



T.C.

**RECEP TAYYİP ERDOĞAN ÜNİVERSİTESİ
LİSANSÜSTÜ EĞİTİM ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANABİLİM DALI**

**BOŞANMA ORANLARINI ETKİLEYEN
MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLERİN PANEL
VERİ MODELLERİ İLE ANALİZİ
(Yüksek Lisans Tezi)**

Gül ÖKSÜZ

**Dr. Öğr. Üyesi Emre ÜRKMEZ
Danışman**

**RİZE
2022**

KABUL VE ONAY

Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, İktisat Ana Bilim Dalında, Gül ÖKSÜZ tarafından hazırlanan “*Boşanma Oranlarını Etkileyen Makroekonomik Değişkenlerin Panel Veri Modelleri ile Analizi*” başlıklı bu çalışma, 20.01.2022 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda oy birliği/oy çokluğuyla başarılı bulunarak jürimiz tarafından Yüksek Lisans Tezi olarak kabul edilmiştir.

Başkan: Prof. Dr. Ali Rıza SANDALCILAR

Kabul/Red

Üye: Prof. Dr. Adem KALÇA

Kabul/Red

Üye: Dr. Öğr. Üyesi Emre ÜRKMEZ

Kabul/Red

___/___/___

İmza

Doç. Dr. Ahmet YANIK

Enstitü Müdürü

ETİK BEYAN

Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, İktisat Ana Bilim Dalı, İktisat Programından mezun olmak üzere teslim ettiğim " Boşanma Oranlarını Etkileyen Makroekonomik Değişkenlerin Panel Veri Modelleri ile Analizi " konulu tezimi, bilim ve araştırma etiği prensiplerine riayet edilerek tarafımdan yazılmıştır. Eserimde, başka kaynaklardan aktarılan bütün bilgi ve alıntılar, Enstitünüz Tez Yazım Kılavuzuna uygun olarak açıkça gösterilmiştir. Kaynağı gösterilenler dışında kalan bütün bilgiler uygun araştırma yöntemi kullanılarak tarafımdan edinilmiş ve esere bu şekilde yansıtılmıştır. Şahsıma ait olmayan hiçbir bilgi, kasıt veya kusurlar, şahsıma aitmiş gibi gösterilmemiştir. İnternet kaynakları dahil, sahibine / kaynağına atıf yapılmaksızın hiçbir bilgi kullanılmamıştır. Aksinin ortaya çıkması halinde doğacak bütün hukuki, idari, akademik ve etik sorumluluk tarafıma ait olacaktır. Eserin tesliminden sonra herhangi bir zamanda, bilim etiğine aykırılık tespit edilmesi ve / veya eserimle ilgili intihal veya intihal şeklinde anlaşılabacak bir durumun ortaya çıkması halinde; Üniversiteniz ve eğitim kadronuzun hiç bir şekilde sorumlu tutulmayacağını hür irademle kabul, beyan ve taahhüt ederim. 20 /01/2022

Gül ÖKSÜZ

ÖN SÖZ

Tez çalışmasının başından sonuna kadar yardımlarını, tavsiyelerini, bilgilerini, görüş ve önerilerini benimle paylaşan, karşılaştığım her türlü zorlukta yardımlarını esirgemeyen kıymetli tez danışmanım Dr. Öğr. Üyesi Emre ÜRKMEZ' e ve tez aşamasında görüşlerini ve önerilerini benden esirgemeyen değerli hocam Dr. Öğr. Üyesi Ömer Faruk BÖLÜKBAŞI' na teşekkürlerimi sunarım.

Maddi ve manevi her türlü desteği eğitim hayatım boyunca benden esirgemeyen anneme ve babama sonsuz şükranlarımı ve saygılarımı sunarım. Her türlü kararında bana destek olan sevgili kardeşlerime, her zaman yanımda sevgisiyle yoluma hep ışık olan sevgili eşim ve biricik kızıma teşekkürü borç bilirim.

2011 yılında vefat eden kardeşim Çağrı BIYIK anısına....

Gül ÖKSÜZ

RİZE-2022

İÇİNDEKİLER

KABUL VE ONAY	2
ETİK BEYAN.....	3
ÖNSÖZ	4
İÇİNDEKİLER	5
ÖZET	8
ABSTRACT.....	9
TABLolar LİSTESİ.....	10
ŞEKİLLER LİSTESİ	11
KISALTMALAR.....	12
GİRİŞ	13

BİRİNCİ BÖLÜM

MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLERİN BOŞANMA OLGUSUNDAKİ ROLÜ

1.1.MAKROEKONOMİK FAKTÖRLERİN BOŞANMA ORANLARI ÜZERİNE ETKİSİ.....	18
1.2.EVLENME OLGUSU	21
1.3.BOŞANMA OLGUSU	23
1.3.1.Dünya’da Boşanma Oranları	24
1.3.2.Türkiye’de Boşanma Oranları	28
1.4 TÜRK MEDENİ KANUNUN’DA BOŞANMA SEBEPLERİ.....	31

İKİNCİ BÖLÜM

LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

2.1. DÜNYA’DA YAPILAN ÇALIŞMALAR	34
2.2. TÜRKİYE’DE YAPILAN ÇALIŞMALAR.....	41

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

EKONOMETRİK METODOLOJİ

3.1. PANEL VERİ KAVRAMI	46
3.2. PANEL VERİDE TEMEL KAVRAMLAR.....	47
3.2.1. Dengeli ve Dengesiz panel veri	47
3.2.2. Birim etki - Zaman etkisi	48
3.2.3. Heterojenlik.....	48
3.2.4. Birimler Arası Korelasyon	49
3.3. PANEL VERİ MODELİNİN AVANTAJLARI VE KISITLAMALARI	50
3.3.1. Panel Verinin Avantajları.....	50
3.3.2. Panel Veri Kullanımının Dezavantajları	51
3.4. PANEL VERİ MODELLERİ	51
3.4.1. Sabit Etkiler Modeli	52
3.4.2. Tesadüfi (Rassal) Etkiler Modeli	54
3.5. PANEL VERİ MODELLERİNİN TAHMİN YÖNTEMLERİ	58
3.5.1. Hausman Testi.....	58
3.5.2. Sabit Etkili Modellerde Heteroskedasite (Değişen Varyans)	60
3.5.3. Sabit Etkili Modellerde Otokorelasyon Testleri	61
3.5.4. Bhargava, Franzini ve Narendranathan Durbin-Watson d testi	61
3.5.5. Baltagi-Wu LBI Testi.....	62
3.5.6. Yatay Kesit Bağımlılığı	64
3.5.7. Heteroskedasite, Otokorelasyon ve Yatay Kesit Bağımlılığı Durumunda Robust Standart Hatalar (Driscoll – Kraay).....	65
3.5.8. En Küçük Kareler Kukla Değişken (LSDV) Modeli	68

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

4.1. VERİ SETİ.....	70
4.1.1. Bulgular ve Değerlendirme	73
SONUÇ VE ÖNERİLER.....	107
KAYNAKÇA.....	112
EKLER.....	118

Ek-1 Dünya’da Yapılan Çalışmalar	118
Ek-2 Türkiye’de yapılan Çalışmalar	122



Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi Lisansüstü Eğitim Enstitüsü

Ana Bilim Dalı: İktisat

Tez Türü: Yüksek Lisans Tezi

Danışman: Dr. Öğr. Üyesi Emre ÜRKMEZ

Hazırlayan: Gül ÖKSÜZ

Yıl: 2022

Sayfa Sayısı: 123

ÖZET

BOŞANMA ORANLARINI ETKİLEYEN MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLERİN PANEL VERİ MODELLERİ İLE ANALİZİ

Bu çalışma, Türkiye’de 26 alt bölge bazında işsizlik, yoksulluk, kadınların iş gücüne katılım oranı ve Gini katsayısı değişkenlerinin bölgelerarası boşanma oranları üzerine etkilerini incelemek amacıyla analiz edilmiştir. Bu amaçla 2004-2019 dönemlerini kapsayan çalışmada panel veri analiz yöntemi kullanılmıştır. 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 istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü bir etkisi olduğu tespit edilmiştir. Türkiye’de yoksulluk düzeyi arttıkça boşanma oranları artmaktadır. İşsizlik oranı, kadınların işgücüne katılım oranı ve Gini katsayısı değişkenlerin ise boşanma oranları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi bulunamamıştır. Diğer taraftan etkileşim değişkenlerinin yer aldığı panel veri modeli sonuçlarına göre ise kadınların işgücüne katılım oranı, işsizlik oranı, yoksulluk oranı ve Gini katsayısı değişkenlerinin boşanma oranları üzerinde bölgesel olarak farklılık gösterdiği elde edilmiştir. Bölgeler arası işsizlik oranı, kadınların işgücüne katılım oranı, yoksulluk oranı ve Gini katsayısı değişkenlerinin boşanma oranları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü bir etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Sonuç olarak işsizlik oranı, kadınların işgücüne katılım oranı, yoksulluk oranı ve Gini katsayısı arttıkça boşanma oranlarını arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

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

Recep Tayyip Erdogan University Institute of Graduate Studies

Department: Economic

Thesis Type: Master Thesis

Supervisor: Dr. Öğr. Üyesi Emre ÜRKMEZ

Author: Gül ÖKSÜZ

Year: 2022

Pages:123

ABSTRACT

ANALYSIS OF MACROECONOMIC VARIABLES AFFECTING DIVORCE RATE WITH PANEL DATA MODELS

This study was analyzed in order to examine the effects of unemployment, poverty, female labor force participation rate and Gini coefficient variables on interregional divorce rates in 26 sub-regions in Turkey. For this purpose, panel data analysis method was used in the study covering the period of 2004-2019. The aim of the study is to contribute to the literature in terms of covering a long period, regional differences and dealing with Turkey in general. According to the results of the analysis for Turkey in general, it has been determined that poverty rates have a statistically significant and positive effect on divorce rates. As the level of poverty increases in Turkey, divorce rates increase. Unemployment rate, female labor force participation rate and Gini coefficient variables did not have a statistically significant effect on divorce rates. On the other hand, according to the results of the panel data model in which the interaction variables are included, it has been obtained that the female labor force participation rate, unemployment rate, poverty rate and Gini coefficient variables differ on the divorce rates regionally. It has been determined that the variables of unemployment rate between regions, female labor force participation rate, poverty rate and Gini coefficient have a statistically significant and positive effect on divorce rates. As a result, it has been concluded that as unemployment rate, female labor force participation rate, poverty rate and Gini coefficient increase, divorce rates increase.

Keywords: Divorce Rate, Unemployment Rate, Women's Labor Force Participation Rate, Poverty Rate, Gini coefficient, Panel data analysis

TABLÖLAR LİSTESİ

Sayfa No

Tablo 1: Ülkelerin Yıllara Göre Boşanma Oranları (%).....	26
Tablo 2: Ülkelerin Yıllara Göre Boşanma Oranları (%) (Devamı).....	27
Tablo 3: Türkiye Nüfusundaki Evlenme ve Boşanma İstatistikleri(2004-2019)...	30
Tablo 4: Değişkenler ve Kısaltmaları	71
Tablo 5: Bölgeler ve Bölge Kodları.....	72
Tablo 6: Tanımlayıcı İstatistikler.....	73
Tablo 7: Sabit Etkili Model Tahmin Sonuçları.....	85
Tablo 8: Rassal Etkili Model Tahmin Sonuçları	86
Tablo 9: Hausman Testi Sonuçları.....	86
Tablo 10: Otokorelasyon Testi Sonuçları	88
Tablo 11: Değişen Varyans Testi Sonuçları	88
Tablo 12: Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları	89
Tablo 13: Sabit Etkili Model Tahmin Sonuçları (Robust Standart Hatalar).....	89
Tablo 14: Model 1 Tahmin Sonuçları.....	91
Tablo 15: Model 1 için Wald Testi Tahmin Sonuçları	92
Tablo 16: Model 1 Robust Standart Hatalı Tahmin Sonuçları	93
Tablo 17: Model 2 Tahmin Sonuçları.....	95
Tablo 18: Model 2 için Wald Testi Sonuçları.....	96
Tablo 19: Model 2 Robust Standart Hatalı Tahmin Sonuçları	97
Tablo 20: Model 3 Tahmin Sonuçları.....	99
Tablo 21: Model 3 için Wald Testi Sonuçları.....	100
Tablo 22: Model 3 Robust Standart Hatalı Tahmin Sonuçları	101
Tablo 23: Model 4 Tahmin Sonuçları.....	103
Tablo 24: Model4 için Wald Testi Sonuçları.....	104
Tablo 25: Model 4 Robust Standart Hatalı Tahmin Sonuçları	105

ŞEKİLLER LİSTESİ

	<u>Sayfa No</u>
Şekil 1: 26 Bölge bazında boşanma verilerinin seyri	75
Şekil 2: 26 Bölge Bazında İşsizlik Oranı Verilerinin Seyri.....	77
Şekil 3: 26 Bölge Bazında Kadınların İşgücüne Katılım Oranı Verilerinin Seyri.	79
Şekil 4: 26 Bölge Bazında Yoksulluk Oranı Verilerinin Seyri.....	81
Şekil 5: 26 Bölge Bazında Gini Katsayısı Verilerinin Seyri	83

KISALTMALAR

TR	: Türkiye
TÜİK	: Türkiye İstatistik Kurumu
ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
OECD	: Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü
RE	: Tesadüfi Etkiler
SE	: Sabit Etkiler
LSDV	: Kukla Değişkenli En Küçük Kareler Yöntemi
OLS	: Olağan En Küçük Kareler
EGLS	: Esnek Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
GSYH	: Gayrisafi Yurtiçi Hâsıla
GSMH	: Gayrisafi Milli Hâsıla
LBI	: Yerel En İyi Değişmezlik Testi
BO	: Boşanma Oranı
İO	: İşsizlik Oranı
GK	: Gini Katsayısı
KİKO	: Kadınların İşgücüne Katılım Oranı
YO	: Yoksulluk oranı
TMK	: Türk Medeni Kanunu

GİRİŞ

Günümüzde Dünya’da olduğu kadar Türkiye’de de aile yapısında meydana gelen çözümlerle birlikte boşanma olgusunda hızla seyir izleyen bir artış yaşanmaktadır. Boşanma temelde iki bireyin birbiri ile ayrılması olarak anlaşılabilir da boşanmayla birlikte aile yapısı bozulmakta ve bu durumdan en çok çocuklar zarar görmektedir. Boşanma sadece bireyleri ve çocukları olduğu kadar toplumu da etkilemektedir. İki insan arasındaki kişisel bir ilişki olan evlilik toplumun en önemli ve en temel kuruluşudur. Artan boşanma olgusu giderek ciddi bir toplumsal sorun haline gelmekle birlikte aile yapılarındaki bozulma ülkenin kanayan yarası haline gelmiştir. Bu durumun önüne geçilebilmesi için öncelikle ailedeki çözülmeye yol açan sosyolojik, ekonomik, psikolojik, demografik vs. nedenlerin araştırılıp boşanmaya yol açabilecek etkenlerin önüne geçilmesi sağlanmalıdır. Bunun içinde boşanma faktörünün nedenlerinin doğru değerlendirilip analiz edilmesi gerekmektedir.

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 sokmaktadır. Boşanma eşler için mutsuz bir evlilikten çıkış bileti olarak görülse de ailenin yıkımı demektir. Boşanma oluşsa dahi ayrılmayla birlikte sorunlar bitmemekte ve kişiler için yeni bir süreç başlamaktadır. Boşanmayla kazanılan yeni statü sonucu insanlar ekonomik ve psikolojik olarak etkilenmektedirler. Boşanma ebeveynlerden çok çocukları etkilemektedir. Çünkü evlilikteki yaşanan sorunlar çocukların varlığıyla evlik sonrasında da devam edebilmektedir. Bu durum çocuğu iki köprü arasında bırakıp geleceğini de etkisi altına almaktadır. Genel olarak boşanmada evlilik öncesi özgürlük durumuna geçmek kolay kolay mümkün olamamaktadır (Yörükoğlu,1997: 108-109).

Günümüzde Türk ailesini kuşatan sorun alanları ele alındığında, sebepleri ve sonuçları açısından ilk sırada boşanma olgusunun yer almaya başladığı görülmektedir. Türkiye’de son 20 yıla kadar boşanma olgusunun önemli toplumsal bir sorun olarak algılanmadığı bilinmektedir. Özellikle 20. yüzyılın son dönemlerine kadar Türkiye’de güçlü aile bağlarının ve dini inançların etkisiyle beraber toplumda boşanmış bireylere önyargılı ve damgalayıcı tutumların olması, kadının ekonomik bağımsızlığının bulunmaması, ailede sorunların çözümlendiği bir dinamik yapının söz konusu olması gibi faktörler nedeniyle boşanma olgusu toplumsal bir sorun oluşturmamıştır (Arıkan,1992: 96).

20yüzyıl’da gelişen sanayi, ekonomi ve teknoloji gibi pek çok faktör karşısında bireysel yaşama istekleri, küreselleşme, sanayi ile birlikte kentleşmenin artması, eğitim seviyelerinin artması, 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.

Çalışma kapsamında literatürde iki farklı sonuç ile karşılaşılmaktadır. Jensen ve Smith (1990), Raeymaeckers vd. (2006), Sandalcılar (2012), Schaller (2013) çalışmaları boşanma ile bazı makroekonomik değişkenler arasında negatif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. South (1985), Kraft (2001), Svarer (2002), Huang (2005), Topbaş ve Kurt (2007), Roy (2010), Bayrak (2019) çalışmaları ise boşanma ile bazı makroekonomik değişkenler arasında doğru yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı sonuçlara ulaşmışlardır. Bu nedenle boşanma faktörünün nedenlerinin doğru değerlendirilip analiz edilmesi ile tespit edilen sonuçlar kapsamında uygun aile politikalarının geliştirilmesinde ve aile bütünlüğünün sağlanması yönünde sağlıklı adımlar atılabilecektir. Aksi takdirde toplumun değer yargılarını, kültürünü ve sosyal yapısını etkileyen boşanma ciddi bir toplumsal sorun olarak karşımıza çıkabilmektedir.

Bu çalışmada Türkiye’de 2004-2019 dönemlerini kapsayan bölgeler arası boşanma oranlarının işsizlik oranı, kadınların işgücüne katılım oranı, yoksulluk oranı ve gelir dağılımının adaletli olup olmadığını ölçen Gini katsayısı gibi makroekonomik değişkenlerle olan ilişkisi analiz edilmiştir.

Bu tez çalışması dört ana bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde kurumsal çerçeve olarak evlenme olgusu ve boşanma olgusu açıklanmıştır. Ayrıca Dünya ve Türkiye açısından boşanma olgusu değerlendirilip, makroekonomik yönden boşanmanın olası nedenleri incelenmiştir ve TMK’ da ki boşanma sebeplerine değinilmiştir. İkinci bölümde Dünya’da ve Türkiye’de boşanma olgusunu ekonomik yönden ele alan çalışmalar özetlenmiştir. Çalışmanın üçüncü bölümünde analizlerde kullanılan ekonometrik yöntemler hakkında bilgi verilmiştir. Çalışmanın dördüncü bölümünde ise veri seti tanıtılmıştır. Ayrıca Türkiye’deki 26 bölge için ele alınan boşanma oranlarının bazı makroekonomik değişkenlerle olan ilişkisi panel veri modelleri tahmin edilerek incelenmiş ve analiz sonuçları değerlendirilmiştir.

Araştırmanın Amacı

Bu tez çalışmasında Türkiye’de 26 bölge temel alınarak boşanma oranları ile bazı makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki analiz edilmek istenmektedir. Öncelikle bölgeler arası ilgili makroekonomik değişkenlerin boşanma oranları üzerindeki etkisi araştırılacaktır. Daha sonra ilgili makroekonomik değişkenlerin bölgeler arası boşanma oranları üzerinde farklılaşmaya yol açıp açmadığının tespit edilmesi amaçlanmaktadır.

Araştırmanın Önemi

Tüm dünya ekonomilerin sorunsalı olan işsizlik, yoksulluk, kadınların işgücüne 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 işgücüne 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 çözünmeye yol açan nedenlerin tespiti aile birliğinin yeniden sağlanabilmesi için önem arz etmektedir. Araştırmalara göre ailedeki çözünmeler çoğunlukla işsizliğin yüksek olması ve gelir düzeyinin düşük olduğu durumda gerçekleşmektedir. Kadınların eğitim seviyeleri arttıkça işgücüne katılım oranlarının da artış göstermekte olduğu böylece boşanmada artış meydana geldiği gibi sonuçlara ulaşılmaktadır. Tez çalışması boşanmaya yol açtığı düşünülen bazı 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.

Araştırmanın Hipotezleri

Tez çalışması kapsamında boşanma oranları ile bazı makroekonomik değişkenler arasında ilişkiyi analiz etmek için aşağıdaki sıfır hipotezleri test edilmiştir.

Hipotez 1: Türkiye’de ilgili makroekonomik değişkenlerin boşanma oranları üzerinde etkisi yoktur.

Hipotez 2: Türkiye’de bölgeler arası işsizlik oranlarının boşanma oranları üzerinde etkisi yoktur.

Hipotez 3: Türkiye’de bölgeler arası kadınların işgücüne katılım oranlarının boşanma oranları üzerinde etkisi yoktur.

Hipotez 4: Türkiye’de bölgeler arası yoksulluk oranlarının boşanma oranları üzerinde etkisi yoktur.

Hipotez 5: Türkiye’de bölgeler arası Gini katsayısının boşanma oranları üzerinde etkisi yoktur.

Arařtırmanın Kapsamı ve Sınırlılıkları

Türkiye’de bölgelerarası boşanma oranları ve bazı makroekonomik deęişkenler arasındaki farklılıkların panel veri analizinin zaman ve kesit boyutu ile ölçülmesi, deęişkenlerden yoksulluk oranı ve Gini katsayısının bölgelerarası verilerinin 10 yıllık kayıp veri ile modele dâhil edilmesi kapsam ve sınırlılıkları oluşturmaktadır.



BİRİNCİ BÖLÜM

MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLERİN BOŞANMA

OLGUSUNDAKİ ROLÜ

Çalışmanın bu bölümünde öncelikle boşanma olgusu açıklanmıştır. Burada aile kavramı, ailenin oluşması için gerçekleştirilen evlilik ve oluşan ekonomik sorunlar neticesinde gerçekleşen aile kavramının dağılması olarak tanımlanan boşanma kavramı ele alınmıştır. Daha sonra ilgili makroekonomik değişkenlerin boşanma üzerindeki etkileri tartışılmıştır. Bu bölümde ilgili makroekonomik değişkenlerin boşanma oranları üzerine etkilerine değinilmiş, evlilik olgusu ve boşanma olgusu değerlendirilmiş ve son olarak Dünya’da boşanma ve Türkiye’de boşanma oranları karşılaştırmalı olarak sunulmuştur.

1.1.MAKROEKONOMİK FAKTÖRLERİN BOŞANMA ORANLARI

ÜZERİNE ETKİSİ

Bugün diğer toplumlarda olduğu gibi Türkiye’de de bölgeler arası işsizliğin yaygın olması, gelir dağılımı bozukluğu ve kadınların işgücü piyasasına katılımının düşük olması gibi sorunlar toplumda boşanma olgusunu ortaya çıkarabilmektedir. Buna paralel olarak yaşanan yüzyılın ‘stres çağı’ olarak nitelendirilmesine neden olan bireysel stres kaynakları artmaktadır. Bununla birlikte tahammülsüz bireylerin yetişmesi, sürekli tüketimi hedef alan tüketim tutkusu, ailelerin sorumsuz bireyler yetiştirme tarzı, medyanın ürettiği değer kargaşası ile birlikte oluşan ahlaki yozlaşma, evlilikte maddi değerler üzerine kurulmak istenen hayat tarzı vb. faktörler boşanmaya giden yol üzerindeki mayınlar olarak değerlendirilmektedir (Sezgin vd., 2009: 30).

Türkiye bağlamında bakıldığında yüksek enflasyona bağlı olarak halkın ‘asgari düzeyde ‘ yaşamını idame ettirebilme imkânlarının sınırlı olması, tüketim alışkanlıklarındaki farklılıklar, satın alma gücünün düşme eğiliminde olması maddi olarak aileleri sarsarak ciddi yaşamsal sorun haline getirmektedir. Eşler bu

nedenle maddi sıkıntıyı en önemli anlaşmazlık konusu olarak belirtmektedir. Ülkede yaşanan ekonomik dalgalanmalar özellikle alt ve orta gelir gruplarını derinden etkilese de tüm gelir grupları bu durumdan etkilenmektedir. Sabit ve dar gelir buna karşılık zorunlu harcamaların bu kısıtlı gelirle karşılanabilmesinde giderek artan günlük çeşitli aile ve evlilik sorunlarına neden olmaktadır (Arıkan, 1996: 69).

Birkaç araştırma 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 ve Previti, 2003: 606).

Evlilikte oluşan işsizlik ve boşanma arasındaki ilişki üzerine yoğunlaşan görüşler üçe ayrılmaktadır. İlk görüş eşlerin istihdam sorunu ile süre gelen bir işsizliğin ortaya çıkmasıyla ailesinin ve varsa çocuklarının ihtiyaçlarını karşılayamaması evlilikte uyum sorunlarına yol açmakta ve boşanma ile sonuçlanmaktadır. İkinci görüş işsizliğin direkt olarak boşanmaya yol açmadığı yalnız evlilikte bir gerilim oluşturduğu belirtilmektedir. Üçüncü görüş ise işsizliğin evlilikteki istikrarsızlık üzerine etkisinin çok az olduğu hatta ortaya çıkan işsizliğin eşler arasındaki dayanışmayı artırdığı şeklindedir (Arıkan, 1992: 29-30).

Genel olarak araştırmalar ve görüşler ele alındığında evlilik birliğinin bozulmasında işsizlik başlı başına bir sorun yaratıyor gibi görünse de göz ardı edilen birçok ekonomik neden yer almaktadır. Bunlardan biri Gini katsayısıdır.

Gini katsayısı gelir dağılımının adaletli olup olmadığının anlaşılabilmesi için kullanılmaktadır. 0 ile 1 arasında değer almaktadır. Gini katsayısı 1'e ne kadar yaklaşırsa gelir dağılımının o kadar adaletsiz olduğunu, 0'a ne kadar yaklaşırsa gelir dağılımının o kadar adaletli olduğunu göstermektedir. '0' tam adaletli, '1' tam adaletsizliği göstermektedir. Bunun anlaşılması Lorenz Eğrisi

yöntemi kullanılır. Burada dikey eksen milli gelirin payını, yatay eksen ise en fakirden en zengine doğru nüfusun %20'lik gruplarını göstermektedir. Eğer ülkenin gelir dağılımı tam bir doğru üzerinde ise gelir dağılımının adaletli olduğunu göstermektedir. Devlet İstatistik Enstitüsü (DİE) tarafından 2002'de yapılan hane halkı bütçe anketi gelir dağılımı sonuçlarına göre Türkiye'de nüfusun en fakir %20'si gelirin %5.29'unu, daha sonraki %20'si gelirin %9.81'ini, ortadaki %20'si gelirin %14.2'sini, sonraki %20'si gelirin %20.83'ünü, en zengin %20 ise gelirin %50.05'ini almaktadır (Çepni, 2015: 242-243). Bu yüzden gelirin azalması evlilikteki geçim doyumunu azaltacağından boşanma ile sonuçlanan evliliklerin gerçekleşmesi mümkündür. Bu nedenle ülke ve dünya çapında araştırılmaya değer bir durumdur.

İkincisi yoksulluktur. Toplumun genel düzeyine göre belli bir sınırın altında gelir ve harcamaya sahip olan birey ve hane halkı görece anlamda yoksul sayılmaktadır. Eşdeğer fert başına hesaplanan medyan gelirin belirli bir oranı kullanılarak yoksulluk riski hesaplanmaktadır. Yoksulluk oranı eşdeğer hane halkı fert geliri yoksulluk riskinin altında olan nüfusun toplam nüfus içindeki oranıdır (TÜİK). Son dönemlerde hızla büyüyen gelişim çağı ile çoğu insan düşük statü yaşamaktan hoşlanmamakla birlikte gelişim çağına ayak uydurmaya çalışmaktadır. Yoksulluğun verdiği güçlüklerle başa çıkamadığı gibi aile içi huzursuzluklarda mevcut olmaktadır. Eşler ihtiyacı olan yaşam doyumuna ulaşamadığı için boşanmak istese dahi boşanmanın getireceği ekonomik zorluklardan çekinmekte ve evliliklerine çoğunlukla devam etmektedirler. Üçüncü olarak kadınların işgücüne son dönemlerde daha hızlı katılması ve kendi ekonomik özgürlüklerini kazanmasıdır. 20.yüzyıla kadar ataerkil bir yapının varlığı ile kadının insanlar gözünde işlevinin ev hanımlığı ve annelik yapmak zorunda olduğudur. Türk toplumunda kadın boşanmak istese de ya korkmakta ya da boşanmanın getireceği boşanma masrafları, yeni bir ev kiralama, iş bulma, çocuk masrafları, yeni bir düzen kurabilme gibi sayılabilecek pek çok ekonomik yükümlülüklerden çekinmekte ve boşanmaktan vazgeçmektedir (Anıl, 2008: 87). Günümüz Türk toplumunda ise kadınların iş gücüne katılımı hızla artmaktadır. Böylece çoğu kadın mutsuz olduğu evliliklere son vermektedir. Yani temelde

bakıldığında boşanma oranının ekonomik ayağının etkisinin öneminin büyük olduğu ve araştırılmaya değer konular arasında olduğu görülmüştür.

Yapılan araştırmalar incelendiğinde boşanmanın sadece aile bireylerine değil çocuklara, akrabalık ilişkilerine, bireyin hayatına ve topluma olumsuz etkileri olduğu görülmüştür. Toplumun temelini aile, ailenin temelini anne ve baba oluştururken toplumun geleceğini ise o aile içinde yetişecek çocuklar oluşturmaktadır. Aile içindeki her bireyin topluma olumlu ya da olumsuz etkilerinin şekillenmesinde anne ve baba faktörünün rolü büyüktür. Bu nedenle aile içindeki çözülmeye sebep olan ve sonucunda boşanmaya götüren faktörlerin iyi analiz edilip doğru değerlendirilmesi gerekmektedir.

1.2.EVLENME OLGUSU

Türk Medeni Kanunu'na göre evlenme yetisine sahip olan erkek ve kadının, yetkili kanuni merci önünde yapmış oldukları çift taraflı bir akit olan evlilik ailenin temelini oluşturan ve toplumun en temel kuruluşudur (TÜİK). Diğer yandan evlilik bir kadınla bir erkeğin aile kurmak ve birbirlerine karşı sadakat ve yardımda bulunmak üzere yasanın, dinin ve kamu vicdanının doğru bulduğu bir birleşme şekli olarak tanımlanabilmektedir. Bir başka deyişle evlilik kadınla erkeğin çeşitli biyolojik, sosyal ve psikolojik gereksinimlerini karşılamak, bir yaşamı paylaşmak gibi amaçlarla yapılan sözleşmedir (Kızıldağ, 2003: 33).

Evlilik yetişkin bir erkek ile yetişkin bir bayan arasındaki yasal geçerliliği olan, belirli hak ve yükümlülükleri gerektiren bir ilişkidir. Sevgi, bir birliktelik, destek, yalnızlıktan kurtulma, eşlerin hayatın yükünü, sıkıntılarını ve sevinçlerini müştereken paylaşmalarıdır. Evlilik, geçici bir süre için bir araya gelme değil, çoğunlukla ölüme kadar devam edecek bir sözleşme olarak değerlendirilen bir kurum olarak algılanmaktadır (Fidan, 2005: 10).

Bütün zamanlarda ve her toplumda aile var olmuştur. Bunun çok önemli bir nedeni kuşkusuz ki bu kurumun insan cinselliğiyle ilgili olmasıdır. Şu da kesindir ki aile hiçbir zaman sadece bir şehvet birlikteliği olarak görülmemiştir. Cinselliğin insan için bir üreme, soyunu sürdürme fırsatı yaratması bakımından vazgeçilmez olduğu her ne kadar gerçekse aynı zamanda çok önemli bir zevk ve haz kaynağı olduğu da öylesine gerçektir. Onun için bu kaynağın ele geçirilmesi

ya da paylaşılmasında bir takım rekabetlerin ve kıskançlıkların olabileceği açıktır. Nitekim kadın ve erkek ilişkileri, insan toplumlarında her zaman bir huzursuzluk ve şiddet nedeni olarak var olmuş ve zaman zaman soysuzlaşma eğilimleri göstermekten geri kalmamıştır. Bunun içindir ki bu ilişkilerin bir takım ahlak kuralları bulunarak, belli bir düzene sokulması ve özellikle de bu ilişkiler sonucunda doğan çocukların bakım ve gözetimlerinin zorunluluğu evlilik kurumunu hazırlamıştır (Anıl, 2008: 85).

Bir insanın en temel ihtiyaçlarından biri diğer insanlarla bir arada yaşamaktır. Bireyler yalnız yaşamaya değil, bir topluluk içinde diğer insanlarla ilişki içinde bulunmaya göre kurgulanmış varlıklardır. Karşı cinsle olan ilişkilerine de diğer insanlarla olan ilişkilerine olduğu gibi ihtiyaçları vardır. Beraberliklerin toplum tarafından onaylanan bir hale gelmesi için bireylerin, beraberliklerini evlilik kurallarıyla onaylatmaları gerekir. Kimi insanlar evliliği toplumsal yaşamın bir gereği olarak düşünerek, bu tür bir beraberliğin çok doğal ve gerekli olduğunu kabul ederek evlenmeye karar verirler (Yavuzer, 2004: 39).

Evlilik yolu ile bireyler psikolojik, sosyal, fiziksel alandaki birçok ihtiyaçlarını karşılarlar. Sevilmek, beğenilmek, ait olmak, yalnızlığı paylaşmak, güven duymak, toplumda bir yer edinebilme, destek sağlama, cinsel ihtiyaçların giderilmesi gibi. Bu kazançların yanı sıra evlilik bireylere bazı sorumluluklar da yüklemektedir. Eşin ihtiyaçlarını anlama ve karşılama, evin sorumluluğunu üstlenme, aile içi ve arkadaşlarla ilişkileri düzenleme, çocuk sahibi olma, çocuğa fiziksel bakım, koruma sağlama ve psiko sosyal gelişimini destekleme bu sorumluluklar arasında sıralanabilir. Bu sorumlulukları erken aşta üstlenen bireyler evliliklerinde sorun yaşayabilirler (Çoban , 2009: 43).

Evlilik oranlarındaki düşme birçok faktöre bağlanabilir. Evliliğin ve boşanmanın yasallaştırılması, sosyo-ekonomik faktörler, evlenme yaşındaki nüfus oranı, sosyal sınıf, din, eğitim düzeyi ve mesleki özellikler sayılabilir. Evliliklerin düşmesi ekonomik faktörlerin dışında kültürel değişmelere de bağlanabilir. Eğitim almış kadınların eğitimsiz kadınlara oranla evliliğe daha az yanaştıkları görülmektedir. Erkeklerin mesleki seviyelerinin yükselmesi daha çok evlenmelerine yol açarken, oysa kadınlar için bunun tersinin doğru olduğunu göstermektedir (Yazan, 1991: 164)

İyi evliliklerin kurulabilmesi için toplumda gerekli çalışmalar yapılması bu evliliklerde oluşabilecek sorunların çözümünü kolaylaştıran merkezlerin kurulması böylelikle evlilikte oluşabilecek sorunların çözülmesine, eşlerin birbirini desteklemesine, sorun yaşayan ve birbirini destekleyen çiftlerin de çocuklarını destekleyen aileler olmasına neden olacaktır. Evlilik boşanma ile sonuçlansa da her iki ebeveynin de çocuklarına sosyal destek olmaya devam edecek bilinçlilikte olması için gerekli çalışmalar yapılması, boşanmanın çocuk üzerindeki olumsuz etkisini en aza indirebilecektir (Ermış, 2008: 17).

1.3.BOŞANMA OLGUSU

Aile, akraba ilişkileri ile doğrudan bağlantılı olan, yetişkin bireylerin çocukların bakma yükümlüğünü üstlendiği bir grup insandan oluşan ve toplumun temelini oluşturan yapıdır. Akrabalık bağları yetişkin bireyler arasında evlilik yolu ile ya da kan bağıyla bağlanan soy dizilimleri aracılığıyla kurulan bir bütündür. Evlilik ise iki yetişkin birey arasında toplum tarafından onaylanan ve kabul gören bir doyum kaynağı olarak tanımlanabilmektedir (Giddens, 2012: 246) .

Evlilik insan hayatı boyunca karşı iki cins arasında görülen ve ailenin temelini oluşturan ilişkilerden biri olarak kabul edilmekte ve kaliteli evlilikler mutluluk ve doyum kaynağı oluştururken, düşük kaliteli evlilikler genel refah üzerinde önemli olumsuz etkilere yol açabilmektedir. Mutsuz bir şekilde evli kalmak, sürekli evli kalmaya kıyasla genel mutluluk, yaşam doyumu, benlik saygısı ve genel sağlık yönünde önemli ölçüde olumsuz sonuçlara yol açmaktadır (Hawkins ve Booth, 2005: 451). Böylece eşler arasında çeşitli sorunlar ortaya çıkmakta evlilik birliği zarar görmekte ve yeni bir kavram olarak ortaya çıkan boşanma faktörü ailenin temelini sarmakta bu ise sadece boşan bireyleri değil aynı zamanda bireylerin müşterek çocuklarını da etkilemektedir.

Boşanma evlenmenin yasal olarak sona erdirilmesidir. Yani, erkek ile kadının, yeni bir evlenme yapacak şekilde hukuki bir kararla evliliklerini tamamen sona erdirmeleridir. Boşanma aynı zaman da ekonomik, kültürel, psikolojik, yasal ve toplumsal nedenleri olan karmaşık sosyolojik bir olgudur (TÜİK). Bu tez çalışmasında ise boşanma olgusunun makro iktisadi değişkenlerle olan boyutu ele alınmıştır.

Halkın ekonomik güçlükleri yoğun olarak sırtında hissetmesi, artan işsizlik, toplumda yaşanan çeşitli olaylar, kısaca ekonomik ve siyasi bir takım güçlükler evlilikleri ciddi risk altına sokmaktadır. Hatta evliliklerin çoğunun olumsuz toplumsal ekonomik koşulların da etkisiyle boşanma riski taşıdığı söylenebilir. Kuşkusuz toplumda yaşanan çeşitli sorunlar zaman içinde aşılabilecektir; ancak boşanmanın bireyler -özellikle çocuklar- ve toplum üzerindeki olumsuz etkileri zamanla fazla sınırlanamayacak kadar ağır olabilmektedir (Arıkan, 1996: 17).

Evlilik birliğinin sarsılmasıyla birlikte ailede yeni bir kavram oluşturan boşanma günümüzde sanayi toplumunun da gelişimi ile birlikte yaşanan dönüşümün insanlar üzerinde oluşturduğu etkisiyle birlikte tahammülsüzlük haline gelerek gittikçe artan ve toplumu ilgilendiren bir sorun haline dönüşmektedir. Özellikle son zamanlarda boşanma hızının Türkiye’de giderek arttığı gözlemlenmektedir. İnsanların yaşam standartları ve ekonomik durumları neticesinde karşılanamayan isteklerinin de boşanma sebebi olduğu görülmektedir. Yüksek ekonomik statüdeki insanlar her istediklerine ulaşabildikleri halde ikili anlaşmazlıklardan boşanma yoluna başvurmaktadırlar. Düşük ekonomik statüdeki insanlarda ise ailenin ihtiyaçlarının karşılanamaması, işsizlik, yoksulluk gibi durumlar karşısında boşanma yoluna başvurmaktadırlar. Artışın devam etme ihtimali göz önünde bulundurulduğunda boşanma faktörünün toplumsal bir sorun olarak karşımıza çıkması yönünde ilerlediğini göstermektedir.

1.3.1.Dünya’da Boşanma Oranları

Ailenin ve sosyal konuların ihmal edilmesi, günümüzde özellikle Batı ülkelerini önemli toplumsal sorunlarla karşı karşıya getirmiştir. Birçok araştırmacı, şahit olunan toplumsal yapıdaki çözülme, ahlaki erozyon ve aile gibi geleneksel kurumlardaki aşınmanın çok daha kapsamlı sonuçlarının olduğunu belirtmektedir. Boşanmadan kaynaklanan sorunlardan toplumun rahatsızlığının temelinde ekonomik gerekçeler yer almaktadır.

Aile birliğindeki çözülme sosyal yardım ve hizmet alanları başta olmak üzere devlete çok ciddi yükler getirmektedir. Tüm bunlar, batıda aile politikalarının çok kapsamlı bir şekilde ele alınmasına ve uzun vadeli stratejik

planların hazırlanmasına neden olmuştur. Boşanmanın neden ve sonuçları açısından toplumsal maliyetinin yüksek oluşu, boşanmaya ilişkin koruyucu-önleyici çalışmaların aile politikalarında ana konulardan biri olmasını gerekli kılmaktadır (Sezgin vd., 2009: 27).

OECD stat aile veri tabanından elde edilen OECD üyesi 37 ülke için 2004-2019 yıllarına göre 1000 kişilik nüfusa düşen boşanma sayısını ifade eden boşanma oranları Tablo 1'e yer almaktadır. Tablo 1'e bakıldığında çoğu ülkede boşanma oranlarının artış gösterdiği görülmektedir. Türkiye'nin diğer ülkelere göre durumu daha iyi olsa da boşanma oranlarında dikkate değer artışlar yaşandığı tablodan anlaşılmaktadır.

Boşanma oranları verilerine göre Tablo 1 incelendiğinde çoğunlukla aldatma kaynaklı olan en yüksek boşanma oranı (binde) 2011 yılında Letonya'da 4, 2004 ve 2006 yılında ABD'de 3.7 iken 2013 yılında Şili'de 3.6 ve 2014 yılında Danimarka'da 3.4'tür. Diğer yandan en düşük boşanma oranı (binde) 2011-2014 yılları arasında İrlanda'da 0.6 iken 2004-2007 yılları arasında Meksika'da 0.7 ve 2018 yılında Slovenya'da 1.1'dir. En yüksek boşanma oranları Letonya ve ABD'de görülse dahi son yıllara bakıldığında bu ülkelerde boşanma oranlarının giderek istikrarlı bir şekilde azalma eğilimine geçtikleri tablodan da anlaşılmaktadır. Tablo 1'de diğer ülkelere kıyasla Türkiye'nin boşanma seyrinin düşük oranlara sahip olduğu görülmektedir. 2004 yılında boşanma oranını (binde) 1.3 olan Türkiye'de 2019 yılında 1.9'a yükselmiştir. Böylece Türkiye'nin verileri incelendiğinde diğer ülkelere kıyasla Türkiye'de de boşanma oranlarında istikrarlı bir artışın oluşmaya başladığı görülmektedir. Bunun pek çok nedeni olabilir. 2001 krizi, 2008 küresel krizi, 2018 kur şoku ekonomiyi tahrip ederek pek çok makroekonomik değişkeni olumsuz etkilemektedir. Örneğin 2018 Ekim ayında meydana gelen kur şoku ilerleyen aylarda reel sektöre yansımının işsizliği artırdığı bilinmekte ve böylece boşanma oranlarında da artışlar meydana gelmektedir (Şanlı, 2021: 117). Tablo 1'in geneli incelendiğinde en yüksek boşanma oranına sahip ülkeler Letonya, ABD, Şili ve Danimarka olduğu görülmektedir. En düşük boşanma oranlarına sahip ülkeler ise İrlanda ve Meksika'dır.

Tablo 1: Ülkelerin Yıllara Göre Boşanma Oranları (%)

Ülkeler	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Avustralya	2.6	2.6	2.5	2.3	2.2	2.3	2.3	2.2
Avusturya	2.4	2.4	2.5	2.5	2.4	2.3	2.1	2.1
Belçika	3	2.9	2.8	2.8	3.3	3	2.7	2.5
Kanada	2.2	2.2	2.3	2.2	2.1	...	...	...
Şili	...	...	...	...	...	...	...	...
Kosta Riko	...	...	...	...	...	...	2.5	...
Çek Cumhuriyeti	3.2	3.1	3.1	3	3	2.8	2.9	2.7
Danimarka	2.9	2.8	2.6	2.6	2.7	2.7	2.6	2.6
Estonya	3.1	3	2.8	2.8	2.6	2.4	2.2	2.3
Finlandiya	2.5	2.6	2.5	2.5	2.5	2.5	2.5	2.5
Fransa	2.2	2.5	2.2	2.1	2.1	2	2.1	2
Almanya	2.6	2.4	2.3	2.3	2.3	2.3	2.3	2.3
Yunanistan	1.1	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2	1.1
Macaristan	2.4	2.5	2.5	2.5	2.5	2.4	2.4	2.3
İzlanda	1.9	1.9	1.6	1.7	1.7	1.7	1.8	1.6
İrlanda	0.8	0.8	0.9	0.8	0.8	0.7	0.7	0.6
İsrail	1.6	1.6	1.9	1.8	1.8	1.8	1.7	1.7
İtalya	0.8	0.8	0.9	0.9	0.9	0.9	0.9	0.9
Japonya	2.2	2.1	2	2	2	2	2	1.9
Güney Kore	2.9	2.6	2.5	2.5	2.4	2.5	2.3	2.3
Letonya	2.3	2.8	3.3	3.4	2.9	2.4	2.4	4
Litvanya	3.3	3.3	3.4	3.5	3.2	2.9	3.2	3.4
Lüksemburg	2.3	2.2	2.5	2.3	2	2.1	2.1	2.3
Meksika	0.7	0.7	0.7	0.7	0.8	0.8	0.8	0.8
Hollanda	1.9	2	1.9	2	2	1.9	2	2
Yeni Zelanda	2.6	2.4	2.4	2.3	2.3	2	2	1.9
Norveç	2.4	2.4	2.3	2.2	2.1	2.1	2.1	2.1
Polonya	1.5	1.8	1.9	1.7	1.7	1.7	1.6	1.7
Portekiz	2.2	2.2	2.3	2.4	2.5	2.5	2.6	2.5
Slovak Cumhuriyeti	2	2.2	2.4	2.3	2.4	2.4	2.2	2.1
Slovenya	1.2	1.3	1.2	1.3	1.1	1.1	1.2	1.1
İspanya	1.2	1.7	2.9	2.8	2.4	2.1	2.2	2.2
İsveç	2.2	2.2	2.2	2.3	2.3	2.4	2.5	2.5
İsviçre	2.4	2.9	2.8	2.6	2.6	2.5	2.8	2.2
Türkiye	1.3	1.4	1.3	1.3	1.4	1.6	1.6	1.6
Birleşik Krallık	2.8	2.6	2.4	2.3	2.2	2	2.1	2.1
ABD	3.7	3.6	3.7	3.6	3.5	3.5	3.6	3.6

Kaynak: OECD.Stat/Aile Veritabanı,/(<https://stats.oecd.org/Index.aspx?QueryId=68244#>)

Tablo 2: Ülkelerin Yıllara Göre Boşanma Oranları (%) (Devamı)

Ülkeler	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Avustralya	2.2	2.1	2	2	1.9	2	2	1.9
Avusturya	2	1.9	1.9	1.9	1.8	1.8	1.8	1.8
Belçika	2.3	2.2	2.2	2.2	2.1	2	2	2
Kanada	...	...	...	...	...	...	...	...
Şili	...	3.6	3.3	3.3	3.1	3.2	3.3	3.2
Kosta Riko	2.5	2.8	2.3	2.1	2.7	2.6	2.2	2.8
Çek Cumhuriyeti	2.5	2.7	2.5	2.5	2.4	2.4	2.3	2.3
Danimarka	2.8	3.4	3.4	2.9	3	2.6	2.6	1.8
Estonya	2.4	2.5	2.4	2.6	2.5	2.5	2.4	2.1
Finlandiya	2.4	2.5	2.5	2.5	2.5	2.4	2.4	2.4
Fransa	2	1.9	1.9	1.9	1.9	...	...	...
Almanya	2.2	2.1	2.1	2	2	1.9	1.8	1.8
Yunanistan	1.3	1.5	1.3	1.4	1	1.8	...	...
Macaristan	2.2	2	2	2.1	2	1.9	1.7	1.8
İzlanda	...	...	...	...	...	...	...	...
İrlanda	0.6	0.6	0.6	0.7	0.7	0.7	...	...
İsrail	1.7	1.8	1.8	1.7	1.7	1.7	1.8	1.8
İtalya	0.9	0.9	0.9	1.4	1.6	1.5	1.5	1.4
Japonya	1.9	1.8	1.8	1.8	1.7	1.7	1.7	1.7
Güney Kore	2.3	2.3	2.3	2.1	2.1	2.1	2.1	2.2
Letonya	3.6	3.5	3.1	2.6	3.1	3.1	3.1	3.1
Litvanya	3.5	3.4	3.3	3.2	3.1	3	3.1	3.1
Lüksemburg	2	2.1	2.6	2.4	2.1	2	2	3.1
Meksika	0.9	0.9	0.9	1	1.1	1.2	1.2	...
Hollanda	2.1	2	2.1	2	2	1.9	1.8	1.7
Yeni Zelanda	2	1.9	1.8	1.8	1.7	1.6	1.5	1.7
Norveç	2	2	1.9	1.9	1.9	2	1.9	1.9
Polonya	1.7	1.7	1.7	1.8	1.7	1.7	1.7	1.7
Portekiz	2.4	2.2	2.1	2.3	2.2	2.1	2	2
Slovak Cumhuriyeti	2	2	1.9	1.8	1.7	1.8	1.8	1.7
Slovenya	1.2	1.1	1.2	1.2	1.2	1.2	1.1	1.2
İspanya	2.2	2	2.2	2.1	2.1	2.1	2	1.9
İsveç	2.5	2.8	2.7	2.5	2.4	2.4	2.5	2.5
İsviçre	2.2	2.1	2	2.1	2	1.9	1.9	2
Türkiye	1.6	1.6	1.7	1.7	1.6	1.6	1.7	1.9
Birleşik Krallık	2	2	1.9	1.7	1.8	...	...	...
ABD	3.4	3.3	3.2	3.1	3	2.9	2.9	2.7

Kaynak: OECD.Stat/Aile Veritabanı,/(<https://stats.oecd.org/Index.aspx?QueryId=68244#>)

Yapılan alıřmalar ve veriler son 30 yılda dnyada bořanma oranlarında ciddi artıřlar yařandığını, bu artıřın bařında ABD'nin olduėu grlmektedir. Arařtırmalar ABD'de ilk defa ve yeni evliliklerin en az yarısının bořanma ile sonulandıđını gstermektedir. Geliřmiř batılı lkelerde ailenin paralanması, bořanma, tek ebeveynlik, aile ii bađların zayıflığı, akrabalık ve komřuluk iliřkilerinde oluřan sorunlar, bađımlılık yapan madde kullanımlarındaki artıř, bireyselleřme eđilimleri, artan refah dzeyi, ařırı tketim eđilimleri, eřlerin ekonomik bađımsızlıđını kazanması gibi faktrlerin etkisiyle evliliklerin bořanma ile sonulandıđı belirtilmektedir (Sezgin vd., 2009: 29).

1.3.2.Trkiye'de Bořanma Oranları

TİİK veri tabanından elde edilen 2004-2019 yıllarına ait Trkiye'deki evlenme ve bořanma gstergeleri Tablo 3'de yer almaktadır. Tablo 3'den de grldđ gibi bořanma sayısında yařanan artıřlar bořanma oranının seyrinde de artıřa yol amaktadır. Diđer yandan evlenme sayısında son yıllarda ciddi azalmalar yařanmıř olması belli bir yıl iinde her 1000 nfus bařına dřen evlenme sayısını ifade eden kaba evlenme oranının seyrinin de dřtđn gstermektedir. 2004 yılında 615 357 ift evlenirken 91 022 ift bořanmıřtır. 2004 yılında evlenme oranı (binde) 9.1 iken bořanma oranı (binde) 1.35 olarak gerekleřmiřtir. Dnya verilerine bakıldığında Trkiye'nin diđer lkelere gre bořanma oranının daha dřk olduėu grlmektedir. En yksek evlenme sayısı 2008 yılında 641 973 ift iken en yksek evlenme oranı (binde) 2005 yılında 9.37'dir. En dřk evlenme sayısı 2019 yılında 542 314 ift iken en dřk kaba evlenme oranı (binde) da 2019 yılında 6.57 olarak gzlemlenmektedir (TİİK).

21. yzyılda meydana gelen ekonomik, sosyal, psikolojik vb. sorunlar aile yapılarında zedelenmelere neden olmakla birlikte evlenme olgusunda azalmaya yol atığı gibi bořanma olgusunda da istikrarlı artıřlara neden olmaktadır. Bunun birok nedeni olabilmektedir. rneđin 2001 ekonomik krizi, 2008 kresel finansal krizi gibi krizlerin ekonomiler zerinde oluřturduėu dengesizlikler ve gelirden yařanan sıkıntı ayrıca 2018 yılında yařanan kur řoku ile Trkiye ekonomisinde geliřen daralmayla birlikte iřsizlik ve yoksullukta da ciddi artıřlar grlmektedir (řanlı, 2021: 117). Ekonomik olarak sıkıntıya giren bireyler evlenmekten

vazgeçmekte hatta evin geçimini çoğu kez sağlayamadıkları için boşanma yoluna başvurmaktadır. Yaşanan krizlerin etkisiyle insanların satın alma gücü, geliri ve aynı zamanda yaşam kalitesi düşmekte ve işsizliğin yükselmesi ile birlikte insanlar kendilerini çevreden soyutlayarak yalnızlığa mahkûm etmektedirler.

Tablo 3 incelendiğinde en yüksek boşanma sayısı 2019 yılında 156 587 çift iken belirli bir yıl içinde her 1000 nüfus başına düşen boşanma sayısını veren en yüksek kaba boşanma oranı (binde) 1.9 olarak 2019 yılında gerçekleşmiştir. Bunun muhtemel sebebi 2018 yılında meydana gelen kur şoku olabilmektedir. Ülke parasının değer kaybetmesiyle meydana gelen ekonomik sıkıntı, geçim sıkıntısı ve işsizlik vb. durumlar ile yaşam statüsü düşen kişilerin ailelerinin ihtiyaçlarının karşılanamaması böylece aile bireyleri arasında yaşanan anlaşmazlıklar sonucu ailede oluşmaya başlayan yıkım boşanma oranlarının artışına cevap niteliği oluşturmaktadır (Şanlı , 2021, s. 117). En düşük boşanma sayısı 2004 yılında 91 022 çift iken en düşük kaba boşanma oranı (binde) 1.35 olarak 2004 yılında gerçekleştiği görülmektedir. 90'lı yılların başlarından itibaren artma eğiliminde olan boşanma hızını engelleyici çalışmaların yapılması gerekmekte aksi takdirde boşanma olgusu Türkiye için giderek hem sosyal hem de toplumsal bir sorun oluşturmaktadır (TÜİK).

Tablo 3: Türkiye Nüfusundaki Evlenme ve Boşanma İstatistikleri(2004-2019)

Yıllar	Evlenme	Kaba Evlenme	Boşanma	Kaba Boşanma
	Sayısı	Hızı (‰)	Sayısı	Hızı (‰)
2004	615 357	9.1	91 022	1.35
2005	641 241	9.37	95 895	1.4
2006	636 121	9.18	93 489	1.35
2007	638 311	9.1	94 219	1.34
2008	641 973	9.04	99 663	1.4
2009	591 742	8.21	114 162	1.58
2010	582 715	7.97	118 568	1.62
2011	592 775	7.99	120 117	1.62
2012	603 751	8.03	123 325	1.64
2013	600 138	7.88	125 305	1.65
2014	599 704	7.77	130 913	1.7
2015	602 982	7.71	131 830	1.69
2016	594 493	7.5	126 164	1.59
2017	569 459	7.09	128 411	1.6
2018	554 389	6.81	143 573	1.76
2019	542 314	6.57	156 587	1.9

Kaynak: TÜİK,2021

1.4 TÜRK MEDENİ KANUNUN'DA BOŞANMA SEBEPLERİ

I. Zina

TMK Madde161- “Eşlerden biri zina ederse, diğer eş boşanma davası açabilir. Davaya hakkı olan eşin boşanma sebebini öğrenmesinden başlayarak altı ay ve her hâlde zina eyleminin üzerinden beş yıl geçmekle dava hakkı düşer. Affeden tarafın dava hakkı yoktur. ”

II. Hayata kast, pek kötü veya onur kırıcı davranış

TMK Madde 162- “Eşlerden her biri diğeri tarafından hayatına kastedilmesi veya kendisine pek kötü davranılması ya da ağır derecede onur kırıcı bir davranışta bulunulması sebebiyle boşanma davası açabilir. Davaya hakkı olan eşin boşanma sebebini öğrenmesinden başlayarak altı ay ve her hâlde bu sebebin doğumunun üzerinden beş yıl geçmekle dava hakkı düşer. Affeden tarafın dava hakkı yoktur. ”

III. Suç işleme ve haysiyetsiz hayat sürme

TMK Madde 163- “Eşlerden biri küçük düşürücü bir suç işler veya haysiyetsiz bir hayat sürer ve bu sebeplerden ötürü onunla birlikte yaşamayı diğer eşten beklenemezse, bu eş her zaman boşanma davası açabilir. ”

IV. Terk

TMK Madde 164- “Eşlerden biri, evlilik birliğinden doğan yükümlülüklerini yerine getirmemek maksadıyla diğerini terk ettiği veya haklı bir sebep olmadan ortak konuta dönmediği takdirde ayrılık, en az altı ay sürmüş ve bu durum devam etmekte ve istem üzerine hâkim veya noter tarafından yapılan ihtar sonuçsuz kalmış ise; terk edilen eş, boşanma davası açabilir. Diğerini ortak konutu terk etmeye zorlayan veya haklı bir sebep olmaksızın ortak konuta dönmelerini engelleyen eş de terk etmiş sayılır. ”

V. Akıl Hastalığı

TMK Madde 165- “Eşlerden biri akıl hastası olup da bu yüzden ortak hayat diğer eş için çekilmez hâle gelirse, hastalığın geçmesine olanak bulunmadığı resmî sağlık kurulu raporuyla tespit edilmek koşuluyla bu eş boşanma davası açabilir. ”

VI. Evlilik birliğinin sarsılması

TMK Madde 166- “Evlilik birliği, ortak hayatı sürdürmeleri kendilerinden beklenmeyecek derecede temelinden sarsılmış olursa, eşlerden her biri boşanma davası açabilir. Yukarıdaki fıkra da belirtilen hâllerde, davacının kusuru daha ağır ise, davalının açılan davaya itiraz hakkı vardır. Bununla beraber bu itiraz, hakkın kötüye kullanılması niteliğinde ise ve evlilik birliğinin devamında davalı ve çocuklar bakımından korunmaya değer bir yarar kalmamışsa boşanmaya karar verilebilir. Evlilik en az bir yıl sürmüş ise, eşlerin birlikte başvurmaları ya da bir eşin diğerinin davasını kabul etmesi hâlinde, evlilik birliği temelinden sarsılmış sayılır. Bu hâlde boşanma kararı verilebilmesi için, hâkimin tarafları bizzat dinleyerek iradelerinin serbestçe açıklandığına kanaat getirmesi ve boşanmanın malî sonuçları ile çocukların durumu hususunda taraflarca kabul edilecek düzenlemeyi uygun bulması şarttır. Hâkim, tarafların ve çocukların menfaatlerini göz önünde tutarak bu anlaşmada gerekli gördüğü değişiklikleri yapabilir. Bu değişikliklerin taraflarca da kabulü hâlinde boşanmaya hükümlenir.

Bu hâlde tarafların ikrarlarının hâkimi bağlamayacağı hükmü uygulanmaz. Boşanma sebeplerinden herhangi biriyle açılmış bulunan davanın reddine karar verilmesi ve bu kararın kesinleştiği tarihten başlayarak üç yıl geçmesi hâlinde, her ne sebeple olursa olsun ortak hayat yeniden kurulamamışsa evlilik birliği temelden sarsılmış sayılır ve eşlerden birinin istemi üzerine boşanmaya karar verilir (TMK/4721 m. 161-166).”

Türk Medeni Kanunu’nun 4721 sayılı kanunu gereğince maddeler de yer alan pek çok boşanma sebebi bulunmaktadır. Aile birliğini sarsan nedenler arasında her ne kadar ekonomik faktörler ön planda gibi görünse de eşlerin kendi aralarında yaşadığı pek çok sıkıntı göz ardı edilmemelidir. Bu tür sıkıntılar bireyleri psikolojik, sosyolojik ve ekonomik yönden sarsabilir. Açılan boşanma davaları bireyleri olduğu kadar süreç itibarıyla her ne kadar bireylerin ailelerini, akrabalarını ve çocuklarını etkiliyor olsa da toplumun en temel kurumu olan ailenin bozulması toplumu da olumsuz etkileyebilmektedir. Devlet tarafından ailenin bütünlüğünü sağlayacak aile politikaları geliştirilmesi gerekebilir. Özellikle zina, haysiyetsiz hayat sürme, çok eşlilik, onur kırıcı davranışlar, terk gibi durumlar şiddetli geçimsizlik durumu altında gizlenmeye çalışılabilmektedir. Bu gibi durumlarda artık o aile içerisinde yaşamaya tahammül edemeyen birey boşanma yoluna gidebilir.

Makroekonomik değişkenlerin boşanma oranı üzerindeki etkileri ile ilgili literatürde yapılan az sayısı da çalışma bulunmaktadır. Bunlardan bazıları South (1985), Jensen ve Smith (1990), Jalovaara (2003), Topbaş ve Kurt (2007), Sandalcılar (2012), Alola Arikewuyo vd. (2019) ‘dur. Böylece ikinci bölümde yer alan literatür taraması kısmında makroekonomik değişkenlerin boşanma üzerine etkilerini inceleyen çalışmalara yer verilmektedir.

İKİNCİ BÖLÜM

LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Tez çalışmasının konusu “Türkiye’de bölgeler arası boşanma oranlarının panel veri analizi ile incelenmesi” olduğundan literatür araştırması yapılırken boşanma oranını ekonomik boyutta ele alan çalışmalara yer verilmiştir. Bu bakımdan literatür araştırması iki alt başlıkta incelenmiştir. Bu başlıklar Dünya ve Türkiye üzerine yapılan çalışmalardan oluşmaktadır.

Literatürde boşanma oranları ile bazı makroekonomik değişkenler arasında çeşitli çalışmalar yapılmıştır. Yapılan çalışmaların çoğunluğunda boşanma oranları ile bazı makroekonomik değişkenler arasında doğru yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğu çok sayıda çalışma ile ortaya konmuştur. Bu çalışmalardan bazıları South (1985), Kraft (2001), Bentzen ve Smith (2002), Svarer (2002), Huang (2003), Jalovaara (2003), Topbaş ve Kurt (2007), Roy (2010), Alola Arikewuyo vd. (2019), Bayrak (2019), Koç (2019)’dır.

Bunun yanında boşanma oranları ile bazı makroekonomik değişkenler arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif ilişkili az sayıda çalışma olduğu da tespit edilmiştir. Bu çalışmalar Jensen ve Smith (1990), Raeymaeckers vd. (2006), Sandalcılar (2012), Schaller (2013) ve González-Val ve Marcén (2016)’dır.

Boşanma oranını makroekonomik boyutta ele alan çalışmalar incelendiğinde Bölümde Dünya’da yapılan çalışmalara ve Türkiye için yapılan çalışmalara yer verilmiştir.

2.1. DÜNYA'DA YAPILAN ÇALIŞMALAR

South (1985) çalışmasında, 1947-1979 yılları arası ABD'de işsizlik oranı, boşanma oranı, kadınların işgücüne katılım oranı ve 20-29 yaş grubu yüzdesi değişkenleri arasındaki ilişkiyi regresyon analizi kullanarak incelemiştir. Çalışmada boşanma oranının, kadınların işgücüne katılım oranı ve 20-29 yaş yüzdesi ile pozitif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğunu bulmuştur. Boşanma ile ekonomik şartlar arasındaki ilişkinin kabul gören durumun aksine, boşanma oranı ile işsizlik oranı arasındaki korelasyon katsayısı pozitif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu tespit etmiştir.

Jensen ve Smith (1990), 1979-1985 yılları arası Danimarka'da 16504 evli çift üzerinde yaptığı çalışmasında, işsizlik oranı ile evlilik birliğinin bozulma olasılığı üzerindeki etkisini panel veri analizi ile incelemiştir. Çalışmada işsizliğin her iki eş için olası etkilerini hesaba katarak oluşturulan dinamik modellerde evliliğin istikrarını bozduğu tespit etmiştir. Diğer taraftan erkek işsizliğinin boşanma olasılığı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olduğunu ancak kadın işsizliğinin boşanma üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olmadığı ortaya koymuştur. Ayrıca eğitim, yaş, çocuk sayısı, ikametgâh yeri, eşlerin sağlığı ve ekonomik faktörler gibi değişkenlerinde boşanma olasılığının belirlenmesinde önemli rol oynadığı sonucuna ulaşmıştır.

Parkman (1992), 1979 yılı için ABD'de 1978 yılında bir kadının iş gücüne dahil olup olmadığını kukla değişken olarak tanımlamış ve yaş, eğitim, kocanın kazancı, ırk, çocukların sayısı ve yaşları, ailenin SMSA'da yaşayıp yaşamadığı ve güney için bölgesel değişkenler, batı ve kuzey merkez eyaletleri, tek taraflı boşanma tüzüğünün bulunduğu eyaletler, tek taraflı boşanma statüsüne sahip bir eyalette ikamet ve tanımlayıcı demografik değişkenler (evli kadının yaşı, ırkı ve eğitimi) arasındaki ilişkiyi logit model ile incelemiştir. Çalışmada, tek taraflı boşanmanın olduğu eyaletlerde kadınların işgücüne katılım oranında da artışa neden olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Nakonezy vd. (1995), 1950-1990 yılları arası ABD’de 50 eyalet için boşanma oranı, eğitim, ortalama aile geliri, dindarlık ve kusursuz boşanma yasası arasındaki ilişkiyi bağımlı t testi, çoklu regresyon ve kovaryans analizi (ANCOVA) ile incelemişlerdir. Çalışmada, kusursuz boşanma yasasının 50 eyalette boşanma oranları üzerinde önemli bir olumlu etkisi olduğunu belirtmiştir. Ortalama aile gelirinin boşanma oranındaki değişimin tek önemli belirleyicisi olduğunu ve ortalama aile geliri arttıkça boşanma oranında artmakta olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Lester (1996), 1950-1985 yılları arası on iki ülke için işsizlik oranları, doğum, evlilik ve boşanma oranları arasındaki ilişkiyi zaman serisi analizi ile incelemiştir. Çalışmada, on iki ülkenin on birinde işsizlik ve evlilik oranı arasında negatif bir ilişki olduğunu ve bunun korelasyon analizinde altı ülkede ve regresyon analizinde beş ülkede önemli ölçüde olduğunu tespit etmiştir. İşsizlik oranı on bir ülkenin dokuzunda boşanma oranıyla pozitif ilişkili olduğu ve bunun korelasyon analizinde yedi ülkede ve regresyon analizinde üç ülkede önemli ölçüde olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Ruggles (1997), 1880-1990 yılları arası ABD’de boşanma, ayrılma ve yerel işgücü piyasası (1940’ta 20-59 yaş arası tüm kişiler için cinsiyet, ırk, ücret, tarım dışı istihdam) arasındaki ilişkiyi regresyon analizi ile incelemiştir. Çalışmada kadınların işgücüne katılımındaki artış ve tarım dışı istihdamdaki artışın, boşanma ve ayrılığın artmasıyla yakından ilişkili olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Seitz (1999), 1979-1992 yılları arası ABD’de evli, yeniden evlenmiş, bekâr ve boşanmış kadınlar ile işgücü piyasası kararlarındaki ilişkiyi panel veri analizi ile incelemiştir. Çalışmada, zaman içinde tüm evli kadınların istihdam oranlarındaki toplam değişimin önemli bir kısmının, nüfustaki yeniden evlenen kadın sayısındaki artıştan kaynakladığı sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca bekâr beyaz kadınların, boşanmış kadınlardan önemli ölçüde daha yüksek işgücüne katılım oranlarına ve çalışma saatlerine sahip olduğunu tespit etmiştir.

Boheim ve Ermisch (2001), 1991-1998 yılları arası İngiltere’de 5500 hane halkının gelir, işgücü piyasası davranışı, barınma koşulları, eğitim, sağlık, hane halkı pozisyonları, hanelerde meydana gelen değişiklikler (örn: istihdam, hane üyeliği, her gelir kaynağının makbuzu), yaşam boyu evlilik, birlikte yaşama, doğurganlık, büyük istihdam geçişleri değişkenleri arasındaki ilişkiyi probit regresyon model ile incelemişlerdir. Çalışmada, mali durumdaki olumlu bir sürprizin boşanma olasılığını önemli ölçüde azalttığını, olumsuz sürprizlerin ise boşanma olasılığını arttırdığını tespit etmişlerdir. Bunun yanında kocanın kazancının boşanma riskini azalttığını ancak eşin kazancındaki beklenmedik artışların boşanma olasılığı riskini artırdığını tespit etmişlerdir.

Kraft (2001), 1987-1996 dönemleri arası Almanya’da 39959 çift üzerine yaptığı işsizlik oranı ve boşanma oranı arasındaki ilişkiyi panel veri analizi ile incelemiştir. Çalışmada birkaç ay süren işsizliğin sonucunda eşlerin ayrılma olasılığının önemli ölçüde artırdığı sonucuna ulaşmıştır.

Bentzen ve Smith (2002), 1948-1998 yılları arası ABD ve Danimarka’da işsizlik oranı, boşanma oranı ve kadın işgücüne katılım oranları arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik ve VAR modeli ile analiz etmişlerdir. Çalışmada ABD’de erkek işsizliğinin boşanma oranı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir Granger nedeni olduğu ancak Danimarka için erkek işsizliğinin boşanma oranı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir Granger nedeni olmadığını tespit etmiştir. Ayrıca boşanma oranlarından işsizlik değişkenine doğru bir etki olduğu ve boşanma oranının kadın işgücüne katılım oranından etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuca göre kadınların işgücüne katılım oranları arttıkça boşanmanın da arttığı görülmekte ve bu sonuç her iki ülke içinde benzer sonuçlar vermektedir.

Svarer (2002), 1980-1995 yılları arası Danimarka’da 7327 çift üzerine yaptığı çalışmada işsizlik oranı, boşanma oranı, eğitim düzeyi ve evlilik oranları arasındaki ilişkiyi regresyon analizi ile incelemiştir. Çalışmada işsizlik oranı ve boşanma oranı arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişkinin olduğunu yani işsizlik artınca boşanmanın da arttığını tespit etmiştir. Evlilik öncesi birlikte yaşamının boşanma riski ile negatif korelasyonlu olduğu tespit edilmiştir. Kocanın eğitim düzeyinin boşanma riski ile negatif korelasyonlu olduğu bulunmuştur. Ayrıca her iki eşinde aynı eğitim düzeyine sahip olduğu bir

çiftin boşanma riskinin daha yüksek olduğu bu da eğitim düzeyinin evlilikte rol oynadığını sonucuna ulaşmıştır.

Huang (2003), 1978-2000 yılları arası Tayvan'da işsizlik, boşanma, evlenme ve gebelik oranları arasındaki ilişkiyi eştümleşme, nedensellik ve VAR analizi ile incelemiştir. Çalışmada değişkenler arası eştümleşme ilişkisi olmadığı sonucuna varılmıştır. VAR analizine göre boşanma oranı ve evlilik oranı işsizlik oranından olumlu etkilenmekte ancak gebe kalma oranının işsizlik oranından olumsuz etkilendiği ve Ağustos ayının en düşük ancak Ocak-Mart dönemi için daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Çalışmada işsizlikten boşanmaya doğru istatistiksel olarak anlamlı tek yönlü bir nedensellik bulunmuştur. Ayrıca işsizlik oranının boşanma oranı üzerinde pozitif etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Jalovaara (2003), 1991-1993 yılları arası Finlandiya'da 766637 çift üzerine yaptığı çalışmada eşlerin istihdam durumu, eğitim, gelir gibi sosyo-ekonomik pozisyonları ve boşanma arasındaki ilişkiyi Poisson regresyon modeli ile analiz etmiştir. Çalışmada ev kadını olan veya çalışan ve kocası çalışan eşlerin evlilikleri nispeten daha istikrarlı olduğu tespit edilmiştir. Bununla birlikte eşlerin eğitim ve gelir düzeyleri dikkate alınsa dahi kocanın, eşin ya da her ikisinin de işsiz olduğu durumda çiftlerin boşanma riskinin yüksek olduğu belirlenmiştir. Ayrıca kocanın yüksek geliri, boşanma riskini azaltmakta yalnız eşin geliri, kocanın gelirini aştığı zaman boşanma riskinin artmakta olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Hansen (2005), 1989-1996 yılları arası Norveç'te 40472 çift üzerine yaptığı araştırmada işsizliğin, evliliğin çözülme riski üzerine etkilerini panel veri analizi ile incelemiştir. Çalışmada iş kaybının boşanma olasılığını arttırdığı, erkeğin iş kaybının etkisinin kadının iş kaybının etkisinden daha fazla boşanma olasılığını arttırdığını tespit etmiştir.

Raeymaeckers vd. (2006), 1992-2002 dönemleri arası Belçika’da 5314 çift üzerinde yaptığı araştırmada evlilik süresi, çocuk sayısı, yaş, cinsiyet, evlilik yaşı, evlilik öncesi birlikte yaşama, uyruk, bölge, eğitim, finansal kaynaklar gibi değişkenler arasındaki ilişkiyi panel veri analizi ile incelemiştir. Çalışmada hem eşi hem de kocası çalıştığında veya işsiz olduğunda, eşit eğitim düzeylerine sahip olduğunda ve benzer finansal kaynaklara erişime sahip olduğunda boşanma olasılığının azalacağı sonucuna ulaşmıştır.

Rege, Telle ve Votruba (2007), 1992-2005 yılları arası Norveç’de yaptıkları çalışmada gelir, servet, eğitim yılı, mevcut istihdam durumu, istihdam endüstrisi, medeni durum, çocuk sayısı, cinsiyet, yaş, eş tanımlayıcı, evlilik zamanı, Norveç’in refah programlarından herhangi birine katılım göstergeleri, yerleşim yeri, belediye ve mahalle için coğrafi tanımlayıcılar değişkenlerini ele alarak fabrikanın kapatılmasının boşanma üzerindeki etkisini panel veri analizi ile incelemiştir. Çalışmada eşin istihdam tesisindeki fabrikanın kapatılması dolayısıyla eşin işsiz kalmasının boşanma olasılığını önemli ölçüde artırdığını tespit etmişlerdir. Ancak fabrikanın kapanmasının boşanma üzerindeki etkisinin kazançlardaki beklenmedik düşüşten kaynaklanmadığını ortaya koymuşlardır. Fabrikanın kapatılması, işçilerin gelecekteki kazançlarında oluşacak önemli düşüşlerle ilişkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bununla birlikte eşin maaş elde eden geleneksel bir rolü yerine getirmemesi durumunda çekiciliğinin azaldığını rol teorileriyle tutarlı bulunmuştur.

Kawata (2008), 1958-2006 yılları arası Japonya’da işsizlik oranları, boşanma oranları, suç işleme oranları ve çalışma saati değişkenleri arasındaki ilişkiyi zaman serisi ve yatay kesit verilerini kullanarak OLS yöntemiyle incelemiştir. Sahte regresyon ilişkisi ile karşı karşıya kalmamak için değişkenler birim kök testi ve eştümleşme analizine tabi tutulmuştur. Çalışmada işsizlik oranı ve boşanma oranı arasında pozitif korelasyonun varlığını tespit edilmiştir. İşsizliğin boşanma üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Blekesaune (2008), 1991-1995 yılları arası İngiltere’de evli ve evlilik dışı birlikte yaşayan 3586 çift üzerine yaptığı araştırmasında işsizlik oranı ve aile yapısındaki ilişkiyi ayrık zamanlı Cox regresyon modeli kullanarak analiz etmiştir. Çalışmada, kısa ve uzun dönemli analizlerde işsizliğin her çeşidinin çiftler arasında probleme neden olduğunu bulgusuna ulaşmıştır. Ayrıca işsiz erkek ve işsiz kadının ailedeki çözülme üzerine etkisinin aynı olduğunu ortaya koymuştur. Kadınlar arasında düşük finansal memnuniyetin, evliliğin dağılması riskinin artmasıyla güçlü bir şekilde ilişkili olduğunu tespit etmiştir.

Roy (2010), 2001-2007 yılları arası Avustralya’da 6657 evli ve evlilik dışı yaşayan çiftler üzerine yaptığı çalışmada işsizlik oranında meydana gelen değişimlerin boşanma olasılığı üzerindeki etkilerini panel veri analizi ile incelemiştir. Çalışmada, kadınlardaki işsizlik oranının artması, birlikte yaşayan çiftler üzerinde boşanmayı artırırken, evli çiftler arasında boşanma üzerine bir etkiye sahip olmadığı sonucuna varmıştır. Bunun nedeninin evli çiftler ve birlikte yaşayan çiftlerin oluşabilecek bir boşanma durumunda yüklendikleri maliyetlerinde değişiklik göstereceği olasılığının olduğu böylece işsizlik durumunun bireyleri etkileyeceği sonucuna ulaşmıştır.

Amato ve Beattie (2011), 1960-2005 yılları arası Columbia’da 50 eyalet için işsizlik ve boşanma arasındaki ilişkiyi panel veri analizi ile incelemişlerdir. Çalışmada analiz edilen dönemde işsizlikte meydana gelen artışın boşanma oranını arttırdığını ve oluşan ekonomik sıkıntılar sonucunda aile birliğinin bozulduğunu tespit etmişlerdir. 1980 yılından sonra ise boşanma oranının işsizlik oranı üzerinde negatif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu tespit etmiştir. Bu bulgular yüksek işsizlik oranlarının olduğu zamanlarda değişmeyen devlet özellikleri ve dönem eğilimleri dışında boşanma maliyetlerinden dolayı kişilerin boşanmaktan vazgeçtiği ve boşanma oranını azalttığı sonucuna ulaşmıştır.

Schaller (2013), 1978-2009 yılları arası ABD’de işsizlik, evlenme ve boşanma arasındaki ilişkiyi regresyon analizi ile incelemiştir. Çalışmada, genel işsizlik oranının hem evlilik hem de boşanma oranları ile negatif korelasyonlu olduğunu tespit etmiştir. Oluşabilecek bir işsizlik şokunun evlilik üzerindeki etkisinin kalıcı olduğunu, boşanma üzerindeki etkisinin ise geçici olduğu sonucuna varmıştır.

Zhang, Wang ve Zhang (2014), 2000-2011 yılları arası Çin’de 31 il için kentleşme, işsizlik oranı, boşanma oranı, kişi başına yatırım, yaşlılığa bağımlılık oranı, ortalama hane büyüklüğü, yüzen nüfus, nüfus yoğunluğu oranı, ortalama eğitim kazanımları gibi demografik ve ekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi panel veri analizi ile incelemişlerdir. Çalışmada kentleşmenin artan boşanma oranı üzerinde önemli etkisi gözlenmemiştir. Daha yüksek bir işsizlik oranının daha düşük boşanma oranlarına yol açtığını ve Çin’in boşanma oranının döngüsel olduğunu göstermiştir. Ayrıca kişi başına yatırımın, yaşlılığa bağımlılık oranının, ortalama hane büyüklüğünün, süre gelen nüfus ve nüfus yoğunluğunun oranına ve ortalama eğitim kazanımının boşanma oranı üzerinde negatif korelasyonuna da sahip olduğu sonucuna varılmıştır.

González-Val ve Marcén (2015), 1998-2013 yılları arası İspanya’da 50 eyalet üzerine yaptıkları çalışmada işsizlik, evlilik, boşanma, demografik ve coğrafi değişkenler arasındaki ilişkiyi regresyon analizi ile incelemişlerdir. Çalışmada, işsizlik oranı ve evlilik oranı arasında negatif bir ilişki gözlemlenirken işsizlik oranı ve boşanma arasında ilişki farklılıklar göstermiştir. İç bölgelerde boşanma oranı işsizlik oranı arttığında artarken, kıyı bölgelerindeki boşanma oranı, işsizlik oranının aynı hızla azalmakta olduğunu tespit etmişlerdir.

González-Val ve Marcén (2016), 1991-2002 yılları arası 29 Avrupa ülkesinde boşanma oranı, işsizlik oranı, erkek işsizlik oranı, kişi başına GSYH ve kadın işgücüne katılım oranı (ayrıca analizlerde ülkelerin AB'ye üye olma, Euro kullanmaya başladıkları dönemi ve boşanma hukukunda yapılan reformları dikkate almışlardır) arasındaki ilişkiyi panel veri analizi ile incelemişlerdir. Çalışmada, işsizlik oranı ile erkek işsizlik oranında oluşacak artışların çiftleri boşanmaktan alıkoyduğu sonucuna varmıştır. Model tanımlamalarında elde ettikleri sonuçlarda kişi başına GSYH katsayısını istatistiksel olarak anlamsız olduğunu tespit etmiştir.

Alola, Arikewuyo vd. (2019), 1995-2016 yılları arası OECD ülkelerinin (33 OECD'ye üye (3'ü hariç) ülke) GSYH, işsizlik, boşanma ve evlenme oranları değişkenleri arasındaki ilişkiyi panel veri analizi ile incelemişlerdir. Çalışmada, erkek işsizlik oranı uzun vadede ne kadar yükseğe boşanmanın o kadar yüksek olduğunu diğer taraftan kadın işsizliğindeki artışın boşanma oranında düşüşe yol açtığı sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca ekonomik büyüme sonucunda boşanma oranlarının azaldığı ve evlilik oranlarının boşanma oranlarını etkilemediğini tespit etmişlerdir.

2.2. TÜRKİYE'DE YAPILAN ÇALIŞMALAR

Topbaş ve Kurt (2007) çalışmalarında, 1970-2005 yılları arası Türkiye'de işsizlik oranı, boşanma oranı, geçimsizlik nedeniyle boşanma sayısı, terk nedeniyle boşanma sayısı arasındaki ilişkiyi VAR analizi ile incelemişlerdir. Çalışmada işsizliğin, boşanmanın anlamlı bir Granger nedeni olduğu sonucuna ulaşmışlardır. İşsizlik ve terk etme nedeniyle boşanma sayısı arasında bir ilişkinin olmadığı ancak işsizlikten geçimsizlik nedeniyle boşanmaya doğru anlamlı bir nedenselliğin olduğunu tespit etmişlerdir. İki boşanma nedeninin toplamından oluşan, ekonomik nedenlerle boşanma sayısı ile işsizlik arasında da anlamlı bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Nedenlerine bakılmaksızın işsizliğin, toplam boşanma sayısının istatistiksel olarak anlamlı bir Granger nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Yılmaz (2011), Gaziantep ilinde ikamet eden çeşitli meslek gruplarına mensup, çalışan, çalışmayan ve boşanmış bireyleri ele alarak boşanmaya neden olan faktörleri anket çalışması ile incelemiştir. Çalışmada katılımcıların %59.6'lık kısmı bayanlardan ve %40.4'lük kısmı erkeklerden oluştuğunu saptamıştır. Bu kişilerin %57.8'i boşanmış ve %42,2'lik kısmı ikinci evliliklerini yapmış olduğu bulunmuştur. Araştırmaya katılanların %72.6'lık kısmının çalışmakta olduğunu %27.4'lük kısmının ise işsiz olduğunu belirtmiştir. Katılımcıların %62.4'lük kısmı gelir durumunun boşanmayı hızlandıran bir faktör olduğunu ifade ederken geri kalanı için boşanmayı hızlandıran bir kavram olmadığını ifade etmiştir. Ayrıca katılımcıların %64.6'lık kısmında eşlerden birinin işsiz kalmasının boşanma hızına etki etmeyeceği cevabına ulaşılırken %35.4'lük kısmında eşlerden birinin işsiz olmasının boşanmayı artıran bir faktör olduğu saptanmıştır.

Sandalcılar (2012), 2001-2010 yılları arası Türkiye'de 26 bölge üzerine yaptığı çalışmasında işsizlik ve boşanma oranları arasındaki ilişkiyi panel veri analizi ile incelemiştir. Çalışmada kısa ve uzun dönemde Türkiye'de işsizlik ile boşanma arasında negatif yönde nedenselliğin bulunduğunu tespit etmiştir. Bu durum boşanma sonrası eşlerin karşı karşıya kalacağı maddi ve manevi maliyetlerle açıklanmakta olduğu ve işsizliğin boşanmayı pozitif yönde etkilemektedir hipotezinin Türkiye için geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Kutlar, Erdem ve Aydın (2012), 1988-2009 yılları arası Türkiye'de evli kadınlara ait doğurganlık oranı, boşanma oranı, kadınların işgücüne katılım oranı ve ücret endeksi değişkenleri arasındaki ilişkiyi eştümleşme analizi ve Granger nedensellik analizleri ile incelemiştir. Çalışmada, kadınların işgücüne katılma oranı ile boşanma arasında aynı yönlü bir ilişkinin varlığına ulaşılmıştır. Ücret artışı ile boşanma arasında da benzer bir durum olduğunu tespit etmişlerdir. Doğurganlıkla kadın işgücüne katılımı arasında anlamlı bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Benzer bir şekilde doğurganlıkla boşanma arasında da anlamlı bir nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Kadınların işgücüne katılım oranındaki şok bir değişmeye boşanmanın tepkisi pozitif iken, daha sonra negatife dönüşmekte olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Bütün bu değerlendirmelere bakıldığında özellikle kadın işgücüne katılmaları ile boşanmalar arasında doğru yönlü bir ilişki olduğu ortaya konmuştur.

Üçler ve Kızılkaya (2014), 2004-2013 yılları arası Türkiye’de boşanma, kadın istihdam sayısı ve doğum sayısı arasındaki ilişkiyi panel veri analizi ile incelemişlerdir. Çalışmada kadın istihdamı ve boşanma arasında pozitif yönlü bir ilişki, kadın istihdamı ve doğurganlık arasında ise negatif yönlü bir ilişki bulmuşlardır. Elde edilen sonuçlara göre kadın istihdamının boşanmayı arttırdığını ve doğurganlığı azalttığı sonucuna ulaşılmıştır. Bununla birlikte bölgesel farklılıkların olduğu tespit etmişlerdir.

Kutlar vd. (2016), 2004-2013 yılları arasında kaba boşanma oranı, kaba doğurganlık oranı, kadınların iş gücüne katılım oranı, kadınların işsizlik oranı, toplam işsizlik oranı, kişi başına gayri safi katma değer, bölgesel gayri safi katma değerler (tarım sektörü, sanayi sektörü ve hizmet sektörü) arasındaki ilişkiyi panel veri analizi ile incelemiştir. Çalışmada, kaba boşanma oranı ve kaba doğurganlık oranı anlamlı negatif bir korelasyon ilişkisi olduğu ve 13 bölgede kadınların işgücüne katılım oranı ile kaba boşanma oranı arasında pozitif bir korelasyon olduğu sonucuna ulaşılmıştır. 21 bölgede ise kişi başına gayri safi katma değer ile kaba boşanma oranı arasında pozitif korelasyon olduğunu saptamıştır. Ayrıca kaba boşanma oranı ile kişi başına gayri safi katma değer, toplam işsizlik oranı, kadınların işgücüne katılım oranı, bölgeler arasındaki önemli boşanma oranı farklılıklarını temsil eden yapay değişken arasında anlamlı ilişkiler olduğunu tespit etmiştir.

Erkan ve Yamak (2017), 2007-2015 yılları arası Türkiye’de 26 bölgeyi ele alan boşanma, işsizlik, kadın işgücüne katılım oranı, cinsiyete göre eğitim seviyesi ve kişi başı toplam elektrik tüketimi arasındaki ilişkiyi panel veri analizi ile incelemişlerdir. Çalışmada, kadın işgücüne katılımı ve işsizlik oranının boşanma hızını artırdığı yalnız erkek işsizlik oranı ile boşanma arasında ters yönlü bir ilişkinin olduğu sonucuna varılmıştır. Eğitim durumlarına bakıldığında ise Türkiye’de kadın eğitim seviyesindeki artışın boşanma oranlarını artırdığını tespit etmişlerdir. Kişi başı elektrik tüketimi ile boşanma arasında doğru yönlü bir ilişki olduğu saptanmıştır. Ayrıca analiz sonucunda Türkiye’nin doğusu ile batısı arasında önemli ölçüde bölgesel farklılıkların olduğunu ortaya konulmuştur.

Özer ve Topal (2017), 2004-2016 yılları arası Türkiye’de 26 alt bölgeyi ele alan genç işsizlik, suç, göç, intihar ve boşanma arasındaki ilişkiyi panel veri analizi ile incelenmiştir. Çalışmada genç işsizliği suç, göç, intihar ve boşanmalar üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönde etkili olduğu tespit etmişlerdir. Genç işsizliği göç, intihar ve boşanma gibi toplumsal sorunların nedenlerinden biri olduğu ve suç oranları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir nedensellik olmadığı sonucuna varılmıştır.

Aksu (2018), 1980-2015 yılları arası Türkiye’de işsizlik, iktisadi büyüme, suç, boşanma, intihar, GSMH, istihdam ve nüfus değişkenleri arasındaki ilişkiyi ARDL ve nedensellik analizleri ile incelemiştir. Çalışmada işsizlik artışı ile intihar arasındaki ilişkinin pozitif ve işsizlikten intihara doğru bir nedensellik ilişkisi olduğunu tespit etmiştir. İşsizlik ile suç arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu ve aralarında negatif bir ilişki durumunun mevcut olduğunu ortaya koymuştur. İşsizlikten boşanmaya doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmiştir ve aralarında pozitif bir ilişki elde etmiştir. İşsizlik ile GSMH arasında çift yönlü bir nedensellik tespit etmiştir. İşsizlik ve büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. İşsizlik nüfus artışına etki etmekte, işsizlikten nüfus artışına doğru pozitif bir etki olduğu sonucuna varmıştır.

Alptekin (2018), 2004-2013 yılları arası Türkiye’de 26 alt bölgeyi ele alan araştırmasında işsizlik ve boşanma arasındaki ilişkiyi panel veri analizi ile incelemiştir. Çalışmada, işsizlik ve boşanma değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu sonucuna varmıştır.

Kutbay ve Buyrukoğlu (2018), 1974-2016 yılları arası Türkiye’de vergi yükü, intihar, işsizlik ve boşanma arasındaki ilişkiyi regresyon analizi ile incelemişlerdir. Çalışmada vergi yükünden işsizliğe, işsizlikten boşanma ve intihara doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulmuşlardır. Vergi yükünün işsizlik özelinde boşanma ve intihar olaylarına etkisi pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu tespit etmişlerdir. Vergi yükündeki %1 lik bir artışın işsizlik oranını %0.03 oranında arttırdığını ve işsizlik oranındaki %1 lik bir artışın ise boşanmada %0.17’lik artışa yol açacağı sonucuna varmışlardır.

Bayrak (2019), 1980-2017 yılları arası Türkiye’de işsizlik ve boşanma oranları arasındaki ilişkiyi regresyon analizi ile incelemiştir. Çalışmada seriler arasında eştümleşme ilişkisinin olmadığına ancak işsizlik ve boşanma arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğunu tespit etmiştir.

Koç (2019), 1930-2018 yılları arası Türkiye’de işsizlik ve boşanma oranları arasındaki ilişkiyi regresyon analizi ile incelemiştir. Çalışmada işsizlik oranları ile boşanma oranları arasında uzun dönemli ve pozitif yönlü bir ilişki olduğunu tespit etmiştir.

Literatürdeki çalışmalara bakıldığında boşanma oranları ile bazı makroekonomik değişkenler arasında pozitif ilişki ve istatistiksel olarak anlamlı çeşitli çalışma olduğu görülürken, boşanma oranları ve bazı makroekonomik değişkenler arasında ilişkinin negatif olduğunu savunan az sayıda çalışmanın da olduğu gözlemlenmiştir. Tez çalışması kapsamında boşanma olgusunu makroekonomik değişkenlerle olan ilişkisini inceleyen çalışmaların özeti EK-1 ve EK-2’de sunulmuştur.

Literatürde Türkiye’de bölgeler arası boşanma oranları ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi analiz eden sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu tez çalışmasında 2004-2019 yılları arasında Türkiye’de bölgeler arası boşanma oranları ile işsizlik oranları, yoksulluk oranları, kadınların işgücüne 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 işgücüne katılım oranları ve Gini katsayısı arasında bir farklılık olup olmadığı analiz edilerek literatüre katkıda bulunmak amaçlanmıştır.

Bu bölümde boşanma oranını makroekonomik boyutta ele alan çalışmalar özetlenmiştir. Bir sonraki bölümde tez çalışmasında kullanılan ekonometrik metodoloji ile devam edilecektir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

EKONOMETRİK METODOLOJİ

Bu bölümde çalışmada kullanılan ampirik yöntemlere ilişkin teorik çerçeveye yer verilmiştir. Tezin bu bölümü şu şekilde organize edilmiştir: Öncelikle bölümde panel veri kavramı açıklanmış, panel verideki temel kavramlar ele alınmış, panel verinin avantajları ve kısıtlamalarına yer verilmiştir. Ayrıca panel veri modelleri açıklanmıştır ve son olarak panel veri modellerinin tahmin yöntemlerine yer verilmiştir.

3.1. PANEL VERİ KAVRAMI

Ekonomik verilerin hem zaman serileri hem de yatay kesit birleşimi ile kullanımı artık modern ekonometrik uygulamada yaygın bir kullanım haline gelmiştir. Panel veri kavramının ekonometri yazınında çeşitli tanımları yapılmıştır. Bunlardan bazıları; panel veri bireyler, ülkeler, firmalar, hane halkları gibi birimlere ait yatay kesit gözlemlerin, belirli bir dönemde bir araya getirilmesi olarak tanımlanmaktadır (Baltagi, 2005: 1).

Zaman serisi ve yatay kesit verilerin birleştirilmesi ile oluşan verilere longitudinal veri (longitudinal data) veya havuzlanmış veri (pooled data) adı verilmektedir. Bu tür verilerin zaman ve yatay kesit boyutları farklılık gösterebilmektedir. Yatay kesit birimlerin değişmeden aynı kaldığı, bu nedenle zamana göre aynı birimler kümesinin değişimini gösteren havuzlanmış veya longitudinal verilere panel veri adı verilmektedir (Güriş, 2018: 4).

Değişkenlerin zaman birimlerine göre değişimlerini içeren veriler zaman boyutunu oluştururken, zamanın belirli bir noktasında farklı birimlerden toplanan veriler yatay-kesit boyutunu oluşturmaktadır. Zaman boyutuna sahip yatay kesit veriler diğer bir ifadeyle panel veriler kullanılarak oluşturulan panel veri modelleri yardımıyla ekonomik ilişkilerin tahmin edilmesi işlemine panel veri analizi adı verilir ve genel olarak eşitlik 1.1'deki gibi gösterilir (Tatoğlu, 2013: 1-3):

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{kit}X_{kit} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (1.1)$$

Eşitlik 1.1 de verilen denklemde Y : bağımlı değişkeni, α :sabit terimi, β : eğim parametresini, X_k : bağımsız değişkenleri ve u : hata terimi ifade etmektedir. Ayrıca yatay kesit verilerini belirten Y_i alt indisindeki i : birimleri (birey, firma, şehir, ülke gibi) ve zaman serisi verilerini belirten Y_t alt indisindeki t : zamanı (gün, ay, yıl gibi) belirtmektedir.

3.2. PANEL VERİDE TEMEL KAVRAMLAR

Bu bölümde ekonometri dizininde genellikle kullanılan temel kavramlar belirtilecektir.

3.2.1. Dengeli ve Dengesiz panel veri

Her bir kesitsel birim aynı sayıda zaman serisi gözlemine sahipse böyle bir panel dengeli bir panel olarak tanımlanmaktadır. Aksine gözlem sayısı panel üyeleri arasında farklılık gösteriyorsa böyle bir panel dengesiz panel olarak tanımlanmaktadır (Gujarati, 2003: 640).

3.2.2. Birim etki - Zaman etkisi

Panel veri birçok birimin bir araya gelmesi ile oluşmaktadır ve her bir birimin kendine özgü özellikleri mevcut olabilmektedir. Birimlerin özelliklerini yansıtan değişkenlere ‘birim etki’ denilmektedir. Birim etkili model;

- 1) Eğim katsayıları sabittir ve kesişim bireylere göre değişmektedir.

$$Y_{it} = a_i^* + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad , \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

Panel veride birimlerin yanında zaman boyutu da yer almaktadır ve her bir zaman diliminin kendine özgü özellikleri de mevcut olabilmektedir. Bu zaman özelliklerini yansıtan değişken ‘zaman etkisi’ denilmektedir. Zaman etkisi modeli:

- 2) Zaman etkisi modeli birimlere göre sabit ve zamana göre değişen bir değişkendir. Yalnız eğim katsayılarının sabit ve kesişim bireylere ve zaman göre değişiyor ise bu model birim ve zaman etkili model olarak adlandırılmaktadır (Hsiao, 2014: 15 ; Tatoğlu, 2013: 5).

$$Y_{it} = a_{it}^* + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad , \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

3.2.3. Heterojenlik

Panel veriler bireyler, firmalar, devletler, ülkeler vb. ile ilgili olduğundan zamanla bu birimlerde heterojenlik mutlak suretle olmakta fakat bu genellikle gözlenememektedir. Panel veri tahmin teknikleri bireye özgü değişkenlere izin vererek bu tür heterojenliği açıkça hesaba katabilmektedir (Gujarati, 2003: 637).

Kesitsel ve zaman serisi birimleri arasında var olan ancak dahil edilen açıklayıcı değişkenler tarafından yakalanamayan bireysel ve zamana özgü etkilerin göz ardı edilmesi, model spesifikasyonunda parametre heterojenliğine neden olmaktadır. Ayrıca heterojenliği hesaba katmamak ilgili parametrelerin tutarsız veya anlamsız tahminlerine yol açabilmektedir. Panel veri analizinin odak noktası, ortak parametreler üzerinde geçerli çıkarım elde etmek için gözlemlenemeyen heterojenliğin etkisinin nasıl kontrol edileceğidir. Bunu yapmanın yolu gözlemlenemeyen heterojenliğin bireye özgü ve zamanla değişmez olduğu varsayıldığında, sonuç değişkeni üzerindeki bu bireye özgü etki, ya açıklayıcı değişkenlerle değişmez olabilir ya da açıklayıcı değişkenlerle etkileşime girebilir (Hsiao, 2014: 11).

3.2.4. Birimler Arası Korelasyon

Birimler arası korelasyon, literatürde “*yatay kesit bağımlılık*” yada “*uzamsal korelasyon*” olarak da bilinmektedir. Panel veri modelinin her bir birimi için hesaplanan hata terimleri arasında korelasyon olduğunu ifade etmektedir. Birçok panel veri çalışmasında, dışlanan değişkenlerin (birim ve/veya zaman) etkilerinin yatay kesit birimler boyunca birbirinden bağımsız dağıldığı varsayılmaktadır. Eğer panel verideki birimler tesadüfi olarak çekilmişlerse (çalışılan birim boyutu birey, firma gibi ise) bu doğru bir yaklaşım olabilmektedir; çünkü bu durumda birimler arası korelasyon çok önemli olamamaktadır. Fakat bazen, birimler arasındaki korelasyon göz ardı edilememektedir; özellikle ülkeler, bölgeler, eyaletler ve şehirler gibi birimlerle çalışıldığında birimler arası korelasyonla karşılaşılması beklenebilmektedir. Bu durumda doğru modeli kurabilmek için, birimler arası korelasyonun varlığı test edilmeli eğer varsa tahmin aşamasında ona göre önlemler alınmalıdır. Birimler arası korelasyon genelde uzamsal (spatial) etkiler, bir birimden taşan etkiler yada gözlenemeyen faktörler sebepleriyle meydana gelmektedir (Tatoğlu, 2013: 9).

3.3.PANEL VERİ MODELİNİN AVANTAJLARI VE KISITLAMALARI

Ekonometrik analizlerde panel verinin kullanmanın zaman serisi verisi ve yatay kesit verisi kullanımına göre bazı avantajları ve kısıtlamaları vardır.

3.3.1. Panel Verinin Avantajları

Panel veri kullanımının ekonometrik tahminler için sağladığı bazı avantajlar aşağıda sıralanmıştır:

Yatay-kesit ve zaman serisi kullanımları ekonometrik araştırmalar da iktisat teorisinin öngördüğü kuralların izin verdiği ölçüde kullanılabilir. Araştırmalarda zaman serisi ve yatay kesit analizlerinde zamana ve birimlere göre değişim ayrı ayrı incelenmektedir. Bu durum karmaşık karşılaştırmalara yol açabilmektedir (Güriş, 2018: 3). Panel veri bu karmaşıklığı ortadan kaldırarak farklı bir bakış açısı sunduğu gibi model parametrelerinin doğru çıkarımını da sağlamaktadır (Hsiao, 2014: 4). Panel veri kullanımının bir çok faydasını sıralayan (Hsiao, 2003) ve (Klevmarken, 1989)'u baz alarak (Baltagi, 2005) panel verinin üstünlüklerini aşağıdaki gibi sıralamaktadır:

1. Panel veri kullanımı birimler arası heterojenliğin kontrol edilmesini sağlamaktadır. Heterojenliğin kontrol edilemediği zaman serisi ve yatay-kesit verilerinde sapmalı ve tutarsız sonuçlar elde etme riski bulunmaktadır.
2. Panel veri kullanımı araştırmacıya daha fazla veri ve daha fazla değişkenlik sunarak değişkenler arasındaki çoklu doğrusal bağıntı sorununu azaltırken serbestlik derecesini artırmakta ve daha fazla verimlilik sağlamaktadır.
3. Panel veride değişim dinamikleri daha iyi incelenebilmektedir.
4. Yalnız yatay-kesit veya yalnız zaman serisi verilerinde kolayca belirlenemeyen etkileri panel veri daha iyi tanımlayabilmekte ve ölçebilmektedir.

5. Panel veri modelleri, salt yatay-kesit veya salt zaman serisi verilerine göre daha karmaşık davranışsal modellerin oluşturulmasını ve test edilebilmesini mümkün kılmaktadır.
6. Mikro panel verileri makro düzeyde ölçülebilen benzer değişkenlere göre daha doğru ölçülebilmektedir. Ancak makro panel verileri daha uzun bir zaman serisine sahiptir ve zaman serisi analizinde birim kök testlerinde standart olmayan dağılım probleminin aksine panel birim kök testlerinin standart asimptotik dağılımlara sahip olduğunu göstermektedir (Baltagi, 2005: 4-7).

3.3.2.Panel Veri Kullanımının Dezavantajları

Panel veri kullanmanın uygulamada getirdiği bazı kısıtlamalar vardır. Bunlar aşağıda sıralanmıştır: (Hsiao, 2014; Baltagi, 2005):

1. Panelde tasarım ve veri toplama sorunları. Panel anketlerinin oluşturulmasında ortaya çıkan birçok sorun ile karşılaşmaktadır.
2. Zaman serisi ve yatay-kesit verilerinde gözlemlenmemiş heterojenlik ile birlikte veri setinde oluşacak sapmalar sonucunda elde edilen değişkenler tutarsız sonuçlara yol açabilmektedir.
3. Panelde gözlenen verilerin tesadüfi ve çok boyutlu olması nedeniyle ölçüm hatalarının ortaya çıkması ve birimler arası zaman boyutunun kısa olması gibi durumlar oluşabilmektedir.
4. Seçicilik sorunları ortaya çıkabilmektedir. Bunlar arasında kendinden seçicilik, yanıt vermeme ve yıpranma durumları söz konusu olabilmektedir (Hsiao, 2014: 10-14 ; Baltagi, 2005: 7-9).

3.4. PANEL VERİ MODELLERİ

Ekonometrik analizlerde panel veri modeli olarak sabit etkili model ve rassal etkili model adı altında iki tür model bulunmaktadır. Panel veri modeli kullanımında her birimin gözlem dışı kalan birim veya zaman etkileri bulunmakla birlikte bu etkiler rassal veya sabit olabilmektedir. Bu etkilerin rassal olduğu

varsayılıyor ise rassal etkili model, etkilerin sabit olduğu varsayılıyor ise sabit etkili model kullanılmaktadır. Bu modeller tanımlanmıştır.

3.4.1. Sabit Etkiler Modeli

Sabit etkiler panel veri modellerinin Kukla Değişkenli En Küçük Kareler (Least Squares Dummy Variable, LSDV) yöntemi kullanılarak tahminini ifade etmek amacıyla genel panel veri modeli ele alındığında;

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it}X_{1it} + \beta_{2it} + \dots + \beta_{kit}X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

sabit etkiler modelinde,

$$\beta_{0it} = \beta_{0i} = \bar{\beta} + e\mu_i; \quad \beta_{1it} = \beta_1; \quad \beta_{2it} = \beta_2, \dots, \dots, \beta_{kit} = \beta_k \quad (3.2)$$

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. Anlaşılacağı gibi birim etkiyi içermesi nedeniyle, sadece sabit parametre değişmekte; zamana göre sabitken, birimlere göre farklılıklar göstermektedir. Farklı birimler için farklı sabitler içeren bu model ile çözüm yapmanın bir yolu, gölge değişkenli en küçük kareler yöntemini kullanmaktır (Tatoğlu, 2013: 80-81). Bu bağlamda, çoğunlukla kesişmenin N yatay kesit birim veya T zaman periyotları boyunca değiştiği varsayılmaktadır. Sabit etkiler modelinde birim etkilerin modele dâhil edilebilmesi için genel durumda $(N - 1) + (T - 1)$ gölge değişkenleri bunun için kullanılabilir (Kennedy, 1998: 227).

Bu model LSVD modeli olarak adlandırılmaktadır. Modelin bu formülü birimler arasındaki farklılıkların sabit terimdeki farklılıklarda yakalanabileceğini varsaymaktadır. Her μ_i tahmin edilecek bilinmeyen bir parametre olarak değerlendirilmektedir. Y_i ve X_i i'inci birim için T gözlemleri olsun, i $T \times 1$ birler sütunu ve ε_i ile ilişkili $T \times 1$ bozulma vektörü olsun, böylece gözlemler vektör biçiminde aşağıdaki gibi oluşturulabilmektedir;

$$Y_i = a\mu_i + X_i\beta + \varepsilon_i \quad (3.3)$$

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \mu_1 + \begin{bmatrix} 0 \\ a \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \mu_2 + \dots + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ a \end{bmatrix} \mu_N + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_N \end{bmatrix} \quad (3.4)$$

veya

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a & 0 & \dots & 0 \\ 0 & a & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & a \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_N \end{bmatrix} \quad (3.5)$$

şeklinde gösterilebilmektedir (Greene, 2002: 287). Burada,

$$Y_i = \begin{bmatrix} Y_{i1} \\ Y_{i2} \\ \vdots \\ Y_{iT} \end{bmatrix}, \quad X_i = \begin{bmatrix} X_{1i1} & X_{2i1} & \dots & X_{Ki1} \\ X_{1i2} & X_{2i2} & \dots & X_{Ki2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{1iT} & X_{2iT} & \dots & X_{KiT} \end{bmatrix}, \quad X = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix}$$

$$a'_{1 \times T} = (1, 1, \dots, 1), \quad \varepsilon'_i = (\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT}),$$

$$E\varepsilon_i = 0, \quad E\varepsilon_i \varepsilon'_i = \sigma_\varepsilon^2 I_T, \quad E\varepsilon_i \varepsilon'_j = 0 \quad i \neq j$$

eşitlikleri sağlanmaktadır. I_T , $T \times T$ birim matrisini göstermektedir. μ_i ve β 'nın OLS tahminicileri en aza indirilerek aşağıdaki gibi elde edilmektedir;

$$\begin{aligned}
S &= (Y - \tilde{X}\theta)'(Y - \tilde{X}\theta) = \sum_{i=1}^N \varepsilon_i' \varepsilon_i \\
&= \sum_{i=1}^N (Y_i - a\mu_i - X_i\beta)'(Y_i - a\mu_i - X_i\beta) \quad (3.6)
\end{aligned}$$

S'nin μ_i 'ye göre kısmi türevleri alınıp sıfıra eşitlendiğinde;

$$\hat{\mu}_i = \bar{Y}_i - \bar{X}_i' \beta, \quad i = 1, \dots, N \quad (3.7)$$

elde edilmektedir. Burada,

$$\bar{Y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Y_{it}, \quad \bar{X}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_{it}$$

eşitlikleri sağlanmaktadır. (3.6) denkleminde (3.7) denklemini yerine koyarak ve S'nin β 'ya göre kısmi türevini alarak;

$$\widehat{\beta_{GDEKK}} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)(X_{it} - \bar{X}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)(Y_{it} - \bar{Y}_i) \right] \quad (3.8)$$

şeklinde elde edilmektedir. Bu (3.8) denklemindeki OLS tahmincisi LSVD olarak adlandırılır, çünkü μ_i katsayılarına yönelik gözlenen değerler kukla değişken şeklini almaktadır (Hsiao, 2014: 35-36).

3.4.2. Tesadüfi (Rassal) Etkiler Modeli

Sabit etkiler modeli, gözlenmemiş bireysel etkilerin dâhil edilen değişkenlerle ilişkilendirilmesine izin vermektedir. Daha sonra birimler arası farklılıkları, regresyon fonksiyonunun parametrik kaymaları olarak modellenmektedir. Bu model örneklem dışındaki diğer birimlere değil yalnızca

çalışmadaki kesitsel birimlere uygulanıyor olarak görülebilmektedir. Örneğin, ülkelerarası bir karşılaştırmada modelin sabit olduğu varsayımının makul olduğu tüm ülkeleri kapsayabilmektedir. Bireysel etkiler regresörlerle kesinlikle ilişkisiz ise o zaman belirli sabit terimlerin kesitsel birimlere rasgele dağıtılmış olarak modellenmesi uygun olabilmektedir (Greene, 2002: 293).

Sabit etkiler modelinde çok fazla parametre yer almaktadır ve μ_i rasgele kabul edilirse, serbestlik derecesi kaybı önlenebilmektedir. Bu durumda $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$, $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$ ve μ_i parametresi v_{it} parametresinden bağımsızdır. Ayrıca X_{it} tüm i ve t 'ler için μ_i ve v_{it} parametrelerinden bağımsızdır. Büyük bir popülasyondan rastgele N kişiyi çekiyorsak tesadüfi etkiler modeli uygun bir özellik olabilmektedir (Baltagi, 2005: 14).

Sabit etkiler ve birinci farklar yöntemlerine göre tesadüfi etkiler tahmin yönteminin bir avantajı, zaman değişmezi değişkenleri modele ilave edebilmektedir. Fakat bu avantaj bir maliyet gerektirmektedir, çünkü açıklayıcı değişkenlerin birim etki ile korelasyonsuz olması ilave varsayımının da yapılması gerekmektedir. Ayrıca farklı yatay kesit birimlerin kalıntılarının birbirinden bağımsız olmasına rağmen, μ_i 'nin varlığı nedeniyle aynı yatay kesit birimlerin kalıntıları arasında korelasyon görülebilmektedir (Tatoğlu, 2013: 103).

Modeli formüle edecek olursak;

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (3.9)$$

Tesadüfi etkiler modelinde birim etki sabit olmadığından sabit parametre içerisinde değil, tesadüfi olduğundan hata payı içerisinde bulunmaktadır. Bundan dolayı hata terimi;

$$\varepsilon_{it} = \mu_{it} + c_i \quad (3.10)$$

şeklinde gösterilebilmektedir; μ_{it} artık hataları ifade ederken, c_i birim hatayı başka bir ifadeyle birim farklılıklarını ve zamana göre birimler arasındaki değişmeyi göstermektedir. Bir başka ifade ile c_i , i . yatay kesit birimin sabitini temsil etmektedir. $(\mu_{it} + c_i)$ teriminden dolayı, (3.9) tesadüfi etkiler modeli,

'Hata Öğeleri Modeli' veya 'Hata Bileşenleri Modeli' olarak ifade edilebilmektedir. (3.9) modeli rassal etkiler varsayımıyla,

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + (\mu_{it} + c_i) \quad (3.11)$$

şeklinde formüle edilebilmektedir. Ayrıca Y_{it} ' nin X_{it} ' ye koşullu varyansı $\sigma_\varepsilon^2 = \sigma_\mu^2 + \sigma_c^2$ şeklinde gösterilebilmektedir. Bu gösterimde σ_μ^2 ve σ_c^2 ; σ_ε^2 varyansının bileşenleri olmasından dolayı, tesadüfi etkiler modeli, 'Varyans Bileşenleri (Öğeleri) Modeli' olarak da ifade edilebilmektedir (Tatoğlu, 2013: 104).

Tesadüfi etkiler modelinin varsayımları altında çıkarımı yapılırsa;

RE 1;

$$(a): E(\varepsilon_{it}|X_{it}) = 0 \quad t = 1, \dots, T \quad (\text{Katı Dışsallık})$$

$$(b): E(c_i|X_i) = E(c_i) = 0 \quad \text{Birim hatalar ve açıklayıcı değişkenler}$$

korelasyonsuzdur.

RE 2;

$\text{rank } E(X_i' \varphi^{-1} X_i) = K$ Açıklayıcı değişkenler arasında çoklu doğrusal bağıntı yoktur.

$$E(\mu_{it}^2) = \sigma_\mu^2 \quad t = 1, 2, \dots, T \quad \text{hatalar sabit bir koşulsuz varyansa sahiptir.} \quad (3.12)$$

$$E(\mu_{it}\mu_{is}) = 0 \quad t \neq s \quad \text{hatalar otokorelasyonsuzdur.} \quad (3.13)$$

Artık hataların (3.12) ve (3.13) modellerindeki bu iki varsayımından yararlanarak bileşik hatanın (ε_{it}) varyansları ve kovaryansları elde edilebilmektedir.

Varyans ;

$$E(\varepsilon_{it}^2) = E(c_i + \mu_{it})^2 = E(c_i^2) + 2E(c_i\mu_{it}) + E(\mu_{it}^2) = \sigma_c^2 + \sigma_\mu^2 \quad (3.14)$$

şeklinde ifade edilmektedir.

Kovaryans ;

$$E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}) = E[(c_i + \mu_{it})(c_i + \mu_{is})] = E(c_i^2) = \sigma_c^2 \quad (3.15)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Dolayısıyla bileşik hata teriminin varyans kovaryans matrisi aşağıdaki gibi;

$$\varphi = E(\varepsilon_i \varepsilon_i') = \begin{bmatrix} \sigma_c^2 + \sigma_\mu^2 & \sigma_c^2 & \dots & \sigma_c^2 \\ \sigma_c^2 & \sigma_c^2 + \sigma_\mu^2 & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \sigma_c^2 \\ \sigma_c^2 & \dots & \sigma_c^2 & \sigma_c^2 + \sigma_\mu^2 \end{bmatrix} \quad (3.16)$$

özel bir biçimde elde edilmektedir. φ matrisi T'nin boyutundan bağımsız olarak, yalnızca σ_c^2 ve σ_μ^2 olmak üzere iki parametreye bağlıdır.

ε_{it} ve ε_{is} birleşik hataları arasındaki korelasyon, t ve s arasındaki farka bağlı değildir;

$$Corr(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = \rho = \frac{\sigma_c^2}{\sigma_c^2 + \sigma_\mu^2} \geq 0 \quad s \neq t \quad (3.17)$$

Bu korelasyon aynı zamanda c_i varyansının bileşik hatanın varyansına oranıdır ve gözlenmeyen c_i etkisinin görece önemini bir ölçüsü olarak kullanışlıdır.

$$E(\mu_i \mu_i' | X_i) = E(\mu_i \mu_i') \quad X_i \text{ üzerindeki } \mu_i \text{ koşulunun varyansı sabittir.} \quad (3.18)$$

Hatalara ait (3.12), (3.13) ve (3.18) numaralı varsayımlar ile rassal etkiler modelinin 3. varsayımı elde edilmektedir:

RE 3

$$(a) : E(\mu_i \mu_i' | X_i, c_i) = \sigma_\mu^2 I_T$$

$$(b) : E(c_i^2 | X_i) = \sigma_c^2$$

RE 3a varsayımı 3.11 ve 3.12 numaralı varsayımlara göre daha güçlüdür çünkü koşullu varyansların sabit ve koşullu kovaryansların sıfır olduğunu varsaymaktadır. RE 3b varsayımı ise, c_i 'nin homoskedastisite olduğunu belirtmektedir (Wooldridge, 2002: 257-259).

3.5. PANEL VERİ MODELLERİNİN TAHMİN YÖNTEMLERİ

Bu bölümde panel veri modelleri için tahmin yöntemlerinden en sık kullanılan testler aşağıda ele alınmıştır:

3.5.1. Hausman Testi

Hausman (1978) testi panel veri modellemesinde uygun modelin seçimi için kullanılmaktadır. Rasgele etkiler ve sabit etkiler yaklaşımı arasında seçim yaparken temel husus, birim etkiler ve bağımsız değişkenler arasında korelasyon olup olmadığıdır. Hausman (1978), rassal etkiler ve sabit etkiler modelleri arasındaki farka dayalı bir test önermiştir. Sabit etkilerde, birim etkiler ve bağımsız değişkenler ilişkilendirildiğinde her iki tahmincinin tutarlı olduğu ancak rassal etkilerde tutarsız olduğu için istatistiksel olarak anlamlı bir fark rassal etkiler varsayımına karşı kanıt olarak yorumlanmaktadır (Wooldridge, 2002: 288-289).

Birim etkiler ve bağımsız değişkenler arasındaki korelasyon için Hausman testi, rassal etkiler modelinin uygun olup olmadığını test etmek için kullanılabilir. Birim etkiler ve bağımsız değişkenler arasında korelasyon olmadığına dair sıfır hipotezi altında, rassal etkiler modeli uygulanabilmektedir ve esnek geliştirilmiş en küçük kareler (EGLS) tahmincisi tutarlı ve etkilidir.

Alternatif hipoteze göre tutarsızdır. Sabit etkiler modelinin OLS tahmincisi, hem sıfır hipotezi hem de alternatif hipotez altında tutarlıdır. Böylece, OLS ve EGLS tahmin edicilerinin varyans kovaryans matrisleri arasındaki fark, iki tahminci arasındaki farkın varyans kovaryans matrisidir ve bu farkı sıfıra karşı test etmek için bir X^2 test istatistiğinin hesaplanmasına izin vermektedir (Kennedy, 1998: 227-228).

Test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$H = (\widehat{\beta}_{SE} - \widehat{\beta}_{RE})' [Avar(\widehat{\beta}_{SE}) - Avar(\widehat{\beta}_{RE})]^{-1} (\widehat{\beta}_{SE} - \widehat{\beta}_{RE}) \quad (3.19)$$

Bu eşitlikte RE indisi, rassal etkiler modelinin tahmincilerini; SE indisi ise, sabit etkiler modelinin tahmincilerini ifade etmekte ve ayrıca $Avar(\widehat{\beta}_{SE})$ ve $Avar(\widehat{\beta}_{RE})$ ise sırasıyla, sabit ve rassal etkiler modellerinin tahmininden elde edilen asimptotik varyans kovaryans matrislerini göstermektedir. Asimptotik varyans kovaryans matrisleri ve aralarındaki fark aşağıdaki gibidir;

$$Avar(\widehat{\beta}_{SE}) = \sigma_\varepsilon^2 [E(\ddot{x}_i' \ddot{x}_i)]^{-1} / N \quad \ddot{x} = X_{it} - \bar{X}_i$$

$$Avar(\widehat{\beta}_{RE}) = \sigma_\varepsilon^2 [E(\ddot{x}_i' \ddot{x}_i)]^{-1} / N \quad \ddot{x}_i = X_{it} - \theta \bar{X}_i$$

$$E(\ddot{X}_i' \ddot{X}_i) - E(\ddot{x}_i' \ddot{x}_i) = E[X_i'(I_T - \theta P_T)X_i] - E[X_i'(I_T - P_T)X_i]$$

$$= (1 - \theta)E[X_i' P_T X_i]$$

$$= (1 - \theta)E[\bar{X}_i' \bar{X}_i]$$

H istatistiği, $\widehat{\beta}_{SE}$ ve $\widehat{\beta}_{RE}$ 'deki parametre sayısına eşit serbestlik derecesi ile asimptotik X^2 dağılmaktadır (Tatoğlu, 2013: 180-181).

3.5.2. Sabit Etkili Modellerde Heteroskedasite (Değişen Varyans)

Sabit etkili modellerde değişen varyans sorunun test edilebilmesi için Greene (2002) tarafından geliştirilen Değiştirilmiş Wald Testi kullanılmaktadır. Panel veride birimlerden en az birinin eşitliği sağlamadığı alternatif hipoteze karşı, varyansların birimlere göre homoskedastik olduğunu varsayan temel hipotez,

$$H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2 \quad i = 1, 2, \dots, n$$

şeklinde oluşturulmaktadır. Değiştirilmiş Walt istatistiği,

$$W = \sum_{i=1}^n \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \sigma^2)^2}{Var[\hat{\sigma}_i^2]} \quad (3.20)$$

eşitliği ile hesaplanmaktadır. Burada $\hat{\sigma}_i^2$, OLS regresyonundan gelen kalıntı varyansının tahmin edicisidir ve bu varyans değeri aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır;

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{it}^2$$

Varyans değeri T gözlemlerinin bir ortalamasıdır ve ayrıca aşağıdaki şekilde tahmin edilebilmektedir;

$$f_{ii} = \frac{1}{T} \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (e_{it}^2 - \hat{\sigma}_i^2)^2$$

Değiştirilmiş Wald istatistiği daha sonra;

$$W' = \sum_{i=1}^n \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2}{f_{ii}} \quad (3.21)$$

eşitliği ile tanımlanabilmektedir (Greene, 2002: 323-324).

3.5.3. Sabit Etkili Modellerde Otokorelasyon Testleri

Sabit etki modelinde, farklı dönem hata terimlerinin açıklayıcı değişkenlere ve gözlenemeyen etkilere koşullu varyansının sıfıra eşit olması varsayımı söz konusu olmaktadır. Sabit etkiler modelindeki varsayım:

$$Cov(\varepsilon_{it}^*, \varepsilon_{is}^*) = 0 \quad t \neq s \quad (3.22)$$

şeklinde ifade edilmektedir (Güriş, 2018, s. 83).

Ekonometrik olarak modelde önemli bir otokorelasyonun varlığının olup olmadığının analiz edilmesi için geliştirilen bazı tahmin yöntemleri bulunmaktadır. Sabit etkiler modelinde otokorelasyon tespitinin varlığını sınamak için uygun görülen Bhargava, Franzini ve Narendranathan (1982) tarafından geliştirilen DW-d testi ve Baltagi-Wu (1999) tarafından geliştirilen LBI testi kullanılabilmektedir.

3.5.4. Bhargava, Franzini ve Narendranathan Durbin-Watson d testi

Bhargava, Franzini ve Narendranathan (1982) tarafından geliştirilen DW-d testi hata terimleri arasında otokorelasyon olmadığına dair sıfır hipotezini, hata terimlerinin birinci dereceden otokorelasyon tarafından üretildiklerine dair alternatif hipotezine karşı analiz etmek için kullanılmaktadır. Hipotezler;

$$H_0: \rho = 0 \quad \text{Otokorelasyon yoktur.}$$

$$H_1: |\rho| < 1 \quad \text{Birinci dereceden otokorelasyon vardır.}$$

şeklinde gösterilmektedir. DW-d testinin d istatistiği ;

$$d = \frac{\sum_{i=1}^H \sum_{t=2}^T (\tilde{\varepsilon}_{it} - \tilde{\varepsilon}_{it-1})^2}{\sum_{i=1}^H \sum_{t=1}^T \tilde{\varepsilon}_{it}^2} \quad (3.23)$$

şeklinde elde edilmektedir (Bhargava, Franzini ve Narendranathan, 1982: 533-549).

3.5.5. Baltagi-Wu LBI Testi

(Baltagi-Wu, 1999) tarafından geliştirilen Yerel En İyi Değişmez (LBI) testinde panel regresyon modeli için;

$$H_0: \rho = 0$$

olan temel hipotezine karşı,

$$H_a^+: \rho > 0 \quad \text{veya} \quad H_a^-: \rho < 0$$

alternatif hipotezlerinin türetilmesi ile analiz edilmektedir. Panel veri modelinde sabit etkiler modeli altında matris biçiminde;

$$Y = X\beta + \text{diag}(\iota_{n_i})a + v \quad (3.24)$$

oluşturulabilmektedir.

$$\Sigma_v(\rho) = E(vv') = \sigma_\varepsilon^2 \text{diag}(V_i) = \sigma_\varepsilon^2 \varphi_v(\rho)$$

eşitliği yazılabilmektedir. N boyutunun ortogonal matrisi O_{n_i} düşünüldüğünde,

$$O_{n_i} = (\iota_{n_i}/\sqrt{n_i}, B_i)$$

gibidir.

Burada B_i tanımı gereği aşağıdaki özellikleri sağlayan bir $n_i \times (n_i - 1)$ matrisidir:

$$B_i' l_{n_i} = 0, B_i' B_i = I_{n_i-1} \text{ ve } B_i B_i' = I_{n_i} - \bar{J}_{n_i}$$

Burada,

$$\bar{J}_{n_i} = J_{n_i}/n_i$$

eşitliği vardır ve J_{n_i}, n_i boyutuna sahip olanların birim matrisidir. (3.24) modeli $diag(B_i')$ ile çarpıldığında,

$$diag(B_i')Y = diag(B_i')X\beta + diag(B_i')v$$

vermektedir. $B_i' l_{n_i} = 0$ olduğu için modele dahil edilmemektedir. Elde edilen dönüştürülmüş model şu şekilde yeniden yazılabilmektedir:

$$\tilde{Y} = \tilde{X}\beta + \tilde{v}$$

LBI testi aşağıdaki gibidir;

$$d = \frac{z' A_0 z}{z' z} < c_a \quad (3.25)$$

Burada,

$$A_0 = \left\{ \frac{\partial \varphi_{\tilde{v}}^{-1}(\rho)}{\partial \rho} \right\} \Big|_{\rho=0} = - \left(\frac{\partial \varphi_{\tilde{v}}(\rho)}{\partial \rho} \right) \Big|_{\rho=0}$$

ve c_a , d'nin a seviyesi kritik değeridir (Baltagi ve Wu, 1999).

3.5.6. Yatay Kesit Bağımlılığı

Panel veri modellerinde yatay kesit bağımlılığının olup olmadığının test edilebilmesi için, $N > T$ şartında Pesaran (2004) CD_{LM} testi, $N < T$ şartında Breusch-Pagan (1980) CD_{LM1} ve Pesaran (2004) CD_{LM2} testleri, her iki koşuluda sağlayan Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) CD_{LMADJ} testi uygun olmaktadır. Panel veri çalışmalarında yatay kesit bağımlılığının tespitinin yapılması önem taşımaktadır aksi taktirde yapılan analizlerde tutarsız ve sapmalı sonuçlar elde edilmektedir.

Panel veri modellerinde yatay kesit bağımlılığını test etmek için, N sabit ve $T \rightarrow \infty$ olarak, Breusch-Pagan (1980) hesaplaması özellikle basit olan ve sistem tahmini gerektirmeyen birimler arası hata korelasyonlarının sıfıra eşitliğini test eden bir Langrange Çarpanı (LM) istatistiği önermektedir. Breusch-Pagan (1980)'ın CD_{LM1} testi;

$$CD_{LM1} = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (3.26)$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Bu test $N(N-1)/2$ serbestlik derecesi ile X^2 şeklinde asimptotik olarak dağılmaktadır (Pesaran, 2004).

Panel veri modellerinde yatay kesit bağımlılığını test etmek için Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CD_{LM} testi olarak adlandırılan test istatistiği kullanılabilir. Bu test özellikle N büyük T küçük olduğunda kullanılabilir. N büyük olduğunda Breusch-Pagan'ın LM testinin eksikliğini kabul ederek, alternatif olarak LM testinde kullanılan karelerinden ziyade ikili korelasyon katsayılarına dayanan test istatistiğini önermektedir. Pesaran (2004)'ın CD_{LM} testi;

$$CD_{LM} = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (3.27)$$

şeklinde hesaplanmaktadır ve $N(0,1)$ standart normal dağılım sergilemektedir (Pesaran, 2004).

Panel veri modellerinde yatay kesit bağımlılığını test etmek için Pesaran (2004) tarafından geliştirilen ve $T > N$ şartında kullanılabilen CD_{LM2} testini önermektedir. Pesaran (2004)'ın CD_{LM2} testi;

$$CD_{LM2} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T\hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \quad (3.28)$$

şeklinde hesaplanmaktadır (Pesaran, 2004).

Panel veri modellerinde yatay kesit bağımlılığını test etmek için kullanılan Pesaran (2004)'ın CD_{LM} testi, Pesaran, Ullah ve Yamataga (2008) tarafından geliştirilerek yukarıdaki şartların her iki durumunda da kullanılabilen CD_{LMadj} testi türetilmektedir. Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) CD_{LMadj} testi;

$$CD_{LMadj} = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{u_{Tij}} \quad (3.29)$$

şeklinde hesaplanmaktadır ve $CD_{LMadj} \rightarrow_d N(0,1)$ dir (Pesaran, Ullah ve Yamataga, 2008: 105-127).

3.5.7. Heteroskedasite, Otokorelasyon ve Yatay Kesit Bağımlılığı Durumunda Robust Standart Hatalar (Driscoll – Kraay)

Driscoll ve Kraay (1998) tarafından geliştirilen panel regresyon modelindeki hata terimlerinde gözlenen değişen varyans, otokorelasyon ve yatay kesit bağımlılığı durumlarında kullanılacak bir analiz yöntemi olan dirençli standart hataların elde edilmesi için yaptıkları bir çalışmayı içermektedir.

T boyutunda sabit bir zaman boyutunu varsayan ve asimptotik gerekçelendirmeleri için N kesit boyutunun büyük olmasını gerektiren ilk standart panel veri teknikleri düşünüldüğünde, uzamsal korelasyon için parametrik

düzeltilmeler ancak bir kişi formlarına güçlü kısıtlamalar koyarsa mümkündür, çünkü uzamsal korelasyonların sayısı N^2 oranında artarken, gözlem sayısı yalnızca N^1 büyümektedir. Bununla birlikte birçok uygulamada panelin zaman boyutu, $T \rightarrow \infty$ gibi asimptotiklere güvenmeyi haklı çıkarmak için yeterince büyüktür ve kesit boyutu N 'in boyutunu sabit tutmaktadır. Bu durumda, tutarlı kovaryans matrisi tahmini problemi daha izlenebilir görünmektedir, çünkü prensipte, zaman boyutu üzerinden ortalamasını alarak $N \times N$ kesitsel korelasyon matrisinin tutarlı tahminlerini elde etmek mümkün olmaktadır. Tahmin edilen kesitsel kovaryans matrisi daha sonra uzamsal korelasyonun varlığını dirençli olan standart hataları oluşturmak için kullanabilmektedir. Kesitsel kovaryans matrisi ya parametrik yöntemler kullanılarak ya da Newey ve West (1987) tarafından ekonometri uygulamalarında popüler hale getirilen türden standart spektral yoğunluk matrisi tahmin teknikleri kullanılarak tahmin edilebilmektedir. Bu tahmin tekniklerine benzer düzeltme yapan Driscoll ve Kraay, büyük T asimptotiklerine dayanan tekniklerin eksiklerini gideren standart parametrik olmayan zaman serisi kovaryans matrisi tahmin edicisinin basit modifikasyonunu önermektedir. Özellikle, modelin parametrelerini belirleyen dikgenlik koşullarının basit bir dönüşümünün, zaman boyutu büyüdükçe çok genel uzamsal ve zamansal bağımlılık biçimlerine karşı dirençli olan bir kovaryans matrisi tahmin edicisi oluşturmamıza izin verdiğini göstermektedir (Driscoll ve Kraay, 1998: 549-560).

Modeli incelendiğinde;

$$Y_{it} = X'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (3.30)$$

Bağımlı değişken Y_{it} bir skaler olduğunda, X_{it} , ilk elemanı 1 olan bağımsız değişkenlerin $(K + 1) \times 1$ vektörü ve β bilinmeyen katsayıların $(K + 1) \times 1$ vektörüdür. i enine kesit birimlerini ve t zamanı göstermektedir. Bununla birlikte hata teriminin otokorelasyonlu, heteroskedastik ve kesitsel olarak bağımlı olmasına izin verilmektedir. Bu varsayımlar altında β tutarlı bir şekilde OLS (Olağan En Küçük Kareler) regresyonu ile tahmin edilmektedir;

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y \quad (3.31)$$

Katsayı tahminleri için Driscoll ve Kraay standart hataları daha sonra asimptotik (dirençli) kovaryans matrisinin köşegen elemanlarının karekökleri yardımıyla elde edilmektedir;

$$V(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1}\widehat{S}_T(X'X)^{-1} \quad (3.32)$$

$\widehat{S}_T$, Newey ve West (1987)'te olduğu gibi tanımlanmaktadır:

$$\widehat{S}_T = \widehat{\varphi}_0 + \sum_{j=1}^{m(T)} w(j, m) [\widehat{\varphi}_j + \widehat{\varphi}_j'] \quad (3.33)$$

$m(T)$, artıkların otokorelasyonlu olabileceği gecikme uzunluğu ve değiştirilmiş Bartlett ağırlıklarını belirtmektedir. $w(j, m) = 1 - j/(m(T) + 1)$ şeklinde gösterilen Bartlett ağırlıkları, $\widehat{S}_T$ 'nin pozitif yarı kesinliği sağlamak ve örnek otokovaryans fonksiyonunu, daha yüksek sıralı gecikmeler daha az ağırlık alacak şekilde düzeltmektedir. $(K + 1) \times (K + 1)$ matrisi olan $\widehat{\varphi}_j$ şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$\widehat{\varphi}_j = \sum_{t=j+1}^T h_t(\hat{\beta})h_{t-j}(\hat{\beta})' \quad (3.34)$$

Bu kısımda,

$$h_t(\hat{\beta}) = \sum_{i=1}^{N(t)} h_{it}(\hat{\beta})$$

eşitliği görülmektedir (Hoechle, 2007: 281-312).

3.5.8. En Küçük Kareler Kukla Değişken (LSDV) Modeli

LSDV modeli, her bir varlığın kendi kesme değerine sahip olmasına izin vererek özneler arasında heterojenliğe izin vermektedir. Her bir birimin kendine özgü özelliğini yansıtmak amacıyla, sabit etkiler modelinde regresyon modelindeki kesme teriminin birimler arasında değişim göstermesine imkan tanımaktadır. Bu da kukla değişken tuzağına dikkat edilmesi koşuluyla kukla değişkenler kullanılarak yapılmaktadır. Kukla değişkenler kullanan sabit etkiler modeli, LSDV modeli olarak bilinmektedir. Sabit etkiler modeli bireye özgü kesme teriminin en az bir açıklayıcı değişkenle korelasyonlu olabileceği durumlar için geçerli olabilmektedir. LSVD'nin bir dezavantajı, N (yatay-kesit birim sayısı) çok büyük olduğunda çok sayıda serbestlik derecesini harcamaktadır (Gujarati, 2016: 420)

Kovaryans modeli olarak da bilinen bu modelde birim etkisini açıklamak için katsayılar kullanılmaktadır dolayısıyla katsayılar değişkendir ve modelde sabit katsayının birimden birime değiştiği, eğim katsayılarının değişmeyip sabit kaldığı varsayılmaktadır. Böyle bir model,

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it}X_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \dots + \beta_{kit}X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (3.35)$$

şeklinde gösterilmektedir. Burada sabit katsayı birimden birime tüm t'ler için ($t = 1, 2, 3, \dots, T$) değişmektedir. Eğim katsayıları ise tüm birimler ($i = 1, 2, 3, \dots, N$) ve zaman ($t = 1, 2, 3, \dots, T$) için sabit olmaktadır. Sabit katsayının birimden birime değişimi kukla değişkenler ile sağlanmaktadır. LSDV modeli,

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1X_{1it} + \dots + \beta_{kit}X_{kit} + \alpha_2D_2 + \alpha_3D_3 + \dots + \alpha_iD_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.36)$$

veya,

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta X_{it} + \alpha_iD_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.37)$$

şeklinde ifade edilmektedir. D_{it} kukla değişkeni i. birim için 1 değerini alırken, diğer durumlarda 0 değerini almaktadır. Modelin varsayımları aşağıdaki gibi sıralanmaktadır:

1. Hata terimleri ε_{it} 'lerin sıfır ortalamalı, sabit varyanslı ve bağımsız olduğunu varsaymaktadır. $\varepsilon_{it} \sim (0, \sigma^2)$
2. Bağımsız değişkenler hata terimlerinden bağımsızdır ve bağımsız değişkenler tesadüfi değişken olmamaktadır (Güriş, 2018: 16-17).



DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

4.1. VERİ SETİ

Çalışmada Türkiye İstatistik Kurumu'nun (TÜİK) İstatistiki Bölge Birimleri Sınıflandırması veri tabanına ait bölgesel verileri temel alınarak Türkiye'de 26 Bölgeye ait boşanma oranı, işsizlik oranı, kadınların işgücüne katılım oranı, yoksulluk oranı ve Gini katsayısı verileri kullanılmıştır. Bu veriler yıllık olarak boşanma oranı, işsizlik oranı ve kadınların işgücüne katılım oranı 2004-2019 yıllarına ait, yoksulluk oranı ve Gini katsayısı 2014-2019 yıllarına ait TÜİK veri tabanından elde edilen ikincil verileri içermektedir. Çalışmada boşanma oranı verisi bağımlı değişken olup işsizlik oranı, kadınların işgücüne katılım oranı, yoksulluk oranı ve Gini katsayısı bağımsız değişken olarak tanımlanmıştır.

Çalışmada Türkiye geneli ve bölgeler arası boşanma oranlarının makro iktisadi 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 değişen varyans, otokorelasyon ve yatay kesit bağımlılığı testleri yapılarak, varsayımlardan sapma olması durumunda Robust standart hata düzeltme modeli kullanılacaktır. Ayrıca modelde bölgeler arası farklılıkların olup olmadığını belirlemek için kukla değişkenli panel veri modelleri tahmin edilmiştir.

Çalışmada kullanılan değişkenler ve kısaltmaları, bölgeler ve bölge kodları aşağıdaki tablolarda sunulmuştur.

Tablo 4’de verilere ait değişkenler ve kısaltmaları yer almaktadır.

Tablo 4: Değişkenler ve Kısaltmaları

Değişkenler	Açıklamalar
Boşanma Oranı	$KBH = (\text{Boşanma Sayısı} / \text{Yıl Ortası Nüfus}) \times 1000$
İşsizlik Oranı	$İO = ((\text{Son Üç Ayda İş Arayanlar} + 15 \text{ Gün İçinde İşe Başlayabilecek Durumda Olanlar}) / \text{Toplam İşgücü}) \times 100$
Kadınların İşgücüne Katılım Oranı	$İKO = (\text{Toplam İşgücü} / \text{Kurumsal Olmayan Çalışma Çağındaki Nüfus}) \times 100$
Yoksulluk Oranı*	$YO = (\text{Yoksulluk Riski Altındaki Nüfus} / \text{Toplam Nüfus}) \times 100$
Gini Katsayısı	GK = Katsayı hesaplanırken lorenz eğrisine ihtiyaç duyulur. Eşitlik doğrusu ile lorenz eğrisi arasında kalan alanın, eşitlik doğrusu arasında kalan alana bölünmesiyle bulunur.

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

Tablo 5’de Türkiye İstatistik Kurumu’ndan (TÜİK) derlenmiş Düzey 2’ye ait Türkiye İstatistiki Bölge Birimleri Sınıflandırması’nda yer alan 26 bölgeyi tanımlayan bölgeler ve bu bölgeler ait kodlara yer verilmiştir.

Tablo 5: Bölgeler ve Bölge Kodları

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

4.1.1.Bulgular ve Değerlendirme

Tablo 6’da çalışmada kullanılmış olan değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri sunulmuştur. 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’nde görülmektedir. Boşanma oranının en düşük değeri 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 hatası %6.33 olarak hesaplanmıştır.

Tablo 6: Tanımlayıcı İstatistikler

Değişken	Ortalama	Max	Min	Standart Hata	Gözlem Sayısı	Yıl süresi	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

Tüm bölgeler ve yıllar arasındaki işsizlik oranı en yüksek %30.9 olarak tespit edilmiştir. Bu değer 2019 yılında Mardin, Batman, Şırnak, Siirt Bölgesi’nde görülmektedir. İşsizlik oranının en düşük değeri olan %1.8 ise 2004 yılında Ağrı, Kars, Iğdır, Ardahan Bölgesine aittir. 2004-2019 yılları boyunca işsizlik oranının ortalama değeri %10.33 ve standart sapması %4.35 olarak hesaplanmıştır.

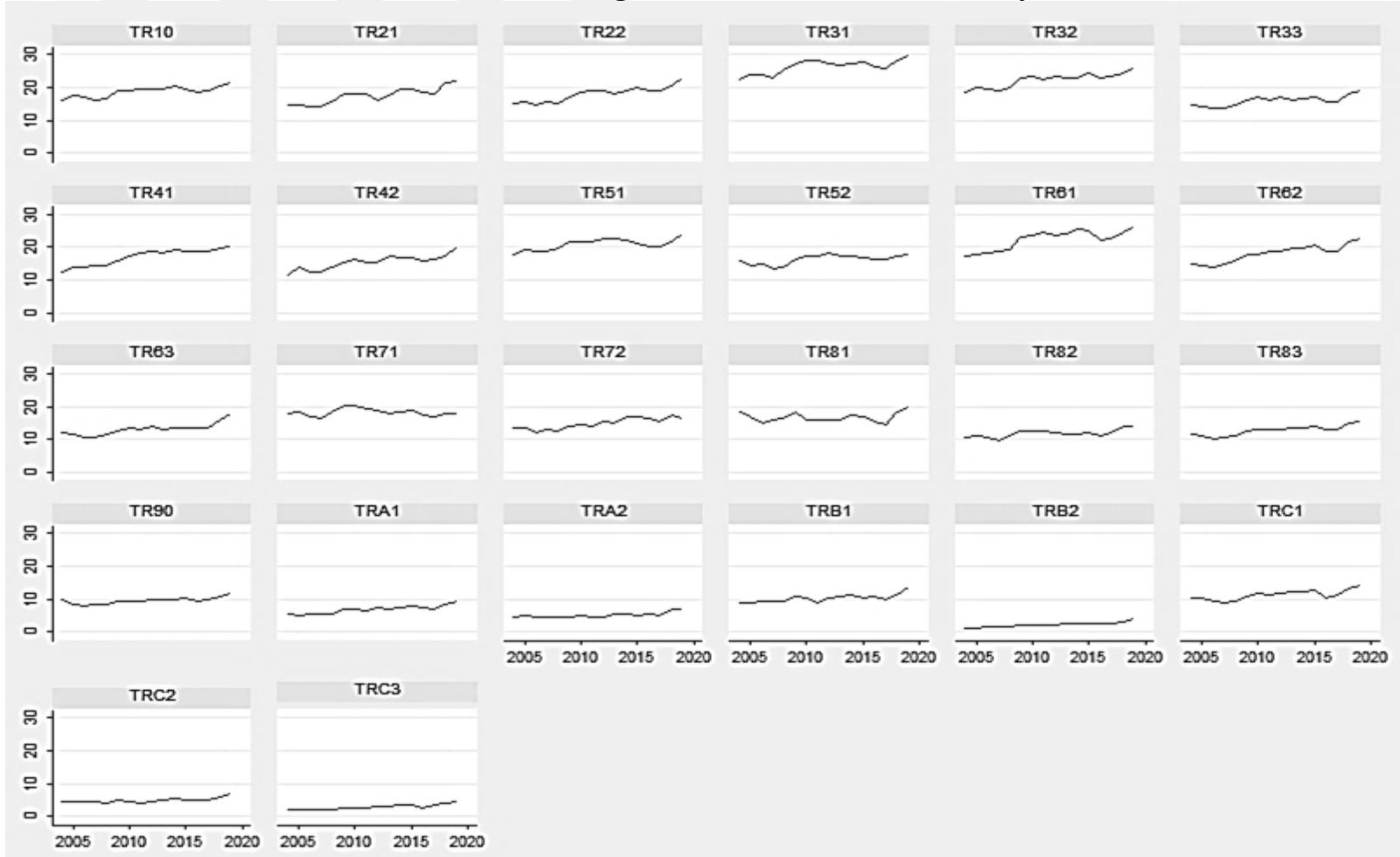
Tüm bölgeler ve yıllar arasındaki kadınların işgücüne katılım oranı en yüksek %54 olarak tespit edilmiştir. Bu değer 2004 yılında Trabzon, Ordu, Giresun, Rize, Artvin, Gümüşhane Bölgesi’nde görülmektedir. Kadınların işgücüne katılım oranının en düşük değeri olan %3.1 ise 2007 yılında Mardin,

Batman, Şırnak, Siirt Bölgesine aittir. 2004-2019 yılları boyunca kadınların işgücüne katılım oranının ortalama değeri %28.64 ve standart sapması %9.21 olarak hesaplanmıştır.

Tüm bölgeler ve yıllar arasındaki yoksulluk oranı en yüksek %15.9 olarak tespit edilmiştir. Bu değer 2016 yılında Adana, Mersin Bölgesi'nde görülmektedir. Yoksulluk oranının en düşük değeri olan %4.6 ise 2019 yılında Malatya, Elazığ, Bingöl, Tunceli Bölgesine aittir. 2014-2019 yılları boyunca yoksulluk oranının ortalama değeri %10.19 ve standart sapması %2.22 olarak hesaplanmıştır.

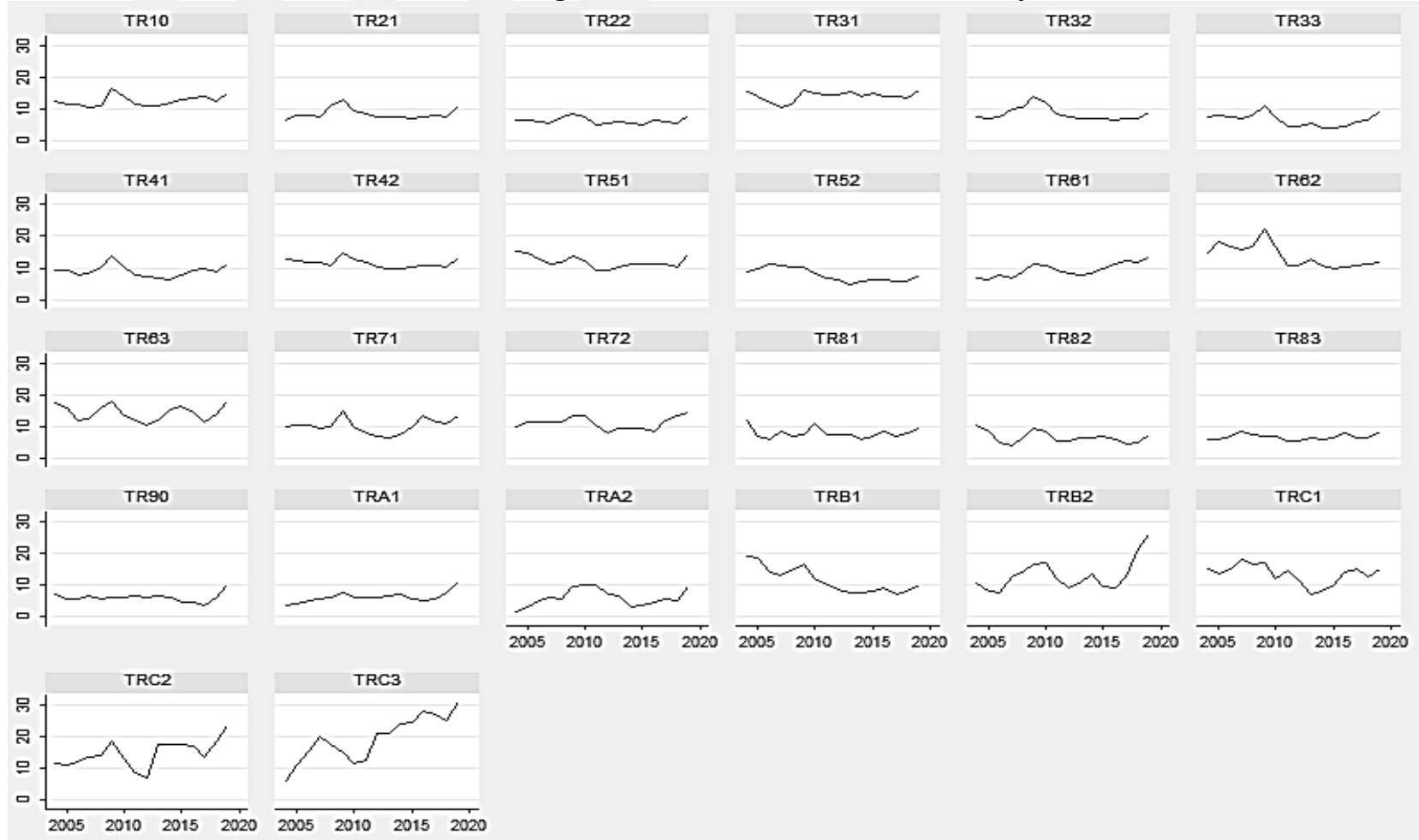
Tüm bölgeler ve yıllar arasındaki Gini katsayısı en yüksek 0.43 olarak tespit edilmiştir. Bu değer 2017 yılında İstanbul Bölgesi'nde görülmektedir. Gini katsayısının en düşük değeri olan 0.309 ise 2019 yılında Malatya, Elazığ, Bingöl, Tunceli Bölgesine aittir. 2014-2019 yılları boyunca yoksulluk oranının ortalama değeri 0.36 ve standart sapması 0.02 olarak hesaplanmıştır.

Şekil 1: 26 Bölge bazında boşanma verilerinin seyri



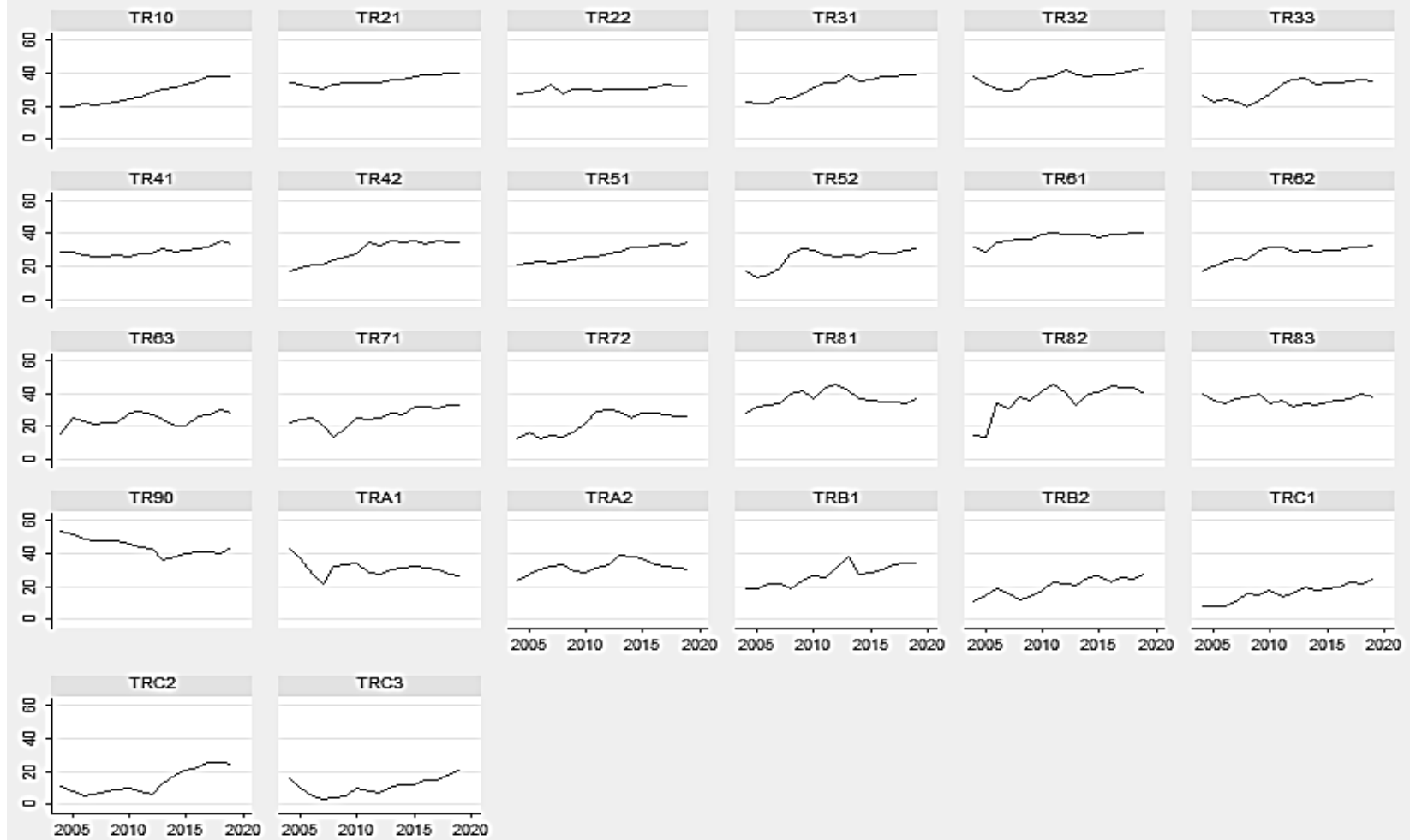
Çalışmada kullanılan 26 bölgeye ait boşanma oranının seyri Şekil 1’de sunulmuştur. Boşanma oranının grafiği incelendiğinde boşanmanın TR31, TR32, TR51 ve TR61 bölgelerinde daha yoğun olduğu görülmüştür. Bu bölgeler İzmir, Aydın, Denizli, Muğla, Ankara ve Antalya, Isparta, Burdur’dur. 2019 yılında en yüksek %29.5 olan boşanma oranı İzmir bölgesinde gerçekleşmiştir. Grafikte boşanmanın TRB2 ve TRC3 bölgelerinde daha düşük seyrettiği görülmüştür. Bu bölgeler Van, Muş, Bitlis, Hakkâri, Mardin, Batman, Şırnak, Siirt bölgeleridir. 2004 ve 2005 yılında en düşük %1.3 olan boşanma oranı Van, Muş, Bitlis, Hakkâri bölgesinde gerçekleşmiştir. Grafikten anlaşılabacağı gibi Türkiye’nin doğusunda boşanma oranı batısına nazaran daha düşük seyir izlemiştir.

Şekil 2: 26 Bölge Bazında İşsizlik Oranı Verilerinin Seyri



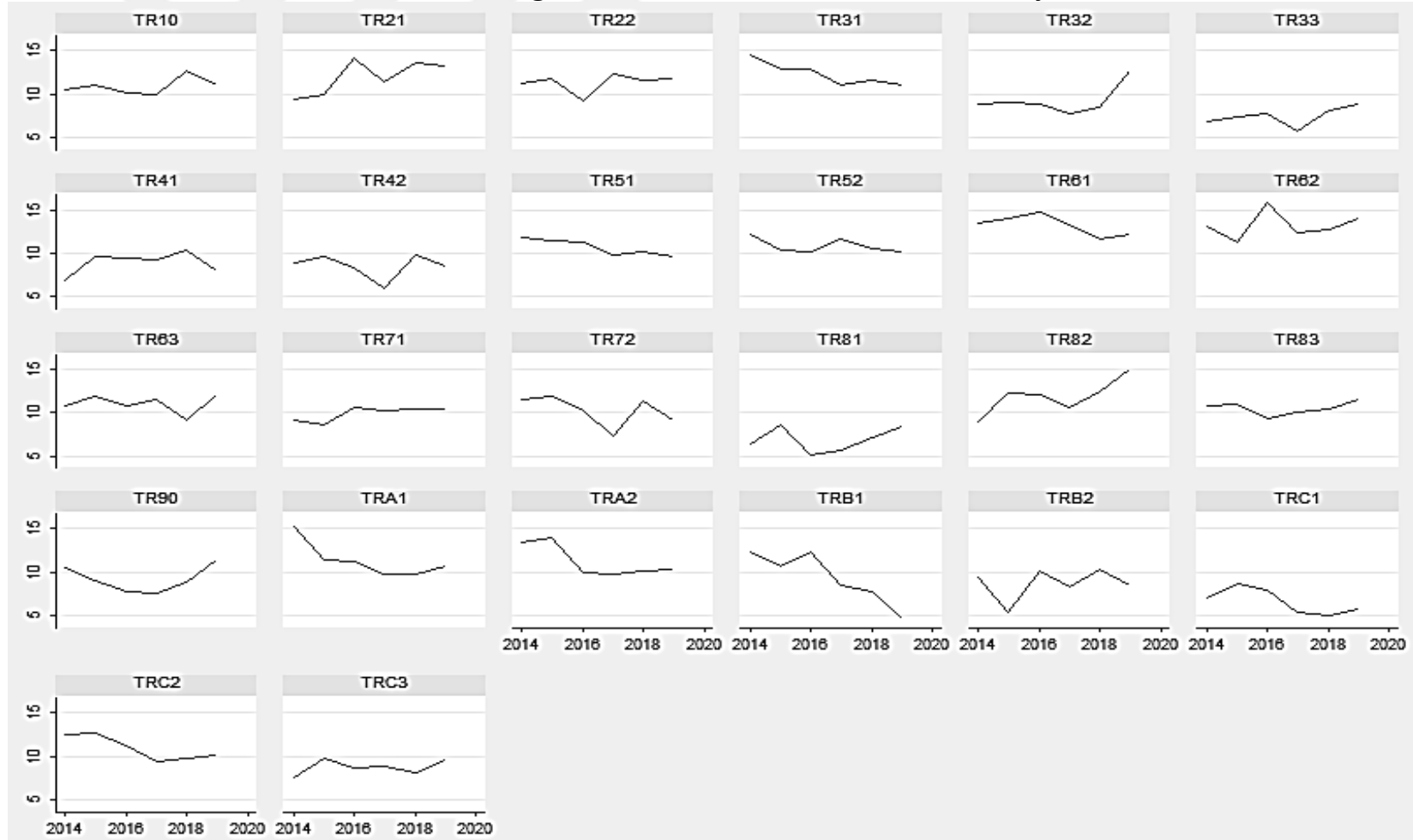
Çalışmada kullanılan 26 bölgeye ait işsizlik oranının seyri Şekil 2’de sunulmuştur. İşsizlik grafiği incelendiğinde işsizliğin TRB2, TRC2 ve TRC3 bölgelerinde daha yüksek seyrettiği görülmüştür. Bu bölgeler Van, Muş, Bitlis, Hakkari, Şanlıurfa, Diyarbakır, Mardin, Batman, Şırnak, Siirt bölgeleridir. 2019 yılında en yüksek %30.9 olan işsizlik oranı Mardin, Batman, Şırnak, Siirt bölgesinde gerçekleşmiştir. Grafikte işsizlik oranının TR22, TR82, TR83, TR90, TRA1 ve TRA2 bölgelerinde daha düşük seyrettiği görülmüştür. Bu bölgeler Balıkesir, Çanakkale, Kastamonu, Çankırı, Sinop, Samsun, Tokat, Çorum, Amasya, Trabzon, Ordu, Giresun, Rize, Artvin, Gümüşhane, Erzurum, Erzincan, Bayburt, Ağrı, Kars, Iğdır, Ardahan bölgeleridir. 2004 yılında en düşük %1.8 olan işsizlik oranı Ağrı, Kars, Iğdır ve Ardahan bölgesinde gerçekleşmiştir. Grafikten de anlaşılacağı üzere işsizlik oranının Türkiye’nin doğusunda yüksek seyrettiği gözlenmiştir.

Şekil 3: 26 Bölge Bazında Kadınların İşgücüne Katılım Oranı Verilerinin Seyri



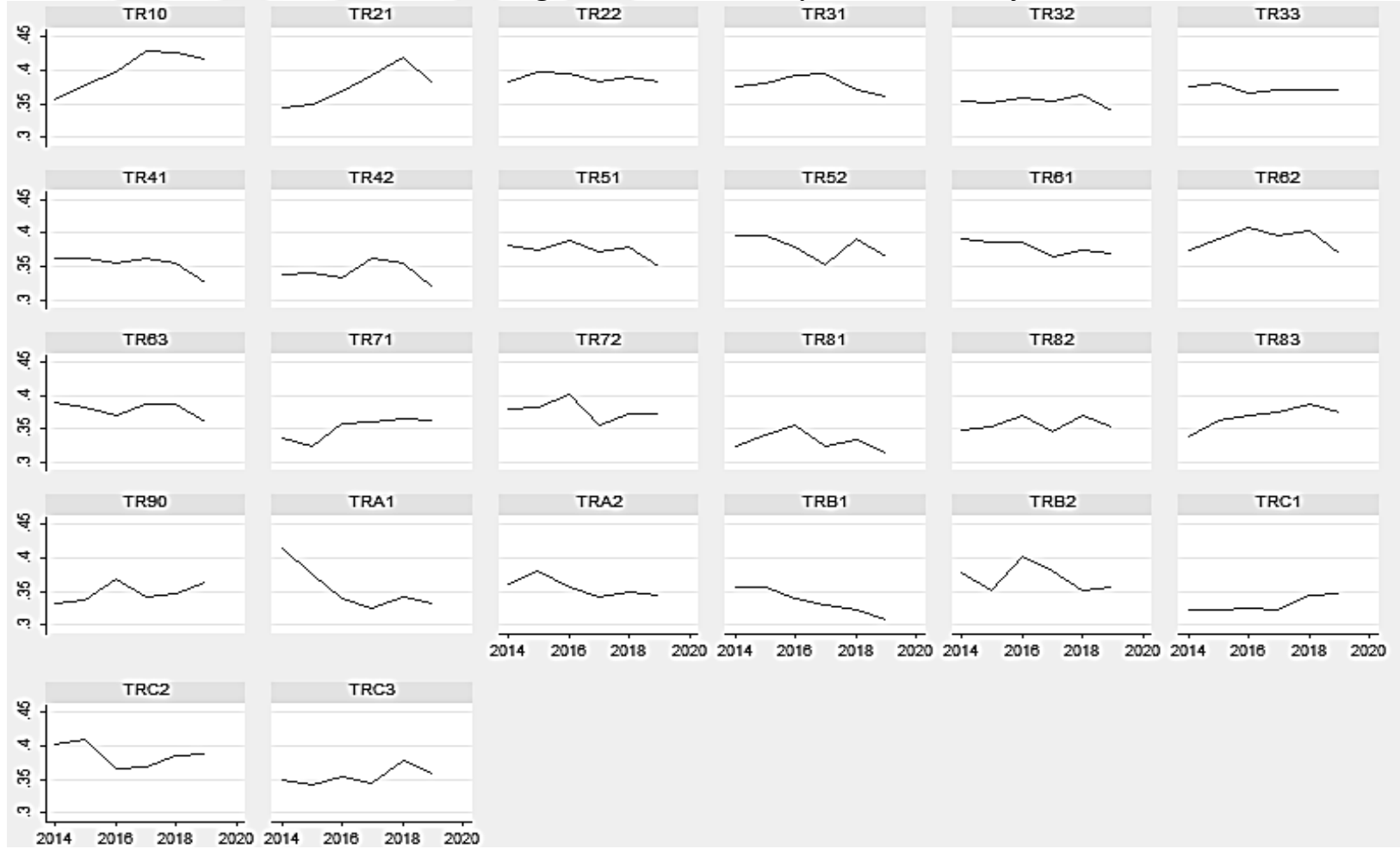
Çalışmada kullanılan 26 bölgeye ait kadınların işgücüne katılım oranının seyri Şekil 3'te sunulmuştur. Kadınların işgücüne katılım oranını grafiği incelendiğinde kadınların işgücüne katılım oranının TR82 ve TR90 bölgelerinde daha yoğun olduğu görülmüştür. Bu bölgeler Kastamonu, Çankırı, Sinop, Trabzon, Ordu, Giresun, Rize, Artvin, Gümüşhane bölgeleridir. 2004 yılında en yüksek %54 olan kadınların işgücüne katılım oranı Trabzon, Ordu, Giresun, Rize, Artvin, Gümüşhane bölgesinde gerçekleşmiştir. Grafikte kadınların işgücüne katılım oranının TRC1, TRC2 ve TRC3 bölgelerinde daha düşük seyrettiği görülmüştür. Bu bölgeler Gaziantep, Adıyaman, Kilis, Şanlıurfa, Diyarbakır, Mardin, Batman, Şırnak, Siirt bölgeleridir. 2007 yılında en düşük %3.1 olan kadınların işgücüne katılım oranı Mardin, Batman, Şırnak, Siirt bölgesinde gerçekleşmiştir. Grafikten anlaşılabacağı gibi Türkiye'nin doğusunda kadınların işgücüne katılım oranı daha düşük seyir izlemiştir.

Şekil 4: 26 Bölge Bazında Yoksulluk Oranı Verilerinin Seyri



Çalışmada kullanılan 26 bölgeye ait yoksulluk oranının seyri Şekil 4’te sunulmuştur. Yoksulluk oranını grafiği incelendiğinde yoksulluk oranının TR21, TR62 ve TR82 bölgelerinde daha yoğun olduğu görülmüştür. Bu bölgeler Tekirdağ, Edirne, Kırklareli, Adana, Mersin, Kastamonu, Çankırı, Sinop bölgeleridir. 2016 yılında en yüksek %15.9 olan yoksulluk oranı Adana, Mersin bölgesinde gerçekleşmiştir. Grafikte yoksulluk oranının TRB1 ve TRC1 bölgelerinde daha düşük seyrettiği görülmüştür. Bu bölgeler Malatya, Elazığ, Bingöl, Tunceli, Gaziantep, Adıyaman, Kilis bölgeleridir. 2019 yılında en düşük %4.6 olan yoksulluk oranı Malatya, Elazığ, Bingöl, Tunceli bölgesinde gerçekleşmiştir. Grafikten anlaşılabacağı gibi Türkiye’nin doğusunda yoksulluk oranı daha düşük seyir izlemiştir.

Şekil 5: 26 Bölge Bazında Gini Katsayısı Verilerinin Seyri



Çalışmada kullanılan 26 bölgeye ait Gini katsayısı seyri şekil5’de sunulmuştur. Gini katsayısı grafiği incelendiğinde Gini katsayısının TR10 ve TR21 bölgelerinde daha yoğun olduğu görülmüştür. Bu bölgeler İstanbul, Tekirdağ, Edirne, Kırklareli bölgeleridir. 2017 yılında en yüksek 0.43 olan Gini katsayısı İstanbul bölgesinde gerçekleşmiştir. Grafikte Gini katsayısının TRB1 ve TRC1 bölgelerinde daha düşük seyrettiği görülmüştür. Bu bölgeler Malatya, Elazığ, Bingöl, Tunceli, Gaziantep, Adıyaman, Kilis bölgeleridir. 2019 yılında en düşük 0.309 olan Gini katsayısı Malatya, Elazığ, Bingöl, Tunceli bölgesinde gerçekleşmiştir. Grafikten anlaşılabileceği gibi Türkiye’nin doğusunda Gini katsayısı daha düşük seyir izlemiştir. Bu katsayının görüntüsüne göre Türkiye’nin doğusunda batısına nazaran gelirin daha adaletli dağıtılmakta olduğu görülmüştür.

Çalışmada kullanılacak olan panel veri regresyon modeli,

$$BO_{it} = \beta_0 + \beta_1 IO_{it} + \beta_2 KIKO_{it} + \beta_3 YO_{it} + \beta_4 GK_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

$$i = 1, 2, \dots, 26$$

$$t = 1, 2, \dots, 16$$

şeklinde tanımlanmıştır. Modelde alt indislerden i: bölge birimlerini, t: yıllık zaman dilimlerini göstermektedir. β_0 sabit terimi, IO_{it} açıklayıcı değişken olan işsizlik oranının i. birim için t zamanındaki değerini, $KIKO_{it}$ açıklayıcı değişken olan kadınların işgücüne katılım oranının i. birim için t zamanındaki değerini, YO_{it} açıklayıcı değişken olan yoksulluk oranının i. birim için t zamanındaki değerini, GK_{it} açıklayıcı değişken olan Gini katsayısının i. birimi için t zamanındaki değerini ve BO_{it} bağımlı değişken olan boşanma oranının i. birim için t zamanındaki değerini göstermektedir. Analiz çalışmasında öncelikle model tahmininin yapılabilmesi için modelin sabit etkili mi yoksa rassal 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 7: Sabit Etkili Model Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: BO			Gözlem Sayısı:156	
R² :			Bölge Sayısı: 26	
Grup içi= 0.20			F: 8.00	
Gruplar arası= 0.12			Prob>F : 0.00	
Toplam= 0.10				
Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	T	p> t
İO	0.15	0.05	3.36	0.00***
KİKO	0.13	0.05	2.82	0.00***
YO	0.12	0.07	1.68	0.09*
GK	-14.47	6.38	-2.27	0.02**
Sabit Terim	13.69	2.44	5.62	0.00***
F test: 139.96		Prob>F: 0.00		

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

Tablo 7’de sabit etkiler modeline ait tahmin sonuçları raporlanmıştır. Sabit etkiler modelinin tahmin sonuçlarının üst kısmında yer alan modelin genel anlamlılığını gösteren F testi ve katsayılar için yapılan test incelendiğinde istatistiksel olarak katsayıların ve genel olarak modelin anlamlı olduğu görülmektedir.

Sabit etkiler modelinin tahmin sonuçlarının alt kısmında yer alan satırda 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.

Tablo 8: Rassal Etkili Model Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: BO			Gözlem Sayısı: 156	
R² :			Bölge Sayısı: 26	
Grup içi= 0.19			Wald chi2 (1): 8.00	
Gruplar arası= 0.21			Prob>chi2 : 0.00	
Toplam= 0.18				
Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	Z	p> z
İO	0.13	0.04	2.95	0.00***
KİKO	0.16	0.04	3.66	0.00***
YO	0.13	0.06	1.91	0.05**
GK	-15.12	6.45	-2.34	0.01***
Sabit Terim	12.84	2.70	4.75	0.00***

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

Tablo 8’de rassal etkiler modeline ait tahmin sonuçları raporlanmıştır. Rassal etkiler modelinin tahmin sonuçlarının üst kısmında yer alan modelin genel anlamlılığını gösteren Wald testi ve katsayılar için yapılan test incelendiğinde istatistiksel olarak katsayıların ve genel olarak modelin anlamlı olduğu görülmektedir.

Sabit etkiler modeli ve rassal etkiler modeli için ele alınan tahmin sonuçlarında modelin genel anlamlılığı ve katsayı değerlerin anlamlılığı açısından her ikisinde de istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar elde edilmiştir. Bu modellerden hangisini kullanacağımıza karar vermek için yapılan Hausman testi aşağıda yer almaktadır.

Tablo 9: Hausman Testi Sonuçları

X² İstatistik Değeri	Prob>chi2
10.69	0.03**
H₀: Katsayılar arasındaki fark sistematik H₁: Katsayılar arasındaki fark sistematiktir.	
değildir.	

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

Hausman (1978) tarafından geliştirilen Hausman testinde sıfır hipotezi modelin tesadüfi etkilere sahip olduğunu varsayarken alternatif hipotez modelin sabit etkilere sahip olduğunu varsaymaktadır. Test sonuçları incelendiğinde olasılık değerinin 0.05 den 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 edileceği kanısına varılmıştır.

Ekonometrik analizler neticesinde öncelikle sabit etkiler modeli ardından tesadüfi etkiler modeli ele alınmıştır. Model seçimi için hausman testi kullanılmış olup testin sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun görülmüştür. Yapılan modellemelerin ekonometrik açıdan uygunluğunun sınanabilmesi için otokorelasyon testi yapılmıştır. Otokorelasyon tespiti için Bhargava, Franzini ve Narendranathan (1982) tarafından geliştirilen Durbin Watson d testi ve Baltagi Wu (1999) tarafından geliştirilen LBI testi kullanılmıştır. DW-d testi ve LBI testleri için olasılık hesaplanamadığından dolayı test sonuçları 2 değerinden küçük olup olmama durumuna göre tahmin edilmektedir. Tablo 10'da yer alan analiz sonucuna göre 2 den küçük çıkması durumu otokorelasyon probleminin olduğunu doğrulamaktadır.

Tablo 10: Otokorelasyon Testi Sonuçları

Bağımlı Değişken: BO				
R ² :				
Grup içi= 0.19			F: 5.90	
Gruplar arası= 0.23			Prob>F : 0.00***	
Toplam= 0.21				
Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	T	p> t
İO	0.17	0.05	3.11	0.00***
KİKO	0.19	0.07	2.49	0.01***
YO	0.11	0.07	1.57	0.12
GK	-10.26	7.68	-1.34	0.18
Sabit Terim	9.84	2.27	4.33	0.00***
F test: 37.56		Prob>F: 0.00***		
Modified Bhargava vd. Durbin-Watson: 1.21				
Baltagi-Wu LBI: 1.58				
H ₀ : Otokorelasyon yoktur		H ₁ : Otokorelasyon vardır		
Not: ***, **, * işaretler sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.				

Sabit etkiler modeline ilişkin otokorelasyon analiz sonuçları incelendiğinde analizin alt kısmında yer alan test sonuçlarının değerleri 2 den küçük olduğu görülmüştür ve bu sonuçlar neticesinde modelde muhtemel bir otokorelasyon sorununun olduğu tespit edilmiştir.

Modelin uygunluğunun analiz edilmesi için yapılacak bir diğer durum ise modelde değişen varyans probleminin olup olmadığının test edilmesi önem taşımaktadır. Değişen varyans probleminin incelenebilmesi için değiştirilmiş Wald testi kullanılmıştır. Testin analiz sonuçları Tablo 11’de yer almaktadır.

Tablo 11: Değişen Varyans Testi Sonuçları

X² İstatistik Değeri	Prob>chi2
509.34	0.00***
H₀: Değişen varyans sorunu yoktur	H₁: Değişen varyans sorunu vardır

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

Sabit etkili regresyon modelinde yapılan Wald testi analiz sonuçlarına göre Wald istatistiği %5 den küçük çıkmıştır ve dolayısıyla sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bu sonuç doğrultusunda modelde değişen varyans probleminin olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 12: Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları

Test İstatistiği	Prob
22.52	0.00***
H₀: Yatay kesit bağımlılığı yoktur	H₁: Yatay kesit bağımlılığı vardır

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

Tablo 12’de yer alan test sonucuna göre yatay kesit bağımlılığı olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla modelde yatay kesit bağımlılığının olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 13: Sabit Etkili Model 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***

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

Modelde değişen varyans, otokorelasyon ve yatay kesit bağımlılığı problemlerinin olması durumunda sapmalı standart hataların yerine Driscoll ve Kraay (1998) tarafından geliştirilen dirençli standartlara sahip model kullanılmıştır.

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 işgücüne katılım oranı ve Gini katsayısı değişkenlerinin ise boşanma oranları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi bulunamamıştır.

Model 1, Model 2, Model3 ve Model 4’de yer alan etkileşim değişkenlerinde kukla değişken tuzağına düşmemek için 1. bölge olan İstanbul modele dahil edilmemiştir. Kukla değişken olarak eklenen diğer bölgeler sırasıyla: (D2: Tekirdağ, Edirne, Kırklareli), (D3: Balıkesir, Çanakkale), (D4: İzmir), (D5: Aydın, Denizli, Muğla), (D6: Manisa, Afyonkarahisar, Kütahya, Uşak) , (D7: Bursa, Eskişehir, Bilecik), (D8: Kocaeli, Sakarya, Düzce, Bolu, Yalova), (D9: Ankara), (D10: Konya, Karaman), (D11: Antalya, Isparta, Burdur), (D12: Adana, Mersin), (D13: Hatay, Kahramanmaraş, Osmaniye), (D14: Kırıkkale, Aksaray, Niğde, Nevşehir, Kırşehir), (D15: Kayseri, Sivas, Yozgat), (D16: Zonguldak, Karabük, Bartın), (D17: Kastamonu, Çankırı, Sinop), (D18: Samsun, Tokat, Çorum, Amasya), (D19: Trabzon, Ordu, Giresun, Rize, Artvin, Gümüşhane), (D20: Erzurum, Erzincan, Bayburt), (D21: Ağrı, Kars, Iğdır, Ardahan), (D22: Malatya, Elazığ, Bingöl, Tunceli), (D23: Van, Muş, Bitlis, Hakkari), (D24: Gaziantep, Adıyaman, Kilis), (D25: Şanlıurfa, Diyarbakır), (D26: Mardin, Batman, Şırnak, Siirt) olarak modele dâhil edilmiştir.

Tablo 14: Model 1 Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	Standart hata	t	p> t
KİKO*D2	0.31	0.03	11.97	0.00***
KİKO*D3	0.27	0.02	14.16	0.00***
KİKO*D4	0.27	0.02	14.01	0.00***
KİKO*D5	-0.22	0.02	-9.90	0.00***
KİKO*D6	0.19	0.02	8.16	0.00***
KİKO*D7	0.17	0.02	6.78	0.00***
KİKO*D8	-0.18	0.02	-7.68	0.00***
KİKO*D9	-0.04	0.04	-0.89	0.38
KİKO*D10	0.04	0.02	1.48	0.14
KİKO*D11	-0.01	0.02	-0.39	0.70
KİKO*D12	0.12	0.03	4.00	0.00***
KİKO*D13	0.17	0.02	4.88	0.00***
KİKO*D14	0.16	0.03	5.68	0.00***
KİKO*D15	0.22	0.03	8.17	0.00***
KİKO*D16	-0.07	0.03	-2.58	0.01***
KİKO*D17	0.13	0.02	5.40	0.00***
KİKO*D18	-0.69	0.06	-11.90	0.00***
KİKO*D19	0.01	0.02	0.68	0.50
KİKO*D20	0.15	0.02	7.51	0.00***
KİKO*D21	-0.06	0.02	-3.76	0.00***
KİKO*D22	-0.46	0.03	-13.44	0.00***
KİKO*D23	0.18	0.02	6.11	0.00***
KİKO*D24	0.22	0.02	9.05	0.00***
KİKO*D25	0.44	0.02	19.68	0.00***
KİKO*D26	-0.41	0.04	-9.10	0.00***
Sabit Terim	12.28	0.40	30.40	0.00***
R^2	0.86		Gözlem sayısı	416
F istatistiği	102.72 (0.00)		Bölge sayısı	26
Değişen varyans	X^2 615.78 (0.00***)			
Otokorelasyon	F istatistiği 290.82 (0.00***)			
Yatay kesit bağımlılığı istatistik değeri	31.85 (0.00***)			

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

Model 1 tahmin sonuçlarına göre D9 (Ankara), D10 (Konya, Karaman), D11 (Antalya, Isparta, Burdur) ve D19 (Trabzon, Ordu, Giresun, Rize, Artvin, Gümüşhane) bölgeleri hariç diğer bölgelerde kadınların işgücüne katılım oranlarının boşanma oranları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 15: Model 1 için Wald Testi Tahmin Sonuçları

F Test İstatistiği	Prob
95.90	0.00***
H₀: Eğim parametreleri arasında farklılık yoktur	H₁: Eğim parametrelerinin en az biri sıfırdan farklıdır

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

Model 1'deki etkileşim değişkenlerinin eğim parametrelerinin test edildiği Wald testi F istatistik değerine göre eğim parametreleri arasında bir farklılık olmadığını gösteren sıfır hipotezi reddedilmektedir. Böylece Model 1'de elde edilen 25 etkileşim değişkeninin katsayılarının birbirine eşit olmadığı yani eğim parametreleri arasında farklılık olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 16: Model 1 Robust Standart Hatalı Tahmin Sonuçları**Bağımlı Değişken: BO****F: 9471.01****Prob>F : 0.00*****

Değişkenler	Katsayılar	Dirsc/Kraay	t	p> t
		Standart Hata		
KİKO*D2	0.31	0.05	5.69	0.00***
KİKO*D3	0.27	0.02	14.96	0.00***
KİKO*D4	0.27	0.03	9.51	0.00***
KİKO*D5	-0.22	0.03	-7.07	0.00***
KİKO*D6	0.19	0.03	7.63	0.00***
KİKO*D7	0.17	0.02	7.57	0.00***
KİKO*D8	-0.18	0.03	-5.36	0.00***
KİKO*D9	-0.04	0.06	-0.63	0.54
KİKO*D10	0.04	0.04	1.06	0.30
KİKO*D11	-0.01	0.03	-0.25	0.81
KİKO*D12	0.12	0.05	2.55	0.02**
KİKO*D13	0.17	0.04	3.26	0.01***
KİKO*D14	0.16	0.04	3.58	0.00***
KİKO*D15	0.22	0.06	3.57	0.00***
KİKO*D16	-0.07	0.04	-1.71	0.11
KİKO*D17	0.13	0.04	3.22	0.01***
KİKO*D18	-0.69	0.13	-5.39	0.00***
KİKO*D19	0.01	0.02	0.55	0.59
KİKO*D20	0.15	0.02	6.21	0.00***
KİKO*D21	-0.06	0.03	-2.31	0.04**
KİKO*D22	-0.46	0.04	-11.40	0.00***
KİKO*D23	0.12	0.04	2.94	0.01***
KİKO*D24	0.22	0.05	4.62	0.00***
KİKO*D25	0.44	0.06	7.74	0.00***
KİKO*D26	-0.41	0.08	-4.93	0.00***
Sabit Terim	12.28	1.32	9.30	0.00***

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

Model 1'in tahmin sonuçlarına göre (D9: Ankara), (D10: Konya, Karaman), (D11: Antalya, Isparta, Burdur), (D16: Zonguldak, Karabük, Bartın), (D19: Trabzon, Ordu, Giresun, Rize, Artvin, Gümüşhane) bölgeleri hariç sabit ve diğer bölgelerin katsayıları anlamlı çıkmıştır. Buna göre 20 etkileşim değişkeni bağımlı değişkeni açıklamada anlamlıdır sonucuna varılmaktadır. Kadınların işgücüne katılım oranı arttıkça boşanma oranları artmaktadır. Bunun nedeninin kadınların son zamanlarda eğitim seviyelerindeki artışın kadınların işgücüne katılımlarında ki artışı etkilemesiyle ekonomik yönden bağımsız olan kadın artık mutsuz bir evlilik içinde kalmayı istemeyebilir. Diğer bölgelerde ise etkileşim kuklalarının istatistiksel olarak anlamsız olmasının nedeni ise kadın her ne kadar ekonomik özgürlüğünü kazanmış olsa dahi kültürel veya toplumsal baskılar ile birlikte yaşadığı çevre gereği kadının boşanması ayıplanabilir veya bireylerin aileleri tarafından kadın boşanmaktan vazgeçirilebilir. Örneğin D19 bölgesinde aile yapılarındaki bağlılık ve kültürel tutum gereği boşanma hoş karşılanmayabilir.

Tablo 17: Model 2 Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	Standart hata	t	p> t
İO*D2	0.57	0.06	8.92	0.00***
İO*D3	0.90	0.08	11.33	0.00***
İO*D4	0.92	0.09	10.66	0.00***
İO*D5	-1.19	0.11	-10.60	0.00***
İO*D6	0.65	0.12	5.52	0.00***
İO*D7	0.33	0.08	4.03	0.00***
İO*D8	-1.01	0.12	-8.58	0.00***
İO*D9	-0.19	0.05	-3.43	0.00***
İO*D10	-0.04	0.05	-0.70	0.49
İO*D11	-0.27	0.11	-2.47	0.01***
İO*D12	0.09	0.07	1.37	0.17
İO*D13	0.14	0.07	2.08	0.04**
İO*D14	0.26	0.09	2.76	0.01***
İO*D15	0.42	0.07	5.77	0.00***
İO*D16	-0.29	0.06	-4.67	0.00***
İO*D17	0.30	0.11	2.74	0.00***
İO*D18	-0.49	0.04	-13.40	0.00***
İO*D19	-0.15	0.11	-1.35	0.18
İO*D20	0.42	0.09	4.86	0.00***
İO*D21	-0.64	0.12	-5.23	0.00***
İO*D22	-0.76	0.05	-14.09	0.00***
İO*D23	0.36	0.09	3.87	0.00***
İO*D24	0.38	0.06	6.37	0.00***
İO*D25	0.88	0.05	16.35	0.00***
İO*D26	-0.55	0.05	-11.06	0.00***
Sabit Terim	13.79	0.42	32.78	0.00***
R^2	0.84		Gözlem sayısı	416
F istatistiği	84.96 (0.00***)		Bölge sayısı	26
Değişen varyans	X^2 4625.88 (0.00***)			
Otokorelasyon	F istatistiği 254.27 (0.00***)			
Yatay kesit bağımlılığı istatistik değeri	42.39 (0.00***)			

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

Model 2 tahmin sonuçlarına göre D10 (Konya, Karaman), D12 (Adana, Mersin) ve D19 (Trabzon, Ordu, Giresun, Rize, Artvin, Gümüşhane) bölgeleri hariç diğer bölgelerde işsizlik oranlarının boşanma oranları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir

Tablo 18: Model 2 için Wald Testi Sonuçları

F Test İstatistiği	Prob
85.94	0.00***
H₀: Eğim parametreleri arasında farklılık yoktur	H₁: Eğim parametreleri arasında farklılık vardır

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

Model 2'deki etkileşim değişkenlerinin eğim parametrelerinin test edildiği Wald testi F istatistik değerine göre eğim parametreleri arasında bir farklılık olmadığını gösteren sıfır hipotezi reddedilmektedir. Böylece Model 2'de elde edilen 25 etkileşim değişkeninin katsayılarının birbirine eşit olmadığı yani eğim parametreleri arasında farklılık olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 19: Model 2 Robust Standart Hatalı Tahmin Sonuçları**Bağımlı Değişken: BO****F: 45036.65****Prob>F : 0.00*****

Değişkenler	Katsayılar	Dirsc/Kraay	t	p> t
		Standart Hata		
İO*D2	0.57	0.07	8.42	0.00***
İO*D3	0.90	0.10	8.98	0.00***
İO*D4	0.92	0.17	5.43	0.00***
İO*D5	-1.19	0.22	-5.36	0.00***
İO*D6	0.65	0.18	3.50	0.00***
İO*D7	0.33	0.18	2.86	0.01***
İO*D8	-1.01	0.24	-4.21	0.00***
İO*D9	-0.19	0.09	-2.16	0.05**
İO*D10	-0.07	0.09	-0.42	0.68
İO*D11	-0.27	0.17	-1.56	0.14
İO*D12	0.09	0.10	0.97	0.35
İO*D13	0.14	0.09	1.49	0.16
İO*D14	0.26	0.13	2.00	0.06*
İO*D15	0.42	0.11	3.94	0.00***
İO*D16	-0.29	0.11	-2.55	0.02**
İO*D17	0.30	0.15	1.99	0.06*
İO*D18	-0.49	0.08	-6.45	0.00***
İO*D19	-0.15	0.17	-0.90	0.38
İO*D20	0.42	0.14	2.94	0.01***
İO*D21	-0.64	0.23	-2.85	0.01***
İO*D22	-0.76	0.17	-4.51	0.00***
İO*D23	0.36	0.16	2.21	0.04**
İO*D24	0.38	0.08	4.52	0.00***
İO*D25	0.88	0.07	12.98	0.00***
İO*D26	-0.55	0.09	-5.84	0.00***
Sabit Terim	13.79	1.22	11.23	0.00***

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

Model 2'nin tahmin sonuçlarına göre (D10: Konya, Karaman), (D11: Antalya, Isparta, Burdur), (D12: Adana, Mersin), (D13: Hatay, Kahramanmaraş, Osmaniye), (D19: Trabzon, Ordu, Giresun, Rize, Artvin, 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. Diğer bölgelerde etkileşim kuklalarının istatistiksel olarak anlamsız olmasının nedeni ise oluşacak toplumsal ve kültürel baskılardan söz edilebildiği gibi bu bölgelerin elverişli topraklara sahip olan bölgeler olması da insanları kendi topraklarından kazanç sağlamaya sevk edebilir. Örneğin D19 bölgesi genellikle çay ve fındık ile gelir sağlamaktadır. Bu nedenle bireyler işsiz kalsa dahi çay ve fındıktan geçimlerini idame ettirecek kazançları sağlayabilir ve boşanmaktan vazgeçebilir. Diğer yandan 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.

Tablo 20: Model 3 Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	Standart hata	t	p> t
YO*D2	0.34	0.08	4.06	0.00***
YO*D3	0.49	0.07	7.28	0.00***
YO*D4	0.65	0.09	6.91	0.00***
YO*D5	-1.05	0.08	-13.41	0.00***
YO*D6	0.21	0.08	2.64	0.00***
YO*D7	0.15	0.10	1.56	0.12
YO*D8	-0.85	0.08	-11.07	0.00***
YO*D9	-0.79	0.13	-6.09	0.00***
YO*D10	-0.28	0.08	-3.45	0.00***
YO*D11	-0.42	0.07	-5.74	0.00***
YO*D12	-0.10	0.09	-1.18	0.24
YO*D13	0.06	0.10	-0.60	0.55
YO*D14	-0.08	0.08	-1.00	0.32
YO*D15	0.10	0.09	0.12	0.91
YO*D16	-0.68	0.09	-7.57	0.00***
YO*D17	-0.08	0.12	-0.66	0.51
YO*D18	-1.62	0.10	-15.89	0.00***
YO*D19	-0.35	0.08	-4.16	0.00***
YO*D20	0.18	0.07	2.42	0.02**
YO*D21	-0.77	0.10	-8.04	0.00***
YO*D22	-1.63	0.10	-16.30	0.00***
YO*D23	-0.07	0.13	-0.54	0.59
YO*D24	0.18	0.08	2.26	0.03**
YO*D25	0.77	0.07	10.72	0.00***
YO*D26	-1.11	0.08	-13.66	0.00***
Sabit Terim	17.77	0.56	31.49	0.00***
R^2	0.94		Gözlem sayısı	416
F istatistiği	85.58 (0.00)		Bölge sayısı	26

Değişen varyans X^2 4692.08 (0.00***)

Otokorelasyon F istatistiği 78.87 (0.00***)

Yatay kesit bağımlılığı istatistik değeri 26.90 (0.00***)

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

Model 3 tahmin sonuçlarına göre D7 (Bursa, Eskişehir, Bilecik), D12 (Adana, Mersin), D13 (Hatay, Kahramanmaraş, Osmaniye), D14 (Kırıkkale, Aksaray, Niğde, Nevşehir, Kırşehir), D15 (Kayseri, Sivas, Yozgat), D17 (Kastamonu, Çankırı, Sinop) ve D23 (Van, Muş, Bitlis, Hakkâri) bölgeleri hariç diğer bölgelerde yoksulluk oranlarının boşanma oranları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 21: Model 3 için Wald Testi Sonuçları

F Test İstatistiği	Prob
88.93	0.00***
H₀: Eğim parametreleri arasında farklılık yoktur	H₁: Eğim parametreleri arasında farklılık vardır

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

Model 3'teki etkileşim değişkenlerinin eğim parametrelerinin test edildiği Wald testi F istatistik değerine göre eğim parametreleri arasında bir farklılık olmadığını gösteren sıfır hipotezi reddedilmektedir. Böylece Model 3'te elde edilen 25 etkileşim değişkeninin katsayılarının birbirine eşit olmadığı yani eğim parametreleri arasında farklılık olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 22: Model 3 Robust Standart Hatalı Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: BO			F: 1964.26	
Prob>F : 0.00****				
Değişkenler	Katsayılar	Dirsc/Kraay Standart Hata	t	p> t
YO*D2	0.34	0.03	13.18	0.00****
YO*D3	0.49	0.03	14.00	0.00****
YO*D4	0.65	0.07	9.83	0.00****
YO*D5	-1.05	0.09	-11.30	0.00****
YO*D6	0.21	0.02	10.84	0.00****
YO*D7	0.15	0.04	4.27	0.01****
YO*D8	-0.85	0.09	-9.82	0.00****
YO*D9	-0.79	0.11	-7.43	0.00****
YO*D10	-0.28	0.04	-6.71	0.00****
YO*D11	-0.42	0.05	-9.03	0.00****
YO*D12	-0.10	0.06	-1.63	0.16
YO*D13	0.06	0.03	-1.94	0.11
YO*D14	-0.08	0.04	-2.26	0.07*
YO*D15	0.10	0.06	0.17	0.87
YO*D16	-0.68	0.11	-6.10	0.00****
YO*D17	-0.08	0.02	-3.24	0.02**
YO*D18	-1.62	0.06	-27.18	0.00****
YO*D19	-0.35	0.02	-18.24	0.00****
YO*D20	0.18	0.02	7.92	0.00****
YO*D21	-0.77	0.04	-18.31	0.00****
YO*D22	-1.63	0.07	-22.40	0.00****
YO*D23	-0.07	0.04	-1.52	0.19
YO*D24	0.18	0.03	7.15	0.00****
YO*D25	0.77	0.04	18.30	0.00****
YO*D26	-1.11	0.10	-11.50	0.00****
Sabit Terim	17.77	0.63	28.07	0.00****

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

Model 3'ün tahmin sonuçlarına göre (D12: Adana, Mersin), (D13: Hatay, Kahramanmaraş, Osmaniye), (D15: Kayseri, Sivas, Yozgat), (D23: Van, Muş, Bitlis, 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. Diğer bölgelerde etkileşim kuklalarının istatistiksel olarak anlamsız olmasının nedeni toplumsal ve kültürel baskılar olmakla birlikte bu bölgelerin yapı itibarıyla tarıma elverişli topraklar ve hayvancılığa elverişli yerler olmasından kaynaklı o insanlar aile toprağına veya başkalarına düşük ücret karşılığı çalışabilir ve temel ihtiyaçlarını karşılayacak duruma gelebildiğı gibi bu dayanışmada bireyleri boşanmaktan vazgeçirebilir.

Tablo 23: Model 4 Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	Standart hata	t	p> t
GK*D2	3.19	1.94	1.65	0.10
GK*D3	10.96	1.92	5.72	0.00***
GK*D4	10.31	2.05	5.02	0.00***
GK*D5	-40.52	2.04	-19.89	0.00***
GK*D6	-0.25	1.86	-0.13	0.89
GK*D7	-2.90	2.05	-1.41	0.16
GK*D8	-34.53	2.03	-17.00	0.00***
GK*D9	-23.55	2.19	-10.74	0.00***
GK*D10	-14.56	1.91	-7.63	0.00***
GK*D11	-21.52	2.03	-10.59	0.00***
GK*D12	-9.44	1.92	-4.91	0.00***
GK*D13	-8.89	2.12	-4.19	0.00***
GK*D14	-8.69	1.91	-4.55	0.00***
GK*D15	-6.56	2.06	-3.18	0.00***
GK*D16	-27.21	2.16	-12.60	0.00***
GK*D17	-8.42	1.95	-4.33	0.00***
GK*D18	-46.89	2.05	-22.92	0.00***
GK*D19	-16.73	1.97	-8.51	0.00***
GK*D20	-0.73	1.92	-0.38	0.70
GK*D21	-27.85	2.08	-13.39	0.00***
GK*D22	-46.25	1.96	-23.63	0.00***
GK*D23	-9.54	2.18	-4.38	0.00***
GK*D24	-1.09	1.80	-0.60	0.55
GK*D25	18.85	1.91	9.86	0.00***
GK*D26	-37.78	1.87	-20.16	0.00***
Sabit Terim	20.19	0.51	39.79	0.00***
R^2	0.9677		Gözlem sayısı	416
F istatistiği	155.99 (0.00)		Bölge sayısı	26
Değişen varyans	X^2 639.05 (0.00***)			
Otokorelasyon	F istatistiği 137.69 (0.00***)			
Yatay kesit bağımlılığı	istatistik değeri 26.70 (0.00***)			

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

Model4 tahmin sonuçlarına göre D2 (Tekirdağ, Edirne, Kırklareli), D6 (Manisa, Afyonkarahisar, Kütahya, Uşak), D7 (Bursa, Eskişehir, Bilecik), D20 (Erzurum, Erzincan, Bayburt), D24 (Gaziantep, Adıyaman, Kilis) bölgeleri hariç diğer bölgelerde Gini katsayılarının boşanma oranları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Modelde kullanılan Gini katsayısı 0 ile 1 arasında değer almaktadır. Değerler 0'a yaklaştıkça gelir eşitliğinin olduğunu 1'e yaklaştıkça gelir eşitliğinin bozulduğunu göstermektedir.

Tablo 24: Model4 için Wald Testi Sonuçları

F Test İstatistiği	Prob
161.21	0.00***
H₀: Eğim parametreleri arasında farklılık yoktur	H₁: Eğim parametreleri arasında farklılık vardır

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

Model 4'teki etkileşim değişkenlerinin eğim parametrelerinin test edildiği Wald testi F istatistik değerine göre eğim parametreleri arasında bir farklılık olmadığını gösteren sıfır hipotezi reddedilmektedir. Böylece Model 4'te elde edilen 25 etkileşim değişkeninin katsayılarının birbirine eşit olmadığı yani eğim parametreleri arasında farklılık olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 25: Model 4 Robust Standart Hatalı Tahmin Sonuçları**Bağımlı Değişken: BO****F: 5601.89****Prob>F : 0.00*****

Değişkenler	Katsayılar	Dirsc/Kraay	t	p> t
		Standart Hata		
GK*D2	3.19	0.93	3.43	0.02**
GK*D3	10.96	1.27	8.63	0.00***
GK*D4	10.31	0.97	10.67	0.00***
GK*D5	-40.52	1.56	-25.99	0.00***
GK*D6	-0.25	0.38	-0.65	0.55
GK*D7	-2.89	1.52	-1.90	0.12
GK*D8	-34.53	2.30	-14.99	0.00***
GK*D9	-23.55	0.51	-46.50	0.00***
GK*D10	-14.56	0.79	-18.31	0.00***
GK*D11	-21.51	1.22	-17.70	0.00***
GK*D12	-9.44	2.25	-4.20	0.00***
GK*D13	-8.89	0.54	-16.56	0.00***
GK*D14	-8.69	1.47	-5.90	0.00***
GK*D15	-6.56	2.10	-3.12	0.03**
GK*D16	-27.21	1.55	-17.54	0.00***
GK*D17	-8.42	0.72	-11.74	0.00***
GK*D18	-46.89	1.20	-39.06	0.00***
GK*D19	-16.73	0.81	-20.54	0.00***
GK*D20	-0.73	0.46	-1.60	0.17
GK*D21	-27.85	1.08	-25.67	0.00***
GK*D22	-46.25	2.29	-20.23	0.00***
GK*D23	-9.54	0.76	-12.54	0.00***
GK*D24	-1.09	0.85	-1.28	0.26
GK*D25	18.85	0.59	31.93	0.00***
GK*D26	-37.78	1.31	-28.78	0.00***
Sabit Terim	20.19	0.81	24.91	0.00***

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

Model 4'ün tahmin sonuçlarına göre (D6: Manisa, Afyonkarahisar, Kütahya, Uşak) , (D7: Bursa, Eskişehir, Bilecik), (D20: Erzurum, Erzincan, Bayburt), (D24: Gaziantep, Adıyaman, 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 askeri düzeyde olmadığından aile içi huzursuzlukların yaşanmasına yol açabilmekte ve boşanmalar artabilmektedir. Diğer bölgelerde etkileşim kuklalarının istatistiksel olarak anlamsız olmasının nedeni ise yine toplumsal ve kültürel baskıların oluşturduğu bir takım gereksinimlerden ziyade bu toplumların tutucu yapısı ön plana çıkabilmektedir. Çevresinden çekinen bireyler boşanmaktan vazgeçebilmektedir. Devlet veya aile desteği ile içinde bulunduğu durumla başa çıkmaya çalışmaktadırlar.

SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışma panel veri analiz yöntemi kullanılarak bazı makroekonomik değişkenlerin boşanma oranı üzerine olan etkilerini TÜİK istatistiki bölge birimleri sınıflandırması Düzey 2'den elde edilen 2004-2019 dönemine ait Türkiye'deki 26 bölgenin verileri temel alınarak araştırılmıştır. Bu çalışma da işsizlik oranı, yoksulluk oranı, Gini katsayısı ve kadınların işgücüne katılım oranının boşanma oranı üzerine kayda değer sonuçlar oluşturduğu görülmüştür. Bu çalışma içinde bulunduğu dönem, kullanılan yöntem ve elde edilen sonuçlar neticesinde diğer çalışmalardan farklılık arz etmektedir. Bu çalışma da elde edilen sonuçlar neticesinde aileye ve topluma ağır yükler yükleyen, aile içi çözümlerin ve sonucunda oluşacak boşanmaların kaynağının tespit edilerek önüne geçilebilmesi için literatüre önemli katkılar sağlayacağı düşünülmektedir.

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 makro iktisadi 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 istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü etkisi olduğu tespit edilmiştir. 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 yararlanılması gibi iyileştirmeler uygulanabilir. İşsizlik oranı, kadınların işgücüne katılım oranı ve Gini katsayısı değişkenlerinin ise boşanma oranları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi tespit

edilememiştir. 2001 kriziyle birlikte meydana gelen Türkiye ekonomisindeki daralma Türkiye ekonomisini ağır sonuçlar ile karşı karşıya bırakmaktadır. 1990'lı yıllarda uygulanan neo-liberal politikalar ve küreselleşme ile Türkiye her ne kadar hızlı bir gelişme sürecine girmiş olsa da kriz sonucu ortaya çıkan yüksek enflasyonlar, finansal krizler, ekonomik istikrarsızlıklar ve ülke parasının da değer kaybetmesiyle Türkiye işsiz sayısı, yoksulluk düzeyinin arttığı ve gelir dağılımının bozulduğu bir ülke haline gelmiştir. Eğitimli kadınlar son dönemlerde iş gücüne katılımını artırmış olsalar dahi çoğu yeni oluşturulacak düzenin maliyetlerinden çekinebilir. Neticede insanlar boşanmanın getireceği ekonomik sorumluluktan bu nedenlerden dolayı kaçınabilmektedir.

Bölgeler arası makro iktisadi değişkenlerin boşanma oranları üzerindeki etkisini analiz etmek amacıyla dört farklı panel verimodeli tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre, Model 1'de Kadınların işgücüne katılım oranı arttıkça boşanma oranları artmaktadır. Ekonomik özgürlüğünü kazanmış olan ve kendinden emin kadın mutsuz bir evliliğe devam etmek istemeyebilir ve boşanma yoluna başvurabilir. Diğer bölgelerde 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 2'de İşsizlik oranı arttıkça boşanma oranları artmaktadır. Ailesinin ihtiyaçlarını karşılayamayan kişi işsizliğinde verdiği psikolojik nedenlerle sürekli bir tartışma ve huzursuzluk yaratabilir. Böylece sarsılmaya başlayan evliliklerde de çoğunlukla bireyleri boşanmaya sevk edebilir. Diğer bölgelerde 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.

Model 3’de 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. Diğer bölgelerde etkileşim kuklalarının istatistiksel olarak anlamsız olmasının nedeni ise yoksulluğun verdiği sıkıntı ve karşılanamayan yaşam doyumu karşın özellikle kadınlar ebeveynlerinin tepkilerinden çekinmekte ve çoğu zaman devletten olmak üzere ailesinden ve çevreden gelen maddi yardımlar ile evliliğine devam edebilir.

Model 4’de Gini katsayısı arttıkça boşanma oranları artmaktadır. Bunun nedeni özellikle son dönemde yüksek enflasyon, politik müdahaleler, işgücünün ücret seviyelerindeki aşılmaz farkıdır. Gini katsayısı 0 ila 1 arasında değer almaktadır. 1’e yaklaştıkça gelirin adaletsiz dağıtıldığını 0’a yaklaştıkça gelir adaletinin sağlandığını göstermektedir. 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. Diğer bölgelerde 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.

Sonuçlar neticesinde literatürde benzer çalışmalar işsizlik oranı, kadınların işgücüne katılım oranı değişkenlerinin boşanma üzerinde etki yarattığını doğrulamıştır. Literatürde iki farklı sonuçla karşılaşılmaktadır. South (1985), Kraft (2001), Betzen ve Smith (2002), Svaver (2002), Huang (2003), Jalovaara (2003), Topbaş ve Kurt (2007), Roy (2010), Alola, Arikewuyo vd. (2019), Bayrak (2019) ve Koç (2019) çalışmalarında işsizlik oranı, kadınların işgücüne katılım oranı, eşlerin geliri gibi makroekonomik değişkenlerin boşanma oranını pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Diğer yandan Jensen ve Smith (1990), Raeymaeckers vd. (2006), Sandalcılar (2012), Shaller (2013) ve González-Val ve Marcén (2016) çalışmalarında ise işsizlik, kadınların işgücüne katılım oranı gibi

makroekonomik deęiřkenlerin boşanma oranını negatif yönde etkiledięi sonucuna ulaşmışlardır. Türkiye için yapılan çalışmalardan biri olan Sandalcılar (2012) işsizlik boşanma oranını açıklamada anlamsız olduęu ve işsizlięin boşanmayı pozitif yönde etkiliyor hipotezinin doęru olmadığı sonucuna ulaşmış olması çalışmasında kullandığı yöntemden, kullandığı zaman aralıęından 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 olduęu bilinmektedir. Ailedeki çözümlere neden olan faktörlerin iyi deęerlendirilip doęru 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. Örneęin 2019 yılında meydana gelen ve tüm dünyayı etkisi altına alan COVID-19 salgını insanları saęlık, eęitim, ekonomik, psikolojik, sosyal pek çok sorunu da beraberinde getirmiştir. Öncelikle saęlık yönünden insanları büyük etkisi altına alan bu salgın sosyal mesafe kavramının da ortaya çıkmasıyla insan ilişkilerini azalmaktadır. Meydana gelen tam kapanma ve kısmi kapanmalar sonucu evlilikler ertelenmekte ve bunun sonunda o dönemlerde evlilik sayısında düşüş görölmektedir. Tam kapanma ve kısmi kapanma da iş yerlerinin kapatılmasıyla ve çoęu insan biranda işsizlik sorunuyla karşı karşıya kalmaktadır. COVID-19 salgını ekonomilere derin izler bırakmakta, yaşanan finansal ve ekonomik sorunları da çözülemez hale getirmektedir. Reel sektör üzerindeki olumsuz etkileri beraberinde işsizlięi ve yoksulluęu artırmaktadır. Geçimlerini sağlayamayan çoęu aile bireyleri arasında anlaşmazlıklar ortaya çıkmakta ve bu dönemde boşanma oranında artışlar meydana gelmektedir. İleriye dönük çalışmalarda COVID-19 salgının makroekonomik deęiřkenler üzerinde oluşturduęu etkiler sonucu boşanma oranları üzerinde meydana gelecek deęişimler araştırılabilir ve bununla ilgili çözüm önerileri verilebilir.

İlerleyen alıřmalarda Trkiye ve benzeri lkeler dikkate alınarak bořanma oranlarını etkileyen makroekonomik deęiřkenler erevesinde anket verilerinden yararlanılarak Probit ve Logit gibi mikro ekonometri yntemlerinden yararlanabilirler. Ayrıca deęiřmiř ve deęiřmekte olan lkeler karřılařtırması yapılarak da makroekonomik deęiřkenlerin bořanma oranları zerindeki etkisi analiz edilebilir.



KAYNAKÇA

- Aksu , L. (2018). İşsizlik, Suç, Boşanma, İntihar Oranları ile İktisadi Büyüme İlişkisinin; 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.
- Alptekin , V. (2018). İşsizlik ve Boşanmanın Panaroması: Türkiye İçin İstatistiki Bölge Birimleri Sınıflandırmasına Göre Panel Veri Analizi Yardımıyla Bir Sınama. *Yerelden Globale Stratejik Araştırmalar I*, 101-119.
- 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.
- Anıl, Y. Ş. (2008). *Boşanma sebebi olarak evlilik birliğinin temelinden sarsılması geçimsizlik*. İstanbul: Beta .
- Arıkan , Ç. (1992). *Yoksullukta ve Evlilikte Geçimsizlik ve Boşanma* . Ankara: Şafak Matbaacılık.
- Arıkan, Ç. (1996). Halkın Boşanmaya İlişkin Tutumları Araştırması. T.C. Aile ve Sosyal Politikalar Bakanlığı Aile ve Toplum Hizmetleri Genel Müdürlüğü.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (Cilt 3th Ed.). England: Chichester: John Wiley& Sons.
- Baltagi, B., & Wu, P. (1999). Unequally Spaced Panel Data Regressions With AR(1) Disturbances. *Econometric Theory*, 814-823.

- Bayrak , S. (2019). Türkiye’de İşsizlik ve Boşanma İlişkisi: 1980-2017 Dönemi İçin Nedensellik Analizi. *Çalışma İlişkileri Dergisi*, 10(1), 39-54.
- Bentzen, J., & Smith, V. (2002). An Empirical Analysis Of The Effect Of Labour Market Characteristics On Marital Dissolution Rates. *Department Of Economics Aarhus School Of Business*, 1-26.
- Bhargava, A., Franzini, L., & Narendranathan, W. (1982). Serial Correlation And Fixed Effects Model. *Review Of Economic Studies*, 533-549.
- Blekesaune, M. (2008). Unemployment And Partnership Dissolution, Norwegian Social Research – NOVA. *Economic And Social Research Council*, 1-17.
- 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.
- Çepni, E. (2015). *Ekonomik ve Finansal Göstergeler Rehberi* (Cilt 7.baskı). Seçkin Yayıncılık.
- Çoban , A. İ. (2009). Adölesan Evlilikleri. *Aile ve toplum eğitim-kültür ve araştırma dergisi*, 4(16), 43. T.C. Başbakanlık aile ve sosyal araştırmalar genel müdürlüğü .
- Driscoll, J., & Kraay, A. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation With Spatially Depent Panel Data. *Review of Economics and Statistics*, 549-560.
- Erkan, E., & Yamak, R. (2017). Türkiye’de Boşanma Olgusunun Belirleyicileri: Panel Veri Analizi. *Eurasian Academy Of Sciences Eurasian Business & Economics Journal*, 8, 75-94.
- Ermiş, B. B. (2008). Bir sosyal destek kaynağı olarak aile. *Aile şurası, 'Aile destek hizmetleri' bildirileri*, 17. Ankara: T.C. Başbakanlık aile ve sosyal araştırmalar genel müdürlüğü yayınları.
- Fidan, F. (2005). Evlilik kariyeri öldürüyor mu? *Sakarya Üniversitesi Dergisi İ.İ.B.F.*, 10.
- Giddens, A. (2012). *Sosyoloji* (Cilt 1). (C. Güzel, Dü.) Kırmızı Yayınları.
- González-Val, R., & Marcén, M. (2015). Regional Unemployment, Marriage And Divorce. *Documents De Treball De l'IEB*, 2015/38, 1-50.

- González-Val,, R., & Marcén, M. (2016). Divorce And The Business Cycle: A Cross-Country Analysis. *Springer Science+Business Media New York*, 1-26.
- Greene, W. H. (2002). *Econometric Analysis* (Cilt Fifth Edition). Prentive Hall Upper Saddle River, New Jersey.
- Gujarati, D. N. (2003). *Basic Econometrics* (Cilt Fourth Edition). New York: McGraw-Hill Companies.
- Gujurati, D. (2016). *Örneklerle Ekonometri*. (N. Bolatoğlu, Çev.) BB101.
- Güriş, S. (2018). *Uygulamalı Panel Veri Ekonometrisi*. İstanbul: 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.
- Hawkins, D. N., & Booth, A. (2005). Effects Of Long-Term, Low-Quality Marriages On Well-Being. *The University Of North Caroline Press*, 84(1), 451-471.
- Hoechle, D. (2007). Robust Standard Errors For Panel Regressions With Cross-Sectional Dependence. *The Stata Journal*, 281-312.
- Hsiao, C. (2014). *Analysis Of Panel Data* (Cilt 3th Ed.). California: Cambridge University Press.
- Huang, T. (2003). Unemployment And Family Behavior In Taiwan. *Journal Of Family And Economic Issues*, 24(1), 27-48.
- Jalovaara, M. (2003). The Joint Effects Of Marriage Partners' Socioeconomic Positions On The Risk Of Divorce. *Demography*, 40(1), 67-81.
- 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.
- Kennedy, P. (1998). *A Guide To Econometrics* (Cilt Fourth Ed.). The MIT Press Cambridge, Massachusetts.

- Kızıldağ, Ö. (2003). Evlilik çatışması ile davranış problemleri arasındaki ilişkinin bilişsel-bağlamsal çerçeve açısından incelenmesi. *Yüksek lisans tezi*, 33. İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Psikoloji Anabilim Dalı.
- Koç, P. (2019). Türkiye'de Boşanma Oranları ve İşsizlik Oranları Arasındaki Uzun Dönemli İlişkinin Analizi. *SETSCI Conference Proceedings*, 4(8), 65-68.
- Kraft, K. (2001). Unemployment And The Separation Of Married Couples. *KYKLOS* 54, 67-88.
- Kutbay, H., & Buyrukoğlu, S. (2018). Vergi Yükünün Boşanma ve İntihara Etkisi: İşsizlik Bakımından Bir İnceleme. *Vergi Raporu*, 108-124.
- 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 İşgücüne Katılması ile Doğurganlık, Boşanma ve Ücret Haddi Arasındaki İlişki: Türkiye Üzerine Bir Araştırma. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 7(1), 1-20.
- 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.
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity And Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55(3), 703-708.
- Özer, U., & Topal, M. H. (2017). Genç İşsizliği, Suç, Göç, İntihar ve Boşanma Düzeyleri ile İlişkili midir? Türkiye'den Ampirik Bir Kanıt. *Kırklareli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6(5), 1-14.
- Parkman, A. M. (1992). Unilateral Divorce And The Labor-Force Participation Rate Of Married Women, Revisited. *The American Economic Review*, 82(3), 671-678.

- Pesaran, M. (2004). General Diagnostic Tests For Cross Section Dependence In Panels. *University Of Cambridge, USC And IZA Bonn, Discussion Paper No.1240*.
- Pesaran, M., Ullah, A., & Yamataga, T. (2008). A Bias-Adjusted LM Tests Of Error Cross-Section Independence. *Econometrics Journal*, (11), 105-127.
- 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.
- Rege, M., Telle, K., & Votruba, M. (2007). Plant Closure And Marital Dissolution. *Discussion Papers No:514 ,Statistics Norway, Research Department*, 1-23.
- 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., et al. (2009). *Boşanma Nedenleri Araştırması*. Ankara: T.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*.

- Şanlı , O. (2021). Türkiye'de 1994, 2001 VE 2018-2021 Kur Krizlerinin Yeni Nesil Kriz Teorileri Çerçevesinde İncelenmesi. *Aydın İktisat Fakültesi Dergisi*, 117.
- Tatoğlu, F. Y. (2013). *Panel Veri Ekonometrisi* (Cilt 2. Baskı). İstanbul: Beta Basım Yayım Dağıtım A.Ş.
- TMK/4721. (2018). Türk Medeni Kanununun Yürürlüğü ve Uygulaması Şekli Hakkında Kanun ve Gerekçe. *Kanunlar*, 41(24607), 08/12/2001 - Tertip:5, 8049-8210.
- Topbaş, F., & Kurt, S. (2007). İşsizlik ve Boşanma İlişkisi: 1970–2005 VAR ANALİZİ. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 5(7), 30-43.
- Türkiye İstatistik Kurumu. (2021). <https://www.tuik.gov.tr/>.
- Üçler , G., & Kızılkaya, O. (2014, Haziran). Kadın İstihdamının Boşanma ve Doğurganlık Üzerine Etkileri: Türkiye Üzerine Bölgesel Panel Veri Analizi. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 2(2), 28-43.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis Of Cross Section And Panel Data*. England: The MIT Press, Cambridge.
- Yavuzer, H. (2004). *Evlilik okulu*. Remzi kitapevi.
- Yazan, Ü. M. (1991). İleri endüstri toplumlarında aile kurumu üzerine bir araştırma. *Aile Yazıları I: Temel Kavramsal Yapı ve Tarihi Süreç*, 164. Ankara: Başbakanlık Aile Araştırma Kurumu Yayınları.
- Yılmaz , M. (2011). Türkiye'de Boşanma Olgusu ve Gaziantep İli Üzerine Bir Uygulama. *Yüksek Lisans Tezi*.
- Zhang, C., Wang , X., & Zhang, D. (2014). Urbanization, Unemployment Rate And China' Rising Divorce Rate. *Chinese Journal Of Population Resources And Environment*, 12(2), 157-164.

EKLER

Ek-1 Dünya’da Yapılan Çalışmalar

Çalışma	Yöntem	Veri seti	Örneklem dönemi	Bulgular
South (1985; ABD)	Zaman serisi analizi	Milli gelir, işsizlik oranı, boşanma oranı, kadınların işgücüne katılım oranı	1947-1979	Kadınların işgücüne katılım oranı ve işsizlik oranı ile boşanma oranı arasında pozitif bir ilişki vardır.
Jensen ve Smith (1990; Danimarka)	Logit model	Demografik, ekonomik ve işgücü piyasası davranışı değişkenleri	1979-1985 N=16504	Erkek işsizliği ile boşanma arasında anlamlı bir ilişki vardır.
Parkman (1992; ABD)	Logit model	Kadınların işgücüne katılım oranı, kocanın geliri, bölgesel ve demografik değişiklikler	1978-1979	Kadınların işgücüne katılım oranı ve tek taraflı boşanma arasında anlamlı bir ilişki vardır.
Nakonezy vd. (1995; ABD)	ANCOVA, Çoklu regresyon, t testi	Boşanma oranı, eğitim, ortalama aile geliri, dindarlık, kusursuz boşanma yasası	1950-1990	Ortalama aile geliri ve boşanma oranı arasında pozitif bir ilişki vardır.
Lester (1996; 11 ülke)	Zaman serisi analizi	İşsizlik, doğum, evlilik ve boşanma oranları	1950-1985	9 ülkedeki İşsizlik oranı ile boşanma oranı arasında pozitif ilişki vardır.
Ruggles (1997; ABD)	Regresyon analizi	Boşanma, ayrılma, yerel işgücü piyasası	1880-1990	Kadınların işgücüne katılımı ve tarım dışı istihdam ile boşanma arasında anlamlı bir ilişki vardır.
Seitz (1999; ABD)	Panel veri analizi	Evli, yeniden evlenmiş, bekar ve boşanmış kadınlar, işgücü piyasası	1979-1992	Kadınların işgücüne katılımı ile boşanmış kadınlar arasında anlamlı ilişki vardır

Çalışma	Yöntem	Veri seti	Örneklem dönemi	Bulgular
Boheim ve Ermisch (2001; İngiltere)	Probit model	Demografik, ekonomik ve işgücü piyasası davranışı	1991-1998 N=5500	Kocanın geliri ile boşanma oranı arasında negatif bir ilişki vardır
Kraft (2001; Almanya)	Probit ve Logit model	Sosyo-ekonomik değişkenler	1987-1996 N=39959	İşsizlik ve boşanma arasında anlamlı ilişki vardır
Bentzen ve Smith (2002; ABD-Danimarka)	Granger nedensellik, VAR analizi	Boşanma oranı, kadınların işgücüne katılım oranı, kadın işsizlik oranı, erkek işsizlik oranı	1948-1998	Erkek işsizliği ile boşanmanın granger nedenidir ve aralarında anlamlı bir ilişki vardır. Her iki ülke içinde sonuçlar benzerdir.
Svarer (2002; Danimarka)	Regresyon analizi	İşsizlik, evlilik, boşanma, eğitim	1980-1995 N=7327	İşsizlik ve boşanma arasında anlamlı bir ilişki vardır.
Huang (2003; Tayvan)	VAR modeli, Eştümleşme, Granger nedensellik analizi	Boşanma oranı, işsizlik oranı, gebelik oranı ve evlenme oranı	Ocak 1978-Nisan 2000	Eştümleşme ilişkisi yoktur. İşsizlik ve boşanma arasında tek yönlü nedensellik ve pozitif bir ilişki vardır.
Jalovaara (2003; Finlandiya)	Poisson regresyon analizi	Eşlerin sosyo-ekonomik pozisyonları ve boşanma	1991-1993 N=766637	İşsizlik ve kadının gelirinin kocasının gelirini aştığı durumlarda boşanma oranı ile pozitif bir ilişki vardır.
Hansen (2005; Norveç)	Logit ve Probit model	Ekonomik Demografik değişkenler	1989-1996 N=40472	İş kaybı ile boşanma arasında anlamlı bir ilişki vardır.
Raeymaeckers vd. (2006; Belçika)	Panel regresyon analizi	Evlilik süresi, çocuk sayısı, yaş, cinsiyet, evlilik yaşı, evlilik öncesi yaşama, uyruk, bölge, eğitim, finansal kaynaklar	1992-2002 N=5314	Her iki eşin çalışması, işsiz kalması, eşit eğitim seviyeleri ve benzer finansal kaynaklara sahip olması ile boşanma arasında ters yönlü bir ilişki vardır

Çalışma	Yöntem	Veri seti	Örneklem dönemi	Bulgular
Rege, Telle ve Votruba (2007; Norveç)	Logit ve OLS regresyon modeli	Demografik ve sosyo-ekonomik değişkenler, coğrafi tanımlayıcılar, işgücü piyasası	1992-2005 N=80932	Kocanın işten ayrılması ile boşanma arasında anlamlı bir ilişki vardır
Kawata (2008;Japonya)	Yatay kesit ve Eştümleşme analizi	İşsizlik oranı, boşanma oranı, suç oranı, ortalama çalışma saati	1958-2006	İşsizlik ve boşanma arasında pozitif korelasyon vardır.
Blekeasaune (2008;İngiltere)	Ayrık zamanlı tehlike regresyon modeli	Demografik değişkenler, finansal memnuniyet, zihinsel sıkıntı değişkenleri	1991-2005 N=3586	Kısa ve uzun dönemde işsizlik ve kadınların düşük finansal memnuniyeti ile boşanma arasında anlamlı bir ilişki vardır.
Roy (2010; Avusturalya)	Probit model	Hane halkı geliri, emek dinamikleri, demografik değişkenler	2001-2007 N=6657	İşsizlik ve boşanma arasında anlamlı bir ilişki yoktur.
Amato ve Beattie (2011; Columbia bölgesi 50 eyalet)	Panel regresyon analizi, zaman serisi analizi	İşsizlik oranı, boşanma oranı	1960-2005 N=510	1960-1980 arası işsizlik ile boşanma arasında pozitif bir ilişki varken 1980 yılından sonra negatif bir ilişki vardır.
Schaller (2013; ABD)	Regresyon analizi	Evlenme, boşanma , işsizlik, demografik değişkenler	1978-2009 N=60000	Genel işsizlik oranı hem evlilik hem de boşanma üzerinde negatif korelasyonludur.
Zhang, Whang ve Zhang (2014; Çin)	Panel regresyon analizi	Demografik, ekonomik, kentleşme, işsizlik oranı, boşanma oranı	2000-2011 N= 31 il	Daha yüksek işsizlik ile boşanma arasında negatif bir ilişki vardır.

Çalışma	Yöntem	Veri seti	Örneklem dönemi	Bulgular
González-Val ve Marcén (2015; İspanya)	Kuantil regresyon analizi, OLS regresyon analizi	İşsizlik, evlilik, boşanma, demografik, coğrafi değişkenler	1998-2013 N=50 il	İç bölgelerde işsizlik ile boşanma arasındaki ilişki pozitif iken kıyı bölgelerde negatiftir.
González-Val ve Marcén (2016; 29 Avrupa ülkesi)	Panel veri analizi	Boşanma oranı, işsizlik oranı, erkek işsizlik oranı, kişi başına gsyh ve kadın işgücüne katılım oranı değişkenleri	1991-2002	İşsizlik oranı ve erkek işsizlik oranı ile boşanma arasında negatif bir ilişki varken kişi başına GSYH ile boşanma arasında anlamsız bir ilişki vardır
Alola, Arikewuyo vd. (2019; OECD ülkeleri)	Panel eştümleşme, Dinamik ARDL, Granger nedensellik	GDP, Kadın işsizlik, Erkek işsizlik, Evlilik oranı ve boşanma oranı değişkenleri	1995-2016 N=33 üye	Erkek işsizlik oranı uzun vadede boşanma oranı ile pozitif ilişki varken kadın işsizliği ile boşanma arasında negatif ilişki vardır.

Ek-2 Türkiye’de yapılan Çalışmalar

Çalışma	Yöntem	Veri seti	Örneklem dönemi	Bulgular
Topbaş ve Kurt (2007; Türkiye)	Var analizi ve Granger nedensellik analizi	İşsizlik ve boşanma oranları, farklı boşanma sayıları	1970-2005	Değişkenler boşanmanın anlamlı bir granger nedenidir.
Yılmaz (2011; Türkiye)	Anket yöntemi	Çeşitli melek gruplarındaki çalışan, çalışmayan, boşanmış kişiler ve boşanma		Gelir, işsizlik (katılımcıların %35,4’ü) ve boşanma arasında anlamlı ilişki vardır.
Sandalcılar (2012; Türkiye)	Panel birim kök, Panel eştümleşme (pedroni), Granger nedensellik	İşsizlik ve boşanma	2001-2010 N=182	İşsizlik ile boşanma arasında ilişki yoktur ve granger nedeni değildir.
Kutlar, Erdem ve Aydın (2012; Türkiye)	Eştümleşme, Granger nedensellik analizi	Evli kadınların doğurganlık oranı, kadınların işgücüne katılım oranı, ücret endeksi	1988-2009	Kadınların işgücüne katılım oranı ve gelirin boşanma üzerinde anlamlı bir ilişkisi vardır.
Üçler ve Kızılkaya (2014; Türkiye)	Panel eştümleşme, Panel DOLS, Panel FMOLS	Boşanma oranı, kadın istihdam sayısı, doğum sayısı	2004-2013	Kadın istihdamı ve boşanma arasında anlamlı bir ilişki vardır.
Kutlar vd. (2016; Türkiye)	Panel veri analizi	Kaba boşanma ve doğurganlık oranı, kadınların işgücüne katılım oranı, kadınların işsizlik oranı, toplam işsizlik oranı, gayri safi katma değerler	2004-2013	13 bölgede kadınların işgücüne katılım oranının ve 21 bölgede kişi başına gayri safi katma değer kaba boşanma oranı ile arasında pozitif korelasyon vardır.
Erkan ve Yamak (2017; Türkiye)	Panel veri analizi	Kaba boşanma oranı, işsizlik oranı, erkek işsizlik oranı, kadınların işgücüne katılım oranı, eğitim seviyesi ve kişi başına elektrik tüketimi	2007-2015 N=234	Kadınların işgücüne katılım oranı, işsizlik oranı, kadınların eğitimi ve kişi başına elektrik tüketimi ile boşanma oranı arasında anlamlı ilişki vardır.

Çalışma	Yöntem	Veri seti	Örneklem dönemi	Bulgular
Özer ve Topal (2017; Türkiye)	Klasik panel regresyon analizi, Panel nedensellik	Genç işsizliği, suç, göç, intihar, boşanma	2004-2016 N=338	Genç işsizliği, suç, göç, intihar ile boşanma arasında pozitif bir ilişki vardır
Aksu (2018; Türkiye)	Granger nedensellik, ARDL analizi	İşsizlik, iktisadi büyüme, intihar, suç, boşanma, GSMH, istihdam ve nüfus	1980-2015	İşsizlik ve boşanma arasında tek yönlü nedensellik ve aralarında pozitif bir ilişki vardır.
Kutbay ve Buyrukoğlu (2018; Türkiye)	Granger nedensellik, eştümleşme, EKK yöntemi ve Vektör hata düzeltme yöntemi	Vergi yükü, işsizlik, intihar ve boşanma	1974-2016	İşsizlik ve boşanma arasında tek yönlü nedensellik ve aralarında pozitif yönlü bir ilişki vardır
Koç (2019; Türkiye)	Maki eştümleşme, DOLS ve FMOLS analizleri	İşsizlik oranı ve boşanma oranı	1930-2018	İşsizlik oranı ve boşanma oranı arasında uzun dönemli ve pozitif bir ilişki vardır.
Bayrak (2019; Türkiye)	Kapetanios birim kök testi, Maki eştümleşme, Nedensellik analizi	İşsizlik ve geçimsizlik nedeniyle boşanma	1980-2017	Eştümleşme ilişkisi yoktur. İşsizlik ve boşanma arasında çift yönlü nedensellik vardır.