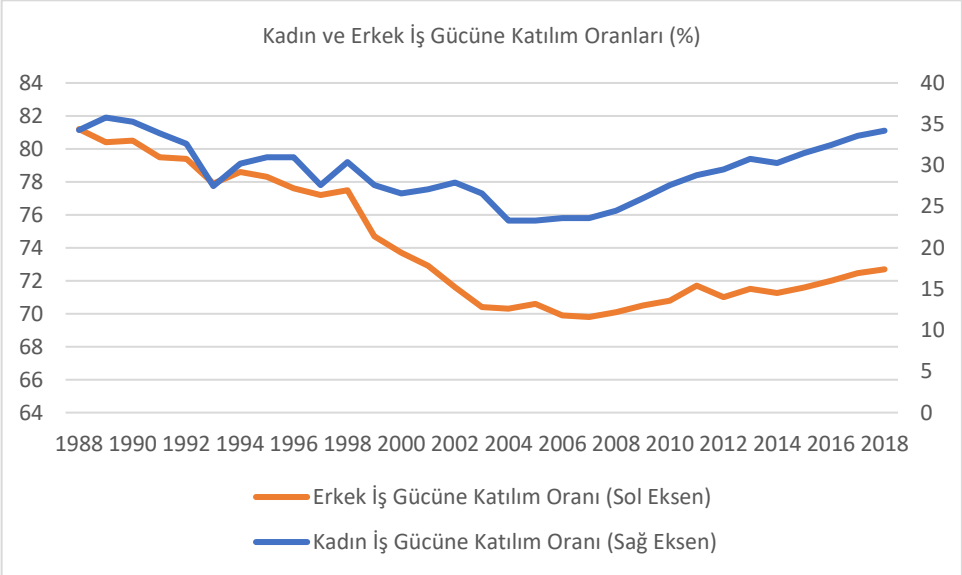
[1] *Arş. Gör. Dr., Osmaniye Korkut Ata Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Osmaniye, Türkiye, serdargocen@osmaniye.edu.tr, ORCID ID:* 0000-0002-5742-191X

DOI: ulikidince.687690
Makalenin Geliş Tarihi (Recieved Date): 11 /2/ 2020
Yayına Kabul Tarihi (Acceptance Date): 6 /6/ 2020

1. Giriş

Bu çalışmada Türkiye'de kadın iş gücünün istihdamı ile ekonomik gelişme arasındaki nedensellik ilişkisinin ampirik olarak incelenmesi amaçlanmıştır. Kadın istihdamı, özellikle kadınların iş gücüne katılımının erkeklere göre daha düşük olduğu ülkelerde ekonomik gelişme için belirleyici bir faktör olmaktadır. Kadınların iş gücüne katılımları ile kendi ekonomik pozisyonlarını geliştirmeleri, ekonomide verimliliği ve ekonomik gelişmeyi teşvik etmektedir (Tansel 2002: 3). Bunun yanı sıra, ekonomik gelişme de kadın istihdamı üzerinde etkilidir. Psacharopoulos ve Tzannatos (1989: 187) kadın istihdamının erkek istihdamına göre ekonomik gelişmeye daha fazla bağımlı olduğunu belirtmektedirler. Grafik 1'de sunulan verilere göre, Türkiye'de kadınların iş gücüne katılım oranı son dönemde küçük bir artış göstermiş olsa da erkeklerin iş gücüne katılım oranının oldukça altındadır.

Grafik 1.**Türkiye'de Kadın ve Erkeklerin İş Gücüne Katılım Oranları (%)**



Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu Hanehalkı İş Gücü Anketleri

Kadınların iş gücüne katılımının ekonomik gelişme üzerindeki etkisi teorik olarak iş gücü arzı üzerindeki etkisi, geri besleme etkisi ve ayrımcılık etkisi ile açıklanmaktadır.Kinoshita ve Guo (2015: 4), Verick (2014: 1-2) ve Luci (2009: 97-98) kadınların iş gücüne katılımının düşük olması durumunda iş gücü arzının kısıtlı olacağını ve bu durumun ekonomik gelişme üzerinde bir kısıt oluşturacağını belirtmektedirler.

Galor ve Weil (1993) kadınların iş gücüne katılımındaki artışın bir geri besleme mekanizması yaratarak ekonomik gelişmeyi olumlu etkileyeceğini belirtmektedirler. Buna göre, kadınların iş gücüne dâhil olması ile hanehalkı gelirleri artacak, artan gelirler tasarrufları arttıracak, tasarruf artışı ile kişi başına düşen sermaye miktarındaki yükseliş ekonomik büyümeye neden olacaktır.

Kadınların iş gücüne katılımının ekonomik gelişme üzerindeki etkisini açıklayan bir diğer faktör ayrımcılıktır. Kadınlara uygulanan ayrımcılık, iş gücünün toplam kalifiyelik seviyesini olumsuz etkilemekte ve kalifiye kadınların yerine erkeklerin tercih edilmesi ekonomik verimlilik ve üretim seviyesini düşürmektedir (Klasen ve Lamanna, 2003; Esteve-Volart, 2004; Klasen ve Lamanna, 2009).

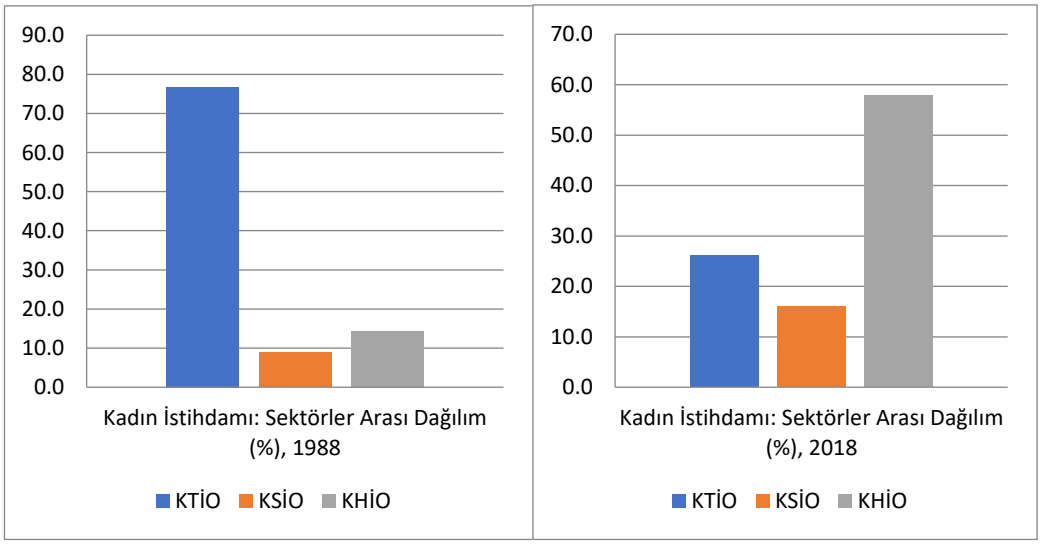
Kadın istihdamı ile ekonomik gelişme arasındaki ilişkiyi ele alan bir diğer teorik yaklaşım U-hipotezidir (Goldin, 1995). Bu hipoteze göre, ekonomik gelişme ile kadınların iş gücüne katılımı arasında U şeklinde bir ilişki vardır. Başlangıçta, ekonomide tarım sektörünün ağırlıkta olduğu

dönemde kadınların iş gücüne katılımı yüksektir. Kadınlar geleneksel iş kollarında çalışmaktadırlar. Ekonomide yaşanan yapısal değişimlerin sonucunda, tarımdan sanayiye doğru geçiş olduğunda kadınların iş bulma yetenekleri ve iş gücüne katılımları azalmaktadır. Bu dönemde aile gelirinde yaşanan artış da gelir etkisi ile kadınların iş gücüne katılımlarının azalmasına yol açmaktadır. Sanayileşmenin ilerleyen dönemlerinde, kültürel faktörlerin değişmesi, doğurganlığın azalması ve kadınların eğitimlerinin artması ile kadınların iş gücüne katılımları artmaya başlamaktadır. Kadınların daha yüksek ücret kazanma ihtimallerinin ortaya çıkması ile ikame etkisi devreye girmiş olur (Goldin, 1995; Ngai ve Olivetti, 2015; Tansel, 2002).

U-hipotezine göre, tarım ve hizmet sektörleri daha fazla kadın istihdamı yaratırken, sanayi sektörü kadın istihdamı üzerinde olumsuz bir etkiye sahiptir. Bu nedenle ekonomi büyürken aynı zamanda ekonomideki payları itibariyle tarım sektöründen sanayi sektörüne ve daha sonra hizmet sektörüne doğru yaşanan yapısal dönüşüm, kadınların istihdam edildikleri sektörlerde de yaşanmaktadır. Şekil 1 ve Grafik 2 Türkiye'de kadın istihdamının sektörlere göre dağılımını göstermektedir.

Şekil 1 otuz bir yıl içerisinde Türkiye ekonomisinde yaşanan yapısal değişimi göstermektedir. Kadın iş gücünün istihdamı 1988'de tarım sektöründe yoğunlaşmışken, 2018'e gelindiğinde hizmet sektörü kadın istihdamında en yüksek payı alan sektör haline gelmiştir. Daha uzun bir görünüm sunan Grafik 2, kadın iş gücünün sektörler arası istihdamındaki değişimi göstermektedir. 1990lardan itibaren artamaya başlayan hizmet sektörü istihdamı, tarım sektörü istihdamındaki azalışla birlikte 2011 yılından itibaren kadın istihdamında en yüksek paya sahip sektör haline gelmiştir. Sanayi sektörü istihdamı ise bu 31 yıllık dönemde her zaman kadın istihdamında en düşük paya sahip sektör olmuştur. Bu veriler U-hipotezi çerçevesinde ifade edilen, tarım ve hizmet sektörlerinin kadın iş gücü için istihdam yaratıcı sektörler olduğu, sanayi sektörünün ise kadın iş gücü için istihdam yaratmayan bir sektör olduğu şeklindeki görüş ile uyum göstermektedir.

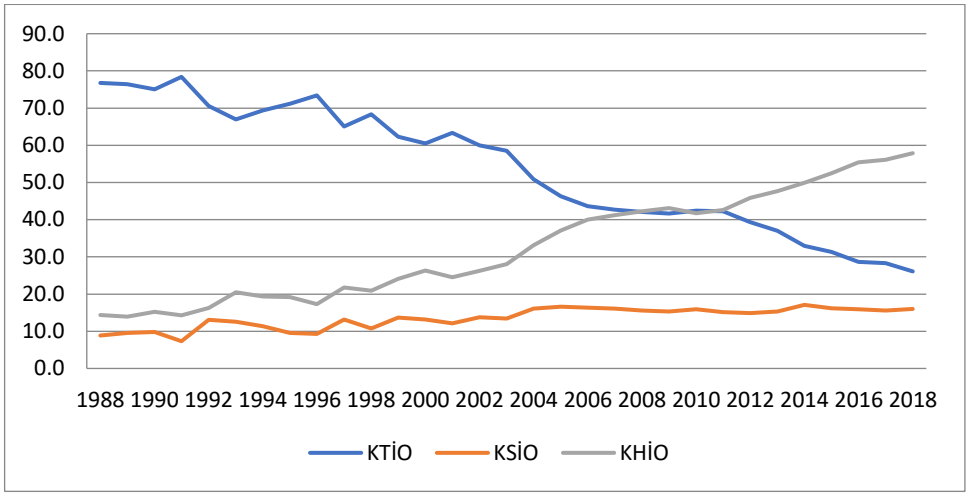
Şekil 1. **Türkiye'de Kadın İstihdamı: 1988 ve 2018 Yıllarında Sektörler Arası Dağılım (%)**



Not: KTİO kadınların tarım sektöründeki istihdam oranını, KSİO kadınların sanayi sektöründeki istihdam oranını, KHİO kadınların hizmet sektöründeki istihdam oranını göstermektedir.

Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu Hanehalkı İş Gücü Anketleri

Grafik 2. **Türkiye'de Kadın İstihdamı: Sektörler Arası Dağılım (%), 1988-2018**



Not: KTİO kadınların tarım sektöründeki istihdam oranını, KSİO kadınların sanayi sektöründeki istihdam oranını, KHİO kadınların hizmet sektöründeki istihdam oranını göstermektedir.

Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu Hanehalkı İş Gücü Anketleri

Bu çalışmada Türkiye'de kadın istihdamı ile ekonomik gelişme arasındaki nedensellik ilişkisinin tespiti için 1988-2018 dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılmaktadır. Kadın iş gücüne katılım oranı, kadınların tarım sektöründeki istihdam oranı, kadınların sanayi sektöründeki istihdam oranı ve kadınların hizmet sektöründeki istihdam oranı kadın istihdamının temsilcileri olarak kullanılmaktadır. Ekonomik gelişmeyi temsilen, literatüre uygun olarak kişi başına düşen GSYH'nin logaritması kullanılmaktadır (Gaddis ve Klasen, 2014; Su vd., 2019).

Kadın istihdamı ve ekonomik gelişme arasındaki U-hipotezinin geçerliliğini tespit etmek amacıyla ARDL sınır testi yaklaşımı uygulanmaktadır. Kadın istihdamı ile ekonomik gelişme arasındaki nedensellik ilişkisini test etmek için öncelikle geleneksel Toda-Yamamoto (1995) testi kullanılmaktadır. Daha sonra Fourier yaklaşımı ile genişletilmiş Toda-Yamamoto testi uygulanmaktadır. Böylece, kademeli kırılmalar dikkate alınmaktadır (Nazlioglu vd., 2016; Gormus vd., 2017; Nazlioglu vd., 2018).

Elde edilen sonuçlara göre, kadın istihdamı ve ekonomik gelişme arasında U şeklinde bir ilişkinin ele alınan dönemde Türkiye için geçerli olmadığı, ekonomik gelişmeden kadınların tarım sektöründeki istihdamına doğru güçlü bir Granger nedensellik olduğu ve kadınların sanayi sektöründeki istihdamından ekonomik gelişmeye doğru daha zayıf bir nedensellik ilişkisi olduğu bulunmuştur. Sonuçların kullanılan farklı nedensellik yöntemlerine duyarlı olmadığı tespit edilmiştir.

Çalışma altı bölümden oluşmaktadır. İlk bölüm girişten oluşmaktadır. İkinci bölümde literatür taraması yapılmaktadır. Üçüncü bölümde veri, dördüncü bölümde yöntem tanıtılmaktadır. Beşinci bölümde birim-kök testlerinden, ARDL sınır testlerinden, kırılmaları dikkate almayan ve kademeli kırılmaları dikkate alan nedensellik testlerinden elde edilen bulgular tartışılmaktadır. Altıncı bölümü oluşturan sonuç bölümünde elde edilen bulgular ve öneriler sunulmaktadır.

2. Literatür Taraması

Psacharopoulos ve Tzannatos (1989) 136 ülke için yaptıkları analizlerinde, ülkelerin tarımsal ekonomiden dönüşüme uğradıklarında kadın istihdamının azaldığını, ekonomik gelişmedeki kritik seviye aşıldıktan sonra ise artmaya başladığını bulmuşlardır. Burada eğitim seviyesinin etkili bir rolü olduğu vurgulanmıştır. Goldin (1995) ABD'de büyümeyle birlikte kadın iş gücüne katılım oranının

önce azaldığını, büyüme devam ettikçe arttığını tespit etmiştir. Bu U şeklinde bir hareket sergilemektedir. Çağatay ve Özler (1995)165 ülke için yaptıkları analizde, uzun dönem ekonomik gelişme ile kadın iş gücü arasındaki ilişkinin U şeklinde olduğunu bulmuşlardır. Ayrıca demografik ve kültürel faktörler de kadın iş gücüne katılım oranı üzerinde etkilidir. Tansel (2002) Türkiye üzerine yaptığı araştırmasında U-hipotezini doğrulamıştır. Kadın iş gücüne katılım oranı üzerinde eğitimin pozitif ve işsizliğin negatif etkilere sahip olduğunu tespit etmiştir.Esteve-Volart (2004) Hindistan üzerine yaptığı çalışmada kadın iş gücüne katılımın ekonomik büyüme ile artmadığını tespit etmiştir. Klasen ve Lamana (2009) MENA ülkelerindeki istihdamda uygulanan ayrımcılığın ekonomik büyümede ciddi olumsuz etkilere neden olduğunu tespit etmişlerdir. Büyüme üzerinde önemli bir kısıt oluşturan kadınlara uygulanan ayrımcılığın ortadan kalkması ile kadın istihdamının artmasının büyümeyi olumlu etkileyeceği tespit edilmiştir. Luci (2009) 184 ülke için yaptığı çalışmada U-hipotezinin doğru olduğunu bulmuştur. Bu sonuçtan hareketle, gelişen ülkelerde büyümenin yanı sıra, kadınlar için üretken iş imkânları yaratmak amacıyla politikalar yürütülmesini önermiştir. Aile dostu politikalar ile kadınların iş gücü içerinde kalması sağlanmalıdır. Bhalotra ve Umaña-Aponte (2010) 63 gelişen ve geçiş ekonomisi için yaptıkları çalışmada kadın iş gücüne katılımın resesyonlarda arttığını tespit etmişlerdir. Resesyon dönemlerinde, kadın iş gücü Orta Asya ve Latin Amerika'da kendi hesabına çalışan hale gelmekte veya ücretli çalışan olmakta iken, Afrika'da ücretli çalışma azalırken kendi hesabına çalışmak ve işsizlik artmaktadır. Afrika ülkelerindeki bu durum resesyonda alternatif gelir yaratacak kaynakların olmaması ile açıklanmaktadır. Klasen ve Pieters (2012) Hindistan'ın yüksek ekonomik performansının sadece yüksek eğitimli kadınların iş gücüne katılımını etkilediğini, eğitim seviyesi düşük kadınlar üzerinde etkisinin olmadığını bulmuşlardır. Thévenon vd. (2012) OECD ülkelerinde kadın iş gücüne katılım oranındaki artışın ekonomik büyümeyi olumlu etkileyeceğini ve bu etkinin kadın iş gücüne katılım oranının, erkek iş gücüne katılım oranına yakınsama oranına göre değişeceğini bulmuşlardır. Kadın iş gücüne katılım oranı eğitim süresi arttıkça yükselmektedir. Er (2012) 1998-2008 yılları arasında 187 ülke için kadın istihdamının ekonomik büyümeyi arttırdığını tespit etmiştir. Tsani vd. (2013) Güney Akdeniz ülkelerinde kadın iş gücüne katılım oranı ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyerek U-hipotezini doğrulamışlardır. Ek olarak, yüksek kadın iş gücüne katılım oranının ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Korkmaz ve Alacahan (2013) Türkiye için 2008-2012 döneminde kadın istihdamı ile erkek istihdamının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Kadın istihdamının, erkek istihdamına göre ekonomik büyüme üzerinde daha büyük olumlu etkiye sahip olduğunu bulmuşlardır. Verick (2014) kadın iş gücüne katılım oranının ekonomik büyüme ve gelişme için önemli olduğunu tespit etmiştir. Ancak U-hipotezi tüm ülkeler için geçerli değildir. Eğitim, doğurganlık, sosyal normlar ve iş yaratma doğası gibi faktörler de önemli rol oynamaktadır. Kadın iş gücüne katılım oranı ekonomik şoklara cevap olarak artmaktadır. Gelişmekte olan ülkelerdeki yüksek kadın iş gücüne katılım oranı yoksulluk göstergesidir. Gaddis ve Klasen (2014) literatürdeki U-hipotezini destekleyen çalışmaların ampirik desteğinin zayıf olduğunu belirtmekte ve panel teknik kullanıldığında U şeklinin kaybolduğunu iddia etmektedirler. Ayrıca GSYH tahminleri hatalı olabileceği için, sektörlere özgü büyüme oranlarının kullanılmasını önermektedirler. Yapılan analiz soncunda, yapısal değişimin U şekliyle tutarlı olarak kadın iş gücüne katılım oranını etkilediğini, ancak etkilerin küçük olduğunu bulmuşlardır. Chapman (2015) 20 MENA ülkesi için yaptığı analizde U-hipotezinin geçerliliğini göstermiştir. Kadın iş gücüne katılım oranının düşük olduğu ülkeler U şeklinin altına doğru hareket eden ülkelerdir. Klasen ve Pieters (2015) Hindistan'da 1987-2011 periyodunda kadın iş gücüne katılım oranının durgun olduğunu belirtmektedirler. Bu dönemde büyüme artışı, doğurganlık düşüşü, ücretlerde artış ve eğitim seviyesinde yükseliş olmasına rağmen, arz ve talep faktörleri kadın iş gücüne katılım oranındaki durgunluğa sebep olmuştur. Lahoti ve Swaminathan (2016) Hindistan üzerine yaptıkları çalışmada, sistematik olarak U şeklinde ilişkinin olmadığını bulmuşlardır. Yazarlara göre, GSYH'nin büyüme oranından ziyade büyümenin içeriği önemlidir. Suh (2017) Kore'de U-hipotezini test etmiş ve ülkede kadın iş gücüne katılım oranı ile ekonomik gelişmenin U şeklinde bir ilişkiye sahip olduğunu bulmuştur. Ancak kadın iş gücüne katılım oranı üzerinde gelir eşitsizliği daha önemlidir. Kadının eğitimi, aile yapısı gibi ekonomik olmayan değişkenler de etkilidir. Choudhry ve Elhorst

(2018) tüm yaş grupları için kadın iş gücüne katılım oranı ile ekonomik gelişme ilişkisinde U-hipotezinin geçerli olduğunu bulmuşlardır. Pata (2018) Türkiye'de kadın istihdamı ile sektörel GSYH'ler arasındaki ilişkiyi incelemiş ve kadın istihdamı ile tarım ve sanayi sektörü arasında bir ilişkinin olmadığını, ancak kadın istihdamının hizmet sektöründe yaratılan GSYH'yi desteklediğini tespit etmiştir. Su vd. (2019) 10 ülke için kadın iş gücüne katılım oranı ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisini test etmişlerdir. Kore için iki yönlü bir ilişki, Çin ve Endonezya için kadın iş gücüne katılım oranından ekonomik büyümeye doğru, Malezya, Singapur, Vietnam, Tayland ve Hindistan için ekonomik büyümeden kadın iş gücüne katılım oranına doğru nedensellik bulmuşlardır. Japonya ve Filipinler için nedensellik tespit edilmemiştir.

3. Veri

Çalışmada Türkiye için 1988-2018 döneminde yıllık veriler kullanılmaktadır. Otuz bir gözlemden oluşan bu veri aralığı Türkiye için ulaşılabilen tüm dönemi kapsamaktadır. Kadın iş gücüne katılım oranı, tarım, sanayi ve hizmet sektörlerinde istihdam edilen kadın iş gücü oranı verileri Türkiye İstatistik Kurumu (TUİK) Hanehalkı İş Gücü Anketlerinden alınmıştır. Kişi başına düşen GSYH değerleri TUİK'ten alınmış ve logaritması alınarak kullanılmıştır. Tablo 1 kullanılan değişkenleri, kısaltmaları ve verilerin alındığı kaynağı göstermektedir.

Tablo 1. **Değişkenler ve Kaynaklar**

Değişkenler	Kısaltmalar	Kaynak
Kadın iş gücüne katılım oranı	KİKO	TUİK Hanehalkı İş Gücü Anketleri
Kadınların tarım sektöründeki istihdam oranı	KTİO	TUİK Hanehalkı İş Gücü Anketleri
Kadınların sanayi sektöründeki istihdam oranı	KSİO	TUİK Hanehalkı İş Gücü Anketleri
Kadınların hizmet sektöründeki istihdam oranı	KHİO	TUİK Hanehalkı İş Gücü Anketleri
Kişi başına düşen GSYH'nin logaritması	lGSYHkb	TUİK

4. Yöntem

4.1. ARDL Modeli

Çalışmada ilk olarak U-hipotezinin geçerliliğinin belirlenmesi amacı ile Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL testi kullanılmaktadır. ARDL testi, değişkenlerin aynı derecede durağan olmalarını gerektirmeyen ve değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkilerin tespiti için etkili bir yöntemdir (Pata vd., 2016).

$$\Delta y_t = c_0 + \rho y_{t-1} + \delta x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \emptyset \Delta y_{t-i} \; + \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=0}^{q_{i-1}} \beta_{ij}^{*} \Delta x_{t-j} + u_t \qquad (1)$$

(1) numaralı ARDL denkleminde $\emptyset$ hata düzeltme parametresini, $\emptyset_j^*$ ve β_{ij}^* modeldeki kısa dönem dinamiklerini göstermektedir.

ARDL modelinin tahmin edilebilmesi için bağımlı değişkenin I(1) olması zorunludur. Bağımsız değişkenler I(0) veya I(1) olmalıdır. Model tahmini sonucunda elde edilen F istatistiği, I(1) üst sınırından büyükse eş-bütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. F istatistiğinin I(0) alt sınırının altında kalması durumunda eş-bütünleşme olmadığı tespit edilmektedir. Gözlem sayısının 31 olması nedeniyle, tablo kritik değerleri Narayan (2005)'den alınmaktadır.

4.2. Fourier Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Toda-Yamamoto (1995) VAR(p) modelinin tahmin edildiği standart bir Granger nedensellik testinden farklı olarak, VAR(p+d) modelinin tahmin edilmesini önermektedir. Bu model serilerin durağan olmasına ihtiyaç duymamakta, böylece serilerin daha fazla bilgi taşımasına müsaade etmektedir. Bu yaklaşımda d ile gösterilen maksimum bütünleşme derecesine karar verilmelidir.

Nazlioglu vd. (2016), Gormus vd. (2017) ve Nazlioglu vd. (2018) Toda-Yamamoto testini, Fourier kademeli kırılma yaklaşımını uyarlayarak genişletmişlerdir.

Nazlioglu vd. (2016 ve 2018) yapısal değişiklikleri dikkate alan Toda-Yamamoto yaklaşımını şu şekilde göstermektedirler.

$$y_t = \alpha(t) + \beta_1 y_{t-1} + \cdots \beta_{p+d} y_{t-(p+d)} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$\alpha(t)$ katsayı terimleri zaman fonksiyonlarını ve y_t'deki herhangi bir yapısal değişikliği göstermektedir. Nazlioglu vd. (2016 ve 2018) Fourier yaklaşımının gerektirdiği, bilinmeyen bir tarihteki kademeli yapısal değişiklikleri tespit eden süreci şu şekilde göstermektedirler.

$$\propto (t) \cong \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{2k} \cos\left(\frac{2\pi tk}{T}\right) \quad (3)$$

n frekans sayısını göstermektedir. γ_{1k} frekansınboyutunu ölçmektedir. γ_{2k}frekans değişikliğini ölçmektedir. Denklem (3), denklem (2)'ye yerleştirildiğinde, denklem (4) şu şekilde elde edilir.

$$y_t = \alpha_0 \sum_{k=1}^{n} \gamma_{1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{2k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_1 y_{t-1} + \cdots + \beta_{p+d} y_{t-(p+d)} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Denklem (5)'te gösterilen tek Fourier frekansı tarih, sayı ve kırılma biçimlerinden bağımsız olarak kırılmaları yakalamaktadır.

$$\alpha(t) \cong \alpha_0 + \gamma_1 \, sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \, cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (5)$$

k yakınlaşma frekansını temsil etmektedir. Denklem (4), denklem (1) içine yerleştirildiğinde denklem (6) elde edilmektedir.

$$y_t = \alpha_0 + \gamma_1 + \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_1 y_{t-1} + \cdots \beta_{p+d} y_{t-(p+d)} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Toda-Yamamoto yaklaşımında sıfır hipotezi Granger nedensellik yoktur şeklinde kurulmaktadır ($H_0 = \beta_1 = \cdots = \beta_p = 0$). Sıfır hipotezinin reddedilmesi Granger nedenselliğin olduğunu göstermektedir. Hem Toda-Yamamoto, hem de Fourier Toda-Yamamoto testlerinin sıfır hipotezini reddetmesi durumunda sonuç daha güçlü olmaktadır (Nazlioglu vd., 2016 ve 2018).

5. Ampirik Bulgular

5.1. Betimleyici İstatistikler ve Birim-Kök Testleri

Tablo 2 verilere ilişkin betimleyici istatistikleri göstermektedir.

Tablo 2. **Betimleyici İstatistikler**

	KİKO	**KTİO**	**KSİO**	**KHİO**	**GSYHkb**
Ortalama	29.30	53.93	13.53	32.55	1371.65
Standart Hata	0.66	3.01	0.49	2.57	677.04
Ortanca	29.50	58.50	13.72	28.07	11700.19
Standart Sapma	3.69	16.74	2.75	14.33	3769.62
En Küçük	23.30	26.09	7.33	13.93	8859.62
En Büyük	35.80	78.39	17.09	57.87	21102.30

Toda-Yamamoto Granger nedensellik testine geçilmeden önce, değişkenler arasındaki maksimum bütünleşme derecesinin (d) kararlaştırılması gerekmektedir. Nazlioglu vd. (2018)'un yaklaşımından hareketle maksimum bütünleşme derecesi alternatif birim-kök testleri ile belirlenmektedir. Tablo 3'te ADF (Dickey ve Fuller, 1979) ve DF-GLS (Elliot vd., 1996)testleri kırılmaları dikkate almayan testlerdir. Kırılmaları dikkate alan testler, Enders ve Lee (2012a ve 2012b) tarafından Fourier yaklaşımı uygulanarak geliştirilen ADF testi, Rodrigues ve Taylor (2012) tarafından Fourier yaklaşımı ile geliştirilen DF-GLS testidir. Bu dört birim-kök testinde de sıfır hipotezi değişkenin birim-köke sahip olduğu şeklindedir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi değişkenin durağan olduğunu göstermektedir. Nazlioglu vd. (2018) tüm VAR modellerinde ortak olan değişken için birim-kök testi yapmanın yeterli olduğunu belirtmektedirler. Ancak, ARDL modelinin kurulabilmesi için tüm değişkenlerin durağanlık derecelerinin araştırılması gerekmektedir.

Tablo 3. **Birim-Kök Testleri**

	Yapısal Kırılmaları Dikkate Almayan Testler				**Kademeli Yapısal Kırılmalı Testler**			
	ADF		**DF-GLS**		**Fourier ADF**		**Fourier GLS**	
	Düzey	Birinci Fark	Düzey	Birinci Fark	Düzey	Birinci Fark	Düzey	Birinci Fark
KİKO	-1.378	-5.565***	-1.204	-5.191***	-3.400	-6.452***	-3.580**	-6.930***
KTİO	-0.053	-6.319***	0.607	-6.438***	-0.120	-6.554**	0.448	-7.095***
KSİO	-2.179	-7.882***	-1.631	-8.032***	-3.458	-7.980***	-3.334**	-8.395***
KHİO	0.773	-5.186***	1.344	-5.281***	0.608	-5.715***	-0.400	-5.855***
lGSYHkb	-0.821	-8.971***	-0.498	-7.968***	-2.062	-9.117***	-0.588	-9.187***
lGSYHkb^2	0.381	5.725***	1.046	-5.438***	0.302	-6.151***	-0.387	-6.268***

Not: Kırılmaları dikkate almayan birim-kök testler sabit terim içermektedir. Kırılmaları dikkate alan birim-kök testler sabit terimde yapısal kırılma içermektedir. Optimal gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriteri ile belirlenmektedir. Maksimum gecikme uzunluğu 2 olarak alınmaktadır. Optimal frekansın belirlenmesi için Schwarz bilgi kriteri kullanılmaktadır. Maksimum Fourier frekansı 3 olarak alınmaktadır. *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 3'de sunulan birim-kök testleri sonuçlarına göre, KİKO ve KSİO Fourier GLS birim-kök testine göre düzeyde durağandır. Diğer tüm değişkenlerin tüm alternatif test sonuçlarına göre düzeyde birim-köke sahip olduğu görülmektedir. Değişkenlerin birinci farkı alındığında ise, değişkenin tüm testlerde %1 düzeyinde durağan olduğu tespit edilmiştir. Kullanılan dört farklı birim-kök testi birlikte incelendiğinde, VAR modellerinde kullanılacak maksimum bütünleşme derecesinin (d) bir olduğu görülmektedir. Yapısal kırılmaların dikkate alınması sadece KİKO ve KSİO değişkenlerinin durağanlığı üzerinde etkilidir. Değişkenin düzeyde birim-köke sahip olması kalıcı şokların olduğunu göstermektedir (Gormus vd., 2017).

5.2. ARDL Sınır Testleri

Kadın istihdamı ile ekonomik gelişme arasında U şeklinde bir ilişkinin varlığını test etmek amacıyla aşağıdaki (7), (8), (9), (10) numaralı denklemler tahmin edilmekte ve sınır testi sonuçları Tablo 4'te sunulmaktadır.

$$\Delta K\dot{I}KO_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{a} \alpha_{1i} \Delta K\dot{I}KO_{t-i} + \sum_{i=0}^{b} \alpha_{2i} \Delta lGDPkb_{t-i} + \sum_{i=0}^{c} \alpha_3 \Delta (lGDPkb_{t-i})^2 + \rho_0 K\dot{I}KO_{t-1} + \rho_1 lGDPkb_{t-1} + \rho_2 (lGDPkb_{t-i})^2 + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta KT\dot{I}O_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{a} \alpha_{1i} \Delta KTiO_{t-i} + \sum_{i=0}^{b} \alpha_{2i} \Delta lGDPkb_{t-i} + \sum_{i=0}^{c} \alpha_3 \Delta (lGDPkb_{t-i})^2 + \rho_0 KT\dot{I}O_{t-1} + \rho_1 lGDPkb_{t-1} + \rho_2 (lGDPkb_{t-i})^2 + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta KS\dot{I}O_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{a} \alpha_{1i} \Delta KS\dot{I}O_{t-i} + \sum_{i=0}^{b} \alpha_{2i} \Delta lGDPkb_{t-i} + \sum_{i=0}^{c} \alpha_3 \Delta (lGDPkb_{t-i})^2 + \rho_0 KS\dot{I}O_{t-1} + \rho_1 lGDPkb_{t-1} + \rho_2 (lGDPkb_{t-i})^2 + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta KH\dot{I}O_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{a} \alpha_{1i} \Delta KH\dot{I}O_{t-i} + \sum_{i=0}^{b} \alpha_{2i} \Delta lGDPkb_{t-i} + \sum_{i=0}^{c} \alpha_3 \Delta (lGDPkb_{t-i})^2 + \rho_0 KH\dot{I}O_{t-1} + \rho_1 lGDPkb_{t-1} + \rho_2 (lGDPkb_{t-i})^2 + \varepsilon_t \quad (10)$$

Tablo 4. **Sınır Testleri**

Bağımlı değişken:	**KİKO**	**KTİO**	**KSİO**	**KHİO**
	ARDL (1,0,0)	ARDL (1,1,0)	ARDL (1,1,0)	ARDL (1,1,1)
F-istatistiği	1.40	2.01	3.86	1.96
	I(0)		**I(1)**	
%10	3.437		4.470	
%5	4.267		5.473	
%1	6.183		7.873	

Not: Optimal gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriteri ile belirlenmektedir. Tablo kritik değerleri Narayan (2005, s. 1988)'den alınmıştır.

Tablo 4 dört ARDL sınır testi sonuçlarını göstermektedir. Dört model için de F-istatistiği I(1) üst sınırının altındadır. Bu nedenle, değişkenler arasında bir eş-bütünleşme ilişkisi tespit edilmemiştir. Bu nedenle uzun dönem katsayı tahminine geçilememektedir. Elde edilen sonuçlar, kadın istihdamı ve ekonomik gelişme arasında, 1988-2018 dönemi Türkiye verileri için U-hipotezinin geçerli olmadığını göstermektedir.

5.3. Geleneksel ve Fouirer Toda-Yamamoto Nedensellik Testleri

Maksimum bütünleşme derecesine karar verilmesinin ardından yapılan geleneksel Toda-Yamamoto (TY) ve tek frekansa sahip Fourier Toda-Yamamoto (FTY) nedensellik testleri sonuçları Tablo 4 ve Tablo 5'de sunulmaktadır. Nazlioglu vd. (2018) kümülatif frekansa sahip FTY nedensellik testinin 200'den fazla gözlem olduğunda uygun olduğunu belirmektedirler. Bu nedenle bu sonuçlara yer verilmemiştir.

Tablo 5. **Geleneksel TY Nedensellik Testleri Sonuçları**

Ho:	**Wald ist.**	**p-değeri**	**Gecikme Uzunluğu**
KİKO→lGSYHkb	0.112	0.754	1
lGSYHkb →KİKO	0.006	0.948	1
KTİO→ lGSYHkb	0.689	0.415	1
lGSYHkb →KTİO	3.280*	0.073	1
KSİO→ lGSYHkb	0.064	0.796	1
lGSYHkb → KSİO	1.451	0.245	1
KHİO→ lGSYHkb	0.749	0.416	1
lGSYHkb →KHİO	2.323	0.135	1

Not: Maksimum frekans (k) 3 ve maksimum gecikme uzunluğu (p) 4 olarak alınmaktadır. Optimal k ve p Schwarz bilgi kriteri ile belirlenmektedir. p-value 1000 replikasyona sahip bootstrap dağılıma dayanan

serbestlik derecelerini göstermektedir. *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. → nedenselliğin yönünü göstermektedir.

Geleneksel TY testi sonucu elde edilen bulgular Tablo 4'de sunulmaktadır. Kadın iş gücüne katılım oranı ve kadınların üç sektördeki istihdamı ekonomik gelişmeye neden olmamaktadır. Ekonomik gelişme ise %10 anlamlılık düzeyinde kadınların tarım sektöründeki istihdamının Granger nedeni iken, diğer değişkenlerin nedeni değildir.

Tablo 6. **FTY Nedensellik Testleri Sonuçları**

Ho:	Wald ist.	p-değeri	Frekans (k)	Gecikme Uzunluğu (p)
KİKO→lGSYHkb	0.011	0.901	1	1
lGSYHkb →KİKO	0.014	0.900	1	1
KTİO→ lGSYHkb	2.927	0.103	1	1
lGSYHkb →KTİO	3.469*	0.085	1	1
KSİO→ lGSYHkb	12.269***	0.009	1	2
lGSYHkb → KSİO	1.279	0.540	1	2
KHİO→ lGSYHkb	2.407	0.114	1	1
lGSYHkb →KHİO	2.965	0.112	1	1

Not: Maksimum frekans (k) 3 ve maksimum gecikme uzunluğu (p) 4 olarak alınmaktadır. Optimal k ve p Schwarz bilgi kriteri ile belirlenmektedir. p-value 1000 replikasyona sahip bootstrap dağılıma dayanan serbestlik derecelerini göstermektedir. *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. → nedenselliğin yönünü göstermektedir.

Tablo 5 FTY test sonuçlarını göstermektedir. Kadın iş gücüne katılım oranının ve kadınların tarım ve hizmet sektörlerindeki istihdamının ekonomik gelişmeye neden olmadığı bulgusuna ulaşılmaktadır. Kadınların sanayi sektöründe istihdamı ise %1 anlamlılık düzeyinde ekonomik gelişmenin Granger nedenidir. Ekonomik gelişmedeki ilerleme, %10 anlamlılık seviyesinde kadınların tarım sektöründeki istihdamının Granger nedenidir. Ekonomik gelişmeden diğer kadın istihdamını temsil eden değişkenlere doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır.

Ekonomik gelişmenin kadınların tarım sektöründe istihdamını olumlu etkilediği bulgusu hem geleneksel TY hem de FTY testlerinde elde edilmiştir. Bu nedenle, elde edilen bu sonucun güçlü ve güvenilir bir sonuç olduğu görülmektedir. FTY testi sonucunda elde kadınların sanayi sektöründe istihdamının ekonomik gelişmenin nedeni olduğu bulgusuna, geleneksel TY yöntemi ile ulaşılmamıştır. Bu nedenle elde edilen bu nedensellik ilişkisi daha zayıf bir bulguyu göstermektedir. Elde edilen bu sonuçlar, kademeli yapısal kırılmaların dikkate alınmasının ekonomik gelişme ve kadın istihdamı arasındaki nedensellik ilişkisi için önemli olmadığını göstermektedir.

6. Sonuç

Bu çalışmada 1988-2018 yılları arasında Türkiye'de kadın istihdamı ile ekonomik gelişme arasındaki nedensellik bağlantısı araştırılmaktadır. Yapısal kırılmaları dikkate almayan geleneksel TY testi ve kademeli yapısal kırılmaları dikkate alan tek frekansa dayanan FTY testleri kullanılmaktadır.

Elde edilen bulgulara göre, kadın istihdamı ve ekonomik gelişme arasında U şeklinde bir ilişki olmadığı tespit edilmiştir. Literatürde U-hipotezini destekleyen ve desteklemeyen pek çok çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmanın bulgularını destekleyen çalışmalardan Verick (2014) U-hipotezinin her ülke için geçerli olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Lahoti ve Swaminathan (2016) ise, Hindistan için böyle bir ilişkinin olmadığını göstermişlerdir. Suh (2017)'nin Kore için U-hipotezini destekleyen bulgusu ise bu çalışmadan ayrılmaktadır.

Ekonomik gelişmeden kadınların tarım sektöründe istihdamına doğru güçlü bir nedensellik ilişkisi olduğu bulunmuştur. Daha zayıf bir diğer bulgu ise, kadınların sanayi sektöründeki istihdamının ekonomik gelişmeye neden olduğu sonucudur. Bu sonuçlar, Pata (2018) tarafından tespit edilen kadın istihdamı ile hizmetler sektöründe yaratılan GSYH arasındaki ilişki ile farklılık göstermektedir. Bu tür farklı sonuçlar kullanılan yöntem ve değişkenlerdeki farklılıklar nedeniyle oluşabilmektedir.

Kadınların iş gücüne katılım oranı ile ekonomik büyüme arasında bir ilişki tespit edilmemiştir. Literatürde bu iki değişken arasındaki ilişkiye dair farklı sonuçlar bulunmaktadır. Esteve-Volart (2004)'ün Hindistan için kadın iş gücüne katılım ile ekonomik büyüme arasında bir ilişki bulmaması çalışmanın bulgularını desteklemektedir. Su vd. (2019) on ülke için yaptığı nedensellik çalışmasında, ülkelerden ikisi için ilişki tespit etmemiştir. Farklı ülkeler ve farklı dönemleri kapsayan çalışmalarla farklı sonuçlara ulaşılabilmektedir.

Kadın iş gücünün istihdamı ve kadın iş gücüne katılım oranı ülkeler açısından önem taşımaktadır. Türkiye gibi kadın iş gücüne katılımının, erkek iş gücüne katılıma göre çok düşük kaldığı ülkelerde iş gücü miktarı sınırlı kalmaktadır. Bu durum ekonomik gelişmenin artması için bir kısıt yaratmaktadır. Bu çalışmada elde edilen sonuçlar, Türkiye'de kadınların sanayi sektöründe daha fazla istihdam edilmesinin ekonomik gelişmeye neden olabileceğini göstermektedir. Sanayi daha eğitimli ve kalifiye iş gücüne ihtiyaç duyan bir sektördür. Bu nedenle kadınların sanayi sektörüne girmesini kolaylaştıracak eğitim faaliyetleri önem kazanmaktadır. Kadınları iş gücü piyasasına katılmaktan uzak tutan faktörlerin belirlenmesine yönelik çalışmaların yapılması ve bu faktörlerin ortadan kaldırılarak kadın istihdamın arttırılması ekonomik gelişme açısından büyük öneme sahiptir.

Kadınların tarım sektöründe istihdamının ekonomik gelişmeden etkilenen tek sektör olması, Türkiye'de istikrarlı bir ekonomik gelişmenin olmaması ile açıklanabilir. Daha geleneksel bir yapıya sahip olan tarım sektörü, durgunluklardan ve krizlerden daha az etkilenmektedir. Ekonomik gelişmenin sürekli hale gelmesi, ekonomik gelişme ile kadınların sadece tarım değil sanayi ve hizmetler sektörlerinde de daha fazla istihdam edilmesini ve kadın iş gücüne katılımının artmasını sağlayacaktır. Bundan sonra yapılacak çalışmalarda, kültürel ve demografik faktörlerin de modellere eklenerek ve eğitim seviyesi ve yaşa göre bulguların nasıl değiştiğini gösteren modeller kurularak literatürün genişlemesine katkı sağlanabilir.

Kaynaklar

Bhalotra, S. ve Umana-Aponte, M. (2010). The Dynamics of Women's Labour Supply in Developing Countries. *IZA Discussion Paper Series*, No. 4879.

Chapman, K. A. (2015). Economic Development and Female Labor Force Participation in The Middle East andNorth Africa: A Test of The U-Shape Hypothesis. *Gettysburg Economic Review,* 8, Article 3.

Choudhry, M. T. ve Elhorst P. (2018). Female Labour Force Participation and Economic Development. *International Journal of Manpower*, 39(7), 896-912.

Çağatay, N. ve Özler Ş. (1995). Feminization of The Labor Force: The Effects of Long-Term Development and Structural Adjustment. *World Development*, 23, 1883-1894.

Dickey, D. A. ve Fuller W. A. (1979). Distribution of The Estimators for Autoregressive Timeseries with A Unit Root. *Journal of The American Statistical Society,* 75, 427–431.

Elliott, G., Rothenberg, T. J. ve Stockj. H. (1996). Efficient Tests for An Autoregressive Unitroot. *Econometrica,* 64,813–836.

Enders, W. ve Lee, J. (2012a). A Unit Root Test Using A Fourier Series to Approximate Smooth Breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 74(4), 574-599.

Enders, W. ve Lee J. (2012b). The Flexible Fourier Form and Dickey-Fuller Type Unit Root Tests. *Economics Letters,* 117, 196-199.

Er, Ş. (2012). Women Indicators of Economic Growth: A Panel Data Approach. *Economic Research Guardian,* 2(1), 27-42.

Esteve-Volart, B. (2004). Gender Discrimination andGrowth: Theory andEvidence from India. *Sticerd Discussion Papers,* DEDPS42, London School of Economics andPolitical Science.

Gaddis, I. Ve Klasen S. (2014) Economic Development, Structural Change, and Women's Labor Force Participation: A Reexamination Of The Feminization U Hypothesis. *J. Popul. Econ.*, 27(3), 639–681.

Galor, O. Ve Weil D. N. (1993). The Gender Gap, Fertility, and Growth. *IMF Working Paper,*No. 4550.

Goldin, C. (1995). The U-Shaped Female Labor Force Function in Economic Development andEconomic History. *NBER Working Paper*, No. W4707.

Gormus, A., Nazlioglu, S. ve Soytas, U. (2017). High-Yield Bond and Energy Markets. *Energy Economics,* 69, 101-110.

Kinoshita, Y. Ve Guo, F. (2015). What Can Boost Female Labor Force Participation inAsia?. *IMF Working Paper,*No. WP/15/56.

Klasen, S. ve Lamanna, F. (2003). The Impact ofGender Inequality inEducation andEmployment onEconomic Growth in The Middle East andNorth Africa. *Background Paper forGender andDevelopment in The Middle East And North Afric,*World Bank,Washington, DC, USA.

Klasen, S. ve Lamanna, F. (2009). The Impact ofGender Inequality in Education and Employment on Economic Growth: New Evidence for A Panel Of Countries. *Feminist Economics*15 (3), 91–132.

Klasen, S. ve Pieters, J. (2012). Push or Pull? Drivers of Female Labor Force Participation During India's Economic Boom. *IZA Discussion Paper,*No. 6395, Institute For The Study Of Labor, Bonn.

Klasen, S. ve Pieters, J. (2015). What Explains The Stagnation of Female Labor Force Participation in Urban India?. *Policy Research Working Paper,* 7222. World Bank Group, Washington, D.C.

Korkmaz, M. ve Alacahan, N. D. (2013). Türkiye'de Formel Piyasaya Yönelmede Kadın İşgücü Arzı ve GSYH Etkileri: Ampirik Bir Çalışma. *Turkish Studies,* 8(7), 887-900.

Lahoti, R. ve Swaminathan, H. (2016). Economic Development and Women's Labor Force Participation in India. *Fem. Econ.,* 22(2), 168–195.

Luci, A. (2009). Female Labor Market Participation and Economic Growth. *International Journal Of Innovation and Sustainable Development*, 4(2/3), 97–108.

Narayan, P. K. (2005). The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.

Nazlioglu, S., Gormus, N. A. ve Soytas, U. (2016). Oil Prices and Real Estate Investment Trusts (REITs): Gradual-Shift Causality and Volatility Transmission Analysis. *Energy Econ.* 60, 168–175.

Nazlioglu, S., Gormus, N. A. ve Soytas, U. (2018): Oil Prices and Monetary Policy in Emerging Markets: Structural Shifts in Causal Linkages. *Emerging Markets Finance and Trade,* 55(1), 105-117.

Ngai, L. R. ve Olivetti, C. (2015). Structural Transformation and The U-Shaped Female Labor Supply.

2015 Meeting Papers 1501, Society For Economic Dynamics.

Pata, U. K. (2018). Türkiye'de Kadın İstihdamı ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Simetrik Ve Asimetrik Nedensellik Testleri İle Sektörel Bir Analiz. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi,* 21: 135-150.

Pata, U. K., Yurtkuran, S. ve Kalça, A. (2016). Türkiye'de Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 38(2), 255-271.

Psacharopoulos, G. ve Tzannatos, Z. (1989). Female Labor Force Participation: An İnternational Perspective. *World Bank Res. Obs.*, 4(2), 187–201.

Pesaran H. M., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

Rodrigues, P. M. M. ve Taylor, A. M. R. (2012). The Flexible Fourier Form and Local Generalised Least Squares De-Trended Unit Root Tests. *Oxford Bulletin Of Economics and Statistics,* 74(5), 736–759.

Su, C. W., Li, Z. Z., Tao, R. ve Lobonţ, O. R. (2019). Can Economic Development Boost The Active Female Labor Force?.*Quality And Quantity*, *53*(2), 1021–1036.

Suh, M. G. (2017). Determinants of Female Labor Force Participation in South Korea: Tracing Out The U-Shaped Curve By Economic Growth. *Soc. Indic. Res.*, 131, 255–269.

Tansel, A. (2002). Economic Development and Female Labor Force Participation in Turkey: Time Series Evidence and Cross-Province Estimates. *Economic Research Center ERC. Working Papers in Economics,* 01/05.

Thévenon, O., Ali, N., Adema, W. ve Del Pero, A. S. (2012). Effects of Reducing Gender Gaps in Education and Labor Force Participation on Economic Growth in The OECD. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers,*No 138.

Toda, H. Y. ve Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregression with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics* 66,225–250.

Tsani, S., Paroussos, L., Fragiadakis, C.,Charalambidis, I. ve Capros, P. (2013). Female Labour Force Participation And Economic Growth in The South Mediterranean Countries*. Econ. Lett.,* 120(2), 323–328.

Verick, S. (2014) Female Labor Force Participation in Developing Countries. Erişim Adresi https://wol.iza.org/uploads/articles/87/pdfs/female-labor-force-participation-in-developing-countries.pdf?v=1

FEMALE LABOR FORCE AND ECONOMIC DEVELOPMENT: A CAUSAL LINKAGES INVESTIGATION FOR TURKEY

Extended Abstract

***Aim*:** Female employment is a determining factor for economic development, especially in countries where female labor force participation is lower than males. The female labor force participation encourages efficiency and economic development in the economy (Tansel 2002: 3). Besides, economic development has an impact on female participation known as the U hypothesis. The effect of female labor force participation on economic development is theoretically explained by labor supply effect, feedback effect and discrimination effect. According to these effects, economic development accelerates when the female labor force participation increases. The U hypothesis argues that there is a U-shaped relationship between economic development and participation in the female workforce. In this study, the relationship between female employment and economic development in Turkey's economy has been investigated for the 1988-2018 period.

Method(s): First, ARDL bound testing approach is employed to determine the whether U-hypothesis is valid. Then, the traditional Toda-Yamamoto (1995) test is used to test the causality relationship between female employment and economic development. Then, the extended Toda-Yamamoto test with the Fourier approach is applied. Thus, gradual breaks are taken into account (Nazlioglu et al., 2016; Gormus et al., 2017; Nazlioglu et al., 2018).

$$y_t = \alpha(t) + \beta_1 y_{t-1} + \cdots \beta_{p+d} y_{t-(p+d)} + \varepsilon_t (1)$$

where $\alpha(t)$ is the intercept terms which are the functions of time and denoting structural shifts in y_t. Nazlioglu et al. (2016 and 2018) shows the Fourier approach for capturing gradual structural shifts as follow:

$$\propto (t) \cong \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{2k} \cos\left(\frac{2\pi tk}{T}\right) \quad (2)$$

where n is the number offrequency. γ_{1k} and γ_{2k} shows amplitude and displacement of the frequency. Equation (3) is obtained by substituting equation (2) in equation (1):

$$y_t = \alpha_0 \sum_{k=1}^{n} \gamma_{1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{2k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_1 y_{t-1} + \cdots + \beta_{p+d} y_{t-(p+d)} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Equation (4) shows a single Fourier frequency:

$$\alpha(t) \cong \alpha_0 + \gamma_1 \, sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \, cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (4)$$

where k is the frequency of approximation. Equation (5) is obtained by substituting equation (4) in equation (1):

$$y_t = \alpha_0 + \gamma_1 + \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_1 y_{t-1} + \cdots \beta_{p+d} y_{t-(p+d)} + \varepsilon_t \quad (5)$$

In the Toda-Yamamoto approach, the null hypothesis is that no Granger causality ($H_0 = \beta_1 = \cdots = \beta_p = 0$). The rejection of the null hypothesis shows Granger causality. The result is stronger if both Toda-Yamamoto and Fourier Toda-Yamamoto tests reject the null hypothesis (Nazlioglu et al., 2016 and 2018).

***Findings*:** According to ARDL bound testing results, there is no co-integration relation between variables. This result suggests that U-hypothesis between female employment and economic development is not valid.

The traditional TY approach: Female labor force participation rate and female employment in three sectors do not cause economic development. Economic development, on the other hand, is the Granger cause of female employment in the agricultural sector at the level of 10% significance, not the cause of other variables.

The FTY approach: It is found that the female labor force participation rate and the female employment in agriculture and service sectors do not cause economic development. Female employment in the industry sector is the Granger cause of economic development at 1% significance level. Progress in economic development is the Granger cause of female employment in the agricultural sector at a level of 10% significance. There is no causality from economic development to the variables representing other female employment.

The finding that economic development is the Granger cause of female employment in the agricultural sector has been obtained in both traditional TY and FTY tests. Therefore, it is seen that this result is a robust and reliable result. As a result of the FTY test, the finding that the female employment in the industrial sector is the cause of economic development has not been reached with the traditional TY method. Therefore, this causality relationship obtained is not a robust conclusion. The findings show that accounting for gradual structural shifts does not matter for the causality between economic development and female employment.

Conclusions: The results show that there is a robust causality linkage from economic development to female employment in agricultural sector. The causality from female employment in industrial sector to economic development is not a robust conclusion.

The results of this study show that female employment in the industrial sector could lead to economic development in Turkey. Industry sector needs more educated and skilled labor force. For this reason, educational activities that will make it easier for females to enter the industrial sector become important. For this reason, it is of great importance in terms of economic development to carry out studies to determine the factors that keep females away from participating in the labor market and to increase female employment by eliminating these factors.

Female employment agricultural sector is the only sector affected by the economic development. This can be explained by the absence of a stable economic growth in Turkey. The agricultural sector, which has a more traditional structure, is less affected by stagnations and crises. A continuous economic development will ensure that economic development causes not only female employment in agriculture but also female employment in industry and services sectors and increases female labor force participation.