



## TÜRKİYE' DE KADINLARIN İŞGÜCÜNE KATILIM ORANININ TOPLAMSAL MODELLER VE PANEL VERİ MODELLERİYLE İNCELENMESİ

Rabia Ece Omay<sup>1\*</sup>

<sup>1</sup>Doç. Dr., Dokuz Eylül Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İzmir, Türkiye

\*rabiaece.oday@deu.edu.tr

<sup>+</sup>ORCID: 0000-0002-3819-4563

**Öz-** Bu çalışmada, Türkiye'de kadınların işgücüne katılımını etkileyen faktörlerin belirlenmesi ve işgücüne katılım oranının farklı istatistiksel metodlar ile modellenmesi hedeflenmiştir. Bu amaçla, 2015-2020 periyodu için İstatistik Bölge Birimleri Sınıflaması (İBBS) Düzey 1' de yer alan 12 bölge dikkate alınarak, işgücüne katılım oranı, istihdam oranı, işsizlik oranı ve kadınların işgücüne katılımını etkileyen en önemli faktörler arasında olan eğitim düzeyi değişkenleri dikkate alınarak, tek yönlü rassal etki panel veri modeli kurulmuştur. Ardından, söz konusu belirleyicilerinin aynı zamanda doğrusal olmayan etkilerini de ortaya koymak için 1988-2019 periyodu dikkate alınarak pürüzlülük ceza yaklaşımı ile her bir belirleyicinin işgücüne katılımı oranı üzerindeki etkisi için doğal kübik splayn kullanılarak toplamsal ve kısmi toplamsal modeller kurulmuştur. Kurulan modeller, düzeltilmiş R<sup>2</sup>, sapma, genelleştirilmiş çapraz geçerlilik ve Akaike bilgi kriteri kullanılarak karşılaştırılmış ve en uygun model seçilmiştir. Yapılan analizler göstermiştir ki, kadınların işgücüne katılım oranını üzerinde işsizlik, istihdam ve nüfus değişkenlerinin aynı zamanda doğrusal olmayan etkileri de söz konusudur.

**Anahtar Kelimeler-** İşgücüne katılım oranı, Rassal etkili model, Tek yönlü model, Toplamsal Model.

### INVESTIGATION OF FEMALE LABOR FORCE PARTICIPATION RATE WITH ADDITIVE MODELS AND PANEL DATA MODELS IN TURKEY

**Abstract** – In this study, it is aimed to determine the factors affecting the participation of women in the labor force in Turkey and to model the labor force participation rate with different statistical methods. For this purpose, 12 regions included in Statistical Region Units Classification (NUTS) Level 1 for the period of 2015-2020 were taken into consideration. Then, a one-way random effect panel data model was constructed by taking into account the variables of the labor force participation rate, employment rate, unemployment rate and education level, which are among the most important factors affecting women's labor force participation. Then, it is aimed to reveal the nonlinear effects of these determinants. For this purpose, considering the period of 1988-2019, additive and semiparametric additive models were constructed by using the natural cubic spline for the effect of each determinant on the labor force participation rate with the roughness penalty approach. The constructed models were compared using adjusted R-square, deviation, generalized cross validity and Akaike information criterion, and the most suitable model was selected. These analyzes show that the unemployment rate, employment rate and population variables also have non-linear effects on the female labor force participation rate.

**Keywords** – Labour force participation rate, Random effect model, One-way model, Additive model

## 1. GİRİŞ

Türkiye’de kadınların işgücüne katılım oranları Avrupa ülkeleri ve OECD ülkeleri ile karşılaştırıldığında oldukça düşüktür. Eğitim seviyesi, düşük ücretler, sosyoekonomik özellikler, çocuk sayısı, kırsal bölgelerden kentsel bölgelere göç, aile içindeki görev ve sorumluluklar kadınların işgücüne katılım oranlarının düşük olmasına sebep olan faktörler içerisinde sayılabilir. Kadınların işgücüne katılımı, onlara sadece ekonomik özgürlük sağlamayacak aynı zamanda sosyal hayatın içinde olmalarını, daha bilinçli ebeveynler olmalarını ve diğer taraftan, ülke ekonomisine de yoksulluğun düşürülmesi ve kalkınmanın hızlandırılması yönünde de katkıda bulunacaktır (SBB(a), 2020)



**Kaynak:** World Development Indicators (Labor force participation rate, female - % of female population ages 15+ (national estimate))

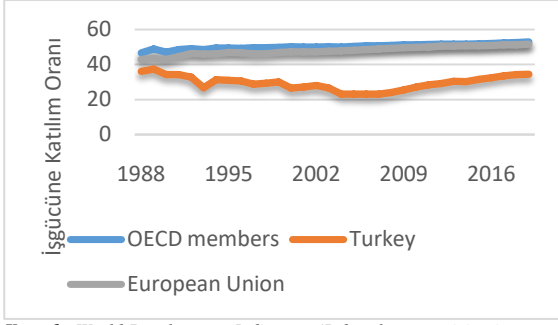
**Grafik 1.** Türkiye’de kadınların işgücüne katılım oranı

Grafik 1’de görülmektedir ki, Türkiye’de kadınların işgücüne katılım oranında 1988-2007 aralığında düşüş yaşanmıştır. 1988’de kadınların işgücüne katılım oranı %36 iken, 2007 yılında bu oran %23.14’e kadar düşmüştür. Türkiye’de gözlemlenen bu düşüş tablosu, OECD ve Avrupa Birliği üyesi ülkelerde karşımıza çıkmamaktadır (Grafik 2).

Yapılan çalışmalar göstermiştir ki, 1988-2007 yılları arasında Türkiye’de kadınların işgücüne katılım oranlarındaki düşüşün en önemli sebeplerinden biri, kırsal bölgelerden kentsel bölgelere olan göçtür. Türkiye’de bu dönemde hızlı bir kentleşme süreci yaşanmıştır. Yüksek işgücü katılımlı kırsal bölgelerden, düşük işgücü katılımlı kentsel bölgelere göç olduğunda, bu durum kadınların işgücüne katılım oranının düşmesine katkıda bulunmuştur (DPT, 2009). Kırsal bölgelerden kentsel bölgelere göç ile birlikte kadınların işgücüne katılım oranlarının düşmesi aynı zamanda eğitim düzeyleri ile de ilişkilendirilebilir. Kentsel bölgelerdeki kadınların işgücüne katılım oranları eğitim seviyesinin yükselmesiyle birlikte artarken, kırsal bölgelerde işgücüne katılım oranlarında eğitim seviyesine göre büyük farklılıklar ortaya çıkmamaktadır. Kentsel bölgelerde düşük eğitim düzeyine sahip kadınların işgücüne katılımı oldukça sınırlıdır. Bunun sebebi, kentlerde vasıf gerektirmediği için düşük ücrete tabi tutulan ve zor koşullara sahip işlerde çalışmak zorunda kalmalarıdır (Yamak ve ark. 2012). Dolayısıyla kırsal bölgelerden kentsel bölgelere göç eden düşük eğitim

seviyesine sahip kadınların işgücüne katılım oranlarında düşüş olmaktadır.

Türkiye’de 15 yaş üstü kadınların işgücüne katılım oranları 2007 yılında artışa geçmiş ve 2019 yılında %34.3 seviyesine gelmiştir (Grafik 1). Türkiye’de işgücüne katılım oranının sürekli artmasına karşın, söz konusu oran OECD ve Avrupa Birliği’ne üye ülkelerin gerisinde seyretmektedir (Grafik 2). 2019 yılında Türkiye’de kadınların işgücüne katılım oranı %34.3 iken OECD ve Avrupa Birliği ülkelerinde bu oranlar sırasıyla, % 52.9 ve % 51.5’dir. TÜİK ve Cumhurbaşkanlığı Strateji ve Bütçe Başkanlığının açıkladığı Nisan 2021 işgücü istatistiklerine göre, 2021 yılının Şubat ayında işsizlik oranı %14.1, istihdam edilenlerin sayısı 27 150 000 kişi ve istihdam oranı %42.9 olarak gözlenmiştir. Mevsimsel etkilerden arındırılmış verilere göre, 2021 yılı Şubat ayında istihdam oranı %43.4, işgücüne katılım oranı %50.1 ve işsizlik oranı %13.4 olmuştur (TÜİK, 2021). Yine TÜİK’ün Nisan 2021’de yayımladığı işgücü istatistiklerine göre 2021 Şubat ayında erkeklerin işgücüne katılım oranı %68.9 iken kadınlarda bu oran %31.6 ile erkeklerin oldukça gerisinde kalmıştır (TÜİK, 2021). Dolayısıyla Türkiye’de kadınların işgücüne katılım oranı sadece OECD ve Avrupa Birliği ülkelerine göre değil, aynı zamanda erkeklerin işgücüne katılım oranına göre de oldukça geride kalmıştır. Bununla birlikte İstatistik Bölge Birimleri Sınıflandırmasına göre değerlendirildiğinde, kadınların işgücüne katılım oranlarında bölgeler arasında da farklılıklar ortaya çıkmaktadır, bu farklılıklar çalışmanın ileriki bölümlerinde daha ayrıntılı incelenecektir (bkz. Grafik 3). Nitekim ülke olarak kadınların işgücüne katılım oranlarını arttırmak amacıyla, T.C. Cumhurbaşkanlığı Strateji ve Bütçe Başkanlığı tarafından hazırlanan on birinci kalkınma planında İstihdam ve Çalışma Hayatı başlığı altında “Toplumun tüm kesimlerine insana yaraşır iş fırsatlarının sunulması ile başta kadın ve gençler olmak üzere özel politika gerektiren grupların istihdamının artırılması” temel amaç olarak belirlenmiş ve bu amaç doğrultusunda belirlenen politika ve hedeflerden birisi olarak “İşgücü piyasasında kadın istihdamını artıracak şekilde kadınların özellikle kodlama, yazılım gibi teknoloji üretimi alanlarında mesleki eğitim ve beceri gelişimi fırsatları güçlendirilmesi” belirtilmiştir. Yine on birinci kalkınma planında “Kadın” ve “Kırsal Kalkınma” başlıkları altında belirlenen amaçlara yönelik politika ve tedbirlerde de kadınların işgücüne katılımını artırma konusuna değinilmiştir (SBB(b), 2019).



**Kaynak:** World Development Indicators (Labor force participation rate, female - % of female population ages 15+ (national estimate))

**Grafik 2.** Kadınların işgücüne katılım oranları

Bir sonraki bölümde de görüleceği gibi, Türkiye’de kadınların işgücüne katılımını etkileyen birçok faktör mevcuttur. Bu çalışmada kadınların işgücüne katılım oranlarının belirleyicileri olarak işsizlik oranı, istihdam oranı, eğitim ve nüfus faktörleri ele alınmıştır. Söz konusu faktörlerin splayn düzeltmeye dayanarak, doğrusal olmayan etkilerinin ortaya çıkarılması literatüre katkı sağlayacaktır. Bu sebeple çalışmada, öncelikle doğrusal panel veri ile söz konusu belirleyicilerin etkilerini ortaya koymanın yanı sıra, sonraki aşamada ise belirleyicilerin etkilerinin doğrusal olmayan boyutunun da ortaya çıkarılması amacıyla splayn düzeltmeye dayanan toplamsal ve kısmi parametrik toplamsal modeller kurulması hedeflenmiştir. Her ne kadar evlenme, boşanma oranlarının ve eğitimin doğrusal olmayan etkilerinin de ortaya çıkarılması hedeflense de veri sayısının yetersizliği (serbestlik derecesi yetersizliği) sebebiyle incelenememiştir.

## 2. LİTERATÜR TARAMASI

Türkiye’de kadınların işgücüne katılım oranı ve belirleyicilerine yönelik çok sayıda çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalarda farklı belirleyiciler irdelenmiş ve farklı istatistiksel ve ekonometrik yöntemler kullanılmıştır.

Özer ve Biçerli (2003), 1988-2001 periyodunda Türkiye’deki kadınların işgücüne katılım oranının etkileyen faktörleri belirlemek amacıyla kırsal ve kentsel alanları dikkate alarak panel veri modelleri kurmuş, ev kadınlarının oranı, ücretsiz aile işçilerinin oranı ve emeklilerin oranı belirleyicilerinin beklenen yönde ve anlamlı ilişkilerini ortaya koymuştur. Türkiye’deki kadınların gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin aksine geleneksel rollerinin ve istihdam biçimlerinin dışına çıkma konusunda yeteri kadar başarılı olamadığı ve bunu sadece ekonomik değil aynı zamanda sosyolojik sebepleri olduğuna da vurgu yapmışlardır (Özer ve Biçerli, 2003).

Yıldırım ve Doğrul (2008), 2003 Hane halkı Bütçe Anketi verilerini kullanarak Türkiye’de kadınların işgücüne katılmamalarına sebep olan belirleyicileri ortaya koymak için sosyo-demografik özellikleri ve aile yapısını temel olarak yaptığı çalışmada lojistik regresyon analizini kullanmıştır. Çalışmada medeni durum, eşin eğitim

düzeyi, ekonomik durum ve çocuk sayısının kadınların işgücüne katılmamalarında önemli belirleyiciler olduğu sonucuna varmıştır. Kadınların eğitim seviyesi yükseldikçe işgücüne katılım olasılığı artarken, eşin eğitim seviyesi yükseldikçe kadınların işgücüne katılım olasılığı azalmaktadır. Bir diğer bulgu ise, kadınların işgücüne katılmasında çocuğun yaş aralığı değil, çocuk sayısının önemli bir belirleyici olduğu yönündedir (Doğrul ve Günsel, 2008).

Uraz ve ark. (2010) yaptıkları çalışmada, 2003-2006 periyodunda kadınların işgücüne katılım profilindeki değişimi incelemiş ve bu amaçla çok değişkenli analizler yapmışlardır. Uraz ve ark. Yapmış oldukları oldukça kapsamlı çalışmada vardıkları sonuçlardan bazıları, Türkiye’de kadınların işgücüne katılım oranlarının düşük olduğu ve bu düşüşün devam ettiği, ücretsiz aile işçisi kadınların istihdamında düşüş olduğu, tarım sektöründe çalışan kadınların sayısındaki azalma olduğu bu kadınların kentsel bölgelerde iş bulamadığı ya da bulmak istemediği, düşük vasıflı kadınlarla erkeklerin gelirleri arasında oldukça büyük farklılıklar olduğu, şeklinde listelenebilir (Uraz ve ark., 2010).

Dayıoğlu ve Kırdar (2010), çalışmalarında 1988-2010 TÜİK Hanehalkı İşgücü Anket verilerini kullanarak, kadınların işgücüne katılımına nüfus eğilimlerini, zaman profilini, doğum kuşağı profilini incelemiştir. Aynı çalışmada 2006 TÜİK Hanehalkı İşgücü Anket verileri ve 2003 yılı Hacettepe Üniversitesi’nin Türkiye Nüfus ve Sağlık Araştırması verilerini kullanarak, işgücüne katılımın belirleyicileri olan eğitim, medeni durum, doğurganlık ve göç için logit regresyon analizleri yapmışlardır (Dayıoğlu ve Kırdar, 2010).

Kızılgöl (2012), 2002-2008 döneminde kadınların işgücüne katılımı için hedef kitlesini Türkiye’de kentsel bölgelerde ve kırsal bölgelerde yaşayan evli ve bekar kadınlar olarak ifade etmiş, Hane Halkı Bütçe Anketleri verilerinden faydalanarak, logit modeller ile eğitim düzeyi, hane halkı geliri, bağımlılık oranı, konut mülkiyeti ve yaş faktörlerinin en önemli belirleyiciler olduğu sonucuna varmıştır (Kızılgöl, 2012).

Üçler ve Kızılkaya (2014), 2004-2013 periyodu için Türkiye’de kadın istihdamında boşanma ve doğurganlığın etkilerini panel veri analizi yöntemlerini kullanarak araştırmışlardır ve kadın istihdamındaki artışın etkilerinin boşanmada pozitif yönde iken doğurganlıkta negatif yönde olduğu sonucuna ulaşmışlardır (Üçler ve Kızılkaya, 2014).

Kılıç ve Öztürk (2014), 2002-2008 Hane halkı Bütçe Anketlerinden elde ettikleri verileri kullanarak Türkiye’deki kadın istihdamı için probit modeller ile tahminlerde bulunmuş ve kadınların işgücüne katılımının belirleyicilerinin eğitim, medeni durum, ekonomik kaynaklar, yerleşim yeri ve toplumsal cinsiyet algısı olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Kentsel bölgelerdeki kadınların işgücüne katılımında en önemli belirleyicinin

eğitim olduğunu ifade etmişlerdir. Kılıç ve Öztürk' e göre kadınların işgücüne katılımında düşük eğitim düzeyi önemli bir engel oluşturmaktadır ve kadınların eğitim düzeyi arttıkça işgücüne katılma olasılıkları da artmaktadır. Kırsal bölgelerden kentsel bölgelere göçlerde de düşük eğitim düzeyi kadınların işgücüne katılımında önemli bir engel oluşturmaktadır (Kılıç ve Öztürk, 2014).

Uyar (2015) yapmış olduğu çalışmada 2008-2012 periyodu için kadınların işgücüne katılım oranının belirleyicilerini doğrusal ve lojistik panel veri ile analiz etmiştir. Ev işleri ile meşgul kadınların oranı, ücretsiz aile işçisi oranı ve emeklilerin oranının kadınların işgücüne katılımı üzerinde anlamlı etkileri olduğu sonucuna varmıştır (Uyar, 2015).

Akgeyik (2017) 2007-2016 dönemi için kadınların işgücüne katılımını etkileyen faktörleri incelediği çalışmasında, kadınların eğitim düzeyinin en önemli faktör olduğunu ortaya koymuştur. Üniversite mezunu kadınlar, diğer daha düşük eğitim düzeyine sahip kadınlara göre işgücüne daha yüksek oranda katılmaktadır. Aynı zamanda, işgücüne katılım oranını arttıran diğer faktörlerin evlilik yaşının yükselmesi, boşanma oranlarındaki artış ve doğurganlık oranındaki azalma olduğuna işaret etmektedir (Akgeyik, 2017).

Gündoğdu (2018), büyüme, enflasyon oranı, işsizlik oranı, doğurganlık oranı ve verimliliğin kadınların işgücüne katılım oranı üzerindeki etkilerini ekonometrik modellerle araştırdığı çalışmasında 2005-2017 periyodundaki aylık veriler kullanılmıştır. Kadınların işgücüne katılım oranlarını kısa dönemde büyüme, işsizlik oranları, doğurganlık oranı negatif yönde etkilerken, verimlilik ve enflasyon pozitif yönde etkilemektedir. Uzun dönemde ise büyüme, kadınların işgücüne katılım oranını pozitif yönde etkilerken, verimlilik negatif bir etkiye sahiptir (Gündoğdu, 2018).

Tunalı ve Göksu (2018), Türkiye için kadınların işgücüne katılım oranı üzerinde etkili olan faktörlerin belirlenmesine yönelik olarak yaptıklarında çalışmalarında, 2012 TÜİK Hane halkı verilerini kullanarak lojistik regresyon analizi yapmıştır. En etkin belirleyicinin eğitim olduğu ve yaş ile işgücüne katılım arasındaki ilişkinin ters U şeklinde gerçekleştiği, kadınların kırsal bölgelerde ve kentsel bölgelerde yaşamlarının iş gücüne katılımı etkilediği sonuçlarına ulaşmışlardır (Tunalı ve Göksu, 2018).

Türkiye'deki kadınların işgücüne katılım oranlarına ilişkin yapılan çalışmalarda panel veri analizi (Özer ve Biçerli, 2003; Kızılgöl, 2012; Üçler ve Kızılkaya, 2014; Uyar, 2015), lojistik regresyon ve zaman serisi analizi (Yıldırım ve Doğrul, 2008; Dayıoğlu ve Kırdar, 2010; Kızılgöl, 2012; Uyar, 2015; Tunalı ve Göksu, 2019) başlıca kullanılan yöntemlerdir. Bu çalışmada, çoğunlukla kullanılan panel veri analizinin yanı sıra, sıklıkla

kullanılan yöntemlerden farklı olarak, kadınların işgücüne katılım oranlarının belirleyicilerine ait doğrusal olmayan (parametrik olmayan) etkileri ortaya çıkarmak için splayn düzeltmeye dayalı toplamsal ve kısmi parametrik toplamsal modeller kullanılmıştır. Yapılan çalışmaların neredeyse tamamı farklı periyotları içermekle birlikte, öne çıkan belirleyiciler, eğitim, ev kadınlarının oranı, ücretsiz aile işçilerinin oranı ve emeklilerin oranı, medeni durum, eşin eğitim düzeyi, ekonomik durum ve çocuk sayısının, doğurganlık, göç olarak sıralanabilir.

### 3. METODOLOJİ

#### 3.1. Tek Yönlü Rassal Etkili Model

Tek yönlü regresyon modelleri, hata terimi ayrışımında sadece kesite veya sadece zamana bağlı olan değişkenlerin var olduğu modellerdir. (3.1) denklemi dikkate alınsın.

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit}, i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (3.1)$$

(3.1) modeli göz önünde bulundursun. Söz konusu modelde  $i$ ,  $t$  ve  $k$  indisleri sırasıyla modelin kesit boyutunu, zaman boyutunu ve bağımsız değişken sayısını göstermektedir.  $y_{it}$ , bağımlı değişkenin  $t$  zamanında  $i$ . kesit için gözlem değerini;  $\alpha_i$ ,  $i$ . kesit için sabit terimi;  $\beta_k$ ,  $k$ . değişkenin eğim parametresini;  $x_{kit}$ ,  $k$ . açıklayıcı değişkenin  $t$  zamanında  $i$ . kesit için değerini;  $u_{it}$  ise  $t$  zamanında  $i$ . kesit için hata terimini göstermektedir. Tek yönlü modellerde hata terimi aşağıdaki bileşenlere ayrılır.

$$u_{it} = \mu_i + \vartheta_{it} \quad (3.2)$$

(3.2) denkleminde  $\mu_i$ , zamandan bağımsızdır ve gözlenemeyen kesit etkisini ifade eder.  $\vartheta_{it}$  ise geriye kalan hatayı ifade etmektedir ve  $\vartheta_{it}$  hem kesite hem de zamana göre değişmektedir. Eğer büyük bir kitleden  $N$  sayıda kesit rassal olarak seçilirse, rassal etkili model uygun bir seçim olacaktır. Bu durumda  $\mu_i$ ' ler 0 ortalama ve  $\sigma_\mu^2$  varyansla bağımsız aynı dağılımlı ve benzer olarak  $\vartheta_{it}$  ler de 0 ortalama ve  $\sigma_\vartheta^2$  bağımsız aynı dağılımlıdır:  $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$  ve  $\vartheta_{it} \sim IID(0, \sigma_\vartheta^2)$ .

Sabit terimin homojen olduğu durum için (3.1) denklemi matris gösterimi ile aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$y = \alpha_{1NT} + X\beta + u = Z\delta + u \quad (3.3)$$

Benzer olarak (3.2) eşitliği aşağıdaki şekilde yazılabilir.

$$u = Z_\mu \mu + \vartheta \quad (3.4)$$

(3.4) denklemi kullanılarak varyans kovaryans matrisi,  $\Omega = E(uu^T) = \sigma_\mu^2(I_N \otimes J_T) + \sigma_\vartheta^2(I_N \otimes I_T)$  şeklinde yazılır. Bu matrisin köşegen elemanları  $Var(u_{it}) = \sigma_\mu^2 + \sigma_\vartheta^2$  ler sabittir. Regresyon katsayılarının genelleştirilmiş

en küçük kareler tahmincisini elde etmek için  $\Omega^{-1}$  ve  $\Omega^{-1/2}$  matrislerinin tanımlanması gerekmektedir.  $\Omega^{-1}$  matrisi ve  $\Omega^{-1/2}$  matrisi serasıyla denklem (3.5) ve (3.6)’de ifade edilmiştir.

$$\Omega^{-1} = \frac{1}{\sigma_1^2} P + \frac{1}{\sigma_\theta^2} \quad (3.5)$$

$$\Omega^{-1/2} = \frac{1}{\sigma_1} P + \frac{1}{\sigma_\theta} Q \quad (3.6)$$

Bu matrisler elde edildikten sonra Fuller ve Battese (1973, 1974) tarafından önerilmiş olan dönüşüm yöntemi ile genelleştirilmiş en küçük kareler tahmincileri elde edilebilir. Bu durumda hesaplanması gereken,  $\sigma_1^2$  ve  $\sigma_\theta^2$  nin ise en iyi yansız tahmincileri aşağıdaki şekilde bulunur.

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{u^T P u}{tr(P)} \quad (3.7)$$

$$\hat{\sigma}_\theta^2 = \frac{u^T Q u}{tr(Q)} \quad (3.8)$$

(3.7) ve (3.8) eşitliklerinde bilinmeyen gerçek  $u_{it}$  hatalarının yerine onların tahmincileri kullanılabilir ve bu nedenle çeşitli varyans bileşen tahmincileri elde edilebilir. İlk olarak, gerçek hata vektörünün yerine sıradan en küçük kareler artıkları olan  $\hat{u}_{OLS}$  kullanılabilir. Ancak sıradan en küçük kareler tahmincileri yansız ve tutarlı olsalar da, etkin bir tahminci değildirler. İkinci bir yaklaşım olarak, sıradan en küçük karelerin artıkları yerine gölge değişkenli en küçük karelerin artıkları kullanılabilir. Üçüncü yaklaşım olarak, regresyonun ortalama hata karelerine karşılık gelen varyans bileşenlerinin tahmincilerini elde etmek için iki regresyon önerilmiştir. Önerilmiş olan birinci regresyon, (3.3) denklemine verilen “Within” regresyonudur. Önerilen ikinci regresyon ise, zamana göre ortalamaların regresyonundan oluşan “Between” regresyonudur. Burada ise  $\hat{\sigma}_1^2$  tahmincisi şu şekilde elde edilmektedir (Baltagi 2005; Wallace ve Hussain 1969; Amemiya 1971; Swamy ve Arora 1972; Uyar, 2015).

### 3.2. Toplamsal ve Kısmi Parametrik Toplamsal Modeller

$(x_i, y_i), i = 1, 2, \dots, n$  gözlem değerleri için, bir bağımlı ve bir açıklayıcı değişkenin yer aldığı parametrik olmayan regresyon modeli aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$y_i = f(x_i) + \varepsilon_i, a < x_1 < \dots < x_n < b, \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (3.9)$$

Bu modelde  $f \in C^2[a, b]$  bilinmeyen pürüzsüz fonksiyon ve  $\varepsilon_i$  rassal hata terimidir. (3.9) modelindeki  $f \in C^2[a, b]$  fonksiyonunun tahmini parametrik olmayan regresyon modelinin temel amacıdır ve  $\lambda > 0$  düzeltme parametresi için söz konusu modelin splayn düzeltmeye dayalı çözümü,

$$S(f) = \sum_{i=1}^n \{y_i - f(x_i)\}^2 + \lambda \int_a^b \{f''(x)\}^2 dx \quad (3.10)$$

ile belirlenen cezalı hata kareler toplamını minimum yapan  $\hat{f} \in C^2[a, b]$  fonksiyonu olarak tanımlanır (Wahba, 1990; Green ve Silverman, 1994). (3.10) denklemi ile verilen minimum probleminin splayn düzeltmeye dayalı çözümü  $x_1, \dots, x_n$  düğümleri ile bir doğal kübik splayn olarak tanımlanır (Green ve Silverman, 1994).

Kısmi parametrik regresyon modeli aşağıdaki gibi tanımlanabilir.

$$y_i = \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\beta} + f(x_i) + \varepsilon_i, i = 1, 2, \dots, n, \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (3.11)$$

Burada  $\mathbf{z}_i$ , parametrik kısma karşılık gelen bağımsız değişkenlerin  $k$  boyutlu  $i$ . gözlemler vektörü ve  $\boldsymbol{\beta}$ ,  $k$  boyutlu regresyon katsayıları vektörüdür. Toplamsal regresyon modeli,

$$y_i = \sum_{j=1}^p f_j(x_{ij}) + \varepsilon_i, i = 1, 2, \dots, n, \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (3.12)$$

biçiminde tanımlanır. Bu denklemde  $f_j$ ’ ler bilinmeyen tek değişkenli fonksiyonlardır (Hastie ve Tibshirani, 1999).

$p$  tane parametrik olmayan bileşene sahip kısmi parametrik toplamsal regresyon modeli ise aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$y_i = \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\beta} + f_1(x_{1i}) + \dots + f_p(x_{pi}), i = 1, 2, \dots, n, \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (3.13)$$

(3.12) toplamsal regresyon modelinin tahmini için splayn düzeltme yaklaşımı uygulandığında, ikinci mertebeden sürekli türevi olan tüm  $f_j, j = 1, 2, \dots, p$  fonksiyonlar uzayında,

$$\sum_{i=1}^n \{y_i - \sum_{j=1}^p f_j(x_{ij})\}^2 + \sum_{j=1}^p \lambda_j \int \{f_j''(x)\}^2 dx \quad (3.14)$$

ile verilen genelleştirilmiş cezalı hata kareler toplamının minimizasyonu problemi ele alınır. (3.14) ifadesinin ceza kısmındaki her fonksiyon, seçilen bir  $\lambda_j$  düzeltme parametresine bağlıdır ve (3.14)’ ün çözümünden elde edilen her bir  $\hat{f}_k$  tahmin fonksiyonu,

$$\hat{f}_k = S_k(y - \sum_{j \neq k} \hat{f}_j), k = 1, 2, \dots, p$$

splayn düzeltme yardımıyla hesaplanan bir kübik splayndır (Hastie ve Tibshirani, 1999).

## 4. TÜRKİYE’DE KADINLARIN İŞGÜCÜNE KATILIMI

### 4.1. Veri ve Model

Bu çalışmada, Türkiye’deki 15-64 yaş arasındaki kadınların işgücüne katılım oranlarını etkileyen faktörler tek yönlü rassal etki panel veri modelleri ve kısmi parametrik regresyon modelleri ile modellenmiştir.

Türkiye’de 15-64 yaş aralığındaki kadınların işgücüne katılım oranlarını etkileyen faktörler olarak istihdam oranı, işsizlik oranı, nüfus ve eğitim değişkenleri kullanılmıştır ve söz konusu değişkenlere ilişkin açıklamalar Tablo 1’ de yer almaktadır.

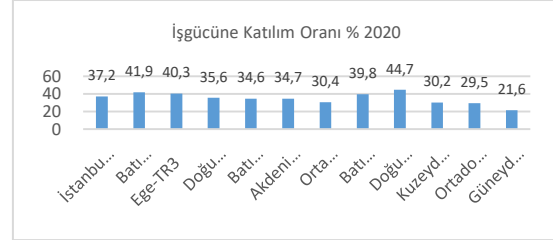
Söz konusu değişkenlere ait veriler, Türkiye İstatistik Kurumu İşgücü İstatistikleri ve Eğitim İstatistiklerinden ve World Development Indicators’ dan derlenmiştir (TÜİK, WDI).

Tablo 1’ de açıklanan değişkenlere ait betimleyici istatistikler incelendiğinde, kadınların işgücüne katılım oranı için en küçük değer 19.20 ve en büyük değer 51.60’dır ve söz konusu oranın ortalama değeri 6.7 standart sapma ile 36.82’ dir. Kadınların istihdam oranının en küçük ve en büyük değeri sırasıyla, 16.50 ve 45.80’ dir. İstihdam oranının ortalama değeri 6.6 standart sapma ile 32.05 olarak bulunmuştur. Kadınların işsizlik oranı için açıklık 20.2 olarak hesaplanmıştır. Bununla birlikte, 4.5 standart sapma ile söz konusu oran ortalama 13.28 olarak hesaplanmıştır. Nüfus ve eğitim oranları ise 2.5 ve 4.9 standart sapma ile ortalama 63.98 ve 17.81 olarak hesaplanmıştır.

Değişken	Gösterim	Açıklama
İşgücüne katılım oranı (Bağımlı)	isgucu (panel veri) iko (toplamsal model)	kadın (15 yaş üstü kadın nüfusunun yüzdesi) (ulusal tahmin)
İstihdam oranı	istihdam (panel veri) istho (toplamsal model)	Nüfus oranına göre istihdam, 15+, kadın (%) (ulusal tahmin)
İşsizlik oranı	issizlik (panel veri) iszo (toplamsal model)	kadın (kadın işgücünün yüzdesi) (ulusal tahmin)
Nüfus oranı	pop	15-64 yaş arası nüfus, kadın (kadın nüfusunun% 'si)
Eğitim oranı	egitim	15-64 yaş arası eğitim, kadın (kadın nüfusunun% 'si)
Zaman	time	Tanımlanmış bir zaman değişkeni

Tablo 1. Değişkenler ve açıklamaları

Çalışma iki aşamadan oluşmaktadır: Birinci aşamada 2015-2020 periyodu için İstatistiki Bölge Birimleri Sınıflaması (İBBS) Düzey 1’ de yer alan 12 bölge dikkate alınarak, işgücüne katılım oranı, istihdam oranı, işsizlik oranı ve eğitim değişkenleri için, tek yönlü rassal etki panel veri modeli kurulmuştur. Dolayısıyla modelde zaman boyutu  $t = 1, 2, 3, 4, 5$  ve kesit boyutu ise  $i = 1, \dots, 12$ ’ dir. Grafik 3’ de 2020 yılı için nüfus, coğrafya, gelişmişlik sıralaması vb. gibi faktörler dikkate alınarak Türkiye’ yi 12 bölgeye ayıran Düzey1 sınıflamasında kadınların işgücüne katılım oranlarının bölgelere göre farklılık gösterdiği gözlenmektedir. 2020 yılında en yüksek işgücüne katılım oranı %44.7 ile Doğu Karadeniz (TR9) bölgesinde iken ardından %41.9 oranı ile Batı Marmara (TR2) ve %39.8 ile Batı Karadeniz (TR8) bölgeleri yer almaktadır. Kadınların işgücüne katılım oranının en az olduğu bölgeler ise Ortadoğu Anadolu (TRB) (%29.5) ve Güneydoğu Anadolu (TRC) (%21.6) bölgeleridir.



Kaynak: World Development Indicators (Labor force participation rate, female - % of female population ages 15+ (national estimate))

Grafik 3. İBBS Düzey1 için kadınların 2020 yılı işgücüne katılım oranları

İkinci aşamada ise 1988-2019 periyodu göz önünde bulundurularak işgücüne katılım oranı, işsizlik oranı, istihdam oranı, nüfus ve tanımlanmış bir zaman değişkeni için toplamsal ve kısmi parametrik toplamsal modeller kurulmuştur. Kurulan modeller için sapma ve AIC (Akaike Information Criteria) kullanılarak söz konusu zaman periyodu ve değişkenler için en uygun model seçilmiştir. Tüm analizlerde R programı plm, car, lmtest, tseries ve mgcv paketleri kullanılmıştır. Kurulan modellerde kullanılan değişkenler aşağıda listelenmiştir.

Rassal Etki Panel Veri Modeli için;

- İşgücüne katılım oranı % (isgucu)
- İstihdam oranı % (istihdam)
- İşsizlik oranı % (issizlik)
- Eğitim oranı % (egitim)

Toplamsal ve Kısmi Parametrik Toplamsal Model için;

- İşgücüne katılım oranı % (iko)
- İstihdam oranı % (istho)
- İşsizlik oranı % (iszo)
- Kadın nüfusu % (pop)
- Zaman (time)

Yukarıdaki değişkenler dikkate alınarak, Türkiye’ de kadınların işgücüne katılım oranına yönelik, 2015-2020 periyodu için kurulan tek yönlü rassal etkili panel veri modeli ve 1988-2019 periyodu için kurulan parametrik olmayan regresyon modelleri sırasıyla aşağıda listelenmiştir. Veriye erişim açısından panel veri analizinde kadın nüfusu ilişkin pop değişkeni ve toplamsal ve kısmi parametrik toplamsal modellerde ise eğitim oranına ait (egitim) değişkeni modellere dahil edilememiştir. Bu noktada eklemek gerekir ki, hem panel veri de hem de doğrusal olmayan regresyon modellerinde söz konusu zaman aralıkları için veriye erişim kısıtlı düzeyde olduğu işgücü istatistikleri haricinde sadece eğitim ve nüfus değişkenleri dikkate alınmıştır. Söz konusu modeller (4.1)-(4.3) denklemlerinde verilmiştir.

$$isgucu_{it} = \beta_0 + \beta_1 istihdam_{it} + \beta_2 issizlik_{it} + \beta_3 egitim_{it} + u_{it} \quad i = 1, \dots, 12; t = 1, \dots, 5 \quad (4.1)$$

$$iko_j = f(iszo) + f(istho) + f(pop) + u_j \quad j = 1, \dots, 32 \quad (4.2)$$

$$iko_j = f(iszo) + f(istho) + f(pop) + time_j + u_j \quad j = 1, \dots, 32 \quad (4.3)$$

$$iko_j = f(istho) + f(pop) + iszo_j + time_j + u_j \quad j = 1, \dots, 32 \quad (4.4)$$

$$iko_j = f(pop) + istho + iszo + time_j + u_j \quad j = 1, \dots, 32 \quad (4.5)$$

#### 4.2. Kadınların İşgücüne Katılımı için Rassal Etkili Model

Çalışmanın birinci aşamasında işgücüne katılım oranı ile istihdam oranı, işsizlik oranı ve eğitim değişkenleri arasındaki ilişki 2015-2020 periyodu için doğrusal panel veri analizi ile incelenmiştir. Yapılan analizlerde R programının temel paketlerinin yanı sıra plm ve lmtest paketleri de kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Verilerin zamana göre mi, kesite göre mi panel veri olduğunu incelemek amacıyla Chow testi kullanılmıştır. Verinin kesite göre incelenmesinde, her bir kesit için tahminlenen katsayıyı ifade eden  $\delta_i$  için Chow testi uygulanmıştır. Bu test için sıfır hipotezi her bir kesit için tahmin edilmiş katsayıların birbirine eşit olduğunu ifade ederken ( $H_0: \delta_i = \delta$ ), alternatif hipotez, her bir kesit için tahmin edilmiş katsayıların birbirine eşit olmadığını ( $H_1: \delta_i \neq \delta$ ) ifade etmektedir. Dolayısıyla sıfır hipotezi reddedilirse veri kesite göre panel veri olarak dikkate alınmalıdır. Tablo 3’ de görülmektedir ki, 44 ve 24 serbestlik dereceleri ile F istatistiğinin değeri 42.812 ve karşılık gelen olasılık değeri  $4.365e^{-15}$  olduğu için alternatif hipotez kabul edilir ve verinin kesite göre  $\delta$  katsayısı için panel veri, diğer bir ifadeyle verinin kesite göre panel veri olduğu sonucuna varılmıştır. Verinin zamana göre incelenmesinde ise her bir zaman için tahmin edilmiş katsayıyı ifade eden  $\delta_t$  katsayısı için Chow testi uygulanmıştır. Bu teste ilişkin sıfır hipotezi her bir zaman için tahmin edilmiş katsayıların birbirine eşit olduğunu ifade ederken ( $H_0: \delta_t = \delta$ ), alternatif hipotez, her bir zaman için tahmin edilmiş katsayıların birbirine eşit olmadığını ( $H_1: \delta_t \neq \delta$ ) ifade etmektedir. Bu teste ilişkin 20 ve 48 serbestlik dereceli F istatistiği değeri 0.75032 ve karşılık gelen olasılık değeri 0.7548 olarak hesaplanmıştır (Tablo 2) ve sıfır hipotezinin reddedilemediğinden verinin zamana göre panel veri olmadığı sonucuna varılmıştır.

Tablo 2. Kesite ve zamana göre panel veri Chow testi sonuçları

		F	sd1	sd2	P-değeri
$H_0: \delta_i = \delta$	effect="individual" model="pooling"	42.812	44	24	$4.365e^{-15}$
	effect="individual" model="within"	19.031	33	24	$8.358e^{-11}$
$H_0: \delta_t = \delta$	effect="time" model="pooling"	0.750	20	48	0.7548
	effect="time" model="within"	0.718	15	48	0.7539

Birim kökün var olup olmadığını (serinin durağanlığını) test etmek için panel KPSS testi kullanılmış ve test istatistiğinin değeri 0.62, karşılık gelen olasılık değeri ise 0.02 olarak hesaplanmıştır. Bu sonuca göre 0.01 anlamlılık düzeyinde serinin durağan olduğu sıfır hipotezi kabul edilmiştir.

Ardından, modelin sabit veya rassal etkili bir model olduğunu belirlemek için Hausman testi yapılmıştır. Bu teste ilişkin sıfır hipotezi, modelin rassal etkili bir model olduğunu ifade ederken, alternatif hipotez modelin sabit etkili bir model olduğu yönündedir. Bu hipotezi test etmek için hesaplanan 3 serbestlik dereceli ki-kare istatistiğinin değeri 1.1701 ve karşılık gelen olasılık değeri 0.7602’ dir. Bu durumda sıfır hipotezi reddedilemez modelin rassal etkili model olduğu sonucun varılmıştır.

Modelin tek yönlü veya çift yönlü olduğuna karar vermek için diğer ifadeyle bireysel (kesit) etkileri ve zaman etkilerini ortaya çıkarmak için Breusch Pagan ve Honda testleri kullanılmıştır. Breusch Pagan testinin hipotezleri aşağıda verilmiştir.

$$\begin{array}{lll} \text{(A)} & \text{(B)} & \text{(C)} \\ H_0^a = \sigma_\mu^2 = 0 & H_0^b = \sigma_\lambda^2 = 0 & H_0^c = \sigma_\mu^2 = \sigma_\lambda^2 = 0 \\ H_1^a = \sigma_\mu^2 \neq 0 & H_1^b = \sigma_\lambda^2 \neq 0 & H_1^c = \sigma_\mu^2 = \sigma_\lambda^2 \neq 0 \end{array}$$

(A) hipotezi bireysel (kesit) etkinin var olup olmadığını, (B) hipotezi zaman etkisinin olup olmadığını ve (C) hipotezi ise modelde hem bireysel etki hem de zaman etkisinin birlikte olup olmadığını belirlemek için kullanılan hipotezlerdir. Honda testinin hipotezleri ise,

$$\begin{array}{lll} \text{(D)} & \text{(E)} & \text{(F)} \\ H_0^d = \sigma_\mu^2 = 0 & H_0^e = \sigma_\lambda^2 = 0 & H_0^f = \sigma_\mu^2 = \sigma_\lambda^2 = 0 \\ H_1^d = \sigma_\mu^2 > 0 & H_1^e = \sigma_\lambda^2 > 0 & H_1^f = \sigma_\mu^2 = \sigma_\lambda^2 > 0 \end{array}$$

Söz konusu iki teste ilişkin sonuçların yer aldığı Tablo 3 incelendiğinde,  $H_0^b$  hipotezi reddedilememekte iken  $H_0^d$  ve  $H_0^e$  hipotezleri reddedildiği görülmektedir. Dolayısıyla incelenen modelde kesit etkisinin olduğu ancak zaman etkisinin olmadığı belirlenmiş ve dolayısıyla modelin tek yönlü rassal etkili model olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 3. Breusch Pagan ve Honda testleri sonuçları

		$H_0^a = \sigma_\mu^2 = 0$	$H_0^b = \sigma_\lambda^2 = 0$	$H_0^c = \sigma_\mu^2 = \sigma_\lambda^2 = 0$
Breusch Pagan	Ki-kare	56.955	0.297	57.252
	P-değeri	$4.459e^{-14}$	0.5859	$3.697e^{-13}$
Honda	Normal	7.547	-0.5446	4.9512
	P-değeri	$2.229e^{-14}$	0.707	$3.687e^{-07}$

(4.1) denklemi göz önünde bulundurularak Swamy-Arora dönüşümü ile tek yönlü bireysel rassal etkili model kurulmuş ve bu modele ait özet istatistikler Tablo4’de verilmiştir. Özet istatistikler incelendiğinde sırasıyla istihdam oranı, işsizlik oranı ve eğitim oranına ilişkin model parametrelerinin tamamı istatistiksel olarak

anlamlıdır ve modele ait düzeltilmiş  $R^2$  değeri 0.99 olarak hesaplanmıştır. Fakat bu noktada Durbin-Watson ve Breusch-Pagan testleri kullanılarak modelin otokorelasyon ve değişen varyanslılık durumları değerlendirilmiştir. Modelde otokorelasyonun olmadığını ifade eden sıfır hipotezini test etmek için hesaplanan Durbin-Watson değeri 1.3567 ve buna karşılık hesaplanan olasılık değeri 0.001346'dır. Bu durumda 0.05 önem düzeyinde sıfır hipotezi reddedilmiş ve otokorelasyonun var olduğu tespit edilmiştir. Torres ve Reyna (2010) çalışmalarında küçük periyotlu zaman serili mikro panellerde otokorelasyonun bir probleme sebep olmayacağına değinmişlerdir (Torres ve Reyna 2010). Modelin sabit varyanslı olduğu yönündeki sıfır hipotezini test etmek için ise hesaplanan Breusch-Pagan test istatistiğinin değeri 7.5103 ve buna karşılık hesaplanan olasılık değeri ise 0.05729'dur. 0.01 önem düzeyinde reddedilemeyen sıfır hipotezi 0.05 ve 0.10 önem düzeyi dikkate alındığında reddedilmektedir. 0.05 ve 0.10 önem düzeyine göre modelde değişen varyans durumu söz konusudur.

**Tablo 4.** Swamy-Arora modeli tahminleri ve özet istatistikleri

	Katsayılar			
	Tahmin	Standart Hata	Z-değerleri	P-değeri
Sabit Terim	-5.084	0.430	-11.831	2.2e-16 ***
istihdam	1.122	0.012	90.557	2.2e-16 ***
issizlik	0.383	0.014	27.206	2.2e-16 ***
egitim	0.049	0.018	2.779	0.0055 **

Genel Kareler Toplamı: 464.69 Artık Kareler Toplamı: 2.8602  
 Düzeltilmiş  $R^2$ : 0.99357 Ki-kare: 10979.8 (sd1=3), p-değeri: 2.2e-16  
 Anlamlılık kodları: \*\*\* 0.001 \*\* 0.01 \* 0.05 . 0.1

Her ne kadar Torres ve Reyna (2010) çalışmalarında küçük periyotlu zaman serili mikro panellerde otokorelasyonun problem olmayacağını ifade etmiş olsalar da modelde hem otokorelasyon hem de değişen varyansın var olması sebebiyle çalışmanın bu aşamasında *robust tahminciler* kullanılmıştır Tablo 4' de robust tahmincilerin sonuçları listelenmiştir ve söz konusu robust tahminciler için, otokorelasyon ve değişen varyansın her ikisinin de var olması durumunda kullanılan *Arellano* metodu kullanılmıştır. Ayrıca robust tahminciler bulunurken  $HC0$ ,  $HC1$ ,  $HC2$ ,  $HC3$  ve  $HC4$  türlerinden, kurulan modele uygun olan  $HC0$  seçilmiştir (Torres ve Reyna 2010).

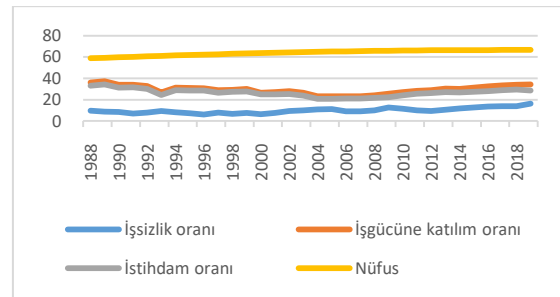
**Tablo 5.** Denklem (4.1.) için robust tahminler

	Tahmin	Standart Hata	t-değerleri	P-değeri
Sabit Terim	-5.084	0.555	-9.153	1.798e-13 ***
istihdam	1.122	0.012	93.290	2.2e-16 ***
issizlik	0.383	0.034	11.302	2.2e-16 ***
egitim	0.049	0.018	2.740	0.0078 **

Anlamlılık kodları: \*\*\* 0.001 \*\* 0.01 \* 0.05 . 0.1

Tablo5. incelendiğinde parametrelerin tahminlerine ilişkin t-istatistik değerlerine karşılık gelen olasılıklar incelendiğinde parametrelerin tamamının bağımsız değişken üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkileri görülmektedir. Diğer bir ifadeyle kadınların işgücüne katılım oranını istihdam oranı, işsizlik oranı ve eğitim oranı istatistiksel olarak anlamlı derecede etkilemektedir. Bununla birlikte, kadınların işgücüne katılım oranını açıklamada, beklendiği üzere (Grafik 4) en çok etkili olan faktör istihdam oranıdır. Her ne kadar çalışmanın panel veri analizi kısmında 2015-2020 periyodu dikkate alınmış

olsa da, istihdam, işsizlik ve iş gücüne katılım oranları arasındaki artış ve azalışların görsel olarak incelenmesi açısından, 1988-2019 dönemi verilerinin grafiksel ifadesi, kurulan panel veri modelinin yorumu açısından yardımcı olacaktır. Eğitimin etkisi diğer değişkenlere oranla, görece olarak daha az görünmekle birlikte istatistiksel olarak anlamlıdır. İstihdam oranı, işsizlik oranı ve eğitim oranı değişkenlerinin iş gücüne katılım oranı üzerindeki istatistiksel olarak anlamlı etkilerinin pozitif yönde olduğu görülmektedir. Söz konusu değişkenlerin iş gücüne katılım oranı üzerindeki etkisinin, çalışmanın ampirik bölümünün buraya kadar olan kısmında sadece doğrusal olarak incelendiği unutulmamalıdır. Bu etkilerin varlığı ortaya koyulduktan sonra, çalışmanın bundan sonraki aşamasında daha geniş bir zaman aralığında ve Türkiye için söz konusu faktörlerin doğrusal olmayan etkileri de incelenmiştir.



**Grafik 4.** İşsizlik, işgücüne katılım, istihdam ve nüfus oranlarının birlikte değişimi

#### 4.3. Kadınların İşgücüne Katılımı için Toplamsal ve Kısmi Parametrik Toplamsal Model

Çalışmanın ikinci aşamasında ise birinci bölümde de olduğu gibi TÜİK tarafından temel alınan işgücü istatistikleri için (kadınların işgücüne katılım oranı, işsizlik oranı, istihdam oranı) ve bu faktörlere ek olarak nüfus değişkeni ve bir zaman değişkeni dikkate alınarak 1988-2019 periyodu için parametrik olmayan regresyon modelleri sınıfında yer alan toplamsal ve kısmi parametrik toplamsal modeller incelenmiştir. Bu aşamada, kadınların işgücüne katılım oranını etkileyen işsizlik oranı ve istihdam oranı faktörlerinin, parametrik olmayan (doğrusal olmayan) etkileri araştırılmış ve ek olarak nüfus oranı da modellere dahil edilmiştir. Panel veri analizi bölümünde incelenen eğitim değişkeni ise veriye erişim açısından modele dahil edilememiştir. Kurulan modeller ve bu modellere ilişkin yapılan istatistiksel testlerde R programı temel paketlerinin yanı sıra mgcv, lmtest, car ve tseries paketleri kullanılmıştır. Kurulan modeller için sapma ve AIC (Akaike Information Criteria) kullanılarak söz konusu zaman periyodu ve değişkenler için en uygun model seçilmiştir.

İlk model toplamsal bir modeldir ve denk. (4.2) de gösterilmiştir ve söz konusu modele ait istatistikler Tablo 6' da yer almaktadır.

**Tablo 6.** Toplamsal model tahminleri ve özet istatistikleri (Denklem 4.2)



Parametrik Katsayılar				
	Tahmin	Standart Hata	t-değerleri	P-değeri
Sabit Terim	29.4841	0.0052	5696	2e-16 ***
Pürüzsüz Terimlerin Yaklaşık Tahminleri				
	sd	Referans df	F-değeri	P-değeri
<i>s(iszo)</i>	4.252	5.131	498.661	2e-16 ***
<i>s(istho)</i>	4.927	5.892	4715.045	2e-16 ***
<i>s(pop)</i>	8.506	8.832	9.144	0.00032 ***
Düzeltilmiş R <sup>2</sup> : 0.99 GCV: 0.0021 AIC: -123.85 Sapma: 0.0114				
Anlamlılık kodları: *** 0.001 ** 0.01 * 0.05 . 0.1				

Tablo 6 incelendiğinde modelin doğrusal olmayan etkilerinin (iszo, istho, pop) istatistiksel olarak anlamlı olduğu; işsizlik oranı, istihdam oranı ve nüfus oranı değişkenlerine ait fonksiyonların serbestlik derecelerinin sırasıyla 4.251, 4.927 ve 5.506 olarak hesaplandığı, söz konusu fonksiyonların serbestlik dereceleri ile referans serbestlik dereceleri arasındaki farkın oldukça küçük olduğu gözlenmiştir. Bu serbestlik derecesi değerleri aynı zamanda bu değişkenlerin doğrusal olmayan etkilerinin bir diğer göstergesidir.

Kullanılan veri zaman serisi verisi olduğu için durağanlık ve eşbütünleşme test edilmelidir. Durağanlığı araştırmada, x’in seviyede ya da trendde durağan olduğu sıfır hipotezi için Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) testi kullanılmıştır. KPSS test istatistiğini değeri 0.2498 ve karşılık gelen olasılık değeri 0.1 olarak bulunmuştur ve bu olasılık değeri dikkate alındığında seçilen anlamlılık seviyesine göre ( $\alpha = 0.10, \alpha = 0.05, \alpha = 0.01$ ) sıfır hipotezinin reddedilemeyeceği ya da reddedileceği kararı verilebilir. Bu noktada serinin birim köke sahip olduğu sıfır hipotezi için Augmented Dickey Fuller (ADF) testi kullanılmıştır. ADF test istatistiğinin hesaplanan değeri -1.0495 ve karşılık gelen olasılık değeri 0.9153 bulunmuştur ve bu durumda sıfır hipotezi reddedilemez ve seri durağan değildir. Bu sonucun ardından eşbütünleşmenin varlığını araştırmak amacıyla, eşbütünleşmenin var olmadığı sıfır hipotezi ile Phillips-Ouliaris Cointegration (PO) testi kullanılmıştır. PO testinin hesaplanan değeri -13.823 ve karşılık gelen olasılık değeri 0.15’ dir. Bu sonuç göstermektedir ki, sıfır hipotezi reddedilemez ve eşbütünleşmenin varlığı söz konusu değildir. Seri durağan değildir, buna karşın eşbütünleşme olmadığı için modele bir trend değişkeni eklenerek model tekrar kurulmuştur. Bununla birlikte,  $adj. R^2 = 0,99 < DW test = 1.93$  olduğu için sahte regresyon olmadığı sonucuna varılabilir.

Çalışmanın bu bölümündeki ikinci model ise kısmi parametrik toplamsal bir modeldir ve denk. (4.3) de gösterilmiştir ve (4.2) modeline bir zaman değişkeni doğrusal olarak eklenerek kısmi parametrik toplamsal model kurulmuştur. Söz konusu modele ait istatistikler Tablo 7’ da yer almaktadır.

Tablo 7. Kısmi parametrik toplamsal model tahminleri ve özet istatistikleri (Denklem 4.3)

Parametrik Katsayılar				
	Tahmin	Standart Hata	t-değerleri	P-değeri
Sabit Terim	27.173	0.274	99.157	2e-16 ***
zaman	0.140	0.017	8.434	3.4e-07 ***
Pürüzsüz Terimlerin Yaklaşık Tahminleri				
	sd	Referans df	F-değeri	P-değeri
<i>s(iszo)</i>	2.434	3.072	900.1	2e-16 ***
<i>s(istho)</i>	3.679	4.484	12671.9	2e-16 ***
<i>s(pop)</i>	8.321	8.720	22.7	2e-16 ***
Düzeltilmiş R <sup>2</sup> : 0.99 GCV: 0.000914 AIC: -144.3573 Sapma: 0.00692				
Anlamlılık kodları: *** 0.001 ** 0.01 * 0.05 . 0.1				

Tablo 7 incelendiğinde modelin parametrik olmayan (doğrusal olmayan) etkilerinin (iszo, istho, pop) (4.2) modelinde olduğu gibi istatistiksel olarak anlamlı olduğu; işsizlik oranı, istihdam oranı ve nüfus oranı değişkenlerine ait fonksiyonların serbestlik derecelerinin sırasıyla 2.434, 3.697 ve 8.321 olarak hesaplandığı, söz konusu fonksiyonların serbestlik dereceleri ile referans serbestlik dereceleri arasındaki farkın oldukça küçük olduğu gözlenmiştir. Bu serbestlik derecesi değerleri aynı zamanda bu değişkenlerin doğrusal olmayan etkilerinin bir diğer göstergesidir fakat işsizlik oranı (iszo) ve istihdam oranı (istho) değişkenlerinin pürüzsüz fonksiyonlarının serbestlik dereceleri (4.2) modeline göre daha düşük, buna karşın nüfus oranı (pop) değişkeninin pürüzsüz fonksiyonuna ait serbestlik derecesi değeri fark edilir derecede artmıştır. Nüfus oranı (pop) değişkenindeki bu artış, kadınların işgücüne katılım oranındaki doğrusal olmayan etkiyi de bir kez daha ortaya koymaktadır. Diğer taraftan işsizlik oranı (iszo) ve istihdam oranı (istho) değişkenlerinin serbestlik derecelerindeki azalma dikkate alınarak söz konusu değişkenlerin parametrik (doğrusal) etkilerini de test etmek amacıyla (4.4) ve (4.5) kısmi parametrik toplamsal modeller kurulmuş ve sapma ve AIC kriterleri ile model karşılaştırmaları yapılarak uygun modele karar verilmiştir.

Tablo 8. Kısmi parametrik toplamsal model tahminleri ve özet istatistikleri (Denklem 4.4)

Parametrik Katsayılar				
	Tahmin	Standart Hata	t-değerleri	P-değeri
Sabit Terim	23.938	0.221	108.11	2e-16 ***
zaman	0.165	0.015	10.94	2e-16 ***
iszo	0.286	0.015	10.94	5.49e-09 ***
Pürüzsüz Terimlerin Yaklaşık Tahminleri				
	sd	Referans df	F-değeri	P-değeri
<i>s(istho)</i>	3.650	4.561	10223.76	2e-16 ***
<i>s(pop)</i>	8.822	8.958	34.43	2e-16 ***
Düzeltilmiş R <sup>2</sup> : 0.99 GCV: 0.00102 AIC: -139.0526 Sapma: 0.00868				
Anlamlılık kodları: *** 0.001 ** 0.01 * 0.05 . 0.1				

Tablo 9. Kısmi parametrik toplamsal model tahminleri ve özet istatistikleri (denklem 4.5)

Parametrik Katsayılar				
	Tahmin	Standart Hata	t-değerleri	P-değeri
Sabit Terim	-3.902	0.254	-15.358	3.2e-13 ***
zaman	0.117	0.018	6.857	7.0e-07 ***
iszo	0.288	0.010	28.105	2e-16 ***
istho	1.075	0.008	129.682	2e-16 ***
Pürüzsüz Terimlerin Yaklaşık Tahminleri				
	sd	Referans df	F-değeri	P-değeri
<i>s(pop)</i>	6.061	7.243	20.17	2e-16 ***
Düzeltilmiş R <sup>2</sup> : 0.99 GCV: 0.0031257 AIC: -95.80322 Sapma: 0.04701498				
Anlamlılık kodları: *** 0.001 ** 0.01 * 0.05 . 0.1				

Tablo 8 ve 9 incelendiğinde her iki modelin doğrusal parametre ve pürüzsüz fonksiyon tahminlerinin işgücüne katılım oranı üzerinde anlamlı etkileri olduğu görülmektedir. Pürüzsüz fonksiyonların tahminlenen serbestlik derecelerine göre modellerin belirlenmesinde nüfus (pop) değişkeninin doğrusal olmayan etkisi oldukça net şekilde görülmektedir. Tüm modellerin düzeltilmiş R<sup>2</sup> değerleri oldukça yüksek ve sapma değerleri düşüktür. Bu durumda denklem (4.2)-(4.5) modellerinden hangisinin seçileceği, diğer bir ifadeyle işsizlik oranı, işgücüne katılım oranı ve nüfus değişkenlerinin işgücüne katılım oranı üzerindeki etkisini en iyi açıklayan modelin hangisi olduğuna karar verileceği noktada Tablo 10 düzenlenmiştir. Tablo 10’ e göre GCV, AIC ve Sapma değerleri en küçük olan model zaman değişkeninin

doğrusal; iszo, istho ve pop değişkenlerinin modelde pürüzsüz fonksiyonlar olarak yer aldığı denklem 4.3 kısmı parametrik doğrusal regresyon modelidir (Model 2).

**Tablo 10.** Toplamsal ve kısmi doğrusal toplamsal modellerin karşılaştırılması

		Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	GCV	AIC	Sapma	
Model 1 Denk. 4.2	Parametrik Kısım		0.99	0.0021	-123.85	0.0114
	Değişken	Tahmin				
	Sabit terim	29.4841				
	Pürüzsüz Fonksiyon Kısmı					
	Değişken	sd				
	s(isz)	4.252				
s(istho)	4.924					
s(pop)	8.506					
Model 2 Denk. 4.3	Parametrik Kısım		0.99	0.000914	-144.3573	0.00692
	Değişken	Tahmin				
	Sabit terim	27.173				
	zaman	0.140				
	Pürüzsüz Fonksiyon Kısmı					
	Değişken	sd				
s(isz)	2.434					
s(istho)	3.679					
s(pop)	8.321					
Model 3 Denk. 4.4	Parametrik Kısım		0.99	0.00102	-139.0526	0.00868
	Değişken	Tahmin				
	Sabit terim	23.038				
	Zaman	0.165				
	iszo	0.286				
	Pürüzsüz Fonksiyon Kısmı					
Değişken	sd					
s(istho)	3.650					
s(pop)	8.822					
Model 4 Denk. 4.5	Parametrik Kısım		0.99	0.0031257	-95.80322	0.04701498
	Değişken	Tahmin				
	Sabit terim	-3.902				
	Zaman	0.117				
	iszo	0.288				
	istho	1.075				
Pürüzsüz Fonksiyon Kısmı						
Değişken	sd					
s(pop)	6.061					

## 5. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Türkiye’de kadınların işgücüne katılım oranları OECD ülkeleri ve Avrupa ülkelerine göre oldukça düşüktür. 2019 yılında Türkiye’de kadınların işgücüne katılım oranı %34.3 olmuştur. Bununla birlikte Türkiye’de erkeklerin işgücüne katılım oranının da oldukça gerisindedir. TÜİK’ nun işgücü istatistiklerine göre 2021 Şubat ayında kadınların işgücüne katılım oranı %31.6 iken erkeklerin işgücüne katılım oranı %68.9 seviyelerindedir ve kadınların söz konusu oranı erkeklerin oldukça gerisinde kalmıştır (TÜİK, 2021). Bununla birlikte İstatistik Bölge Birimleri Sınıflandırmasına göre kadınların işgücüne katılım oranlarında bölgeler arasında da farklılıklar ortaya çıkmaktadır (bkz. Grafik 3).

Türkiye’de kadınların işgücüne katılımını etkileyen eğitim, ev kadınlarının oranı, ücretsiz aile işçilerinin oranı, emeklilerin oranı, medeni durum, eşin eğitim düzeyi, ekonomik durum ve çocuk sayısının, doğurganlık, göç gibi birçok faktör mevcuttur. Bu çalışmada, kadınların işgücüne katılım oranlarının belirleyicileri olarak işsizlik oranı, istihdam oranı, eğitim ve nüfus göz önünde bulundurulmuştur. Türkiye’deki kadınların işgücüne katılım oranlarına ilişkin yapılan çalışmalarda panel veri, lojistik regresyon ve zaman serisi analizi gibi istatistiksel ve ekonometrik yöntemler kullanılmakla birlikte, bu çalışmada, panel veri analizinin yanı sıra, söz konusu yöntemlerden farklı olarak, doğrusal olmayan (parametrik olmayan) etkileri ortaya çıkarmak için splayn düzeltmeye dayalı toplamsal ve kısmi parametrik toplamsal modeller kullanılmıştır.

Çalışmada, Türkiye’deki 15-64 yaş arasındaki kadınların işgücüne katılım oranlarını etkileyen faktörler tek yönlü

rassal etki panel veri modelleri ve kısmi parametrik regresyon modelleri ile modellenmiştir. Tek yönlü rassal etkili panel veri modeli için 2015-2020 periyodu ve toplamsal ve kısmi parametrik toplamsal modeller için ise 1988-2019 periyodu kullanılmıştır.

Tek yönlü rassal etkiler modeli dikkate alındığında, istihdam oranı, işsizlik oranı ve eğitim değişkenlerinin kadınların işgücüne katılım oranı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı pozitif etkileri gözlenmiştir. Bununla birlikte, kadınların işgücüne katılım oranını açıklamada, en çok etkili olan faktör istihdam oranıdır. 2015-2020 periyodunun dikkate alınmış olmasına karşın, 1988-2019 dönemi verilerinin grafiksel gösterimi (Grafik 4), kurulan panel veri modelinin yorumu açısından yardımcı olacaktır. İşsizlik oranının pozitif etkisi ve eğitimin pozitif etkisi üzerinde düşünülmesi gereken sonuçlardır. Grafik 4 incelendiğinde, işsizlik oranı ile işgücüne katılım oranının artış ve azalışları birbirine göre paralellik göstermektedir ve Yenilmez ve Kılıç (2018) yaptıkları çalışmada, ekonomik teoriye göre işgücüne katılım oranı ile işsizlik oranı arasındaki ilişkinin gücümüş işçi etkisi ve ilave işçi etkisi olarak iki farklı şekilde ortaya çıkabileceğini vurgulamışlardır (Yenilmez ve Kılıç, 2018). Bu durum aynı zamanda doğrusal olmayan bir etkinin habercisi olarak da yorumlanabilir.

Çalışmanın ikinci aşamasında daha geniş bir zaman aralığında söz konusu belirleyicilerin doğrusal olmayan etkileri incelemek amacıyla splayn düzeltmeye dayalı dört farklı toplamsal ve kısmi parametrik toplamsal model kurulmuştur (dekn. 4.2-4.5). Söz konusu dört modelden hangisinin seçileceği, diğer bir ifadeyle işsizlik oranı, istihdam oranı ve nüfus değişkenlerinin işgücüne katılım oranı üzerindeki etkisini en iyi açıklayan modelin hangisi olduğuna karar verilmesinde GCV, AIC ve Sapma değerleri dikkate alınmıştır. GCV, AIC ve Sapma değeri en küçük olan model zaman değişkeninin doğrusal; işsizlik oranı (iszo), istihdam oranı (istho) ve nüfus (pop) değişkenlerinin modelde pürüzsüz fonksiyonlar olarak yer aldığı denklem 4.3 kısmi parametrik doğrusal regresyon modelidir. Pürüzsüz fonksiyonların tahminlenen serbestlik derecelerine göre modellerin belirlenmesinde nüfus (pop) değişkeninin doğrusal olmayan etkisi oldukça net şekilde görülmektedir. Bu sonuç göstermektedir ki, işsizlik oranı, istihdam oranı ve nüfus değişkenlerinin işgücüne katılım oranı üzerindeki literatürde bilinen etkilerinin yanı sıra, doğrusal olmayan etkileri de vardır.

## KAYNAKÇA

- Akgeyik, T. (2017), “Türkiye’de Kadınların İşgücü Piyasasına Katılımını Etkileyen Faktörler: TÜİK Verileri Üzerine Bir Analiz”, Sosyal Siyaset Konferansları, Sayı:70-2016/1, s.31-53.
- Amemiya, T. (1971), “The Estimation of the Variances in a Variance-Components Model”, International Economic Review, Vol. 12, No. 1, pp. 1-13.
- Baltagi, B. H. (2005), “Econometric Analysis of Panel Data”, England.
- Croissant, Y. ve Millo, G. (2013), “Panel Data Econometrics in R: The plm Package”, <http://cran.r-project.org/web/packages/plm/vignettes/plm.pdf>.
- Dayıoğlu, M. ve Kırdar, M.G. (2010), “Türkiye’de Kadınların İşgücüne Katılımında Belirleyici Etkenler ve Eğilimler”, Türkiye Cumhuriyeti Devlet Planlama Teşkilatı ve Dünya Bankası Refah ve Sosyal Politika Analitik Çalışma Programı, Sayı:5, Ankara.
- DPT ve World Bank (2009), Türkiye’de Kadınların İşgücüne Katılımı: Eğilimler, Belirleyici Faktörler ve Politika Çerçevesi”, Rapor No: 48508-TR.
- Fuller, W. A. ve Battese, G.E. (1973), “Transformations for Estimation of Linear Models with Nested Error Structure”, Journal of the American Statistical Association, Vol. 68, No. 343, pp. 626-632.
- Fuller, W. A. ve Battese, G.E. (1974), “Estimation of Linear Models with Cross Error Structure”, Journal of Econometrics, 2, 67-78.
- Gündoğdu, A. (2018), “Kadınların İşgücüne Katılımını Etkileyen Faktörlerin Belirlenmesi: Türkiye Uygulaması”, Yüksek Lisans Tezi, Namık Kemal Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Çalışma İktisadi Anabilim Dalı, 2018.
- Green, P.J. ve Silverman, B.W. (1994), “Nonparametric Regression and Generalized Linear Model”, Chapman & Hall, New York, USA.
- Hastie, T. ve Tibshirani, R.J. (1999), “Generalized Additive Models. Chapman & Hall, London”.
- Kılıç, D. ve Öztürk, S. (2014), “Türkiye’de Kadınların İşgücüne Katılımı Önündeki Engeller ve Çözüm Yolları: Bir Ampirik Uygulama”, Amme İdaresi Dergisi, Cilt 47, Sayı 1, sayfa 107-130.
- Kızılgöl, Ö.A. (2012), “Kadınların İşgücüne Katılımının Belirleyicileri: Ekonometrik Bir Analiz”, Doğu Üniversitesi Dergisi, 13 (1) 2012, 88-101.
- Özer, B. ve Biçerli, K. (2003), “Türkiye’de Kadın İşgücünün Panel Veri Analizi”, Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 3 (1), sayfa 55-85.
- SBB-a (2020), “T.C. Kalkınma Bakanlığı, On Birinci Kalkınma Planı (2019-2023), Kadının Kalkınmadaki Rolü, Özel İhtisas Komisyonu Raporu”, <https://www.sbb.gov.tr/wp-content/uploads/2020/04/KadınınKalkınmadakiRolüOzelİhtisasKomisyonuRaporu.pdf>
- SBB-b (2019). “T.C. Cumhurbaşkanlığı Strateji ve Bütçe Başkanlığı, On Birinci Kalkınma Planı (2019-2023)” [https://www.sbb.gov.tr/wp-content/uploads/2019/11/ON\\_BIRINCI\\_KALKINMA-PLANI\\_2019-2023.pdf](https://www.sbb.gov.tr/wp-content/uploads/2019/11/ON_BIRINCI_KALKINMA-PLANI_2019-2023.pdf)
- Swamy, P. A. V. B. ve Arora, S. S. (1972), “The Exact Finite Sample Properties of the Estimator of Coefficient in the Error Components Regression Models”, Econometrica, Vol. 40, No. 2, pp. 261-275.
- Torres, O. ve Reyna (2010), “Getting Started in Fixed/Random Effect Models Using R”, <http://dss.princeton.edu/training/>
- Tunalı H., Göksu, Y.D. (2018), “Türkiye’de Kadınların İşgücüne Katılımının Belirleyicileri Üzerine Ekonometrik Bir Analiz”, Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi, Cilt:4, Sayı:1, s.29-45.
- TÜİK (2021) Türkiye İstatistik Kurumu, Şubat 2021 İşgücü İstatistikleri Haber Bülteni, Sayı: 37487, 12 Nisan 2021. <https://tuikweb.tuik.gov.tr/PreHaberBultenleri.do?sessionId=xQ4Bg2lQQKfY2DkHCdxCCsHvG6J4QSZ3m2M2xcHJ7rrxgR7JkJvX!-1039774422?id=37487>
- Uraz, A., Aran, M., Hüsamoğlu, M., Şanalımış, D. O. ve Çapar, S. (2010), “Türkiye’de Kadınların İşgücüne Katılımında Son Dönemde Gözlenen Eğilimler”, Türkiye Cumhuriyeti Devlet Planlama Teşkilatı ve Dünya Bankası Refah ve Sosyal Politika Analitik Çalışma Programı, Sayı:2, Ankara.
- Uyar, G. (2015) “Panel Verilerle Regresyon Modelleri”, Yüksek Lisans Tezi, Anadolu Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, İstatistik Anabilim Dalı, Haziran, 2015.
- Üçler, K. ve Kızılkaya, O. (2014), “Kadın İstihdamının Boşanma ve Doğurganlık Üzerine Etkileri: Türkiye Üzerine Bölgesel Panel Veri Analizi”, Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi, Yıl:2, Sayı: 2/2, sayfa 28-43.
- Wahba. G. (1990), Spline Model For Observational Data. Siam, Philadelphia.
- Wallace, T. D. ve Hussain, A. (1969), “The Use of Error Components Models in Combining Cross Section with Time Series Data”, Econometrica, Vol. 37, No. 1, pp. 55-72.
- Yamak, R., Abdoğlu, z. ve Mert, N. (2012), “Türkiye’de İşgücüne Katılımı Belirleyen Faktörler: Mikro Ekonomik Analiz”, Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, Cilt/Vol.:12- Sayı/No: 2, s. 41 – 58.
- Yenilmez, F. ve Kılıç, E. (2018), Türkiye’de İşgücüne Katılma Oranı-İşsizlik Oranı İlişkisi: Cinsiyet ve Eğitim Düzeyine Dayalı Bir Analiz, Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi, C. 13, S. 2, 55 – 76.
- Yıldırım, K. ve Doğrul, G. (2008), “Çalışmak ya da Çalışmamak”: Türkiye’de Kentsel Alanlarda Yaşayan Kadınların İşgücüne Katılmama Kararlarının Olası Belirleyicileri, Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, Cilt/Vol.:8- Sayı/No: 1, s. 239–262.
- [www.dataworldbank.org](http://www.dataworldbank.org)
- [www.tuik.gov.tr](http://www.tuik.gov.tr)

## EXTENDED ABSTRACT

Labor force participation rate of women aged 15 and over started to increase in Turkey in 2007. It reached 34.3% in 2019. This rate is lower than the OECD and European Union countries. While the labor force participation rate of women in Europe and OECD countries was 52.9% and 51.5% respectively in 2019, this rate was 34.3% in Turkey. According to the labor force statistics published by TURKSTAT in April 2021, while the labor force participation rate of men was 68.9% in February 2021, this rate for women was 31.6%, which is far behind men (TURKSTAT, 2021). Labor force participation rate of women in Turkey is not only very low compared to European countries and OECD countries, but also significantly lower than men's labor force participation rate.

In this study, unemployment rate, employment rate, education and population factors are considered as determinants of female labor force participation rates. Firstly, linear panel data is constructed. Then, additive and semiparametric additive models based on smoothing spline were constructed in order to reveal the non-linear effects of the effects of determinants.

Employment rate, unemployment rate, population and education variables are used as factors affecting the labor force participation rate of women aged 15-64 in Turkey. In this study, female labor force participation rate, taking into consideration the 2015-2020 period, were constructed one-way random effect panel data model. Nonparametric regression models were constructed for the period 1988-2019.

Considering the one-way random effects model, statistically significant positive effects of employment rate, unemployment rate and education variables were observed on female labor force participation rate. However, the most influential factor in explaining the female labor force participation rate is the employment rate. When Graph 4 is analyzed, the increases and decreases in the unemployment rate and the labor force participation rate are parallel to each other, and according to the economic theory, the relationship between the labor force participation rate and the unemployment rate appears in two different ways as the depressed worker effect and the additional worker effect. (Yenilmez & Kılıç, 2018). This situation can also be interpreted as a sign of a non-linear effect.

In the second phase of the study, it was aimed to examine the nonlinear effects of these determinants in a larger time period. For this purpose, four different additive and semi-parametric additive models based on smoothing spline have been established (dec. 4.2-4.5). GCV, AIC and Deviation were used to decide which model best describes the effect of employment rate, unemployment rate and population variables on the labor force participation rate. Equation 4.3 is a semi-parametric additive model with lowest GCV, AIC, Deviation value. In this model, the time variable is linear, unemployment rate (iszo), employment rate (istho) and population (pop) variables are included as smooth functions in the model. According to the estimated degrees of freedom of the smooth functions, the nonlinear effect of the population (pop) variable can be seen quite clearly. This result shows that besides the known effects of unemployment rate, employment rate and population variables on the labor force participation rate, there are also non-linear effects.