



**TÜRKİYE CUMHURİYETİ
ANKARA ÜNİVERSİTESİ
SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**



**TÜRKİYE'DE 2008-2015 YILLARI ARASINDAKİ ANNE
ÖLÜM ORANI VERİLERİNİ ETKİLEYEN FAKTÖRLERİN
PANEL VERİ ANALİZİ İLE İNCELENMESİ**

Elif ÖNER

**BIYOİSTATİSTİK ANABİLİM DALI
YÜKSEK LİSANS TEZİ**

**DANIŞMAN
Doç. Dr. Serdal Kenan KÖSE**

**ANKARA
2017**

**TÜRKİYE CUMHURİYETİ
ANKARA ÜNİVERSİTESİ
SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**TÜRKİYE'DE 2008-2015 YILLARI ARASINDAKİ ANNE
ÖLÜM ORANI VERİLERİNİ ETKİLEYEN FAKTÖRLERİN
PANEL VERİ ANALİZİ İLE İNCELENMESİ**

Elif ÖNER

**BIYOİSTATİSTİK ANABİLİM DALI
YÜKSEK LİSANS TEZİ**

**DANIŞMAN
Doç. Dr. Serdal Kenan KÖSE**

**ANKARA
2017**

Ankara Üniversitesi
Sağlık Bilimleri Enstitüsü Müdürlüğü'ne,

Yüksek Lisans tezi olarak hazırlayıp sunduğum “Türkiye’de 2008-2015 Yılları Arasındaki Anne Ölüm Oranı Verilerini Etkileyen Faktörlerin Panel Veri Analizi ile İncelenmesi” başlıklı tez; bilimsel ahlak ve değerlere uygun olarak tarafımdan yazılmıştır. Tezimin fikir/hipotezi tümüyle tez danışmanım ve bana aittir. Tezde yer alan deneysel çalışma/araştırma tarafımdan yapılmış olup, tüm cümleler, yorumlar bana aittir.

Yukarıda belirtilen hususların doğruluğunu beyan ederim.

Öğrencinin Adı Soyadı: Elif Öner

Tarih:

İmza :

Ankara Üniversitesi Sağlık Bilimleri Enstitüsü Biyoistatistik Anabilim Dalında
Elif ÖNER tarafından hazırlanan “Türkiye’de 2008-2015 Yılları Arasındaki Anne
Ölüm Oranı Verilerini Etkileyen Faktörlerin Panel Veri Analizi ile İncelenmesi” adlı
tez çalışması aşağıdaki jüri tarafından YÜKSEK LİSANS TEZİ olarak
OY BİRLİĞİ ile kabul edilmiştir.

Tez Savunma Tarihi: 08/06/2017

Prof. Dr. S. Yavuz SANİSOĞLU
Yıldırım Beyazıt Üniversitesi
Tıp Fakültesi
Biyoistatistik Anabilim Dalı
Jüri Başkanı

Doç. Dr. Serdal Kenan KÖSE
Ankara Üniversitesi
Tıp Fakültesi
Biyoistatistik Anabilim Dalı
Tez Danışmanı

Doç. Dr. Derya ÖZTUNA
Ankara Üniversitesi
Tıp Fakültesi
Biyoistatistik Anabilim Dalı

Tez hakkında alınan jüri kararı, Ankara Üniversitesi Sağlık Bilimleri Enstitüsü
Yönetim Kurulu tarafından onaylanmıştır.

Prof. Dr. Mehmet AKAN
Sağlık Bilimleri Enstitüsü
Müdürü V.

İÇİNDEKİLER

Etik Beyan	ii
Kabul ve Onay	iii
İçindekiler	iv
Önsöz	vi
Kısaltmalar	vii
1.GİRİŞ	1
1.1. Anne Ölümleri	1
1.1.1. Türkiye’de ve Dünya’da Anne Ölümleri	2
1.2. Panel Veri Analizi	6
1.2.1. Panel Veri Modelleri	7
1.2.1.1. Sabit Etkiler Modeli	10
1.2.1.1.1. Yapay Değişkenli EKK Yöntemi	11
1.2.1.1.2. Grup İçi Tahmin Yöntemi	12
1.2.1.2. Rasgele Etkiler Modeli	13
1.2.1.2.1. Genelleştirilmiş EKK Yöntemi	14
1.2.1.2.2. En Çok Olabilirlik Yöntemi	18
1.2.1.3. Sabit Etkiler Modeli ve Rasgele Etkiler Modelinin Seçimi	20
1.2.1.3.1. Hausman Testi	21
2. GEREÇ ve YÖNTEM	23
2.1. Çalışmanın Amacı ve Kapsamı	23
2.2. Çalışmanın Yöntemi ve Veriler	23
3. BULGULAR	26
3.1. Sabit Etkiler Modeli Tahmin Sonuçları	26
3.1.1. Yapay Değişkenli EKK Yöntemi Tahmin Sonuçları	26
3.1.2. Grup İçi Yöntemi Tahmin Sonuçları	27
3.2. Rasgele Etkiler Modeli Tahmin Sonuçları	28
3.2.1. Genelleştirilmiş EKK Yöntemi Tahmin Sonuçları	28
3.2.2. En Çok Olabilirlik Yöntemi Tahmin Sonuçları	29
3.3. Hausman Testi Sonuçları	29
4. SONUÇ ve ÖNERİLER	30
ÖZET	32
SUMMARY	33
KAYNAKLAR	34
EKLER	37
Ek-1. Türkiye İBBS-1 Bölgeleri	38
Ek-2. Stepwise Regresyon Yöntemine İlişkin Program Çıktısı	40
Ek-3.Yapay Değişkenli En Küçük Kareler Yöntemine İlişkin Program Çıktısı	41

Ek-4. Grup İçi Yöntemine İlişkin Program Çıktısı	42
Ek-5. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemine İlişkin Program Çıktısı	43
Ek-6. En Çok Olabilirlik Yöntemine İlişkin Program Çıktısı	44
Ek-7. Hausman Testine İlişkin Program Çıktısı	45
ÖZGEÇMİŞ	46



ÖNSÖZ

Anne ölümleri bir ülkenin gelişmişlik düzeyini gösteren çok boyutlu bir göstergedir. Bu göstergelerden yola çıkılarak, sağlık hizmetlerinin durumu hakkında bilgi sahibi olunabilir. Bu nedenle anne ölümlerine sebep olan etkenlerin tespiti önem arz etmektedir. Bu bağlamda, çalışmanın temel amacı anne ölümlerini etkileyen faktörlerin panel veri tahmin yöntemleri kullanılarak ortaya konmaya çalışılmasıdır.

Tez çalışmamın her aşamasında benden ilgisini ve desteğini esirgemeyen danışman hocam Sayın Doç. Dr. Serdal Kenan KÖSE'ye, görüş ve önerileriyle tezime katkı sağlayan hocam Sayın Prof. Dr. S. Yavuz SANİSOĞLU'na ve yüksek lisans eğitimim boyunca bilgilerinden faydalandığım tüm Ankara Üniversitesi Tıp Fakültesi Biyoistatistik Anabilim Dalı değerli hocalarıma teşekkürü bir borç bilirim. Ayrıca tez çalışmam boyunca desteklerini esirgemeyen ve her zaman yanımda olan aileme ve eşime çok teşekkür ederim.

KISALTMALAR

AIDS	: Edinilmiş Yetersiz Baęışıklık Sistemi Sendromu
EKK	: En Küçük Kareler
YDEKK	: Yapay Deęişkenli En Küçük Kareler
GEKK	: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
Gİ	: Grup İçi
İBBS	: İstatistiki Bölge Birimleri Sınıflandırması
OO	: Olabilirlik Oranı
EÇO	: En Çok Olabilirlik
UAÖÇ	: Ulusal Anne Ölümleri Çalışması

1.GİRİŞ

Bu çalışmada, anne ölüm oranlarını etkileyen faktörlerin panel veri tahmin yöntemleri kullanılarak belirlenmesi amaçlanmıştır. 2008-2015 yılları arasında Türkiye’de İstatistikî Bölge Birimleri Sınıflandırması Düzey 1 (İBBS-1) bölgelerine ait veriler kullanılarak, anne ölümlerini etkileyen faktörler incelenmiştir. Bu çalışma ile panel veri tahmin yöntemleri kullanılarak, analiz için belirlenen değişkenlerin etkilerinin olup olmadığı ortaya konmaya çalışılmıştır.

Çalışmanın bu bölümünde, anne ölümleri ile ilgili genel tanımlar ele alınarak, Türkiye’de ve Dünya’da anne ölümleri ile ilgili yapılan çalışmaların sonuçları hakkında bilgiler verilmiştir. Panel veri analizi ele alınarak, panel veri modelleri ve tahmin yöntemleri ayrıntılı olarak incelenmiştir. Çalışmanın gereç ve yöntem bölümünde, çalışmanın amacı ve kapsamı hakkında bilgi verilerek çalışmada kullanılan veri yapısı ve değişkenler açıklanmıştır. Model tahminlerine geçmeden önce, yapılan analizlerin sağlıklı sonuç vermesi için modelde yer alacak değişkenler seçilerek en uygun model belirlenmiştir. Çalışmanın bulgular bölümünde, çalışmanın amacına uygun olarak anne ölümlerini etkileyen faktörler panel veri analiz yöntemleriyle incelenerek elde edilen bulgular ile ilgili yorumlar yapılmıştır. Çalışmanın son bölümünde ise, elde edilen sonuçlara ve önerilere yer verilmiştir.

1.1.Anne Ölümleri

Anne ölümü (maternal mortality), bir kadının gebeliği esnasında ya da gebeliğin sonlanmasından sonraki 42 gün içerisinde, gebeliğin süresine ve yerine bakılmaksızın, gebelik durumunun ya da gebelik sürecinin şiddetlendirdiği tesadüfi olmayan nedenlerden kaynaklanan ölümü olarak tanımlanmaktadır (Türkiye Anne Ölümleri Çalışması Ana Rapor, 2005).

Gebelik, doğum ve lohusalık esnasında meydana gelen komplikasyonlar, gelişmekte olan ülkelerde üreme çağındaki kadınlar arasında en sık görülen ölüm nedenlerindedir. Anne ölümleri, gebelik boyunca, doğum esnasında ve sonrasında sağlık hizmetlerine ulaşılabilirlik, sağlık hizmetlerinden yararlanma ve sağlık hizmetlerinin niteliği ile beslenme, yoksulluk, eğitim ve toplumsal cinsiyet eşitliği gibi birçok etkeni barındırmaktadır. Bu nedenle anne ölümlerinin seviyesi çok boyutlu bir kalkınma göstergesi olarak kabul edilmektedir (Türkiye Ulusal Anne Ölümleri Çalışması Ana Rapor, 2005).

Anne sağlığının iyileştirilmesi, Birleşmiş Milletler Binyıl Kalkınma Hedefleri raporunda öncelikli hedefler arasında yer almaktadır. Rapora göre, anne ölümlerinin büyük oranda azaltılması hedeflenerek bazı göstergeler belirlenmiştir. Bu göstergelerden bazıları; anne ölüm hızları, eğitilmiş sağlık personeli tarafından gerçekleştirilen doğum oranları ve gebeliği önleyici yöntem kullanımıdır (Çelik, 2015).

Uluslararası kuruluşlar tarafından dikkate alınan göstergeler arasında bulunan anne ölümü göstergeleri arasında en yaygın olarak kullanılanı anne ölüm oranıdır. Anne ölüm oranı, 100.000 canlı doğumda gerçekleşen anne ölümlerinin sayısı olarak tanımlanmaktadır (Türkiye Anne Ölümleri Çalışması Ana Rapor, 2005).

1.1.1. Türkiye’de ve Dünya’da Anne Ölümleri

Türkiye’de anne ölüm verilerine ulaşılan ilk ulusal çalışma, ikili kayıt sisteminin kullanıldığı 1974-1975 Türkiye Nüfus Araştırması’dır. Bu araştırmada, anne ölüm oranı 208 (100.000 canlı doğumda) olarak hesaplanmıştır. 1989 Türkiye Nüfus Araştırması’nda kız kardeş yöntemi kullanılmış ve anne ölüm oranı 1981 yıl ortası için 132 (100.000 canlı doğumda) olarak bulunmuştur. 1997-1998 döneminde ise, Türkiye’nin 53 ilindeki 615 hastaneden elde edilen verilere göre anne ölüm oranı 49 (100.000 canlı doğumda) olarak bulunmuştur. 2000 yılında Sağlık Bakanlığı, Başkent Üniversitesi ve Hıfzıssıhha Okulu tarafından gerçekleştirilen Hastalık Yüğü

Hane Halkı Araştırması'nda ise anne ölüm oranı 24 (100.000 canlı doğumda) olarak tespit edilmiştir. Daha sonra, 2005 yılında Türkiye Üreme Sağlığı Programı kapsamında yapılan Ulusal Anne Ölümleri Çalışması (UAÖÇ) yapılmıştır.

UAÖÇ ile anne ölümlerinin düzeyi, bileşenleri ve anne ölümlerindeki bölgesel ve kent-kır arasındaki farklılaşmalar hakkında detaylı bilgiler elde edilmiştir. UAÖÇ'de, anne ölümlerine neden olan önlenebilir faktörler incelenmiş ve risk faktörleri belirlenmiştir. Bunların yanı sıra çalışmada, üreme çağındaki kadınlarda görülen ölüm sebeplerine ve risk faktörlerine de değinilmektedir.

UAÖÇ'nin niceliksel veri toplama işlemi, Üreme Çağında Ölümlülük Çalışması (RAMOS)'nda kullanılan veri toplama metotları kullanılarak yapılmıştır. Yaşamsal olaylar veri kayıt sisteminin sağlıklı çalışmadığı ülkelerde yapılan başarılı sonuç veren çalışmalarda üreme çağındaki kadınların ölüm nedenlerini belirlemek için çeşitli bilgi kaynakları kullanılmaktadır. Anne ölümleri, gebeliğe bağlı ölümler, ya da diğer nedenlere bağlı ölümler olarak sınıflandırma yapmak için, hane halkı üyeleri ve sağlık hizmeti verenlerle görüşülmekte ve sağlık kurumundaki kayıtlar incelenmektedir.

Anne ölümlerinin nedenlerinin tıbbi olarak belirlenemediği durumlarda sözel otopsi yöntemine başvurulabilmektedir. Güvenilir ve geçerli bir yöntem olan sözel otopsi yöntemi ile ölüme sebep olabilecek hastalıklarla ilgili semptom ve belirtiler kaydedilmektedir. Definler hakkında bilgi edinmek için, kentlerde mezarlık görevlilerinden kırsalda muhtarlardan yararlanılmıştır. Ölüm, sağlık kuruluşunda gerçekleşmişse sağlık kayıtları incelenmiş ve sorumlu sağlık personeli ile görüşülmüş, ölüm, sağlık kuruluşu dışında gerçekleşmişse, ölüm sebebinin tespit edilmesi amacıyla sözel otopsi görüşmesi yapılmıştır (Türkiye Ulusal Anne Ölümleri Çalışması Ana Rapor, 2005).

UAÖÇ'de tabakalı olasılıklı örnekleme yöntemi ile 27 il örnekleme olarak seçilmiştir. 12 aylık sürede veri toplanan çalışmada elde edilen bulgulara göre, anne ölümlerinin

içinde doğrudan anne ölümlerinin payı yüzde 78,8 iken, dolaylı anne ölümlerinin payı yüzde 21,2'dir. Doğrudan anne ölümleri, gebelikte ortaya çıkan fiziksel ve psikolojik durumlara doğrudan bağlı nedenler olarak tanımlanmaktadır. Dolaylı anne ölümleri ise, önceden var olan ya da gebelik süresince ortaya çıkan ve bu dönemde oluşan fizyolojik değişimlerin arttırdığı nedenler olarak tanımlanmaktadır.

Anne ölümlerinin yüzde 65'inde en az bir biyomedikal risk faktörü görülürken, yüzde 35'inde herhangi risk faktörü görülmemektedir. Biyomedikal risk faktörleri arasında en sık rastlanan risk faktörleri erken ya da geç yaşta anne olmak ve kadının daha önceki gebeliklerinin sayısı olarak ifade edilen paritedir.

Çalışmada anne ölümlerine yol açan önlenabilir faktörler üç gruba ayrılmıştır. Bunlar, yüzde 36,2'lik pay ile hane halkı ve toplumsal faktörler, yüzde 13,7'lik pay ile sağlık hizmeti verenlerle ilişkili faktörler, yüzde 2,1'lik pay ile sağlık hizmetindeki malzeme/donanım ile ilgili faktörlerdir. Anne ölümlerinin yüzde 61,6'sında bir ya da daha fazla önlenabilir faktör mevcuttur.

Türkiye'de 2002-2015 yılları arasındaki anne ölüm oranları incelendiğinde, 2002 yılında anne ölüm oranı 64 iken, 2002-2007 yılları arasında hızlı bir düşüş seyrederek 21,2 olmuş, 2013 yılında 0,5'lik bir artış olsa da 2015 yılında 14,7'ye kadar düşmüştür.

Dünya'da anne ölümlerine bakıldığında, Dünya Sağlık Örgütü'nün 2015 yılında yayınladığı rapora göre, Dünya'da anne ölümleri 1990 yılına göre yüzde 44 oranında düşüş göstermiştir. Anne ölüm oranları ise yüz binde 385'den yüz binde 216'ya kadar gerilerken, yaşam boyu risk ise 17 de 1'den 180'de 1'e önemli ölçüde azalmıştır. Anne ölümlerinin yaklaşık yüzde 1,6'sı AIDS'e bağlı olarak gerçekleşmektedir (Trends in Maternal Mortality: 1990 to 2015, World Health Organization).

Anne ölümlerinin çoğu engellenebilir sebeplerden meydana gelmektedir. Binyıl Kalkınma Hedefleri 2015 raporuna göre, dünyada anne ölümlerinin sebeplerine bakıldığında, ilk sırada kanamalardan kaynaklanan ölümler yer almaktadır. Diğer önemli komplikasyonlar ise enfeksiyonlar, gebelik süresince yüksek kan basıncı, doğum sırasında meydana gelen komplikasyonlar ve uygun olmayan şartlarda yapılan kürtajlar olarak ortaya çıkmaktadır (The Millenium Development Goals Report 2015, United Nations).

Anne ölümlerini etkileyen faktörlerle ilgili yapılan bazı çalışmalarda, anne ölümleri üzerinde etkili olduğu ortaya konan değişkenler şu şekilde özetlenebilir. Sağlık sistemi göstergeleri göz önüne alındığında; sağlık harcamaları, hastanelerdeki yatak sayıları, hastanelerdeki insan kaynakları (doktor, hemşire, ebe sayıları) yoğunluğu, suya sürdürülebilir erişim, hijyen ve doğurganlık hızı değişkenlerinin etkili olduğu görülmektedir. Sosyo-ekonomik göstergeler göz önüne alındığında; kadınlarda iş gücüne katılım oranı, gelir düzeyi, kişi başına düşen milli gelir, eğitim seviyesi, kentleşme oranı, gebeliği önleyici yöntem kullanımı gibi değişkenlerin yanı sıra ülkelerin coğrafi yapısı, kırsal ve kentsel nüfus oranı gibi demografik özelliklerin de önemli olduğu görülmektedir (Ahmed ve ark., 2012; Anand ve Bärnighausen, 2004; Betrán ve ark., 2005; Koch ve ark., 2014; Liang ve ark., 2010; Muldoon ve ark., 2011 ve Powel-Jackson ve ark., 2015).

Anne ölümlerinin önemli sebeplerinden olan gebelik komplikasyonlarının giderilmesinde doğum öncesi bakım, doğum sırasında eğitimli sağlık personelinin yardım almak, doğumun yapıldığı yer gibi etkenlerin de önemli rolü bulunmaktadır (Türkiye Nüfus ve Sağlık Araştırması, 2013).

Tüm bu bilgiler ışığında, anne ölümlerini etkileyen faktörler incelenerek panel veri yapısına uygun değişkenler belirlenip veri seti oluşturulmuştur.

1.2.Panel Veri Analizi

İstatistiksel analizlerde genellikle üç tür veri tipi kullanılmaktadır. Bu veriler; yatay kesit verileri, zaman serisi verileri ve karma verilerdir. Karma veriler, yatay kesit verileri ve zaman serisi verilerinin bir araya getirilmesiyle oluşan verilerdir. Panel veri ise, aynı yatay kesit biriminin belli bir zaman içinde izlendiği özel bir karma veri türüdür (Gujarati, 2005, s:22-23).

Daha çok ekonometrik çalışmalarda kullanılan panel veri çalışmalarında, birimler arasındaki ya da zamana bağlı değişkenlikleri tanımlamak mümkün olmaktadır. Bununla birlikte, zaman içinde değişen ya da sabit kalan değişkenler için tahminler yapılabilmektedir (Altunkaynak, 2007, s:11-12).

Panel veri analizi birçok avantaja sahiptir. Bunlardan ilki; yatay kesit verileri ve zaman serisi verilerinin bir araya getirilmesiyle oluşturulan panel veride gözlem sayısı daha fazladır. Gözlem sayısının fazla olması serbestlik derecesinin artmasına ve çoklu doğrusal bağlantının azalmasına sebep olmaktadır. Bu da yapılan tahminlerin etkinliğinin artmasına sebep olmaktadır. İkincisi; panel veri birimler arasında heterojenliği dikkate almakta ve bu tür heterojenlikler yatay kesite özgü bazı değişkenler ilave edilerek modelde yer alabilmektedir. Üçüncüsü; panel veri kısa boyutlu zaman serisi ve/veya yetersiz yatay kesit biriminin olduğu durumlarda analiz edilmesine olanak sağlamaktadır. Son olarak, panel veri tek başına yatay kesit verileriyle ya da yalnızca zaman serisi verileriyle çözülemeyecek kadar karışık davranış modellerini incelememize olanak sağlamaktadır (Baltagi, 2005, s:4-7; Gujarati, 2005, s:592-593).

Panel veri analizi kullanmanın getirdiği kısıtlamalar da söz konusudur. Bunlardan ilki; verilerin toplanma ve düzenlenme aşamasındaki zorluklardır. Veri toplamanın ciddi bir maliyeti söz konusudur. Bunun yanı sıra ilgilenilen kitlenin eksik sayılması, anketi yapan kişinin hatası veya cevaplayan kişinin işbirliği yapmaması nedeniyle cevap alınamaması, anketin yapılma sıklığı, cevaplayan kişinin doğru cevabı

hatırlayamaması gibi problemlerle karşılaşılabilir. İkincisi; panel veride yer alan her birimin aynı değişken bakımından tekrarlı ölçülmesi sebebiyle ölçümler arası bağımsızlık varsayımı bozulmaktadır. Üçüncüsü; açık olmayan sorular nedeniyle hatalı yanıtlar verilmesi; kasıtlı yanlış verilen cevaplar; cevapların kaydedilmemesi, anketi yapan kişinin etkilemesi gibi nedenler ölçüm hatalarına neden olabilir. Son olarak; zaman serisi boyutunun yatay kesit boyutuna göre kısa olması asimptotik özelliklerin oldukça fazla olan birim sayısına bağlı olmasıdır. Bu durum bazı panel veri modellerinin hesaplanmasında çözümü kolay olmayan problemlerin ortaya çıkmasına neden olmaktadır (Baltagi, 2005, s:7-8).

Bu çalışmada, bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin modelde yer almadığı statik panel veri modelleri üzerinde durulacaktır.

1.2.1. Panel Veri Modelleri

Genel olarak doğrusal panel veri modeli;

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

şeklinde ifade edilebilmektedir. Burada i,t,k alt indisleri sırasıyla birimleri, zaman dönemlerini ve bağımsız değişken sayılarını ifade etmektedir. Y bağımlı değişkeni, x bağımsız değişkenleri ve u hata terimini ifade etmektedir.

Klasik doğrusal regresyon modellerinin, bağımsız değişkenlerle hatalar arasında ilişki olmaması gerektiği ve hataların kendi içinde ardışık bağımlı olmaması gerektiği gibi varsayımları panel veri setleri için sağlanamamaktadır. Bu nedenle panel veri için bazı regresyon modelleri geliştirilmiştir (Wooldridge, 2002, s:256).

Panel veri modelleri, parametrelerin zamana ve/veya birimlere göre değer almasına bağlı olarak aşağıdaki gibi sınıflandırılabilir;

1. Eğim parametresinin sabit, sabit parametrenin birimlere göre değişken olduğu modeller,

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

şeklinde gösterilmektedir. Bu tür modellere “Birim etkiler modeli” adı verilmektedir.

2. Eğim parametresinin sabit, sabit parametrenin birimlere ve zamana göre değişken olduğu modeller,

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad i=1, \dots, N; \quad t=1, \dots, T \quad (3)$$

şeklinde gösterilmektedir. Bu tür modellere “Birim ve zaman etkileri modeli” adı verilmektedir.

3. Tüm parametrelerin birimlere göre değişken olduğu modeller,

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_{ki} X_{kit} + u_{it} \quad i=1, \dots, N; \quad t=1, \dots, T \quad (4)$$

şeklinde gösterilmektedir.

4. Tüm parametrelerin hem zamana hem de birimlere göre değişken olduğu modeller,

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_{kit} X_{kit} + u_{it} \quad i=1, \dots, N; \quad t=1, \dots, T \quad (5)$$

şeklinde gösterilmektedir.

(2) ve (3) numaralı modeller, tüm parametrelerin birimlere ve zamana göre sabit varsayıldığı modellere göre oldukça yeterli bir alternatif sağladığı için panel veri analizinde en çok kullanılan modellerdir. Bu modeller, “*değişken sabit katsayılı modeller*” ya da “*sabit katsayısı değişken modeller*” şeklinde adlandırılmaktadırlar

(Hsiao, 2003, s:11-12). Çalışmada, eğim katsayısının sabit, sabit katsayısının ise birimlere göre değişken olduğu birim etkiler modeli üzerinde durulacaktır.

Sabit katsayısı değişken model,

$$Y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + v_{it} \quad i=1, \dots, N; \quad t=1, \dots, T \quad (6)$$

şeklinde gösterilebilmektedir. Burada, $v_{it} = \gamma_i + \lambda_t + u_{it}$, birleşik hatayı (composite error) temsil etmektedir. γ_i bileşeni, birimlere göre değişkenliği, λ_t bileşeni, zamana göre değişkenliği, u_{it} bileşeni (idiosyncratic errors/disturbances) ise birim ve zamana göre değişkenliği ifade etmektedir. Sabit katsayısı değişken modellerde, modele dahil edilmeyen yada gözlemlenemeyen etkiler (unobserved component/heterogeneity, individual effect/heterogeneity) sabit terim ya da hata terimi içinde yer almaktadır. Böylece birim ve/veya zaman bazındaki heterojenlikler sabit terimde yer alabilmekte ve bu heterojenlikten kaynaklı sapmayı azaltmak ya da yok etmek mümkün olmaktadır. Modele dahil edilmeyen yada gözlemlenemeyen değişkenler; demografik özellikler, firma yönetim şekli, beceri, cinsiyet gibi birimlere göre değişen ve zamana göre sabit değişkenler; fiyat, vergi, ekonomik iyimserlik ya da kötümserlik gibi birimlere göre sabit zamana göre değişen değişkenler ve hane halkı gelirleri, firma karları gibi hem zamana hem de birimlere göre değişen değişkenler olarak üç grupta tanımlanabilmektedir (Er, 2009; Yerdelen Tatoğlu, 2005).

Panel veri modellerinde, gözlemlenemeyen etkilerin sabit olduğu varsayılıyorsa, sabit etkiler modeli (fixed effects model); rasgele olduğu varsayılıyorsa, rasgele etkiler modeli (random effects model) söz konusu olmaktadır. Bağımsız değişkenlerle hata terimleri arasında ilişki olup olmama durumlarına göre hangi modelin kullanılacağına karar verilebilmektedir (Wooldridge, 2002, s:251-252).

Bir sonraki bölümde sabit ve rasgele etkiler modelleri ve tahmin yöntemleri üzerinde durulacaktır.

1.2.1.1. Sabit Etkiler Modeli

Panel veri regresyon modellerinde bazı katsayıların zamana ve/veya birimlere göre değişmesine izin verildiğinde regresyon katsayıları bilinmeyen sabit parametrelere dönüşmektedir. Bu modeller “*sabit etkiler modeli*” (fixed effects model) ya da “*sabit katsayılar modeli*” (fixed coefficients model) olarak adlandırılmaktadır. Sabit etkiler modelini ilk olarak Mundlak (1961), Wallace ve Hussain (1969) önermişlerdir. Sabit etkiler modellerinde sabit terim birimden birime farklılık gösterirken, eğim katsayısı birim ve/veya zaman göre sabit kalmaktadır. Böylece sabit parametre tahmin edilecek parametreye dönüşmektedir (Mátyás, Sevestre, 1996, s:34; Baltagi, 2005, s:19).

Sabit etkiler modeli ele alındığında,

$$Y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + c_i + u_{it} \quad i=1, \dots, N; \quad t=1, \dots, T \quad (7)$$

Burada $\sum_{i=1}^N c_i = 0$ olmak üzere, c_i genel ortalama α 'dan sapmaları göstermektedir.

Modelde, $\alpha_i = \alpha + c_i$ şeklinde yazarsak sabit etkiler modeli,

$$Y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + u_{it} \quad i=1, \dots, N; \quad t=1, \dots, T \quad (8)$$

şeklinde gösterilebilmektedir. Burada α_i , zamana göre sabit birim etkileri içeren sabit bir parametreye dönüşmektedir. Modelde hata teriminin bağımsız değişkenlerin geçmiş, şimdiki ve gelecek değerleriyle ilişkili olmaması varsayımı yapılmaktadır. Bu varsayıma “katı dışsallık” (strict exogeneity) varsayımı adı verilmektedir. Bunun yanı sıra, birim etki ile bağımsız değişkenlerin korelasyonlu olmasına izin verilmektedir (Arellano, 2004, s:12-13; Mátyás, Sevestre, 1996, s:35-36).

Sabit etkiler modellerinde, yapay değişkenli en küçük kareler yöntemi (least square dummy variable) ve grup içi tahmin yöntemi (within-groups) sık kullanılan tahmin yöntemleri arasındadır. Bir sonraki bölümde bu yöntemler üzerinde durulacaktır.

1.2.1.1.1.Yapay Değişkenli EKK Yöntemi

Panel veri modellerinde, modelde yer almayan zamana göre sabit birim etkileri içeren değişkenler yapay değişkenler aracılığıyla temsil edilebilmektedir.(6) numaralı modele yapay değişken eklenerek elde edilen model ve vektörel gösterimi,

$$Y_i = e\alpha_i + X_i\beta + u_i \quad (9)$$

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \dots \\ Y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{bmatrix} \alpha_1 + \begin{bmatrix} 0 \\ e \\ \dots \\ 0 \end{bmatrix} \alpha_2 + \dots + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \dots \\ e \end{bmatrix} \alpha_N + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \dots \\ X_N \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \dots \\ u_N \end{bmatrix} \quad (10)$$

şeklindedir. Burada,

$E(u_i) = 0$, $E(u_i u_i') = \sigma_u^2 I_T$, $E(u_i u_j') = 0$ ($i \neq j$) ve I_T , T*T boyutlu birim matristir.

α_i ve β 'nin EKK tahminleri, hata kareler toplamının minimize edilmesiyle elde edilmektedir. Hata kareler toplamı,

$$S = \sum_{i=1}^N u_i' u_i = \sum_{i=1}^N (Y_i - e\alpha_i - X_i\beta)' (Y_i - e\alpha_i - X_i\beta) \quad (11)$$

şeklindedir. S'nin α_i ve β 'ya göre birinci dereceden kısmi türevi alınarak sıfıra eşitlenmesiyle β 'nin EKK tahmin edicisi,

$$\hat{\beta}_{LSDV} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)(X_{it} - \bar{X}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)(Y_{it} - \bar{Y}_i)' \right] \quad (12)$$

olarak elde edilmektedir (Hsiao, 2003, s:30-32).

Yapay değişkenli EKK yöntemi, yatay kesit birimlerinin bağımsız değişkenler üzerindeki etkilerini tahmin etmek için faydalı bir yöntem olmasına karşın birim sayılarının fazla olduğu durumlarda fazla yapay değişken kullanılacağı için serbestlik derecesi kaybı söz konusu olmaktadır. Bu nedenle birim sayısının fazla olduğu

modellerde grup içi tahmin yönteminin kullanılması daha uygun olmaktadır (Gujarati, 2005, s:598).

1.2.1.1.2. Grup İçi Tahmin Yöntemi

Grup içi tahmin yönteminde, her bir birim için kendi ortalamasından farklar alınarak dönüşüm uygulanmaktadır. Dönüşüm uygulanan değişkenler EKK yöntemi ile tahmin edilebilmektedir. (9) numaralı eşitlik T*T boyutlu bir kovaryans matrisi ile çarpılır. Kovaryans matrisi,

$$Q = I_T - \frac{1}{T} ee' \quad (13)$$

şeklindedir ve çarpım sonucu,

$$Y_i = Qe\alpha_i + QX_i\beta + Qu_i \quad (14)$$

olarak elde edilir. Burada, $Qe = 0$ olduğundan dolayı sabit terim modelden düşerek,

$$Y_i = QX_i\beta + Qu_i \quad (15)$$

modeli elde edilmektedir. Bu modele EKK uygulandığında,

$$\hat{\beta}_{CV} = \left[\sum_{i=1}^N X_i' Q X_i \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N X_i' Q Y_i \right] \quad (16)$$

olarak elde edilmektedir. Sabit terimin modelden düşmesi yetenek ya da cinsiyet gibi birim bazında değişken zamana göre sabit olan değişkenlerin modelde yer alamamasına sebep olmaktadır.

$\hat{\beta}_{CV}$ tahmininin (12) numaralı tahmine eşit olduğu görülmektedir. Bu nedenle $\hat{\beta}_{LSDV}$ tahminine “kovaryans tahmincisi” (covariance estimator) adı verilmektedir. $\hat{\beta}_{CV}$

tahminine ise “grup içi tahminci” (within-group estimator) adı verilmektedir. $\hat{\beta}_{CV}$ nin varyans-kovaryans tahmini aşağıdaki gibidir:

$$Var(\hat{\beta}_{CV}) = \sigma_u^2 \left[\sum_{i=1}^N X_i' Q X_i \right]^{-1}$$

$\hat{\beta}_{CV}$, yansız bir tahmincidir ve N veya T’den herhangi biri ya da her ikisi birden sonsuza giderken tutarlı olmaktadır. Ancak sabit terim (α_i) için yapılan tahminler yansız olmasına rağmen sadece $T \rightarrow \infty$ olduğu durumda tutarlı olmaktadır (Hsiao, 2003, s:32-33; Gujarati, 2005, s:599-602; Arellano, 2004, s:17).

1.2.1.2. Rasgele Etkiler Modeli

Rasgele etkiler modellerinde, yatay-kesit birimlerine ait farklılıkların rastgele olduğu varsayılmakta ve bu farklılıklar hata teriminin bir bileşeni olarak modelde yer almaktadır. Rasgele etkiler modeli, “varyans bileşenleri modeli” ya da “hata bileşenleri modeli” olarak da adlandırılmaktadır. Bu modeller, birim bazında zaman bazında ya da hem birim hem de zaman bazında etkileri içerebilmektedir. Birim etkiler göz önüne alındığında birleşik hata terimi,

$$v_{it} = \gamma_i + u_{it}$$

şeklinde gösterilebilmektedir.

Modele ilişkin varsayımlar,

$$(a) E(u_{it} | x_i, \gamma_i) = 0 \quad t=1, \dots, T \quad (17)$$

$$(b) E(x_i | \gamma_i) = E(\gamma_i) = 0$$

$$(c) E(u_{it}^2) = \sigma_u^2 \quad t=1, \dots, T \quad (18)$$

$$(d) E(u_{it} u_{is} | x_i, \gamma_i) = 0 \quad t \neq s$$

şeklinde. (a) şıkkında katı dışsallık varsayımı, (b) şıkkında birim etkileri ile bağımsız değişkenler arasında ilişki olmadığı ifade edilmektedir. (c) ve (d) şıklarında ise aynı birimler için hata bileşeninin varyansının sabit olduğu ve hata bileşeninin farklı zaman dilimlerinde ardışık bağımlı olmadığı ifade edilmektedir.

Yukarıda bahsedilen varsayımlardan yararlanılarak i 'nci birime ait varyans-kovaryans matrisi,

$$E(v_{it}v_{is}) = \begin{cases} \sigma_\gamma^2 + \sigma_u^2, & t = s \\ \sigma_\gamma^2, & t \neq s \end{cases}$$

şeklinde elde edilmektedir. Rasgele etkiler modellerinde, genelleştirilmiş en küçük kareler (generalized least square) ve en çok olabilirlik (maximum likelihood) yöntemleri kullanılarak tahminler yapılabilmektedir. Bir sonraki bölümde bu yöntemler üzerinde durulacaktır (Baltagi 2005, s:14-15; Hsiao 2003, s:34-35; Wooldridge, 2001, s:257-262).

1.2.1.2.1. Genelleştirilmiş EKK Yöntemi

En küçük kareler yöntemi ile elde edilen tahminler, hatalara ait farklı varyanslılık ve ardışık bağımlılık sorunlarının ortaya çıkması durumunda tutarlı ancak etkin olmamaktadır. Panel veride v_{it} ve v_{is} parametreleri γ_i terimini içerdiğinden dolayı hatalar arasında korelasyon söz konusu olmaktadır. Bu durumda γ_i ve β için etkin tahminler elde etmek amacıyla GEKK yöntemi kullanılmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2012, s:113-115; Er, 2009).

$\delta = (\gamma_i, \beta)$ olarak alındığında,

$$\left[\sum_{i=1}^N \bar{X}_i' U^{-1} \bar{X}_i \right] \delta_{GEKK} = \left[\sum_{i=1}^N \bar{X}_i' U^{-1} Y_i \right], \quad (19)$$

$$U^{-1} = \frac{1}{\sigma_u^2} \left[\left(I_T - \frac{1}{T} ee' \right) + \Psi \frac{1}{T} ee' \right] = \frac{1}{\sigma_u^2} \left[Q + \Psi \frac{1}{T} ee' \right],$$

$$\Psi = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + \sigma_\gamma^2} \text{ ' dir.}$$

Burada U^{-1} , u_{it} 'nin varyans-kovaryans matrisinin tersidir. (19) numaralı eşitlik;

$$W_{xx} + \Psi B_{xx} \begin{bmatrix} \hat{\beta}_{0it} \\ \beta \end{bmatrix}_{GEKK} = \begin{bmatrix} W_{xy} + \Psi B_{xy} \end{bmatrix} \quad (20)$$

şeklinde ifade edilebilmektedir. Burada,

- $T_{xx} = \sum_{i=1}^N \bar{X}_i' \bar{X}_i, \quad B_{xx} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \bar{X}_i' ee' \bar{X}_i,$
- $T_{xy} = \sum_{i=1}^N \bar{X}_i' \bar{Y}_i, \quad B_{xy} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \bar{X}_i' ee' \bar{Y}_i,$
- $W_{xx} = T_{xx} - B_{xx}, \quad W_{xy} = T_{xy} - B_{xy}$

B_{xx} , B_{xy} matrisleri gruplar arası yatay kesit birimlerinin toplamı ile kareler toplamını içerirken, T_{xx} , T_{xy} matrisleri toplam değişkenlik matrisleridir. W_{xx} , W_{xy} matrisleri ise grup içi kareler toplamından oluşmaktadır. (20) numaralı denklem çözüldüğünde,

$$\begin{bmatrix} \psi NT & \psi T \sum_{i=1}^N \bar{X}_i' \\ \psi T \sum_{i=1}^N \bar{X}_i' \sum_{i=1}^N \bar{X}_i' Q Y_i + \psi T \sum_{i=1}^N \bar{X}_i' \bar{X}_i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta}_{0it} \\ \beta \end{bmatrix}_{GEKK} = \begin{bmatrix} \psi NT \bar{Y}_i \\ \sum_{i=1}^N \bar{X}_i' Q Y_i + \psi T \sum_{i=1}^N \bar{X}_i' \bar{Y}_i \end{bmatrix}$$

eşitliği elde edilmektedir. Kısmi ters formülü kullanılarak β ve β_{0it} 'nin GEKK tahminleri;

$$\hat{\beta}_{GEKK} = \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N X_i' Q X_i + \psi \sum_{i=1}^N (\bar{X}_i - \bar{X})' (\bar{X}_i - \bar{X}) \right]^{-1} \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N X_i' Q Y_i + \psi \sum_{i=1}^N (\bar{X}_i - \bar{X})' (\bar{Y}_i - \bar{Y}) \right]$$

$$= \Delta \hat{\beta}_b + (I_K - \Delta) \hat{\beta}_{CV}$$

$$\hat{\beta}_{0it, GEKK} = \bar{Y} - \hat{\beta}_{GEKK} \bar{X}$$

şeklinindedir. Burada,

$$\Delta = \Psi T \left[\sum_{i=1}^N X_i' Q X_i + \psi T \sum_{i=1}^N (\bar{X}_i - \bar{X})' (\bar{X}_i - \bar{X}) \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N (\bar{X}_i - \bar{X})' (\bar{X}_i - \bar{X}) \right]$$

$$\hat{\beta}_b = \left[\sum_{i=1}^N (\bar{X}_i - \bar{X})' (\bar{X}_i - \bar{X}) \right]^{-1} \sum_{i=1}^N (\bar{X}_i - \bar{X})' (\bar{Y}_i - \bar{Y})$$

şeklinindedir. $\hat{\beta}_b$, grup içi değişkenliği dikkate almadığı için “gruplar arası tahminci” (between-group estimator) olarak adlandırılmaktadır.

$[W_{xx} + \Psi B_{xx}]$ matrisinin tekil olmadığı durumda δ 'nın GEKK tahminlerinin varyans-kovaryans matrisi,

$$\begin{aligned} \text{Var} \begin{bmatrix} \hat{\beta}_{0it} \\ \hat{\beta} \end{bmatrix}_{GEKK} &= \sigma_u^2 [W_{xx} + \Psi B_{xx}]^{-1} \\ &= \sigma_u^2 \left[\begin{pmatrix} 0 & \\ 0 & \sum_{i=1}^N X_i' Q X_i \end{pmatrix} + T \Psi \begin{pmatrix} N & \sum_{i=1}^N \bar{X}_i' \\ \sum_{i=1}^N \bar{X}_i & \sum_{i=1}^N \bar{X}_i \bar{X}_i' \end{pmatrix} \right] \end{aligned}$$

şeklinindedir. Kısmi ters formülü kullanılarak $\hat{\beta}_{GEKK}$ 'nin varyansı,

$$Var(\hat{\beta}_{GEKK}) = \sigma_v^2 \left[\sum_{i=1}^N X_i' Q X_i + T \psi \sum_{i=1}^N (\bar{X}_i - \bar{X})(\bar{X}_i - \bar{X})' \right]^{-1}$$

şeklinde elde edilmektedir. $\psi > 0$ ve $\hat{\beta}_{CV}$ 'nin varyansı $\hat{\beta}_{GEKK}$ 'nin varyansından büyük olduğu için $\hat{\beta}_{CV}$ ve $\hat{\beta}_{GEKK}$ tahmincilerinin varyans-kovaryans matrisi arasındaki fark pozitif tanımlı bir matristir. Bu durum $E(\gamma_i x_{it}) = 0$ olduğunda, rasgele etkiler tahmincisinin daha etkin olduğu göstermektedir. N sabit, $T \rightarrow \infty$ iken (yani her bir birim sonsuz sayıda gözleme sahip ise) $\Psi \rightarrow 0$ olmaktadır.

$T \rightarrow \infty$ ve $\frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N X_i' X_i$ ve $\frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N X_i' Q X_i$ matrislerinin sonlu pozitif tanımlı matrislere

yakınsadığı varsayımı altında, $\hat{\beta}_{GEKK} \rightarrow \hat{\beta}_{CV}$ ve

$Var(\sqrt{T} \hat{\beta}_{GEKK}) \rightarrow Var(\sqrt{T} \hat{\beta}_{CV})$ elde edilmektedir.

Varyans bileşenleri σ_u^2 ve σ_γ^2 bilinmediği durumlarda iki aşamalı GEKK yöntemi kullanılmaktadır. Bu yöntemde tutarlı tahmin ediciler kullanılarak varyans bileşenleri elde edilerek bu tahminler (20)'de yerine konmaktadır. $N \rightarrow \infty$ ya da $T \rightarrow \infty$ (örnek gözlem sayısı büyük) iken iki aşamalı GEKK tahmincisi grup içi tahminci ile aynı asimptotik dağılıma ve etkinliğe sahip olacaktır. Bu durumda daha esnek ve kolay olması nedeniyle grup içi tahmincisinin kullanılması daha uygun olmaktadır. Örnek büyüklüğü daha küçük olduğunda bile $[T \geq 3$ için $N - (K + 1) \geq 9$; $T = 2$ için $N - (K + 1) \geq 10$], iki aşamalı GEKK tahminci grup içi tahminciden daha etkin olmaktadır.

σ_u^2 için grup içi tahminci, σ_γ^2 için gruplar arası tahminciler kullanıldığında,

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left[(Y_{it} - \bar{Y}_i) - \hat{\beta}_{CV}' (X_{it} - \bar{X}_i) \right]^2}{N(T-1) - K}$$

$$\hat{\sigma}_\gamma^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \left(\bar{Y}_i - \hat{\beta}_{0it} - \bar{\beta}' \bar{X}_i \right)^2}{N - (K + 1)} - \frac{1}{T} \hat{\sigma}_u^2$$

elde edilmektedir. Burada, $(\bar{\beta}_{0it}, \bar{\beta}) = \beta_{xx}^{-1} \beta_{xy}$ 'dir.

1.2.1.2.2. En Çok Olabilirlik Yöntemi

γ_i ve u_{it} 'nin rasgele ve normal dağıldığı varsayımı altında olabilirlik fonksiyonun logaritması aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \log L &= -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{N}{2} \log |U| - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N (Y_i - e\beta_{0i} - X_i\beta)' U^{-1} (Y_i - e\beta_{0i} - X_i\beta) \\ \log L &= -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{N(T-1)}{2} \log \sigma_v^2 - \frac{N}{2} \log (\sigma_u^2 + T\sigma_\gamma^2) \\ &\quad - \frac{1}{2\sigma_v^2} \sum_{i=1}^N (Y_i - e\beta_{0i} - X_i\beta)' Q (Y_i - e\beta_{0i} - X_i\beta) - \frac{T}{2(\sigma_u^2 + \sigma_\gamma^2)} \sum_{i=1}^N (\bar{Y}_i - \beta_{0i} - \beta' \bar{X}_i)^2 \end{aligned}$$

Burada, $|U| = \sigma_v^{2(T-1)} (\sigma_u^2 + T\sigma_\gamma^2)$ 'dir. $(\beta_{0it}, \beta', \sigma_u^2, \sigma_\gamma^2) = \bar{\delta}'$ 'nin en çok olabilirlik tahmincisi, birinci mertebeden türevlerin alınarak sıfıra eşitlenmesiyle aşağıdaki gibi elde edilmektedir.

$$\frac{\partial \log L}{\partial \beta_{0i}} = \frac{T}{(\sigma_u^2 + T\sigma_\gamma^2)} \sum_{i=1}^N (\bar{Y}_i - \beta_{0i} - \bar{X}_i' \beta) = 0 \quad (21)$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial \beta} = \frac{1}{\sigma_v^2} \left[(Y_i - e\beta_{0i} - X_i\beta)' Q X_i - \frac{T\sigma_v^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\gamma^2} \sum_{i=1}^N (\bar{Y}_i - e\beta_{0i} - \bar{X}_i' \beta)' \bar{X}_i \right] = 0 \quad (22)$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial \sigma_v^2} = -\frac{N(T-1)}{2\sigma_v^2} - \frac{N}{2(\sigma_u^2 + T\sigma_\gamma^2)} + \frac{1}{2\sigma_v^4} \sum_{i=1}^N (Y_i - e\beta_{0i} - X_i\beta)' Q (Y_i - e\beta_{0i} - X_i\beta) \quad (23)$$

$$+ \frac{T}{2(\sigma_u^2 + T\sigma_\gamma^2)^2} \sum_{i=1}^N (\bar{Y}_i - \beta_{0i} - \bar{X}_i' \beta)^2 = 0$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial \sigma_\gamma^2} = -\frac{NT}{2(\sigma_u^2 + T\sigma_\gamma^2)} + \frac{T^2}{2(\sigma_u^2 + T\sigma_\gamma^2)} \frac{1}{2\sigma_v^4} \sum_{i=1}^N (\bar{Y}_i - e\beta_{0i} - \bar{X}_i' \beta)^2 = 0 \quad (24)$$

(21) ve (24) denklemlerinin eşanlı çözümü zor olduğundan parametre tahminleri için Newton-Raphson iteratif yöntemi kullanılabilir. (21) ve (22) numaralı denklemler kullanılarak,

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \hat{\beta}_{0it} \\ \hat{\beta} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^N \bar{X}_i' U^{-1} \bar{X}_i \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^N \bar{X}_i' U_i V^{-1} Y_i \end{bmatrix} \\ &= \left\{ \sum_{i=1}^N \begin{bmatrix} e' \\ X_i' \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_T - \frac{\sigma_\gamma^2}{\sigma_u^2 + \sigma_\gamma^2} ee' \end{bmatrix} (e, X_i) \right\}^{-1} \left\{ \sum_{i=1}^N \begin{bmatrix} e' \\ X_i' \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_T - \frac{\sigma_\gamma^2}{\sigma_u^2 + \sigma_\gamma^2} ee' \end{bmatrix} Y_i \right\} \end{aligned} \quad (25)$$

elde edilmektedir. (24) deki denklem (23) te yerine konulduğunda hata teriminin varyansı,

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^N (Y_i - e\beta_{0i} - X_i' \beta)' Q (Y_i - e\beta_{0i} - X_i' \beta) \quad (26)$$

şeklindedir ve (23) numaralı denklemden,

$$\hat{\sigma}_\gamma^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\bar{Y}_i - \hat{\beta}_{0i} - \hat{\beta}' \bar{X}_i \right)^2 - \frac{1}{T} \hat{\sigma}_u^2 \quad (27)$$

elde edilmektedir.

$\hat{\beta}_{0it}$ ve $\hat{\beta}$ 'nin EÇÖ tahminleri (27) numaralı denklemde $\sigma_\gamma^2 / \sigma_u^2 + T\sigma_\gamma^2$ oranı için tesadüfi bir başlangıç değeri alınarak elde edilmektedir. Sonra (27) numaralı

denklemden elde edilen sonuçlar, (28) numaralı denklemde σ_u^2 'yu tahmin etmek için kullanılmaktadır. Daha sonra elde edilen bu tahminler de (29) numaralı denklemdeki σ_γ^2 'nin tahmininde kullanılmaktadır. σ_u^2 ve σ_γ^2 'nin yeni değerleri kullanılarak yakınsama sağlanana kadar tahmin süreci devam etmektedir.

EÇO tahmincileri, T sabit $N \rightarrow \infty$ olduğunda tutarlı ve asimptotik olarak normal dağılmaktadır. N sabit $T \rightarrow \infty$ olduğunda ise, $(\beta_{0i}, \beta, \sigma_u^2)$ parametrelerinin EÇO tahmincileri kovaryans tahmincilerine yakınsayıp tutarlı olmakta iken, σ_γ^2 'nin EÇO tahmincisi tutarsız olmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2005).

Panel veri analizinde, sabit etkiler ya da rasgele etkiler modelinden hangisinin kullanılacağına karar verilmesi önemli bir konudur. Bir sonraki bölümde bu konu üzerinde durulacaktır.

1.2.1.3. Sabit Etkiler Modeli ve Rasgele Etkiler Modelinin Seçimi

Sabit etkiler modeli ya da rasgele etkiler modelinden hangisinin kullanılacağı sorusunun yanıtı, yatay-kesite özgü hata terimi (u_i) ile açıklayıcı değişkenler arasındaki olası ilişki konusunda yapacağımız varsayımda yatmaktadır. Eğer u_i ile açıklayıcı değişkenlerin ilişkili olduğu varsayılıyorsa sabit etkiler modeli, ilişkili olmadığı varsayılıyorsa rasgele etkiler modeli uygun olmaktadır. Bunun yanı sıra, iki model arasındaki seçime ilişkin dikkate alınması gereken durumlar aşağıda açıklanmaktadır (Gujarati, 2014, s:606-607).

- Eğer T (zaman serisi veri sayısı) büyük ve N (kesit birimlerinin sayısı) küçük ise, sabit etkiler ve rasgele etkiler modelleri ile tahmin edilen parametrelerin arasında az bir farklılık olmaktadır. Bu durumda hesaplama kolaylığı da göz önüne alınarak sabit etkiler modelinin kullanılması daha uygun olmaktadır.

- N büyük ve T küçük olduğunda iki yöntemle bulunan tahminler arasında büyük farklılıklar olmaktadır. Eğer kesit birimlerinin daha büyük bir yığından rasgele çekilmediğine inanılıyorsa sabit etkiler modeli, rasgele çekildiğine inanılıyorsa rasgele etkiler modeli tercih edilmelidir.
- u_i ile bir ya da birkaç açıklayıcı değişken arasında korelasyon varsa, sabit etkiler tahminleri sapmasız, rasgele etkiler tahminleri sapmalı olmaktadır.
- Eğer N büyük T küçükse ve rasgele etkiler modelinin varsayımları geçerli ise, rasgele etkiler tahmin edicileri sabit etkiler tahmin edicilerinden daha etkin olmaktadır.

Yukarda belirtilen unsurların yanı sıra sabit etkiler modeli ile rasgele etkiler modeli arasında seçim yapabilmek için Hausman Testi'nden de yararlanılmaktadır.

1.2.1.3.1. Hausman Testi

Hausman 1978 yılında, sabit etkiler modeli ile rasgele etkiler modeli arasında seçim yapmak için, sabit ve rasgele tahminler arasındaki farka dayalı bir test önermiştir. Hata bileşen modelinin temel varsayımı $E(v_{it} | X_{it}) = 0$ varsayımdır. Ancak, sabit etkiler modelinde gözlenemeyen etkilerin hata terimi içinde yer aldığı ve modeldeki bağımsız değişkenlerle ilişkili olduğu varsayıldığı için $E(v_{it} | X_{it}) \neq 0$ olmaktadır. Bu durumda GEKK tahmini tutarsız ve yanlı olurken, Gİ tahmini ortalamadan fark alma işlemi sonucu birim etkiler giderildiği için yansız ve tutarlı olmaktadır.

Yokluk hipotezi,

$$H_0 : E(v_{it} | X_{it}) = 0$$

şeklindedir ve Hausman test istatistiği,

$$m_1 = \hat{q}_1' \left[\text{var } \hat{q}_1 \right]^{-1} \hat{q}_1$$

şeklindedir ve H_0 hipotezi altında χ_k^2 dağılımına uymaktadır. Burada k açıklayıcı

değişken sayısını ifade etmektedir ve $\hat{q}_1 = \beta_{GEKK} - \beta_{CV}$ 'dir.

Test sonucunda $\hat{q}_1 = 0$ kabul edilirse, β_{GEKK} β_{CV} arasında fark olmadığı anlaşılmakta ve GEKK tahmin yöntemi daha etkin olduğu için rasgele etkiler modelinin geçerli olduğu kabul edilmektedir (Baltagi 2001; Er, 2009).



2. GEREÇ ve YÖNTEM

Çalışmanın bu bölümünde, çalışmanın amacı ve kapsamı ele alınmakta daha sonra çalışmanın yöntemi ve veriler hakkında bilgiler verilmektedir. Çalışmada yer alan değişkenler açıklanarak, modele dahil olacak değişkenler belirlenmektedir.

2.1. Çalışmanın Amacı ve Kapsamı

Bu çalışmanın amacı, 2008-2015 yılları arasındaki veriler kullanılarak Türkiye’de İBBS-1’e göre anne ölüm oranı verilerini etkileyen faktörlerin panel veri analizi yöntemi kullanılarak analiz edilmesidir (İBBS-1 bölgeleri için EK-1’e bakınız).

2.2. Çalışmanın Yöntemi ve Veriler

Çalışmanın amacına uygun olarak, İBBS-1’e göre, 2008-2015 yılları arasındaki anne ölüm oranı verileri ve anne ölümlerini etkileyen değişkenlerden oluşan bir panel veri seti oluşturulmuştur. Çalışmada kullanılan veriler Türkiye İstatistik Kurumu Resmi Web Sitesi ve T.C. Sağlık İstatistikleri Yıllıkları’ndan elde edilmiştir. Uygulamada Stata paket programı deneme versiyonu kullanılmıştır.

Çalışmada yer alan değişkenler şu şekildedir:

Bağımlı değişken:

- *Anne Ölüm Oranı (aoo)*: Bir toplumda bir yılda gebelik nedeniyle ölen anne sayısının aynı toplumda aynı yılda canlı doğan bebek sayısına oranının 100.000 ile çarpımı sonucu elde edilir (T.C. Sağlık Bakanlığı Sağlık Araştırmaları Genel Müdürlüğü 2014).

Bağımsız değişkenler şu şekildedir:

- *skdo*: Sağlık kuruluşunda gerçekleşen doğumların tüm doğumlar içindeki oranı
- *us*: 100.000 kişiye düşen uzman sayısı (Tüm Sektörler)
- *iey*: İlk evlilik yaşı
- *igko*: Kadınlarda işgücüne katılım oranı
- *dob*: Doğum öncesi bakım alma oranları (En az bir ya da dört ziyaret)
- *tdh*: Toplam doğurganlık hızı
- *gdh*: Genel doğurganlık hızı
- *so*: Sezaryen doğumların tüm doğumlar içindeki oranı
- *ko*: Kentleşme oranı
- *hes*: 100.000 kişiye düşen hemşire ve ebe sayısı (Tüm Sektörler)
- *oyorani*: Okuma yazma bilen kadınların oranı
- *gio*: Gebe başına ortalama izlem sayısı
- *lio*: Lohusa başına ortalama izlem sayısı

Bağımsız değişken sayısının fazla olması sebebiyle, yeterli sayıda bağımsız değişken kullanarak en iyi tahmini yapmak amacıyla stepwise regresyon yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntemle bağımsız değişken sayısı 3'e düşürülmüştür. Stepwise regresyon yöntemi sonuçları aşağıdaki gibidir:

$$A_{00} = 99,646 - 2,000(iey) - 0,055(us) - 0,337(skdo)$$

$$t: (5,70) \quad (-2,50) \quad (-2,46) \quad (-3,80)$$

$$p: (<0,001) \quad (0,014) \quad (0,016) \quad (<0,001)$$

$$R^2 = 0,4372, F(3,92)=23,82; p<0,001$$

0,05 anlamlılık düzeyinde yapılan stepwise regresyon sonuçlarına göre, modele dahil edilen bağımsız değişkenler, ilk evlilik yaşı (*iey*), uzman sayısı (*us*) ve sağlık kuruluşunda gerçekleşen doğum oranları (*skdo*) olarak belirlenmiştir. *İey*, *us* ve *skdo* değişkenlerinin anne ölüm oranlarındaki değişimi açıklama oranı %43,72 olarak

bulunmuştur. Anne ölümlerini etkileyen değişkenler göz önüne alındığında, panel veri yapısına uygun olmadığı için ya da başka sebeplerle modele alınamayan değişkenler nedeniyle modelin açıklama gücünün çok yüksek olmayacağı beklenen bir durumdur. Bu nedenle çalışmamızdaki öncelikli amacımız, anne ölümlerini etkileyen faktörlerin ortaya konmasıdır. Ayrıntılı program çıktısı için EK-2'ye bakınız.



3. BULGULAR

Çalışmanın analiz kısmında, belirlenen bağımsız değişkenlerle oluşturulan sabit ve rasgele etkiler modellerinin tahminleri üzerinde durulacak ve sonuçlar karşılaştırılarak hangi modelin daha uygun olacağına karar verilecektir.

3.1. Sabit Etkiler Modeli Tahmin Sonuçları

Bu bölümde, sabit etkiler modeli için en yaygın kullanılan tahmin yöntemleri olan yapay değişkenli en küçük kareler yöntemi ve grup içi tahmin yöntemlerinin sonuçları üzerinde durulacaktır.

Sabit etkiler varsayımı altında tahmin yöntemlerine geçmeden önce, birim etkilerinin olup olmadığı araştırılmalıdır. Birim etkinin varlığını sınamak için kullanılan F testinde, tüm birimlerin sıfıra eşit olduğu hipotezi sınanmaktadır ($H_0 : \mu_i = 0$). F test istatistiği $F(11,81)=1,06$ ve ona ait p değeri 0,4049 olarak bulunmuştur. Bu durumda, birim etkinin varlığından söz edilememektedir. Bu nedenle skdo, iey ve us değişkenlerinin ikili kombinasyonları ile oluşturulan modeller incelenerek, iey ve us değişkenleriyle oluşturulan modelin birim etkilere sahip olduğu tespit edilmiştir. Model tahminleri iey ve us değişkenleriyle oluşturulan modeller üzerinden yapılacaktır.

3.1.1. Yapay Değişkenli EKK Yöntemi Tahmin Sonuçları

Sabit etkiler varsayımı altında, yapay değişkenli en küçük kareler tahmin yöntemiyle elde edilen modele ilişkin sonuçlar aşağıdaki gibidir;

$$A_{oo} = 84,542 - 2,761(iey) - 0,050(us) + 7,729(d11)$$

$$t: (2,26) \quad (-1,70) \quad (-1,04) \quad (2,36)$$

$$p: (0,027) \quad (0,094) \quad (0,302) \quad (0,020)$$

$$R^2 = 0,4852, F(13,82)=5,95; p<0,001$$

YDEKK yönteminde yapay değişken tuzağına düşülmemesi için birim sayısından bir eksik sayıda 11 tane yapay değişken kullanılmıştır. Tahmin sonuçlarına göre, iey ve us değişkenlerinin anne ölüm oranları üzerindeki anlamlılığını test etmek amacıyla kullanılan F test istatistiği anlamlıdır ($p<0,001$). Sadece Ortadoğu Anadolu bölgesini ifade etmek için kullanılan d11 yapay değişkeni anlamlı çıkmıştır. d11 yapay değişkeninin katsayısının diğer değişkenlere göre yüksek çıkması anne ölüm oranları üzerindeki etkisinin yüksek olduğu anlamına gelmektedir. İey ve us değişkenlerinin anne ölüm oranlarındaki değişimi açıklama oranı %48,52'dir. Ayrıntılı program çıktısı için EK-3'e bakınız.

3.1.2. Grup İçi Yöntemi Tahmin Sonuçları

Sabit etkiler varsayımı altında grup içi tahmin yöntemiyle elde edilen modele ilişkin sonuçlar aşağıdaki gibidir;

$$A_{oo} = 85,297 - 2,761(iey) - 0,050(us)$$

$$t: (2,39) \quad (-1,70) \quad (-1,04)$$

$$p: (0,019) \quad (0,094) \quad (0,302)$$

$$R^2 = 0,3418, F(2,82)=4,31, Prob<F = 0,0166$$

$$corr(u_i, Xb) = 0,2832, rho = 0,220$$

$$\text{Tüm } u_i = 0 \text{ için F testi: } F(11,82) = 1,97; p=0,0418$$

Grup içi yöntemi tahmin sonuçlarına göre, anne ölüm oranları üzerinde, iey ve us değişkenlerinin etkilerinin anlamlı olmadığı görülmektedir. İey ve us değişkenlerinin anne ölüm oranlarını açıklama oranı %34,18'dir. R^2 değerinin beklendiği gibi YDEKK yöntemiyle elde edilen R^2 değerinden daha düşük olduğu görülmektedir. İey

ve us deęişkenleri ile birim etki arasındaki korelasyon katsayısı 0,28'dir. Toplam varyans içindeki birim etkinin varyansının payını ifade eden rho katsayısı ise 0,22'dir. Birim etkilerin (u_i) sifıra eřit olduęu hipotezini test etmek amacıyla F testi kullanılmıř ve $F(11,82)= 1,97$ ve $p=0,0418<0,05$ olarak bulunmuřtur. Bu durumda birim etkilerin varlıęından söz edilebilmektedir. Ayrıntılı program çıktıısı için EK-4'e bakınız.

3.2. Rasgele Etkiler Modeli Tahmin Sonuęları

Bu bölümde, rasgele etkiler modeli için yaygın olarak kullanılan tahmin yöntemleri olan genelleřtirilmiř en küçük kareler yöntemi ve en çok olabilirlik tahmin yöntemlerinin sonuęları üzerinde durulacaktır.

3.2.1. Genelleřtirilmiř EKK Yöntemi Tahmin Sonuęları

Rasgele etkiler varsayımı altında, genelleřtirilmiř en küçük kareler tahmin yöntemiyle elde edilen modele iliřkin sonuęlar ařaęıdaki gibidir;

$$A_{00} = 86,285 - 2,709(iey) - 0,076(us)$$

$$z: (3,76) \quad (-2,61) \quad (-2,67)$$

$$p: (<0,001) \quad (0,009) \quad (0,008)$$

$$R^2 = 0,3489, \text{ Wald}=29,02 (p<0,001), \text{ rho}=0,141$$

Genelleřtirilmiř en küçük kareler yöntemi tahmin sonuęlarına göre, anne ölüm oranları üzerinde, iey ve us deęişkenlerinin etkilerinin anlamlı olduęu görülmektedir. Bunun yanı sıra deęişkenlerin iřaretleri beklendięi gibi negatiftir. İey ve us deęişkenlerinin anne ölüm oranlarını açıklama oranı yaklaşık olarak %35'tir. Wald test istatistięi 29,02 ve ona ait p deęeri<0,001 olduęu için model anlamlıdır. Birim etkinin varyansının toplam varyans içindeki payı 0,141'dir. Ayrıntılı program çıktıısı için EK-5'e bakınız.

3.2.2. En Çok Olabilirlik Yöntemi Tahmin Sonuçları

Rasgele etkiler varsayımı altında, en çok olabilirlik tahmin yöntemiyle elde edilen modele ilişkin sonuçlar aşağıdaki gibidir;

$$A_{00} = 86,592 - 2,715(iey) - 0,079(us)$$

$$z: (4,08) \quad (-2,83) \quad (-2,96)$$

$$p: (<0,001) \quad (0,005) \quad (0,003)$$

$$OO=21,97, (p<0,001), rho=0,091$$

En çok olabilirlik yöntemi tahmin sonuçlarına göre, anne ölüm oranları üzerinde, iey ve us değişkenlerinin etkilerinin anlamlı olduğu görülmektedir. OO testi sonuçlarına göre model anlamlıdır ve rho değeri 0,091 olarak bulunmuştur. Ayrıntılı program çıktısı için EK-6'ya bakınız.

3.3. Hausman Testi Sonuçları

H_0 hipotezinin “Parametreler arasındaki fark sistematik değildir” şeklinde kurulup test edildiği Hausman testi sonuçlarına göre, Ki-Kare test istatistiği 0,64 ve $p=0,7269>0,05$ olarak bulunmuştur. Bu sonuçlara göre, H_0 hipotezi reddedilememekte ve rasgele etkiler tahmincisinin etkin olduğuna karar verilmektedir. Bu durumda, oluşturduğumuz panel veri modeli için rasgele etkiler modelinin daha uygun olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Ayrıntılı program çıktısı için EK-7'ye bakınız.

4.SONUÇ ve ÖNERİLER

Çalışmada, Türkiye'deki anne ölüm oranlarını etkileyen faktörler İBBS-1 bölgelerine göre incelenerek panel veri analizi yöntemleriyle belirlenmeye çalışılmıştır. Literatür araştırmasının ardından anne ölümlerini etkilediği belirlenen değişkenlerden panel veri yapısına uygun olan değişkenler seçilerek analize başlanmıştır. Bağımsız değişkenlerin çokluğu nedeniyle stepwise regresyon yöntemiyle bağımsız değişken sayısı 3'e düşürülmüştür. Bu değişkenler; sağlık kuruluşunda gerçekleşen doğumların tüm doğumlar içindeki oranı, ilk evlilik yaşı ve tüm sektörler için 100.000 kişiye düşen uzman sayılarıdır. Ancak, birim etkili panel veri modelleri üzerinde uygulama yapılacağı için birim etkilerin varlığı araştırılmıştır. Yapılan F testi sonucu birim etkinin olmadığı görülmüştür. Bu durumda skdo, iey ve us değişkenlerinin ikili kombinasyonları ile oluşturulan modeller incelenerek, iey ve us değişkenleriyle oluşturulan modelin birim etkilere sahip olduğu tespit edilmiştir. Bu nedenle, model tahminleri iey ve us değişkenleriyle oluşturulan modeller üzerinden yapılmıştır.

Bu çalışma ile Türkiye'de İBBS-1 bölgelerine göre 2008-2015 yılları arasındaki veriler incelendiğinde, ilk evlilik yaşı ve tüm sektörler için 100.000 kişiye düşen uzman sayısı değişkenleri anne ölüm oranlarını etkileyen faktörler olarak ortaya çıkmaktadır.

Elde edilen bulgulara göre, sabit etkiler varsayımıyla kurulan modellerde, ilk evlilik yaşı (iey) ve 100.000 kişiye düşen uzman sayısı (us) değişkenlerinin anlamlı olmadığı görülmüştür. Grup içi tahmin yöntemiyle elde edilen R^2 değeri 0,3418 iken, yapay değişkenli en küçük kareler yöntemiyle elde edilen R^2 değeri 0,4852 olarak bulunmuştur. Rasgele etkiler varsayımıyla kurulan modellerde ise, ilk evlilik yaşı (iey) ve tüm sektörler için 100.000 kişiye düşen uzman sayısı (us) değişkenlerinin anlamlı olduğu görülmüştür. Genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemiyle elde edilen R^2 değeri ise 0,3489 olarak bulunmuştur. Sabit etkiler modeli ve rasgele etkiler

modeli tahmin sonuçları karşılaştırıldığında, Hausman testi sonucuna göre rasgele etkiler modelinin daha uygun olduğuna karar verilmiştir.

Daha çok ekonometri alanında kullanılan panel veri analizi yöntemi, bu çalışmada sağlık verilerine uygulanmıştır. Çalışmada, bölgeler arası değişkenlikler göz önüne alınarak birim etkili panel veri analizi yöntemleri, anne ölüm oranı verilerine uygulanmıştır. Ancak panel veri çalışmaları birimler arası değişkenliğin yanı sıra zamana bağlı değişkenlikleri araştırmaya da olanak sağlamaktadır. Bu bağlamda, zamana bağlı değişkenliklerin öne çıktığı sağlık çalışmalarında zaman etkili modellerin kullanılması avantaj sağlayacaktır.



ÖZET

Türkiye’de 2008-2015 Yılları Arasındaki Anne Ölüm Oranı Verilerini Etkileyen Faktörlerin Panel Veri Analizi ile İncelenmesi

Bu çalışmada, anne ölüm oranlarını etkileyen faktörler panel veri analizi yöntemi kullanılarak belirlenmeye çalışılmıştır. Bu amaçla, Türkiye’deki İBBS-1 bölgelerine ait 2008-2015 yılları arasındaki anne ölüm oranları ve anne ölüm oranlarını etkileyen faktörler incelenmiştir. Veri seti Türkiye İstatistik Kurumu Resmi Web Sitesi ve T.C. Sağlık İstatistikleri Yıllıkları’ndan elde edilmiştir. Stepwise regresyon yöntemi ile bağımsız değişkenler seçilerek en uygun model belirlenmiştir. Model tahminlerinde sabit etkiler ve rasgele etkiler varsayımlarına uygun panel veri analizi tahmin yöntemleri kullanılmıştır. Yapılan analizler sonucunda, sabit etkiler modeli ve rasgele etkiler modeli tahminleri karşılaştırılarak uygulamada kullanılan veriler için en uygun model rasgele etkiler modeli olarak belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Anne Ölümleri, Anne Ölüm Oranı, Panel Veri Analizi

SUMMARY

The Investigation of Factors Affecting Maternal Mortality Data with Panel Data Analysis Between 2008-2015 in Turkey

In this study, factors affecting maternal mortality ratios have been tried to be determined using panel data analysis method. For this purpose, maternal mortality rates and factors affecting maternal mortality ratios of the NUTS-1 regions in Turkey between 2008 and 2015 have been examined. Data set The Turkish Statistical Institute Official Web Site and T.C. Health Statistics obtained from Annuals. Stepwise regression method has been used to select the most suitable model by selecting independent variables. In model estimates, panel data analysis estimation methods are used according to the assumptions of fixed effects and random effects. As a result of the analyzes, the random effects model has been chosen as the most appropriate model for the data used in the application by comparing the fixed effect model and the random effects model predictions.

Keywords: Maternal Mortality, Maternal Mortality Ratio, Panel Data Analysis

KAYNAKLAR

- Ahmed, S., Li, Q., Liu, L., Tsui, A.O., (2012), Maternal Deaths Averted by Contraceptive Use: An Analysis of 172 Countries, *Lancet*, **380**:111-133.
- Altunkaynak, B., *Sektörel Panel Veri Analizi Yaklaşımıyla Türkiye'nin AB Ülkelerine İmalat Sanayi Bakımından İhracatının Belirlenmesi*, Doktora Tezi, Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara, 2007.
- Anand, S., Barnighausen T., (2004), *Human Resources and Health Outcomes: Cross-Country Econometric Study*, *Lancet*, **364**:1603-1609.
- Arellano, M., *Panel Data Econometrics*, Oxford University Press, England, 2004.
- Baltagi, B.H., *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd Ed., John Wiley and Sons, England, 2001.
- Başara, B.B., Güler, C., Eryılmaz, Z., Yentürk G.K., Pulgat E., (Ed.), *T.C. Sağlık Bakanlığı Sağlık İstatistikleri Yıllığı 2011*, Sağlık Araştırmaları Genel Müdürlüğü, Sağlık Bakanlığı, Ankara, 2012.
- Başara, B.B., Güler, C., Soyutun İ., Aygün A., Özdemir T.A., (Ed.), *T.C. Sağlık Bakanlığı Sağlık İstatistikleri Yıllığı 2015*, Sağlık Araştırmaları Genel Müdürlüğü, Sağlık Bakanlığı, Ankara, 2016.
- Başara, B.B., Güler, C., Yentürk G.K., (Ed.), *T.C. Sağlık Bakanlığı Sağlık İstatistikleri Yıllığı 2013*, Sağlık Araştırmaları Genel Müdürlüğü, Sağlık Bakanlığı, Ankara, 2014.
- Başara, B.B., Güler, C., Yentürk G.K., (Ed.), *T.C. Sağlık Bakanlığı Sağlık İstatistikleri Yıllığı 2014*, Sağlık Araştırmaları Genel Müdürlüğü, Sağlık Bakanlığı, Ankara, 2015.
- Başara, B.B., Güler, C., Yentürk G.K., Birge B., Pulgat E., Ekinci B.M., (Ed.), *T.C. Sağlık Bakanlığı Sağlık İstatistikleri Yıllığı 2012*, Sağlık Araştırmaları Genel Müdürlüğü, Sağlık Bakanlığı, Ankara, 2013.
- Betran, A.P., Wojdyla, D., Posner, S.F., Gülmezoğlu, M., (2005), National Estimates For Maternal Mortality: An Analysis Based On The WHO Systematic Review of Maternal Mortality and Morbidity, *BMC Public Health*, **5**:131.
- Çelik, E., *Türkiye'de Anne Ölüm Verilerinin Binyıl Kalkınma Hedefleri Bağlamında Analizi*, Yüksek Lisans Tezi, Beykent Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2015.

Er, Ş., *Dinamik Panel Veri Analizi ve Bir Uygulama*, Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2009.

Gujarati, D.N., Porter, D.C., *Temel Ekonometri*, (Çev.: Şenesen, Ü., Şenesen, G.G.), 2. Basım, Literatür Yayıncılık, İstanbul, 2014.

Hacettepe Üniversitesi Nüfus Etütleri Enstitüsü, *Türkiye Nüfus ve Sağlık Araştırması 2013*, Ankara, 2014.

Hacettepe Üniversitesi Nüfus Etütleri Enstitüsü, *Türkiye Ulusal Anne Ölümleri Çalışması Ana Rapor*, Ankara, 2006.

Hsiao, C., *Analysis of Panel Data*, 2nd Ed., Cambridge University Press, 2003.

Koch, E., Calhoun, B., Aracena, P., Gatica, S., Bravo, M., (2014), Women's Education Level, Contraceptive Use and Maternal Mortality Estimates, *Public Health*, **128**: 384-387.

Mátyás, L., Sevestre P., *The Econometrics of Panel Data*, 3rd Ed., Springer, 1995.

Liang, J., Zhu, J., Dai, L., Li, M., Li, X., Wang, Y., (2010), Maternal Mortality in China, 1996-2005, *International Journal of Gynecology and Obstetrics*, **110**: 93-96.

Mollahaliloğlu, S., Başara, B.B., Eryılmaz, Z., (Ed.), *T.C. Sağlık Bakanlığı Sağlık İstatistikleri Yıllığı 2009*, Hıfzıssıhha Mektebi Müdürlüğü, Refik Saydam Hıfzıssıhha Merkezi Başkanlığı, Sağlık Bakanlığı, Ankara, 2011.

Mollahaliloğlu, S., Başara, B.B., Eryılmaz, Z., (Ed.), *T.C. Sağlık Bakanlığı Sağlık İstatistikleri Yıllığı 2010*, Hıfzıssıhha Mektebi Müdürlüğü, Refik Saydam Hıfzıssıhha Merkezi Başkanlığı, Sağlık Bakanlığı, Ankara, 2011.

Mollahaliloğlu, S., Kosdak, M., Eryılmaz, Z., (Ed.), *T.C. Sağlık Bakanlığı Sağlık İstatistikleri Yıllığı 2008*, Hıfzıssıhha Mektebi Müdürlüğü, Refik Saydam Hıfzıssıhha Merkezi Başkanlığı, Sağlık Bakanlığı, Ankara, 2011.

Muldoon, K.A., Galway, L.P., Nakajima, M., Kanters, S., Hogg, R.S., Bendavid, E., Mills, E.J., (2011), Health System Determinants of Infants, Child and Maternal Mortality: A Cross-Sectional Study of UN Member Countries, *Globalization and Health*, **7**:42.

Powel-Jackson, T., Gao, Y., Ronsmans, C., Zhou, H., Wang, Y., Fang, H., (2015), Health System Determinants of Declines in Maternal Mortality in China 1996 and 2013: A Provincial Econometric Analysis, **386**:15.

- Türkiye İstatistik Kurumu, Eğitim İstatistikleri 2008-2015, Erişim Adresi: [https://biruni.tuik.gov.tr/bolgeselistatistik/sorguSayfa.do?target=degisken]. Erişim Tarihi: 15.3.2017.
- Türkiye İstatistik Kurumu, Evlenme ve Boşanma İstatistikleri 2008-2015, Erişim Adresi: [https://biruni.tuik.gov.tr/bolgeselistatistik/sorguSayfa.do?target=degisken]. Erişim Tarihi: 20.3.2017.
- Türkiye İstatistik Kurumu, Nüfus İstatistikleri 2008-2015, Erişim Adresi: [https://biruni.tuik.gov.tr/bolgeselistatistik/sorguSayfa.do?target=degisken]. Erişim Tarihi: 25.3.2017.
- Türkiye İstatistik Kurumu, İşgücü İstatistikleri 2008-2015, Erişim Adresi: [https://biruni.tuik.gov.tr/bolgeselistatistik/sorguSayfa.do?target=degisken]. Erişim Tarihi: 30.3.2017.
- United Nations, *The Millennium Development Goals Report 2015*. New York: United Nations, 2015.
- Wooldridge, J.M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, England, 2002.
- World Health Organization, *Trends in Maternal Mortality: 1990 to 2015*, Erişim Adresi: [http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/194254/1/9789241565141_eng.pdf?ua=1]. Erişim Tarihi: 1.3.2017.
- Yerdelen Tatoğlu, F., *Panel Veri Ekonometrisi Stata Uygulamalı*, 2. Baskı, Beta Yayıncılık, İstanbul, 2013
- Yerdelen Tatoğlu, F., *Sermaye Piyasası'nda Riskin sınırlı Bağımlı Değişkenli Panel Veri Modelleri ile Analizi*, Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2005.

EKLER

EK-1. Türkiye İBBS-1 Bölgeleri

Akdeniz	Antalya Burdur Isparta Adana İçel Hatay Kahramanmaraş Osmaniye
Batı Anadolu	Ankara Karaman Konya
Batı Karadeniz	Bartın Karabük Zonguldak Çankırı Kastamonu Sinop Amasya Çorum Samsun Tokat
Batı Marmara	Edirne Kırklareli Tekirdağ Balıkesir Çanakkale
Doğu Karadeniz	Artvin Giresun Gümüşhane Ordu Rize Trabzon
Doğu Marmara	Bilecik Bursa Eskişehir Bolu Düzce Kocaeli Sakarya Yalova
İstanbul	İstanbul
Ege	İzmir Aydın Denizli Muğla Aydınkarahisar Kütahya Manisa Uşak

EK-1 Devam

Güneydoğu Anadolu	Adıyaman Gaziantep Kilis Diyarbakır Şanlıurfa Batman Mardin Siirt Şırnak
Kuzeydoğu Anadolu	Bayburt Erzincan Erzurum Ağrı Ardahan Iğdır Kars
Ortadoğu Anadolu	Bingöl Elazığ Malatya Tunceli Bitlis Hakkari Muş Van
Orta Anadolu	Aksaray Kırıkkale Kırşehir Nevşehir Niğde Kayseri Sivas Yozgat

EK-2. Stepwise Regresyon (Backward) Sonuçları

begin with full model						
p = 0.9973 >= 0.0500 removing ko						
p = 0.9918 >= 0.0500 removing igko						
p = 0.9195 >= 0.0500 removing tdh						
p = 0.9010 >= 0.0500 removing oyorani						
p = 0.8810 >= 0.0500 removing dob						
p = 0.7334 >= 0.0500 removing sez						
p = 0.6342 >= 0.0500 removing lio						
p = 0.5452 >= 0.0500 removing hes						
p = 0.3649 >= 0.0500 removing gio						
p = 0.2192 >= 0.0500 removing gdh						
Source	SS	df	MS	Number of obs = 96		
-----+-----				F(3, 92) = 23.82		
Model	1628.31633	3	542.772108	Prob > F = 0.0000		
Residual	2095.96601	92	22.7822392	R-squared = 0.4372		
-----+-----				Adj R-squared = 0.4189		
Total	3724.28233	95	39.2029719	Root MSE = 4.7731		

aoo	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
iey	-2.000879	.7996676	-2.50	0.014	-3.589088	-.4126703
us	-.0551605	.0223804	-2.46	0.016	-.0996099	-.0107112
skdo	-.3373032	.0888473	-3.80	0.000	-.5137615	-.1608448
_cons	99.64638	17.49533	5.70	0.000	64.89914	134.3936

EK-3. Yapay Değişkenli En Küçük Kareler Yöntemi Tahmin Sonuçları

Source	SS	df	MS			
-----+-----				Number of obs =	96	
Model	1807.08479	13	139.006522	F(13, 82) =	5.95	
Residual	1917.19754	82	23.3804579	Prob > F =	0.0000	
-----+-----				R-squared =	0.4852	
Total	3724.28233	95	39.2029719	Adj R-squared =	0.4036	
				Root MSE =	4.8353	

aoo	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
iey	-2.761195	1.627175	-1.70	0.094	-5.998165	.4757754
us	-.0506276	.0487029	-1.04	0.302	-.1475133	.046258
d2	1.833802	2.929307	0.63	0.533	-3.993523	7.661127
d3	-1.250756	2.98464	-0.42	0.676	-7.188155	4.686644
d4	-1.929185	2.669275	-0.72	0.472	-7.239223	3.380852
d5	-.8442439	4.435875	-0.19	0.850	-9.668613	7.980125
d6	1.976075	2.838809	0.70	0.488	-3.67122	7.623369
d7	-.8147749	4.204211	-0.19	0.847	-9.178291	7.548741
d8	-1.106245	3.258977	-0.34	0.735	-7.589388	5.376898
d9	.589002	2.767386	0.21	0.832	-4.91621	6.094214
d10	1.59959	3.851104	0.42	0.679	-6.061482	9.260662
d11	7.729219	3.26907	2.36	0.020	1.225996	14.23244
d12	1.268817	3.463677	0.37	0.715	-5.62154	8.159174
_cons	84.54294	37.46628	2.26	0.027	10.01057	159.0753

EK-4. Grup İçi Yöntemi Tahmin Sonuçları

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	96
Group variable: i	Number of groups	=	12
R-sq: within = 0.0951	Obs per group: min =		8
between = 0.6766	avg =		8.0
overall = 0.3418	max =		8
	F(2,82) =		4.31
corr(u_i, Xb) = 0.2832	Prob > F =		0.0166

aoo	Coef.	Std. Err.	t P> t [95% Conf. Interval]
-----+			
iey	-2.761195	1.627175	-1.70 0.094 -5.998165 .4757754
us	-.0506276	.0487029	-1.04 0.302 -1.1475133 .046258
_cons	85.29721	35.65764	2.39 0.019 14.36281 156.2316
-----+			
sigma_u	2.5687526		
sigma_e	4.8353343		
rho	.22010412	(fraction of variance due to u_i)	

F test that all u_i=0:	F(11, 82)=	1.97	Prob > F = 0.0418

EK-5. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi Tahmin Sonuçları

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	96
Group variable: i	Number of groups	=	12
R-sq: within = 0.0939	Obs per group: min =		8
between = 0.6948	avg =		8.0
overall = 0.3489	max =		8
	Wald chi2(2) =		29.02
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2 =		0.0000

aoo	Coef.	Std. Err.	z P> z [95% Conf. Interval]
-----+-----			
iey	-2.709967	1.037957	-2.61 0.009 -4.744325 -.6756096
us	-.0769786	.0288361	-2.67 0.008 -.1334963 -.020461
_cons	86.28587	22.9424	3.76 0.000 41.31959 131.2522
-----+-----			
sigma_u	1.9631905		
sigma_e	4.8353343		
rho	.14151559 (fraction of variance due to u_i)		

EK-6. En Çok Olabilirlik Yöntemi Tahmin Sonuçları

Fitting constant-only model:

Iteration 0: log likelihood = -307.70532

Iteration 1: log likelihood = -302.67533

Iteration 2: log likelihood = -301.24014

Iteration 3: log likelihood = -301.16272

Iteration 4: log likelihood = -301.16239

Fitting full model:

Iteration 0: log likelihood = -290.23037

Iteration 1: log likelihood = -290.17709

Iteration 2: log likelihood = -290.17697

Random-effects ML regression	Number of obs	=	96
Group variable: i	Number of groups	=	12
Random effects u_i ~ Gaussian	Obs per group: min	=	8
	avg	=	8.0
	max	=	8
	LR chi2(2)	=	21.97
Log likelihood = -290.17697	Prob > chi2	=	0.0000

aoo	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----	-------	-----------	---	------	----------------------	--

iey	-2.715199	.9597253	-2.83	0.005	-4.596226	-.8341724
-----	-----------	----------	-------	-------	-----------	-----------

us	-.0792264	.0267377	-2.96	0.003	-.1316313	-.0268216
----	-----------	----------	-------	-------	-----------	-----------

_cons	86.59294	21.2339	4.08	0.000	44.97526	128.2106
-------	----------	---------	------	-------	----------	----------

/sigma_u	1.520839	.7211701			.6004126	3.852268
----------	----------	----------	--	--	----------	----------

/sigma_e	4.791254	.3703557			4.117681	5.575009
----------	----------	----------	--	--	----------	----------

rho	.0915329	.0825491			.0102986	.3641222
-----	----------	----------	--	--	----------	----------

Likelihood-ratio test of sigma_u=0: chibar2(01)=2.06 Prob>=chibar2 = 0.075

EK-7. Hausman Testi Sonuçları

---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fe	re	Difference	S.E.
-----+-----				
iey	-2.761195	-2.709967	-.0512276	1.253134
us	-.0506276	-.0769786	.026351	.0392486

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg				
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg				
Test: Ho: difference in coefficients not systematic				
$\chi^2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$				
$= 0.64$				
Prob>chi2 = 0.7269				

ÖZGEÇMİŞ

I - Bireysel Bilgiler

Adı Soyadı: Elif Öner

Doğum Tarihi ve Yeri: 12.03.1982 / Ankara

Uyruđu: T.C.

Medeni Durumu: Evli

II - Eğitim Bilgileri

Yüksek Lisans: Ankara Üniversitesi, Tıp Fakültesi Biyoistatistik A.B.D. (2014- ...)

Lisans: Gazi Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü
Mezuniyet Yılı: 2007

Lise : Kocatepe Mimar Kemal Lisesi
Mezuniyet Yılı: 1999

Yabancı Dili: İngilizce, Almanca