



Boşanma Oranları ile Makroekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Türkiye Örneği*

Examination of the Relationship Between Divorce Rates and Macroeconomic Variables: The Case of Turkey

Gül Öksüz¹ , Dr. Öğr. Üyesi Emre Ürkmez² 

Öz

Bu çalışmada Türkiye'nin 2004-2019 dönemlerini kapsayan 26 alt bölgeye göre boşanma oranları ile işsizlik, yoksulluk, kadınların iş gücüne katılım oranı ve Gini katsayısı değişkenleri arasındaki ilişkiyi panel veri analizi yöntemi ile incelenmiştir. Çalışma uzun bir dönemi kapsamı, bölgesel farklılıkları ve Türkiye geneli için ele alınması bakımından literatüre katkı sağlaması amaçlanmıştır. Türkiye geneli için yapılan analiz sonuçlarına göre yoksulluk oranlarının boşanma oranları üzerinde pozitif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olduğu tespit edilmiştir. Türkiye'de yoksulluk düzeyi arttıkça boşanma oranları da artmaktadır. İşsizlik oranı, kadınların iş gücüne katılım oranı ve Gini katsayısı değişkenlerinin ise boşanma oranları üzerine istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi bulunamamıştır. Modellemeler çerçevesinde kurulan etkileşim değişkenlerinin yer aldığı panel veri modeli sonuçlarına göre kadınların iş gücüne katılım oranı, işsizlik oranı, yoksulluk oranı ve Gini katsayısı değişkenlerinin boşanma oranları üzerinde bölgesel olarak farklılık gösterdiği tespit edilmiştir. Sonuç olarak Türkiye'de bölgeler arası kadınların iş gücüne katılım oranı, işsizlik oranı, yoksulluk oranı ve Gini katsayısı arttıkça boşanma oranlarının arttığı sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Boşanma Oranı, İşsizlik Oranı, Yoksulluk Oranı, Gini Katsayısı, Panel Veri Analizi

JEL Kodu: C23, J12, J64, P36

Abstract

This study examines the relationship between divorce rates and unemployment, poverty, female labor force participation rate, and Gini coefficient variables according to 26 sub-regions of Turkey covering the 2004-2019 period by using panel data analysis method. The study is intended to contribute to the literature in terms of covering a long period, regional differences, and Turkey in general. According to the results of the analysis for Turkey, it is determined that poverty rates have a positive and statistically significant effect on divorce rates. As the poverty level increases in Turkey, divorce rates also increase. On the other hand, unemployment rate, female labor force participation rate, and Gini coefficient variables have no statistically significant effect on divorce rates. According to the results of the panel data model including the interaction variables established within the framework of the models, it was found that women's labor force participation rate, unemployment rate, poverty rate, and Gini coefficient variables have regional differences in divorce rates. As a result, it is concluded that divorce rates increase as women's labor force participation rate, unemployment rate, poverty rate, and Gini coefficient increase across regions in Turkey.

Keywords: Divorce Rate, Unemployment Rate, Poverty Rate, Gini Coefficient, Panel Data Analysis

JEL Codes: C23, J12, J64, P36

* Bu çalışma "Boşanma Oranlarını Etkileyen Makroekonomik Değişkenlerin Panel Veri Modelleri ile Analizi" isimli yüksek lisans tezinden üretilmiştir.

¹ Artvin Çoruh Üniversitesi, Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, İktisat Ana Bilim Dalı, Doktora Öğrencisi, guloksuz58@gmail.com, ORCID: 0000-0002-6092-3814

² Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, emre.urkmez@erdogan.edu.tr, ORCID: 0000-0002-2171-5027

Giriş

Günümüzde dünyada olduğu kadar Türkiye’de de aile yapısında meydana gelen çözümlerle birlikte boşanma olgusunda hızla seyir izleyen bir artış yaşanmaktadır (Sezgin vd., 2009). Boşanma temelde iki bireyin birbiri ile ayrılması olarak anlaşılrsa da boşanmayla birlikte aile yapısı bozulmakta ve bu durumdan en çok çocuklar zarar görmektedir. Boşanma sadece bireyleri ve çocukları olduğu kadar toplumu da etkilemektedir. Bu durumun önüne geçilebilmesi için öncelikle ailedeki çözülmeye yol açan sosyolojik, ekonomik, psikolojik, demografik vs. nedenlerin araştırılıp boşanmaya yol açabilecek etkenlerin önüne geçilmesi sağlanmalıdır. Aile birliğinin sarsılması ve yeni bir düzen oluşturma yoluna gidilmesi sanıldığı kadar kolay bir süreç olmamakta ve boşanma aynı zamanda devleti de ekonomik olarak ağır yükler yükleyen zorlu bir sürece sürüklenmektedir (Yörükoğlu, 1997).

Türkiye’de boşanma olgusunun geçtiğimiz 20 yıla kadar önemli toplumsal bir problem olarak kayda geçmediği bilinmektedir. Bilhassa 20. yüzyılın sonuna kadar Türkiye’de kuvvetli aile bağlarının, kültürün ve dini inançların etkisiyle beraber toplumda boşanmış kişilere karşı olumsuz yargılar artmaktadır. Bununla birlikte kötüleyici muamelelerin olması, kadının ekonomik özgürlüğünün bulunmaması, sorunların aile içinde çözüldüğü bir yapının söz konusu olması gibi faktörlerin varlığıyla boşanma olgusu toplumsal bir problem oluşturmamıştır (Arıkan, 1992).

20.yüzyılda gelişen sanayi, ekonomi ve teknoloji gibi pek çok faktör karşısında bireysel yaşama istekleri, küreselleşme, sanayi ile birlikte kentleşme artmaktadır. Diğer yandan eğitim seviyesinin yükselmesi, aile ekonomilerindeki değişkenlik, geleneksel aile yapılarından ve ahlaki ve toplumsal değerlerden uzaklaşma, çok eşlilik, çarpık aile ilişkileri ve yoksulluk gibi nedenlerin aileyi boşanma yoluna sürüklediği bilinmektedir. Bu nedenlerden hangilerinin tam anlamıyla ailedeki çözümlerle ilişkili olduğu bilinmese de yapılan çalışmalar kapsamında ülkelerde, şehirlerde ve yıllarda farklılık gösterdiği görülmektedir.

Yapılan çalışmalar ekonomik statünün de bireylerin boşanma sebepleriyle ilişkili olduğunu göstermektedir. Düşük ekonomik statüye sahip kişilerin evliliklerinde, ailenin ihtiyacını karşılayamaması, kumar gibi suça yönelik faaliyetlerde bulunulması, işsizlik ve istihdam sorunları gibi durumlar evlilik birliğinin bozulmasına ve boşanmaya yol açabilmektedir. Diğer yandan yüksek ekonomik statüde yaşayan bireyler evliliklerinde ki sevgi eksikliği ve aşırı talepler sonucunda eşler arasında anlaşmazlıklar ortaya çıkabilmektedir (Amato & Previti, 2003).

Tüm dünya ekonomilerinin sorunsalı olan işsizlik, yoksulluk, kadınların iş gücüne katılım oranları, Gini katsayısı vb. faktörler gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için önemli bir konu haline gelmektedir. Son dönemlerde gittikçe işsizlik ve yoksullukta meydana gelen artışlar, gelir dağılımı adaletsizliği, kadınların iş gücüne yönelimi gibi durumlar aile içi çözümlerin de yaşanmasına yol açmakta ve ekonomik şartların kötüleşmesinden dolayı çoğunlukla boşanmalar meydana gelmektedir. Toplumun temelini oluşturan aile birliğinin bozulması sonucunda bundan sadece anne, baba ve çocuklar etkilenmemekte aynı zamanda toplumsal bir sorun oluşturduğu da görülmektedir. Boşanma sorunsalının değişkenlerle iyi açıklanabilmesi ve iyi değerlendirilebilmesi gerekmektedir. Aile içi çözülmeye yol açan nedenlerin tespiti aile birliğinin yeniden sağlanabilmesi için önem arz etmektedir. Araştırmalara göre ailedeki

çözümler çoğunlukla işsizliğin yüksek olması ve gelir düzeyinin düşük olduğu durumda gerçekleşmektedir. Kadınların eğitim seviyeleri arttıkça iş gücüne katılım oranlarının da artış göstermekte olduğu böylece boşanmada artış meydana geldiği sonucuna ulaşılmaktadır. Bu kapsamda çalışmada boşanma oranları ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Öncelikle bölgelerarası makroekonomik değişkenlerin boşanma oranları üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Çalışmada boşanmaya yol açtığı düşünülen ilgili makroekonomik değişkenlerin, çözülme üzerinde oluşturduğu farklılıklar sonucunda aile birliğinin sağlanmasının önemine dikkat çekilmesi ve gelecekte bu konuyla ilgili yapılacak çalışmalar için bir katkı sağlanması amaçlanmaktadır.

Çalışmanın ilerleyen kısmında, birinci bölümde literatür çalışmaları özetlenmiştir. İkinci bölümde veri seti ve üçüncü bölümde ekonometrik yöntem tanımlanmıştır. Dördüncü bölümde bulgular ve değerlendirme sunulmuştur.

1. Literatür

Çalışmada, boşanma oranlarının makroekonomik değişkenlerle olan ilişkisini ele alan gelişmiş ve gelişmekte olan ülke ayrımı olmaksızın yapılan çalışmalara yer verilmiştir. Bu kapsamda yapılan çalışmalar Tablo 1’de özetlenmiştir.

Tablo 1

Literatür Özeti

Yazar(lar)	Veri seti	Yöntem	Bulgular
South (1985;ABD)	1947-1979 Boşanma oranı, işsizlik oranı, milli gelir, kadınların iş gücüne katılım oranı	Regresyon analizi	Boşanma oranı ile işsizlik oranı ve kadınların iş gücüne katılım oranı arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki vardır
Jensen ve Smith (1990; Danimarka)	1979-1985 Demografik, ekonomik ve iş gücü piyasası davranışı	Logit model	Erkek işsizliği ile boşanma arasında anlamlı bir ilişki vardır.
Ruggles (1997;ABD)	1880-1990 Boşanma, ayrılma, yerel iş gücü piyasası	Regresyon analizi	Boşanma ile Kadınların iş gücüne katılımı ve tarım dışı istihdam arasında anlamlı bir ilişki vardır
Kraft (2001; Almanya)	1987-1996 N=39959 Sosyo-ekonomik değişkenler	Probit ve Logit model	İşsizlik ve boşanma arasında anlamlı ilişki vardır
Huang (2003; Tayvan)	Ocak 1978-Nisan 2000 Boşanma oranı, gebelik oranı, işsizlik oranı ve evlenme oranı	VAR modeli, Eştümleme, Granger nedensellik	İşsizlik ve boşanma arasında tek yönlü nedensellik ve pozitif bir ilişki vardır.
Hansen (2005;Norveç)	1989-1996 Ekonomik, demografik değişkenler	Logit ve Probit model	İş kaybı ile boşanma arasında anlamlı bir ilişki vardır.
Kawata (2008;Japonya)	İşsizlik oranı, boşanma oranı, suç oranı, ortalama çalışma saati	Yatay kesit ve Eştümleme analizi	İşsizlik ve boşanma arasında pozitif korelasyon vardır.
Amato ve Beattie (2011;Columbia bölgesi 50 eyalet)	1960-2005 N=510 İşsizlik oranı, boşanma oranı	Panel veri analizi, zaman serisi analizi	1960-1980 arası işsizlik ile boşanma arasında pozitif bir ilişki varken 1980 yılından sonra negatif bir ilişki vardır.
Sandalcılar (2012;Türkiye)	2001-2010 N=182 İşsizlik ve boşanma	Panel birim kök, Paneleştümleme, Granger nedensellik	İşsizlik ile boşanma arasında negatif bir ilişki vardır ve granger nedeni değildir.
Zhang, Whang ve Zhang (2014; Çin)	2000-2011 Demografik, ekonomik, kentleşme, işsizlik oranı, boşanma oranı	Panel veri analizi	Boşanma oranı ile daha yüksek işsizlik arasında negatif bir ilişki vardır.
Aksu (2018;Türkiye)	1980-2015 İşsizlik, iktisadi büyüme, intihar, suç, boşanma, GSMH, istihdam ve nüfus	Granger nedensellik, ARDL analizi	İşsizlik ve boşanma arasında tek yönlü nedensellik ve aralarında pozitif bir ilişki vardır.
Alola, Arikewuyo vd. (2019;OECD)	1995-2016 GDP, kadın işsizlik ve erkek işsizlik, evlilik oranı ve boşanma oranı	Panel eştümleme, Dinamik ARDL, Granger nedensellik	Boşanma oranı ile erkeklerin işsizlik oranı arasındaki ilişki pozitifken kadınların işsizlik oranı arasındaki ilişki negatiftir.

Çalışma kapsamında literatürde iki farklı sonuç ile karşılaşmaktadır. Amato ve Beattie (2011), Sandalcılar (2012), Zhang, Whang ve Zhang (2014), Alola, Arikewuyu vd. (2019) çalışmaları boşanma ile işsizlik, kadınların iş gücüne katılım oranı gibi makroekonomik değişkenler arasında istatistiksel olarak anlamlı ve ters yönlü bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. South (1985), Kraft (2001), Huang (2003), Hansen (2005), Kawata (2008) çalışmaları ise boşanma ile işsizlik oranı, kadınların iş gücüne katılım oranı, eşlerin geliri gibi makroekonomik değişkenler arasında doğru yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı sonuçlara ulaşmışlardır. Benzer şekilde yapılan diğer çalışmalar; Parkman (1992), Nakonezy (1995), Lester (1996), Seitz(1999), Böheim ve Ermisch (2001), Svarer (2002), Raeymaeckers vd. (2006), Roy (2010), Kutlar, Erdem ve Aydın (2012), Schaller (2013), Üçler ve Kızılkaya (2014), Kutlar vd (2016), González-Val ve Marcén (2016)' dır. Bu nedenle boşanma faktörünün ekonomik nedenlerinin doğru değerlendirilip analiz edilmesi ve uygun politikaların geliştirilmesi gerekmektedir.

Literatürde Türkiye'de bölgeler arası boşanma oranları ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi analiz eden sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmada 2004-2019 yılları arasında Türkiye'de bölgeler arası boşanma oranları ile işsizlik oranları, yoksulluk oranları, kadınların iş gücüne katılım oranları ve Gini katsayısı arasındaki ilişki incelenmiştir. Literatürde yapılmış çalışmalardan farklı olarak her alt bölge için kukla değişken tanımlanarak, bölgelerarası boşanma oranları ile işsizlik oranları, yoksulluk oranları, kadınların iş gücüne katılım oranları ve Gini katsayısı arasında bir farklılık olup olmadığı analiz edilerek literatüre katkıda bulunmak amaçlanmıştır.

2. Veri Seti

Çalışmada, Türkiye İstatistik Kurumu'nun (TÜİK) İstatistiki Bölge Birimleri Sınıflandırması veri tabanına ait bölgesel verileri temel alınarak Türkiye'de 26 bölgeye ait boşanma oranı, kadınların iş gücüne katılım oranı, işsizlik oranı, yoksulluk oranı ve Gini katsayısı değişkenleri kullanılmıştır. Boşanma oranı, kadınların iş gücüne katılım oranı ve işsizlik oranı değişkenleri 2004-2019, yoksulluk oranı ve Gini katsayısı değişkenleri ise 2014-2019 yıllarına ait veriler kullanılmıştır. Çalışmada boşanma oranı verisi bağımlı değişken olup kadınların iş gücüne katılım oranı, işsizlik oranı, yoksulluk oranı ve Gini katsayısı bağımsız değişken olarak ele alınmıştır. Analizlerde kullanılan değişkenler ve açıklamaları Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2

Değişkenler ve Kısaltmaları

Değişkenler	Açıklamalar
Boşanma Oranı	$KBH = (\text{Boşanma Sayısı} / \text{Yıl Ortası Nüfus}) \times 1000$
İşsizlik Oranı	$\text{İO} = ((\text{Son Üç Ayda İş Arayanlar} + 15 \text{ Gün İçinde İşe Başlayabilecek Durumda Olanlar}) / \text{Toplam İşgücü}) \times 100$
Kadınların İşgücüne Katılım Oranı	$\text{İKO} = (\text{Toplam İşgücü} / \text{Kurumsal Olmayan Çalışma Çağındaki Nüfus}) \times 100$
Yoksulluk Oranı*	$\text{YO} = (\text{Yoksulluk Riski Altındaki Nüfus} / \text{Toplam Nüfus}) \times 100$
Gini Katsayısı	$\text{GK} = A / (A+B)$ *Katsayı hesaplanırken lorenz eğrisine ihtiyaç duyulur. Mutlak eşitlik doğrusuyla Lorenz eğrisi arasındaki alan A, Lorenz eğrisinin altında kalan alan B ise ilgili alanların oranıdır.**

Not: * TÜİK tarafından eşdeğer hane halkı kullanılabilir fert medyan gelirleri göre 4 ayrı göreceli yoksulluk riski hesaplanmıştır. Yoksulluk oranı değerleri %50 yoksulluk riski üzerinden derlenmiştir.

Tablo 3'te Türkiye İstatistik Kurumu'ndan (TÜİK) derlenmiş Düzey 2'ye ait 26 bölgeyi tanımlayan Türkiye İstatistik Bölge Birimleri Sınıflandırması'nda yer alan bölgeler ve bu bölgeler ait kodlara yer verilmiştir.

Tablo 3

Bölge Kodları ve Bölgeler

Bölge sayısı	Bölge Kodu	Bölgeler
1	TR10	İstanbul
2	TR21	Edirne, Tekirdağ, Kırklareli
3	TR22	Çanakkale, Balıkesir
4	TR31	İzmir
5	TR32	Aydın, Muğla, Denizli
6	TR33	Afyonkarahisar, Manisa, Kütahya, Uşak
7	TR41	Bursa, Bilecik, Eskişehir
8	TR42	Bolu, Kocaeli, Düzce, Sakarya, Yalova
9	TR51	Ankara
10	TR52	Karaman, Konya
11	TR61	Antalya, Burdur, Isparta
12	TR62	Mersin, Adana
13	TR63	Hatay, Osmaniye, Kahramanmaraş
14	TR71	Aksaray, Nevşehir, Kırıkkale, Kırşehir, Niğde
15	TR72	Kayseri, Yozgat, Sivas
16	TR81	Zonguldak, Bartın, Karabük
17	TR82	Çankırı, Kastamonu, Sinop
18	TR83	Çorum, Tokat, Samsun, Amasya
19	TR90	Artvin, Rize, Trabzon, Giresun, Ordu, Gümüşhane
20	TRA1	Erzincan, Erzurum, Bayburt
21	TRA2	Ağrı, Ardahan, Iğdır, Kars
22	TRB1	Bingöl, Elazığ, Malatya, Tunceli
23	TRB2	Bitlis, Muş, Van, Hakkâri
24	TRC1	Adıyaman, Gaziantep, Kilis
25	TRC2	Diyarbakır, Şanlıurfa
26	TRC3	Batman, Mardin, Siirt, Şırnak

3. Ekonometrik Yöntem

Bu çalışmada Türkiye geneli ve bölgeler arası boşanma oranlarının makroekonomik değişkenlerle ilişkisi panel veri analizi yöntemi kullanılarak yapılmıştır. Analizde öncelikle sabit etki veya rassal etki panel veri modeli ile çalışılıp çalışılmayacağı Hausman testi ile test edilmiştir. Daha sonra modeldeki otokorelasyon, değişen varyans ve yatay kesit bağımlılığı testleri yapılarak varsayımlardan sapma olup olmadığı test edilmiştir. Ayrıca modelde bölgeler arası farklılıkların olup olmadığını belirlemek için kukla değişkenli panel veri modelleri tahmin edilmiştir. Çalışmada kullanılan panel veri modelleri aşağıdaki gibidir:

$$\text{Ana Model: } BO_{it} = \beta_0 + \beta_1 IO_{it} + \beta_2 KIKO_{it} + \beta_3 YO_{it} + \beta_4 GK_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\text{Model1: } BO_{it} = \beta_0 + \beta_1 IO_{it} + \alpha_i D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{Model2: } BO_{it} = \beta_0 + \beta_1 KIKO_{it} + \alpha_i D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\text{Model3: } BO_{it} = \beta_0 + \beta_1 YO_{it} + \alpha_i D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\text{Model4: } BO_{it} = \beta_0 + \beta_1 GK_{it} + \alpha_i D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Çalışmada sabit etkiler panel veri modelleri için genel panel veri modeli ele alındığında;

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it}X_{1it} + \beta_{2it} + \dots + \beta_{kit}X_{kit} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

sabit etkiler modelinde,

$$\beta_{0it} = \beta_{0i} = \bar{\beta} + \epsilon_{\mu_i}; \quad \beta_{1it} = \beta_1; \quad \beta_{2it} = \beta_2, \dots, \beta_{kit} = \beta_k \quad (7)$$

olduğu varsayılmaktadır. β_{0it} birim etkiyi de içeren sabit terimi, μ_i birim etkileri; ϵ_{it} ise hata terimini ifade etmektedir. Eğim parametrelerinin ise, birimlere ve zamana göre değişmediği varsayılmaktadır. Farklı birimler için farklı sabitler içeren bu model ile çözüm yapmanın bir yolu, kukla değişkenli en küçük kareler yöntemini (LSVD) kullanmaktır (Tatoğlu, 2013: 80-81). Genel olarak LSDV modeli,

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + \dots + \beta_{kit} X_{kit} + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \dots + \alpha_i D_{it} + \epsilon_{it} \quad (8)$$

veya,

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta X_{it} + \alpha_i D_{it} + \epsilon_{it} \quad (9)$$

şeklinde ifade edilmektedir. D_{it} kukla değişkeninde i. birim 1 değerini alırken, diğer durumlarda 0 değerini almaktadır. Modelin varsayımları şu şekilde sıralanmaktadır: (i) Hata terimleri ϵ_{it} 'lerin sıfır ortalamalı, sabit varyanslı ve bağımsız olduğunu varsaymaktadır. $\epsilon_{it} \sim (0, \sigma^2)$. (ii) Bağımsız değişkenler hata terimlerinden bağımsız olmakta ve bağımsız değişkenler tesadüfi değişken olmamaktadır (Güriş, 2018: 16-17).

4. Bulgular ve Değerlendirme

Çalışmada, kullanılan değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 4'te özetlenmiştir. Tabloda 26 bölge bazında 416 gözlem sayısı ile 2004 -2019 yıllarını baz alan BO, İO ve KİKO verileri yer alırken 156 gözlem sayısı ile 2014-2019 yıllarını baz alan YO ve GK verileri yer almaktadır. Tüm bölgeler ve yıllar arasındaki boşanma oranı en yüksek %29.5 olarak tespit edilmiştir. Bu oran 2019 yılında İzmir Bölgesi'ndedir. Boşanma oranının en düşük değer olan %1.3 ise 2004 ve 2005 yılında Van, Muş, Bitlis, Hakkâri Bölgesine aittir. 2004-2019 yılları boyunca boşanma oranının ortalama değeri %14.19 ve standart sapması %6.33 olarak hesaplanmıştır. Boşanma oranlarının düşük olan bölgelerinde aile içi tutuculuk ve gelenekçi bir yapıya sahip olduklarından genellikle boşanmayı düşünmeyebilirler. Ancak ülkenin batısına bakıldığında eğitim seviyelerindeki artış, artan işsizlik, ekonomik iyileşme ve kadınların iş gücüne katılması boşanma oranlarındaki artış sebebi olabilir.

Tablo 4

Tanımlayıcı İstatistikler

Değişken	Ortalama	Max	Min	Standart Hata	Gözlem Sayısı	Yıllık Değişim	Bölge sayısı
BO	14.19	29.5	1.3	6.33	416	16	26
İO	10.33	30.9	1.8	4.35	416	16	26
KİKO	28.64	54	3.1	9.21	416	16	26
YO	10.19	15.9	4.6	2.22	156	6	26
GK	.36	.43	.309	.02	156	6	26

Not: BO: Boşanma Oranı, KİKO: Kadınların İşgücüne Katılım Oranı, İO: İşsizlik Oranı, YO: Yoksulluk Oranı, GK: Gini Katsayısı

Tablo 5'te çalışmada kullanılan değişkenlerin korelasyon matrisi sunulmuştur. Tabloda 26 bölge bazında ele alınan boşanma oranları ile İÖ ile negatif yönlü bir ilişki, KİKO, YO ve GK arasında pozitif yönlü ilişki vardır.

Tablo 5

Korelasyon Matrisi

	BO	KİKO	İÖ	YO	GK
BO	1.000				
KİKO	0.5262	1.000			
İÖ	-0.2276	-0.5831	1.000		
YO	0.2352	0.1992	-0.0261	1.000	
GK	0.2047	0.0381	0.0697	0.5300	1.000

Analiz çalışmasında öncelikle model tahmininin yapılabilmesi için modelin rassal etkili mi yoksa sabit etkili bir model mi olduğu Hausman testi ile test edilmiştir. Model tespitinin ardından tespit edilen modelin hata terimlerinde karşılaşılabilecek sorunların varlığı araştırılıp en iyi model tercihi yapılmıştır. Ardından her bir bölge için katsayı düzeyleri tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları aşağıdaki gibidir:

Tablo 6

Sabit Etkiler Modeli, Rassal Etkiler Modeli ve Hausman testi

Bağımlı Değişken: BO		
Değişkenler	(Sabit Etkiler Modeli)	(Rassal Etkiler Modeli)
	Katsayılar	Katsayılar
İÖ	0.15*** (0.00)	0.13*** (0.00)
KİKO	0.13*** (0.00)	0.16*** (0.00)
YO	0.12* (0.09)	0.13** (0.05)
GK	-14.47** (0.02)	-15.12*** (0.01)
Sabit Terim	13.69*** (0.00)	12.84*** (0.00)
	F test: 139.96	Wald chi2 (1): 8.00
	Prob>F: 0.00	Prob>chi2 : 0.00
	X² İstatistik Değeri	Prob>chi2
Hausman Testi	10.69**	0.03
	H₀: Katsayıların arasındaki fark sistematik değildir.	H₁: Katsayıların arasındaki fark sistematiktir.

Not: ***, **, * işaretler sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir. Parantez içindekiler prob değerlerini göstermektedir.

Tablo 6'da sabit etkiler modeline ait tahmin sonuçları raporlanmıştır. Sabit etkiler modelinin tahmin sonuçlarının birim etkinin olup olmadığını test etmek üzere F testi sonucu elde edilmiştir. Bu testin sıfır hipotezi birim etkilerin sıfıra eşit olduğu şeklinde kurulmaktadır. Bulunan test istatistiğine ait olasılık değeri ele alındığında sıfır hipotezi %1 anlam düzeyinde reddedilmektedir. Bu sonuca göre modelin birim etkilere sahip olduğu anlaşılmaktadır. Rassal etkiler modeline ait tahmin sonuçları ise modelin genel anlamlılığını gösteren Wald testi ve katsayılar için yapılan test incelendiğinde katsayıların ve genel olarak modelin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu modellerden hangisini kullanacağımıza karar vermek için yapılan Hausman testi Tablo 6'da yer almaktadır.

Hausman (1978) tarafından geliştirilen Hausman testinde sıfır hipotezi modelin rassal etkilere sahip olduğunu varsayarken alternatif hipotez modelin sabit etkilere sahip olduğunu varsaymaktadır. Test sonuçları incelendiğinde olasılık değerinin %5 ten küçük olduğu görülmektedir. Bulunan tahmin sonucuna göre sıfır hipotezi %5 anlam düzeyinde

reddedilmektedir. Dolayısıyla katsayılar arasındaki farkın sistematik olduğu yani modelin sabit etkilere sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Hausman test sonucuna göre doğru modelin sabit etkiler modeli olduğu ve bundan sonraki işlemlere sabit etkiler modeli üzerinden devam edileceğine karar verilmiştir. Yapılan modellemelerin ekonometrik açıdan uygunluğunun sınanabilmesi için sabit etkili panel veri modeli için diagnostik testler yapılmış ve sonuçlar Tablo 7’de özetlenmiştir. Sabit etkili panel veri modelinde otokorelasyon, değişen varyans ve yatay kesit bağımlılığı olduğundan dolayı Driscoll ve Kraay (1998) tarafından geliştirilen Robust standart hatalara sahip model tahmin edilmiştir.

Tablo 7

Sabit Etkiler Modeli Tahmin Sonuçları (Robust Standart Hatalar)

Bağımlı Değişken: BO		F: 4.28 Prob>F : 0.07			
Değişkenler	Katsayılar	Dirsc/Kraay Standart Hata	T	p> t	
İO	0.15	0.08	1.92	0.11	
KİKO	0.13	0.06	2.01	0.10	
YO	0.11*	0.05	2.16	0.08	
GK	-14.46	7.29	-1.98	0.10	
Sabit Terim	13.69***	2.91	4.70	0.00	
F istatistiği (sabit etkili model)	139.96*** (0.00)				
Otokorelasyon F istatistiği	37.56*** (0.00)	LBI 1.58	DW 1.21		
Değişen varyans X²	509.34*** (0.00)				
Yatay kesit bağımlılığı	22.52*** (0.00)				
Gözlem sayısı	416	416	156	156	

Not: ***, **, * işaretleri sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir. Parantez içindekiler prob değerlerini göstermektedir.

Tablo 7’de sunulan modelin tahmin sonuçlarına göre yoksulluk oranının boşanma oranları üzerinde %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü etkisi tespit edilmiştir. Buna göre yoksulluk düzeyi arttıkça boşanma oranları üzerinde arttırıcı etkisi olduğuna işaret etmektedir. Yoksulluk oranından meydana gelen %1’lik bir artış boşanma oranını %0.11 düzeyinde artışa yol açmaktadır. İşsizlik oranı, kadınların iş gücüne katılım oranı ve Gini katsayısı değişkenlerinin ise boşanma oranları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi bulunamamıştır.

Türkiye’de bölgeler arası boşanma oranları ile makroekonomik değişkenler arasında bir farklılık olup olmadığını incelemek için kukla değişkenli panel veri modelleri kullanılmıştır. Model 1 (İO*D), Model 2 (KİKO*D), Model 3 (YO*D) ve Model 4 (GK*D)’de yer alan etkileşim değişkenlerinde kukla değişken tuzağına düşmemek için 1. bölge olan İstanbul modele dahil edilmemiştir³.

³Kukla değişken olarak eklenen diğer bölgeler sırasıyla: (D2: Edirne, Kırklareli, Tekirdağ), (D3: Çanakkale, Balıkesir), (D4: İzmir), (D5: Aydın, Muğla, Denizli), (D6: Afyonkarahisar, Manisa, Kütahya, Uşak), (D7: Bursa, Bilecik, Eskişehir), (D8: Bolu, Kocaeli, Düzce, Sakarya, Yalova), (D9: Ankara), (D10: Karaman, Konya), (D11: Antalya, Burdur, Isparta), (D12: Mersin, Adana), (D13: Hatay, Osmaniye, Kahramanmaraş), (D14: Aksaray, Nevşehir, Kırıkkale, Kırşehir, Niğde), (D15: Kayseri, Yozgat, Sivas), (D16: Zonguldak, Bartın, Karabük), (D17: Çankırı, Kastamonu, Sinop), (D18: Çorum, Tokat, Samsun, Amasya), (D19: Artvin, Rize, Trabzon, Giresun, Ordu, Gümüşhane), (D20: Erzincan, Erzurum, Bayburt), (D21: Ağrı, Ardahan, Iğdır, Kars), (D22: Bingöl, Elazığ, Malatya, Tunceli), (D23: Bitlis, Muş, Van, Hakkari), (D24: Adıyaman, Gaziantep,

Tablo 8

Model1, Model2, Model3 ve Model4 Robust Standart Hatalı Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
D2	0.07***	0.05***	0.03***	0.93**
D3	0.10***	0.02***	0.03***	1.27***
D4	0.17***	0.03***	0.07***	0.97***
D5	0.22***	0.03***	0.09***	1.56***
D6	0.18***	0.03***	0.02***	0.38
D7	0.18***	0.02***	0.04***	1.52
D8	0.24***	0.03***	0.09***	2.30***
D9	0.09**	0.06	0.11***	0.51***
D10	0.09	0.04	0.04***	0.79***
D11	0.17	0.03	0.05***	1.22***
D12	0.10	0.05**	0.06	2.25***
D13	0.09	0.04***	0.03	0.54***
D14	0.13*	0.04***	0.04*	1.47***
D15	0.11***	0.06***	0.06	2.10**
D16	0.11**	0.04	0.11***	1.55***
D17	0.15*	0.04***	0.02**	0.72***
D18	0.08***	0.13***	0.06***	1.20***
D19	0.17	0.02	0.02***	0.81***
D20	0.14***	0.02***	0.02***	0.46
D21	0.23***	0.03**	0.04***	1.08***
D22	0.17***	0.04***	0.07***	2.29***
D23	0.16**	0.04***	0.04	0.76***
D24	0.08***	0.05***	0.03***	0.85
D25	0.07***	0.06***	0.04***	0.59***
D26	0.09***	0.08***	0.10***	1.31***
Sabit Terim	1.22***	1.32***	0.63***	0.81***
R^2	0.84	0.86	0.94	0.96
F istatistiği (sabit etkili model)	84.96*** (0.00)	102.72*** (0.00)	85.58*** (0.00)	155.99*** (0.00)
Wald Testi	85.94*** (0.00)	95.90*** (0.00)	88.93*** (0.00)	161.21*** (0.00)
Değişen varyans X^2	4685.88*** (0.00)	615.78*** (0.00)	4692.08*** (0.00)	639.05*** (0.00)
Otokorelasyon F istatistiği	254.27*** (0.00)	290.82*** (0.00)	78.87*** (0.00)	137.69*** (0.00)
Yatay kesit bağımlılığı istatistik değeri	42.39*** (0.00)	31.85*** (0.00)	26.90*** (0.00)	26.70*** (0.00)
F istatistiği* (Robust)	45036.65*** (0.00)	9471.01*** (0.00)	1964.26*** (0.00)	5601.89*** (0.00)
Gözlem sayısı	416	416	156	156

Not: ***, **, * işaretler sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Çalışmada her bir modellemeye uygun model tercihi için Hausman testi uygulanmış olup en iyi model tercihi yapılmıştır. Modellerin sabit etkili model olduğu ve yapılan modellemelerin ekonometrik açıdan uygunluğunun sınanabilmesi için otokorelasyon, yatay kesit bağımlılığı ve değişen varyans problemlerinin sınaması yapılmıştır. Sabit etkili panel veri modelinde otokorelasyon, yatay kesit bağımlılığı ve değişen varyans olduğu sonucuna varılmıştır. Diagnostik test sonuçları Tablo 8'in alt kısmında yer almaktadır. Modellerde otokorelasyon, yatay kesit bağımlılığı ve değişen varyans problemlerinin varlığı nedeniyle sapmalı standart

Kilis), (D25: Diyarbakır, Şanlıurfa), (D26: Batman, Mardin, Siirt, Şırnak) olarak modele dâhil edilmiştir.

hataların yerine Driscoll ve Kraay (1998) tarafından geliştirilen Robust standart hatalar kullanılmıştır. Tablo 8’de modellerin tahmin sonuçları yer almaktadır. Modellerin etkileşim değişkenlerinin eğim parametrelerinin test edildiği Wald testi istatistik değerlerine göre eğim parametreleri arasında bir farklılık olmadığını gösteren sıfır hipotezi reddedilmektedir. Böylece kurulan modellerde elde edilen etkileşim değişkenlerinin katsayılarının birbirine eşit olmadığı yani eğim parametreleri arasında farklılık olduğu sonucuna varılmıştır.

Model 1’in tahmin sonuçlarına göre D10 (Karaman, Konya), D11 (Antalya, Burdur, Isparta), D12 (Mersin, Adana), D13 (Hatay, Osmaniye, Kahramanmaraş), D19 (Artvin, Rize, Trabzon, Giresun, Ordu, Gümüşhane) bölgeleri hariç sabit ve diğer bölgelerin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. İşsizlik oranı arttıkça boşanma oranları artmaktadır. İşsiz kalan birey pek çok borçlarını, kredilerini, ev kirasını ödeyemeyecek ve ailesinin asgari geçimini sağlayamayacak duruma gelebilir. İtibar kaybı yaşayan birey aile içi huzursuzluklara neden olabilir. Bu durum aileleri boşanma yoluna sevk edebilir.

Model 2’in tahmin sonuçlarına göre D9 (Ankara), D10 (Karaman, Konya), D11 (Antalya, Isparta, Burdur), D16 (Zonguldak, Bartın, Karabük), D19 (Artvin, Rize, Trabzon, Giresun, Ordu, Gümüşhane) bölgeleri hariç sabit ve diğer bölgelerin katsayıları anlamlı çıkmıştır. Buna göre 20 etkileşim değişkeni bağımlı değişkeni açıklamada anlamlıdır sonucuna varılmaktadır. Kadınların iş gücüne katılım oranı arttıkça boşanma oranları artmaktadır. Bunun nedeni son zamanlarda eğitim seviyelerindeki artış ile kadınların iş gücüne katılımlarına olan entegrasyonu artmaktadır. Böylece ekonomik bağımsızlığını kazanmış olan kadın artık mutsuz bir evlilik içinde kalmayı istemeyebilir.

Model 3’ün tahmin sonuçlarına göre D12 (Mersin, Adana), D13 (Hatay, Osmaniye, Kahramanmaraş), D15 (Kayseri, Yozgat, Sivas), D23 (Bitlis, Muş, Van, Hakkâri) bölgeleri hariç diğer bölgelerin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Yoksulluk oranı arttıkça boşanma oranları artmaktadır. Ortalamanın altında bir gelire sahip olan bireyler geçimlerini sağlayamayacak duruma gelebilmektedir. Buda anlaşmazlıkları beraberinde getirebilmektedir. Hatta çoğu bireylerin tarımsal geçim kaynaklarını terk edip kentlere göç etmekte ve yeterli geçim kaynağını sağlayamadıkları durumlarda da aile içi çözümlere yol açabilmektedir.

Model 4’ün tahmin sonuçlarına göre D6 (Afyonkarahisar, Manisa, Kütahya, Uşak), D7 (Bursa, Bilecik, Eskişehir), D20 (Erzincan, Erzurum, Bayburt), D24 (Adıyaman, Gaziantep, Kilis) bölgeleri hariç diğer bölgelerin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Buna göre Gini katsayısı arttıkça boşanma oranları artmaktadır. Bunun nedeni politik müdahaleler, emeğin dağılımı, dolaylı dolaysız vergiler, eğitim yapısı, iş gücünün ücret seviyelerindeki farkı, cinsiyet yapısı, borçlanma, servetin dağılımı gibi faktörler gelir dağılımını etkilemektedir. Özellikle alt gelir durumundaki aileler de ailenin geliri geçimini sağlayabilecek asgari düzeyde olmadığından aile içi huzursuzlukların yaşanmasına yol açabilmekte ve boşanmalar artabilmektedir.

Sonuç

Bu çalışmada, 2004-2019 yılları arası Türkiye’de bölgeler arası boşanma oranları ile makroekonomik değişkenler arasında olan ilişki panel veri analiz yöntemi ile incelenmiştir. Çalışmada, her alt bölge için kukla değişken tanımlanarak bölgelerarası boşanma oranları ile

işsizlik oranları, yoksulluk oranları, kadınların iş gücüne katılım oranları ve Gini katsayısı değişkenleri arasında bir farklılık olup olmadığı analiz edilerek literatüre katkıda bulunmak amaçlanmıştır.

Literatürde boşanma faktörünün belirleyicileri üzerine çok sayıda çalışma yapılmış olmasına rağmen Türkiye için boşanma oranının belirleyicisi olarak Gini katsayısının ve yoksulluk oranının kullanıldığı sınırlı sayıda çalışma olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla bu çalışmanın iki amacı vardır. Öncelikle Türkiye geneli için makroekonomik değişkenlerin boşanma oranları üzerindeki etkileri incelenmiştir. Sonrasında panel veri modellerine etkileşim kukla değişkenleri ilave edilerek bölgeler arası farklılık olup olmadığı araştırılmıştır. Türkiye geneli için tahmin edilen panel veri modeli sonuçlarına göre, yoksulluk oranlarının boşanma oranları üzerinde pozitif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı etkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Bunun nedeninin yoksulluk düzeyi arttıkça eşlerin boşanma oranlarını arttırdığına işaret etmektedir. Hükümetlerin yoksulluk seviyesini düşürecek etkili politikalar uygulaması gerekebilir. Yoksul insanların temel ihtiyaçlarından ziyade eğitimi, aileden en az birinin istihdamı, sağlık sigortalarının ücretsiz yararlanması gibi iyileştirmeler uygulanabilir. İşsizlik oranı, kadınların iş gücüne katılım oranı ve Gini katsayısı değişkenlerinin ise boşanma oranları üzerine istatistiksel olarak anlamlı bir etki tespit edilememiştir.

Bölgeler arası makro iktisadi değişkenlerin boşanma oranları üzerindeki etkisini analiz etmek amacıyla dört farklı panel veri modeli tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre, Model 1’de İşsizlik oranı arttıkça boşanma oranları artmaktadır. Ailesinin ihtiyaçlarını karşılayamayan kişi işsizliğinde verdiği psikolojik sorunlar nedeniyle sürekli bir tartışma ve huzursuzluk yaratabilir. Böylece sarsılmaya başlayan evliliklerde de çoğunlukla bireyleri boşanmaya sevk edebilir. D10 (Karaman, Konya), D11 (Antalya, Burdur, Isparta), D12 (Mersin, Adana), D13 (Hatay, Osmaniye, Kahramanmaraş), D19 (Artvin, Rize, Trabzon, Giresun, Ordu, Gümüşhane) bölgelerinde etkileşim kuklalarının istatistiksel olarak anlamsız olmasının nedeni ise işsiz kalan birey aile, akraba ve toplum baskısı sonucu her ne kadar geçim sıkıntısı yaşasa da boşanma yoluna gitmekten çekinmektedir. Çoğu eşler ise çocukları için boşanmaktan vazgeçebilirler veya eşler boşanmanın getireceği nafaka, boşanma masrafları, yeni ev açma gibi ekonomik yüklerle birlikte yeni bir evlilik için tekrar yüklenecek maddi ve manevi zorlukları göze alamayabilirler. Özellikle örnek olarak Karadeniz bölgesinde işsiz kalan birey çay keserek veya yevmiye işleri yaparak geçimini sağlamaya çalıştığı için boşanma yoluna gitmeyebilir.

Model 2’de kadınların iş gücüne katılım oranı arttıkça boşanma oranları artmaktadır. Ekonomik özgürlüğünü kazanmış olan ve kendinden emin kadın mutsuz bir evliliğe devam etmek istemeyebilir ve boşanma yoluna başvurabilir. D9 (Ankara), D10 (Karaman, Konya), D11 (Antalya, Isparta, Burdur), D16 (Zonguldak, Bartın, Karabük), D19 (Artvin, Rize, Trabzon, Giresun, Ordu, Gümüşhane) bölgelerinde etkileşim kuklalarının istatistiksel olarak anlamsız olmasının nedeni ise toplumun tutumları, aile baskısı, boşanma sonrası yeni bir düzen kurabilmesi, çalışırken aynı zamanda çocuk bakımı gibi pek çok neden kişileri boşanmaktan vazgeçirmektedir.

Model 3’te yoksulluk oranı arttıkça boşanma oranları artmaktadır. Enflasyon, işsizlik, ekonomik kriz, düşük rekabet gücü, küreselleşme ve gelirin adaletsiz dağılımı gibi nedenler

sonucunda yoksulluğu meydana getirebilir ve ailesinin geçimini sağlayamayan eşler boşanma yoluna başvurabilir. D12 (Mersin, Adana), D13 (Hatay, Osmaniye, Kahramanmaraş), D15 (Kayseri, Yozgat, Sivas), D23 (Bitlis, Muş, Van, Hakkâri) bölgelerinde etkileşim kuklalarının istatistiksel olarak anlamsız olmasının nedeni ise yoksulluğun verdiği sıkıntı ve karşılanamayan yaşam doyumuna karşın özellikle kadınlar ebeveynlerinin tepkilerinden çekinmekte ve çoğu zaman devletten olmak üzere ailesinden ve çevreden gelen maddi yardımlar ile evliliğine devam edebilir.

Model 4'te Gini katsayısı arttıkça boşanma oranları artmaktadır. Bunun nedeni özellikle son dönemde yüksek enflasyon, politik müdahaleler, iş gücünün ücret seviyelerindeki aşılmaz farkı olabilir. Son dönemlerde Türkiye'de yaşanan döviz kuru artışları, yüksek enflasyon gibi birçok darboğazın gelir dağılımını bozmakta ülke parasının giderek değer kaybetmesiyle alım gücü azalmaktadır. Böylece zengin daha zengin fakir ise daha fakir hale gelmektedir. Aile huzurunu maddi yönden karşılayamayan eşler daha fazla evli kalmak istememektedir. D6 (Afyonkarahisar, Manisa, Kütahya, Uşak), D7 (Bursa, Bilecik, Eskişehir), D20 (Erzincan, Erzurum, Bayburt), D24 (Adıyaman, Gaziantep, Kilis) bölgelerinde etkileşim kuklalarının istatistiksel olarak anlamsız olmasının nedeni ise yine toplumsal ve kültürel baskıların oluşturduğu bir takım gereksinimler nedeniyle insanlar boşanmaktan vazgeçmekte ve içinde bulunduğu durumla başa çıkmaya çalışmaktadırlar.

Sonuç olarak literatürde benzer çalışmalar işsizlik oranı, kadınların iş gücüne katılım oranı değişkenlerinin boşanma üzerinde etki yarattığını doğrulamıştır. Literatürde iki farklı sonuçla karşılaşılmaktadır. South (1985), Kraft (2001), Huang (2003), Hansen (2005), Aksu (2018), Alola, Arikewuyo vd. (2019) çalışmalarında işsizlik oranı, kadınların iş gücüne katılım oranı, eşlerin geliri gibi makroekonomik değişkenlerin boşanma oranını pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Bu doğrultuda yapılan çalışmalar analiz sonuçlarımız ile örtüşmektedir. Diğer yandan Amato ve Beattie (2011), Sandalcılar (2012) ve Zhang, Whang ve Zhang (2014) çalışmalarında ise işsizlik, kadınların iş gücüne katılım oranı gibi makroekonomik değişkenlerin boşanma oranını negatif yönde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Türkiye için yapılan çalışmalardan biri olan Sandalcılar (2012) işsizlik oranının boşanma oranını açıklamada anlamsız olduğu ve işsizliğin boşanmayı pozitif yönde etkiliyor hipotezinin doğru olmadığı sonucuna ulaşmış olması çalışmada kullandığı yöntemden, kullandığı zaman aralığından veya o dönemler içerisinde gerçekleşen bir ekonomik şok neticesinin sonucundan kaynaklanıyor olabilmektedir. Sonuç her ne olursa olsun çalışmaların ortak noktası ailenin önemidir. Ailenin toplumun temelini oluşturan büyük bir yapı olduğu bilinmektedir. Ailedeki çözümlere neden olan faktörlerin iyi değerlendirilip doğru analiz edilmesi gerekmekte ve soruna yol açan faktörlerin tespit edilip bu sorunun ortadan kaldırılmasına veya iyileştirilmesine ihtiyaç duyulmaktadır. Boşanmanın önüne geçecek aile politikalarının ele alınmasıyla boşanmaya geçilmeden ailenin kurtarılması mümkün olabilecektir.

Yeni yapılacak çalışmalar için Türkiye ve benzeri ülkeler dikkate alınarak boşanma oranlarını etkileyen makroekonomik değişkenler çerçevesinde anket verilerinden yararlanılarak Probit ve/veya Logit modeller uygulanabilir. Ayrıca gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler karşılaştırılması yapılarak da makroekonomik değişkenlerin boşanma oranları üzerindeki etkisi araştırılabilir.

Extended Abstract

In recent years, there has been a rapid increase in the phenomenon of divorce with the dissolution of family structure in Turkey as well as in the world. Although divorce is primarily understood as the separation of two individuals, the breakdown of the family structure occurs with divorce, and children are the most affected by this situation. Divorce not only affects individuals, and children, but also has an impact on society as a whole. Various factors such as individualistic desires in the face of many developments in the 20th century such as industry, economy, and technology, globalization, the increasing urbanization with industry, rising education levels, variability in family economies, distance from traditional family structures, moral, and social values, polygamy, distorted family relationships, and poverty are known to push families towards divorce. Although it is not known exactly which of these reasons is related to the dissolution of the family, studies show differences in countries, cities, and years within the scope of studies.

This study aims to analyze the relationship between inter-regional divorce rates in Turkey from 2004 to 2019, and variables such as unemployment, poverty, female labor force participation rate, and Gini coefficient. The study aims to contribute to the literature by covering a long period, using the Gini coefficient variable, addressing regional differences, and focusing on Turkey as a whole. The relationship between the macroeconomic variables, and the divorce rates across Turkey, and inter-regionals has been examined using the panel data analysis method in this study. In the analysis, the Hausman test was performed to determine the best model choice. Then, tests for autocorrelation, heteroscedasticity, and cross-sectional dependence in the model were performed to test whether there was any deviation from the assumptions. In addition, panel data models with dummy variables were estimated to determine whether there were regional differences in the model. In the study, the variables of divorce rate, unemployment rate, and female labor force participation rate were used for the years 2004-2019, and the poverty rate, and Gini coefficient variables for the years 2014-2019.

According to the estimation results for Turkey as a whole, a statistically significant, and positive effect of poverty rate on divorce rates at a significance level of 10% has been determined. Therefore, it has been found that as the poverty level increases, there is an increasing effect on divorce rates. A 1% increase in the poverty rate leads to a 0.11% increase in divorce rates. However, no statistically significant effect has been found for the variables of unemployment rate, female labor force participation rate, and Gini coefficient on divorce rates. On the other hand, panel data models with dummy variables were used to examine whether there is a difference between divorce rates, and macroeconomic variables among 26 sub-regions in Turkey. All diagnostic tests were repeated as in the main model. In Model 1, which examines the relationship between divorce rates, and unemployment rates, the coefficients of all regions except D10 (Karaman, Konya), D11 (Antalya, Burdur, Isparta), D12 (Mersin, Adana), D13 (Hatay, Osmaniye, Kahramanmaraş), and D19 (Artvin, Rize, Trabzon, Giresun, Ordu, Gümüşhane) were found to be statistically significant with the constant term excluded. As the unemployment rate increases, divorce rates also increase. The unemployed individual may become unable to pay his debts, loans, house rent, and to provide a minimum income for his family. Moreover, the individuals who experience a loss of reputation may cause unrest within the family, which can lead families to pursue divorce. In model 2, which examines the

relationship between divorce rates, and women's labor force participation rates, the coefficients of other regions were found to be constant, and significant except for regions . D9 (Ankara), D10 (Karaman, Konya), D11 (Antalya, Isparta, Burdur), D16 (Zonguldak, Bartın, Karabük), and D19 (Artvin, Rize, Trabzon, Giresun, Ordu, Gümüşhane)regions. As women's labor force participation rate increases, divorce rates also increase. The reason for this is that the increase in women's education levels in recent times may have influenced their increased participation in the labor force, and economically independent women may no longer want to stay in an unhappy marriage. In model 3, which examines the relationship between divorce rates, and poverty rates, the coefficients of the other regions except for D12 (Mersin, Adana), D13 (Hatay, Osmaniye, Kahramanmaraş), D15 (Kayseri, Yozgat, Sivas), and D23 (Bitlis, Muş, Van, Hakkâri) are statistically significant. As the poverty rate increases, divorce rates also increase. Individuals with below-average income may not be able to provide for their livelihoods, which can lead to disagreements. In fact, many individuals abandon their agricultural livelihoods, and migrate to cities, and in situations where they cannot provide sufficient livelihoods, this can lead to family disintegration. In model 4, which examines the relationship between divorce rates, and the Gini coefficient, found that coefficients of all regions except for D6 (Afyonkarahisar, Manisa, Kütahya, Uşak) , D7 (Bursa, Bilecik, Eskişehir), D20 (Erzincan, Erzurum, Bayburt), and D24 (Adıyaman, Gaziantep, Kilis) were statistically significant. Accordingly, as the Gini coefficient increases, divorce rates also increase.

The factors affecting income distribution, such as political interventions, distribution of labor, direct, and indirect taxes, education structure, wage differentials of labor, gender structure, indebtedness, and wealth distribution, can affect income distribution. Especially for families with lower incomes, if the family income is not at a level to provide minimum subsistence, family unrest can arise, and divorces can increase. It is known that the family is a significant structure that constitutes the foundation of society. The macroeconomic factors that cause dissolution within the family should be evaluated, and analyzed correctly, and the factors causing the problem should be identified, and eliminated or improved. Finally, for future studies, Probit, and/or Logit models can be applied by using survey data within the framework of macroeconomic variables affecting divorce rates by considering Turkey, and similar countries. In addition, the effect of macroeconomic variables on divorce rates can be investigated by comparing developed, and developing countries.

Atf / Citation: Öksüz, G. ve Ürkmez, E. (2023). Boşanma oranları ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin incelenmesi: Türkiye örneği. *Artvin Çoruh Üniversitesi Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi*, 9(2), 464-479. DOI: <https://doi.org/10.22466/acusbd.1380994>

Çıkar çatışması: Yazarlar arasında çıkar çatışması yoktur.

Etik Beyanı: Bu çalışmanın tüm hazırlanma süreçlerinde etik kurallara uyulduğunu yazarlar beyan eder. Aksi bir durumun tespiti hâlinde Artvin Çoruh Üniversitesi Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi'nin hiçbir sorumluluğu olmayıp, tüm sorumluluk çalışmanın yazarlarına aittir.

Yazar Katkısı: Yazarların katkısı aşağıdaki gibidir;

Giriş: 1. yazar

Literatür: 1. yazar

Metodoloji: 1. Yazar 2. yazar

Sonuç: 1. Yazar 2. yazar

1. yazarın katkı oranı: % 60. 2. yazarın katkı oranı: %40.

Conflict of Interest: The authors declare that they have no competing interests.

Ethical Approval: The authors declare that ethical rules are followed in all preparation processes of this study. In the case of a contrary situation, *Artvin Çoruh University International Journal of Social Sciences* has no responsibility, and all responsibility belongs to the study's authors.

Author Contributions: author contributions are below; (To be filled if there is more than one author)

Introduction: 1. author

Literature: 1. author

Methodology: 1. Author 2. author

Conclusion: 1. Author 2. author

1st author's contribution rate: % 60, 2nd author's contribution rate: %40.

Kaynakça

- Aksu , L. (2018). İşsizlik, suç, boşanma, intihar oranları ile iktisadi büyüme ilişkisinin; Nedensellik testleri ile analizi: Türkiye örneği. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi*, 5(2), 58-100.
- Alola, A. A., Arikewuyo, A. O., Akadiri, S. S., & Alola, M. I. (2020). The role of income and gender unemployment in divorce rate among the OECD countries. *Wiley Lands Journal Of Labor and Society* , 1-12.
- Amato, P. R., & Beattie, B. (2011). Does the unemployment rate affect the divorce rate? An analysis of state data 1960–2005. *Social Science Research*, 40, 705-715.
- Amato, P. R., & Previti, D. (2003). People's reasons for divorcing: Gender, social class, the life course, and adjustment. *Journal of Family Issues*, 602-626.
- Arıkan , Ç. (1992). *Yoksullukta ve evlilikte geçimsizlik ve boşanma*. Şafak Matbaacılık.
- Böheim, R., & Ermisch, J. (2001). Partnership dissolution in the UK – the role of economic circumstances. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63(2), 197-208.
- Driscoll, J., & Kraay, A. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially depeent panel data. *Review of Economics and Statistics*, 549-560.
- González-Val,, R., & Marcén, M. (2016). Divorce and the business cycle: a cross-country analysis. *Springer Science+Business Media New York*, 1-26.
- Güriş, S. (2018). *Uygulamalı panel veri ekonometrisi*. DER Yayınları.
- Hansen, H. T. (2005). Unemployment and marital dissolution: A panel data study of Norway. *European Sociological Review* 21, 135-148.
- Hausman, J. (1978). Specification test in econometrics. *Econometrica* , 46(6), 1251-1271.
- Huang, T. (2003). Unemployment and family behavior in Taiwan. *Journal of Family and Economic Issues*, 24(1), 27-48.
- Jensen , P., & Smith, N. (1990). Unemployment and marital dissolution. *Journal of Population Economics* 3, 215-229.
- Kawata, Y. (2008). Does high unemployment rate result in a high divorce rate?: A test for Japan. *Revista de Economía del Rosario*, 11(2), 149-164.
- Kraft, K. (2001). Unemployment and the separation of married couples. *KYKLOS* 54, 67-88.
- Kutlar , A., Torun, P., & Turgut Işık, T. (2016). Türkiye'de bölgesel boşanma farklılıkları: 2004-2013 dönemi. *International Congress of Management Economy and Policy*, 2985-2992.
- Kutlar, A., Erdem , E., & Aydın, F. F. (2012). Kadınların iş gücüne katılması ile doğurganlık, boşanma ve ücret haddi arasındaki ilişki: Türkiye üzerine bir araştırma. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 7(1), 1-20.

- Atıf / Citation:** Öksüz, G. ve Ürkmez, E. (2023). Boşanma oranları ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin incelenmesi: Türkiye örneği. *Artvin Çoruh Üniversitesi Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi*, 9(2), 464-479. DOI: <https://doi.org/10.22466/acusbd.1380994>
- Lester, D. (1996). The impact of unemployment on marriage and divorce. *Journal of Divorce & Remarriage*, 25(3-4), 151-154.
- Nakonezy, P. A., Shull, R. D., & Rodgers, J. L. (1995). The effect of no-fault divorce law on the divorce rate across the 50 states and its relation to income, education, and religiosity. *Journal of Marriage and Family*, 57(2), 477-488.
- Parkman, A. M. (1992). Unilateral divorce and the labor-force participation rate of married women, revisited. *The American Economic Review*, 82(3), 671-678.
- Raeymaeckers, P., Snoeckx, L., Mortelmans, D., & Ourti, S. V. (2006). Marriage and divorce in Belgium: The influence of professional, financial and educational resources on the risk for marriage dissolution. *Journal of Divorce & Remarriage*, 46(1/2), 151-174.
- Roy, S. (2010). Unemployment rate and divorce. *University of Canterbury, This is a working paper*, 1-33.
- Ruggles, S. (1997). The rise of divorce and separation in the United States, 1880-1990. *Demography*, 34(4), 455-466.
- Sandalcılar, A. R. (2012). İşsizlik boşanmayı etkiliyor mu? Bölgesel panel nedensellik. *Ege Akademik Bakış*, 2(2), 225-238.
- Schaller, J. (2013). For richer, if not for poorer? Marriage and divorce over the business cycle. *Journal of Population Economics*, 26, 1007-1033.
- Seitz, S. N. (1999). Labor supply, divorce and remarriage. *Department of Economics Research Reports, University of Western Ontario*, 1-31.
- Sezgin, Ö., Yurtkuran Demirkan, S., Ertekin, E., Turgut, A. M., Şehitoğlu, N., Beder Şen, R., & Günindi Ersöz, A. (2009). *Boşanma nedenleri araştırması*. C. Başbakanlık Aile ve Sosyal Araştırmalar Genel Müdürlüğü.
- South, S. J. (1985). Economic conditions and the divorce rate: A time-series analysis of the postwar United States. *Journal of Marriage and Family*, 47(1), 31-41.
- Svarer, M. (2002). Determinants of divorce in Denmark. *Department Of Economics Working Paper, No:2002-19*.
- Tatoğlu, F. Y. (2013). *Panel veri ekonometrisi* (Cilt 2. Baskı). Beta Basım Yayım Dağıtım A.Ş.
- Üçler, G., & Kızılkaya, O. (2014, Haziran). Kadın istihdamının boşanma ve doğurganlık üzerine etkileri: Türkiye üzerine bölgesel panel veri analizi. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 2(2), 28-43.
- Yörükoğlu, A. (1997). Değişen toplum aile ve çocuk. 5. Basım, 108-109. Özgür Yayınları.
- Zhang, C., Wang, X., & Zhang, D. (2014). Urbanization, unemployment rate and China's rising divorce rate. *Chinese Journal of Population Resources and Environment*, 12(2), 157-164.