

T.C.
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

YÜKSEK LİSANS TEZİ

**ÇOK BOYUTLU HETEROJEN PANEL VERİ MODELLERİ:
BAŞARI SIRALAMALARI ÜZERİNE BOYUT PERSPEKTİFİ**

Mert ŞAHİN

2501161113

TEZ DANIŞMANI

Prof. Dr. Ferda YERDELEN TATOĞLU

İSTANBUL - 2021

ÖZ

**ÇOK BOYUTLU HETEROJEN PANEL VERİ MODELLERİ:
BAŞARI SIRALAMALARI ÜZERİNE BOYUT PERSPEKTİFİ**

MERT ŞAHİN

Günümüzde teknolojinin gelişimi ve dijital ortamda artan veri yığını ile birlikte birden fazla boyuta sahip modellere ihtiyaç duyulmaktadır. Çok boyutlu panel veri modelleri bu talebe olan gereksinim altında veri analistleri için cazip hale gelmektedir. Günden güne araştırmacılar ve kurumlar bu modelleri kullanmaktadır. Çok boyutlu panel veri modellerinde boyutlar birbiri içerisine yuvalanmış veya yuvalanmamış olarak yer alabilmektedir. Bu çalışmada literatürdeki çok boyutlu ile yapılan çalışmalara ek olarak heterojen panel veri modelleri çok boyutlu panel veri modellerine uygulanmaktadır. Ayrı ayrı birim bazında heterojenliğe dikkate alan bu modeller çalışmaya farklı bir çerçeve sunmaktadır. Heterojen panel veri model tahminçileri çok boyutlu panel veri modelleri için türetilmiştir. Üniversiteye giriş sınavlarındaki başarı sıralamalarını modellemek üzere bu tahminçiler kullanılmıştır. Tüm boyutlar için kurulan modellerde Türkçe netleri en önemli etken olmak üzere başarı sıralamalarını etkileyen değişkenlerin işaretleri beklenildiği gibi negatif çıkmıştır. Bu bağlamda çok boyutlu heterojen panel veri modelleriyle yapılan bu çalışma literatürdeki iktisadi bilgiyi açıklamakla fark yaratmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Çok Boyutlu Panel Veri, Heterojen Panel, Birimler Arası Korelasyon, Başarı Sıralamaları, ÖSYM

ABSTRACT
MULTIDIMENSIONAL HETEROGENEOUS PANEL DATA
MODELS: DIMENSIONAL PERSPECTIVE ON UNIVERSITY
RANKINGS
MERT SAHIN

Nowadays, with the development of technology and the increasing data stack in the digital environment, models with more than one dimension are needed. Multidimensional panel data models are becoming attractive to data analysts under the requirement of this demand. Researchers and institutions use these models day by day. In multidimensional panel data models, dimensions can be nested or not nested within each other. In this study, in addition to the multidimensional studies in the literature, heterogeneous panel data models are applied to multidimensional panel data models. These models, which take into account heterogeneity on the basis of individual units, offer a different framework to the study. Heterogeneous panel data model estimators are derived for multidimensional panel data models. These estimators were used to model success rankings in university entrance exams. Variables affecting success rankings in all dimensions, especially Turkish test score, were generally significant and their signs were negative as expected. In this context, this study with multidimensional heterogeneous panel data models makes a difference by explaining the economic knowledge in the literature.

Keywords: Multidimensional Panel Data, Heterogeneous Panel, Cross Sectional Correlation, University Rankings

ÖNSÖZ

Çok boyutlu panel veri modelleri, günümüz teknolojisinin sağladığı artan veri setleriyle birlikte panel veri çalışmalarında gittikçe daha fazla kullanılmaktadır. Çok boyutlu panel veri modelinin yuvalanmış ve yuvalanmamış spesifikasyonları ile teoriler üretilip çeşitli uygulamalar yapılmıştır. Bu tez çalışmasında literatürden farklı olarak çok boyutlu panel veri modellerinin heterojenliği dikkate alınmıştır. Ardından ampirik bir çalışma yapılarak boyutlar bazında sonuçlar elde edilmiştir.

Tez çalışmasının ortaya çıkmasında destekleri ve yardımlarıyla katkıda bulunan değerli zamanını esirgemeyen saygıdeğer danışman hocam Prof. Dr. Ferda YERDELEN TATOĞLU'na teşekkürlerimi sunarım.

Son olarak her nerede olursa olsun kendim olmamı sağlayan beni bu günlere getiren her zaman varlıklarını yanımda hissettiğim canım anne ve babama şükranlarımı sunarım.

Mert ŞAHİN

İSTANBUL 2021

İÇİNDEKİLER

ÖZ	ii
ABSTRACT	iii
ÖNSÖZ	iv
TABLolar LİSTESİ	viii
ŞEKİLLER LİSTESİ	x
KISALTMALAR LİSTESİ.....	xi
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM

ÇOK BOYUTLU PANEL VERİ MODELLERİ

1.1 Çok Boyutlu Panel Veri Model Türleri.....	3
1.1.1. Yuvalanmış Çok Boyutlu Panel Veri Modelleri	4
1.1.2. Yuvalanmamış Çok Boyutlu Panel Veri Modelleri.....	5
1.1.3. Çok Boyutlu Panel Veri Modelleri İçin Spesifikasyonlar	8
1.2 Çok Boyutlu Panel Veri Modellerinin Tahmin Yöntemleri	10
1.2.1. Havuzlanmış En Küçük Kareler Tahmincisi.....	10
1.2.2. Sabit Etkiler Tahmincisi	10
1.2.2.1. Gölge Değişkenli En Küçük Kareler Yöntemi	11
1.2.2.2. Grup İçi Tahmin Yöntemi	13
1.2.3. Tesadüfi Etkiler Tahmincisi	15

1.2.3.1. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi.....	16
1.2.3.2. En Çok Olabilirlik Yöntemi.....	18
1.2.4. Karma Etkiler Tahmincisi.....	19
1.3. Çok Boyutlu Panel Veri Modellerinde Gözlenemeyen Etkilerin Geçerliliği İçin Testler.....	19
1.3.1. Olabilirlik Oranı (LR) Testi	21
1.3.2. F Testi	23
1.3.3. Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı (LM) Testi	24
1.4. Çok Boyutlu Panel Veri Modellerinde Tahminciler Arasında Karar Vermek İçin Kullanılan Testler.....	23
1.4.1. Hausman Testi.....	26
1.4.2. t Testi	27

İKİNCİ BÖLÜM

HETEROJEN ÇOK BOYUTLU PANEL VERİ MODELLERİ

2.1. Heterojen Çok Boyutlu Panel Veri Model Spesifikasyonları.....	29
2.2. Birimler Arası Korelasyonsuz Çok Boyutlu Heterojen Panel Veri Modelleri İçin Tahmin Yöntemleri.....	30
2.2.1. Ortalama Grup (MG) Tahmincisi	32
2.2.2. Swamy'nin Tesadüfi Katsayılar (RC) Modeli	34
2.3. Birimler Arası Korelasyonlu Çok Boyutlu Heterojen Panel Veri Modelleri İçin Tahmin Yöntemleri	33
2.3.1. Ortak Korelasyonlu Etkiler (CCE) Tahmincisi	36
2.3.2. Görünürde İlişkisiz Regresyon (SUR).....	40
2.4. Parametre Heterojenlik Testleri	42
2.4.1. F Testi	43

2.4.2 Swamy S Testi.....	44
2.4.3 Pesaran ve Yamagata Δ Testi.....	45
2.5. Birimler Arası Korelasyon Testleri.....	46
2.5.1. Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı (LM) Testi	46
2.5.2. Pesaran CD Testi	47

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

ÇOK BOYUTLU HETEROJEN PANEL VERİ MODELLERİ:

BAŞARI SIRALAMALARI ÜZERİNE BOYUT PERSPEKTİFİ

3.1. Analizin Amacı	48
3.2. ÖSYM Başarı Sıralaması	48
3.3. Literatür Özeti.....	51
3.4. Veri Seti ve Değişkenler.....	53
3.5. Modellerin Tahmini ve Bulguların Yorumlanması.....	56
SONUÇ	73
KAYNAKÇA	77

TABLÖLAR LİSTESİ

Tablo 3. 1	2020 YKS Başvuru Sayıları	49
Tablo 3. 2	TYT Test Dağılımı.....	50
Tablo 3. 3	TYT Test Yüzdeleri	50
Tablo 3. 4	Dünya Çapındaki Sıralamalar	52
Tablo 3. 5	Çalışmada Kullanılan Değişkenler	53
Tablo 3. 6	Tanımlayıcı İstatistikler	54
Tablo 3. 7	LR Test Sonuçları	56
Tablo 3. 8	Sabit Parametresi Birimlere ve Zamana Göre Heterojen Eğitim Parametresi Homojen Modelin Tahmin Sonuçları	57
Tablo 3. 9	Homojenlik ve Birimler Arası Korelasyon Testleri	58
Tablo 3. 10	Bölgelere Göre Heterojen Modelin Puan Türüne Göre Sınıflandırılmış Olarak Tesadüfi Katsayılar Modeli ve Ortalama Grup Tahmincisi.....	60
Tablo 3. 11	Bölgelere Göre Heterojen Modelin Tesadüfi Katsayılar Modeli ve Ortalama Grup Tahmincisi	61
Tablo 3. 12	Sözel Puan Türü ile Öğrenci Alan Bölgeler İçin Tesadüfi Katsayılar Modeli ve Ortalama Grup Tahmincisi	63
Tablo 3. 13	Eşit Ağırlık Puan Türü ile Öğrenci Alan Bölgeler İçin Tesadüfi Katsayılar Modeli ve Ortalama Grup Tahmincisi.....	64
Tablo 3. 14	Sayısal Puan Türü ile Öğrenci Alan Bölgeler İçin Tesadüfi Katsayılar Modeli ve Ortalama Grup Tahmincisi	65
Tablo 3. 15	Fakültelere Göre Heterojen Modelin Görünürde İlişkisiz Regresyon Tahmin Sonuçları	66
Tablo 3. 16	Bölgelere Göre Heterojen Modelin Görünürde İlişkisiz Regresyon Tahmin Sonuçları	68

Tablo 3. 17 Üniversitelere Göre Heterojen Modelin Tesadüfi Katsayılar Modeli ve Ortalama Grup Tahmincisi	69
Tablo 3. 18 Şehirlere Göre Heterojen Modelin Tesadüfi Katsayılar Modeli ve Ortalama Grup Tahmincisi	71



ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 3. 1 Başarı Sıralamaları	54
--------------------------------------	----



KISALTMALAR LİSTESİ

ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
ARWU	: Dünya Üniversiteleri Akademik Sıralaması
BLUE	: En İyi Doğrusal Sapmasız Tahminci
CCE	: Ortak Korelasyonlu Etkiler
EA	: Eşit Ağırlık
EKK	: En Küçük Kareler
FE	: Sabit Etkiler
GDEKK	: Gölge Değişkenli En Küçük Kareler
HEKK	: Havuzlanmış En Küçük Kareler
LM	: Lagrange Çarpanı
MG	: Ortalama Grup Tahmincisi
ÖSYM	: Ölçme, Seçme ve Yerleştirme Merkezi
RC	: Tesadüfi Katsayılar
RE	: Tesadüfi Etkiler
RSS	: Kısıtlı Kalıntı Kareleri Toplamı
SAY	: Sayısal
SÖZ	: Sözel
SUR	: Görünürde İlişkisiz Regresyon
TYT	: Temel Yeterlilik Sınavı
URAP	: Akademik Performansa Dayalı Üniversiteler Sıralaması
URSS	: Kısıtsız Kalıntı Kareler Toplamı
YKS	: Yükseköğretim Kurumları Sınavı

YÖK : Yükseköğretim Kurulu



GİRİŞ

Günümüz teknolojisi ve artan veri yığınıyla birlikte çok boyutlu panel veri modelleri gibi kompleks yöntemler ile çalışmak araştırmacılara cazip gelmektedir. Literatürde bu modellerle çalışan araştırmacı sayısı gün geçtikçe artmaktadır. Panel veri ile ilgili yapılan çalışmalarda birden çok boyut kullanılabilmekte ve her bir boyutun etkisi modele gözlenemeyen etki olarak girebilmekte, dolayısıyla bu modellerde iki boyutlu panel veri modellerinden farklı olarak birden fazla birim ve zaman etkisi modele dahil olabilmektedir. Bu gözlenemeyen etkilerin birbiri içerisine yuvalanması ve yuvalanmaması şeklinde karşımıza çıkabilen çok boyutlu panel veri modelleri analizlerde detaylı sonuçlar elde edilmesine olanak sağlamaktadır. Gözlenemeyen etkiler bağımsız değişkenle korelasyonlu ise sabit etkiler tahmincisi kullanılmaktadır. Sabit etkiler tahmincisinde modelde yer alan boyutların değişkenler üzerinde sistematik bir rolü olduğu düşünülmektedir. Diğer bir tahminci olan tesadüfi etkiler tahmincisinde ise bağımsız değişkenler gözlenemeyen etkilerle korelasyonsuzdur. Bu tahmincide boyutların etkisi, model üzerinde sistematik bir etki yaratmadığı yönündedir.

Literatürde yapılan çok boyutlu panel veri çalışmalarında genellikle parametrelerin homojen olduğu varsayımı ile tahminlerin yapıldığı görülmektedir. Homojen modellerde her bir birim/zaman için tek bir sonuç elde edilebilmektedir. Eğer panel herhangi bir boyuta göre heterojense heterojenliğin hesaba katılmadığı çok boyutlu panel veri modellerinde tutarsız sonuçlarla karşılaşılabilir. Çünkü modelde yer alan firma, şehir, bölge gibi etkiler parametrelerde heterojenliğe sebep olmaktadır. Çok boyutlu heterojen modeller aracılığıyla heterojen olan boyuta göre ayrı ayrı tahminler yapılabilir. Sonuç olarak heterojen panel veri modelleri, çok boyutlu panel veri modelleri hakkında detaylı sonuçlara olanak sağlamaktadır.

Birinci bölümde çok boyutlu panel veri modellerinin tanımı yapıldıktan sonra bu modellerin türleri açıklanmıştır. Daha sonra tahmin yöntemlerine yer verilip detaylı bilgiler yer almıştır. Modelde yer alan boyutların anlamlı olup olmadıklarını inceleyen LR, F ve LM testlerine değinilmiştir. Son olarak tahminciler arasında karar verebilmek için Hausman Testi'ne yer verilmiştir.

İkinci bölümde heterojen çok boyutlu panel veri modellerinden bahsedilmiştir. Birimler arası korelasyonlu heterojen modellerin tahmin yöntemleriyle birimler arası korelasyonsuz heterojen modellerin tahmin yöntemleri çok boyutlu panel veri modelleri için uyarlanmıştır. Daha sonra parametre heterojenlik testleri ve birimler arası korelasyon testleri sınamaları yapılmıştır.

Son olarak üçüncü bölümde uygulama için yapılacak olan analizin amaçlarından bahsedilmiştir. Ardından ÖSYM başarı sıralamaları hakkında bilgi verilip literatürde yapılan çalışmalara değinilmiştir. Uygulamada kullanılacak olan veri seti ve değişkenler açıklanmış olup yapılan analizler sonrasında tahmin sonuçları ve bulgular değerlendirilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

ÇOK BOYUTLU PANEL VERİ MODELLERİ

1.1 Çok Boyutlu Panel Veri Model Türleri

Günümüzde insanların ihtiyaçlarına olan talebin artması ve her bilgiye anında erişimin mümkün olması sonucunda oluşan veri yığını, çok boyutlu panel veri setlerinin oluşturulabilmesine imkan sağlamıştır. Buna paralel olarak çok boyutlu panel veri modellerinin kullanımı son birkaç yılda yaygınlaşmış ve tahmin yöntemlerinin tartışıldığı yayınlar yapılmıştır. Böylece, tek bir zaman ya da tek bir birim boyutunun olduğu iki boyutlu panel veri modellerine göre daha kapsamlı modeller geliştirilebilmiştir. Çok boyutlu panel veri modelleri ile çalışılırken birden fazla birim ve/veya birden fazla zaman söz konusu olabilmektedir. Boyutların birbiri içerisine yuvalanma durumuna göre yuvalanmış ya da yuvalanmamış çok boyutlu modeller ile karşılaşılabilmektedir. Yuvalanmış modellerde örneğin bir modelde zaman boyutu yıl iken birbiri içerisine yuvalanmış iki birim boyutu bulunabilmektedir: ülke ve şehir. Bu durumda hem şehirlere hem de bu şehirlerin oluşturduğu ülkelere ait veriler bulunmaktadır. Benzer şekilde iki birim boyutu düşünüldüğünde bireyler ailelerin, şehirler ülkelerin, firmalar ise endüstrilerin içerisine yuvalanmıştır. Firma verileri ile çalışılırken zaman boyutu ay iken, iki birim boyutu bulunabilmektedir: firma ve firmalarda çalışan bireyler. Ya da farklı okullarda okuyan öğrencilere ait veriler düşünüldüğünde, öğrencilerin yanısıra okullar da boyut olarak ele alınabilir. Öğretim üyelerine ait veriler düşünüldüğünde görev yaptığı üniversite, her bir üniversitenin fakülteleri, bölümleri, anabilim dalları şeklinde birden fazla birim boyutu düşünülebilir. Başka bir örnek iki zaman boyutunun olduğu durum için verilebilir: gün ve hafta. Yuvalanmamış modeller ise, özellikle üç boyutlu veri tabanları, ticari ilişkiler ve sermaye akışlarının analiz edilmesini mümkün hale getirmiştir. İkili ticaretin, göçün, turizm talebinin modellenmesinde yaygın olarak kullanılan çekim modelleri yuvalanmamış çok boyutlu modellere örnek olarak verilebilir. Aşağıda yuvalanmış ve yuvalanmamış çok boyutlu panel veri modeli daha detaylı olarak ele alınacaktır.

1.1.1. Yuvalanmış Çok Boyutlu Panel Veri Modelleri

Çok boyutlu panel veri modellerinde birden fazla birim boyutu veya zaman boyutu birbiri içerisine yuvalanabilmektedir. Dolayısıyla veriler genellikle iç içe bir yapı sergilemektedir. Örneğin firmalar endüstrilerin içerisine yuvalanmış olabilir. Hava kirliliği verileri ülkelerin içindeki şehirleri ve içindeki gözlem istasyonu tarafından gruplandırılabilir. Üniversitedeki fakülteler üniversitelerin içerisine ve yıldızlı oteller şehirlere göre yuvalanabilmektedir.

Aşağıdaki panel regresyon modeli ele alındığında:

$$y_{ijt} = x'_{ijt}\beta + \mu_i + \gamma_j + \lambda_t + u_{ijt} \quad i = 1, \dots, N \quad j = 1, \dots, M \quad t = 1, \dots, T \quad (1.1)$$

Burada μ_i içerisine yuvalanan birim etkisini, γ_j yuvalanmış birimin etkisini, λ_t zaman etkisini göstermektedir. Örneğin y_{ijt} , t. zaman için i. endüstride j. firmasının çıktısını göstermekte ve x_{ijt} ise stokastik olmayan girdilerin bir vektörünü belirtmektedir. Hata terimi aşağıdaki gibi verilmektedir:

$$v_{ijt} = \mu_i + \gamma_j + \lambda_t + u_{ijt}, \quad i = 1, \dots, N \quad j = 1, \dots, M \quad t = 1, \dots, T \quad (1.2)$$

Bu örnek için μ_i , i. endüstrinin gözlenemeyen etkisini γ_j , j. firmasının etkisini λ_t yıl etkisini ve u_{ijt} hata payını göstermektedir. Ayrıca $\mu_i, \gamma_j, \lambda_t$ ve v_{ijt} 'nin de birbirinden bağımsız olduğu varsayılmaktadır. Hata terimindeki iki birim etkinin birbiri içine gömülü veya yuvalanmış olması halinde bu yuvalanmış bir sınıflandırmadır¹. Bu model endüstrilerde farklı sayıda gözlemlenen zaman periyotlarının yanı sıra her sektörde eşit olmayan firma sayısına da dolayısıyla j ve t boyutuna göre dengesizliğe izin verebilmektedir.

Wallace ve Hussain'e (1969) göre genelleştirilmiş en küçük kareler tahmincisi kovaryans dönüşümünün ürettiği tahmin edicilerle karşılaştırılmaktadır. Daha sonra

¹ Badi H. Baltagi, Seuck Heun Song, Byoung Cheol Jung, "The unbalanced nested error component regression model", Journal of Econometrics, 2001, s. 359.

tekrar eden bir tahminci önerildikten sonra bu tahminci kovaryans tahmincisi ile karşılaştırılmaktadır².

Fuller ve Battese (1973), yuvalanmış yapıya sahip olan iki doğrusal modeli ele alıp sabit varyansa sahip korelasyonsuz hatalar tarafından bazı dönüşümler gerçekleştirmişlerdir. Dönüştürülen gözlemler, gerçek gözlemler ve alt kümelerinin ortalamaları arasında farklılık göstermektedir. Yeterli koşullar, genelleştirilmiş en küçük kareler tahmininin sapmasız ve asimptotik olarak genelleştirilmiş en küçük kareler tahmincisine eşdeğer olduğu varsayımlar altında sunulmaktadır³.

Antweiler (2001), çalışmasında tahmin edilen standart hataların sapmalı olacağını belirtmektedir⁴.

Davis (2002), literatürde daha önceki hata bileşen modellerinin tahminini birleştiren çok geniş veri setleri için kullanılan matris notasyonları geliştirerek literatüre katkı sağlamıştır⁵.

Yerdelen Tatoğlu (2016), birbiri içerisine yuvalanmış iki birim ve bir zaman etkisinin olduğu üç boyutlu panel veri modellerini çeşitli spesifikasyonlarla ele almış ve bu spesifikasyonlar için sabit ve tesadüfi etkiler tahmincilerini türetmiştir⁶.

1.1.2. Yuvalanmamış Çok Boyutlu Panel Veri Modelleri

Çok boyutlu panel veri modellerinde birim ve zaman boyutları bir taraftan birbiri içerisine yuvalanırken diğer taraftan birbirinden bağımsız da olabilmektedir. Birbiri içerisine yuvalanmayan birim veya zaman etkilerin ayrı ayrı modele dahil olduğu modellere Yuvalanmamış Çok Boyutlu Panel Veri Modelleri adı verilmektedir. Bu modellerin literatürde en önemli örneği Gravity (Çekim) Modelleridir. Çekim Modeli,

² T.D. Wallace, Ashiq Hussain, “**The use of error components models in combining cross section with time series data**”, Journal of The Econometrics Society, 1969, s. 56.

³ Wayne A. Fuller, George E. Battese, “**Transformations for Estimation of Linear Models with Nested-Error Structure**”, Journal of The American Statistical Association, 1973, s. 626.

⁴ Werner Antweiler, “**Nested random effects estimation in unbalanced panel data**”, Journal of Econometrics, 2001, s. 310.

⁵ Peter Davis, “**Estimating multi-way error components models with unbalanced data structures**”, Journal of Econometrics, 2002, s. 67.

⁶ Ferda Yerdelen Tatoğlu, “**Üç Boyutlu Sabit ve Tesadüfi Etkili Panel Veri Modellerinin Tahmini İçin Çeşitli Yaklaşımlar**”, Eurasian Econometrics, Statistics & Empirical Economics Journal, 2016, s. 60.

yer çekiminin iki nesnenin kütleleri çarpımı ile doğru orantılı, uzaklıkları ile ters orantılı olduğunu ifade eden fizikteki Newton'un (1687) Yer Çekimi Kanunu'ndan gelmektedir.

$$F = G \frac{M_1 M_2}{(D_{12})^2} \quad (1.3)$$

Ticarette yer çekimi gücü yerine ikili ticaretin değerini F , M_1 ve M_2 kütleleri yerine ise ticari partnerlerin gayri safi milli hasılları düşünülmektedir. D ise ülkeler arasındaki uzaklıktır.

Uluslararası ticaret akışları çalışmalarında çekim modeline ilk başvuran kişi Jan Tinbergen'dir⁷. Gravity (çekim) modelleri ikili ticaret ilişkilerinin tahmininde en başarılı araçlardan birisi haline gelmiştir. Egger ve Pfaffermayr (2003), bu modellerle 11 Asya-Pasifik Ekonomik İşbirliği ülkesi üzerinde çalışmıştır⁸.

Gravity modelinin temel özellikleri ihracatçı ülkenin tedarik faktörlerini, ithalatçı ülkenin talep faktörlerini ve ticareti destekleyen ve engelleyen etkenleri içermektedir. Öte yandan ticaret antlaşmalarının etkisini, döviz kuru oynaklığını, ticaretin din üzerindeki etkisini, savaş olasılığı üzerindeki etkisini tahmin etmek için kullanılmaktadır⁹.

Baier ve Bergstrand (2007), çalışmalarında serbest ticaret antlaşmalarının (FTA) üye ülkelerin uluslararası ticaretini artırıyor mu sorusuna cevap aramışlardır¹⁰. Karagöz (2011), çalışmasında göç ve ticaret ilişkisini panel çekim modeli ile ele almıştır. Sonuçlar göç ile ticaret arasında kuvvetli bir ilişkinin olduğunu göstermektedir¹¹. Tathcı ve Kızıltan (2011), çekim modelini Türkiye ihracatı üzerinde 46 ülke ve 14 yıl panel veri ile uygulamıştır. Türkiye ve diğer ülkelerin GDP'leri anlamlı çıkmakla

⁷ Laszlo Matyas, **THE ECONOMETRICS OF MULTI-DIMENSIONAL PANELS**, Springer, 2017, s. 324.

⁸ Peter Egger, Michael Pfaffermayr, "The proper panel econometric specification of the gravity equation: A three-way model with bilateral interaction effects", 2003, *Empirical Economics*, s. 578.

⁹ Richard Baldwin, Daria Taglioni, "Gravity for Dummies and Dummies for Gravity Equations", NBER Working Paper, 2006, No: 12516, s. 1.

¹⁰ Scott L. Baier, Jeffrey H. Bergstrand, "Do free trade agreements actually increase members' international trade?", *Journal of International Economics*, 2007, s. 92.

¹¹ Kadir Karagöz, "Göç-Ticaret İlişkisi Panel Çekim Modeli", *Sosyo Ekonomi*, 2011, s. 66.

birlikte Gümrük Birliği ve ortak sınırın Türkiye'nin ihracatı üzerinde anlamlı etkileri bulunamamıştır¹². Güneş ve Kabadayı (2015), Türkiye turizm talebini açıklamaya yönelik bir panel çekim modeli analizi gerçekleştirmiştir. Bu analiz bulgularına göre Türkiye'ye gelen turistlerin yaşam standartları ve geldikleri ülkelerin nüfus dinamiği Türkiye turizmini pozitif yönde etkilemektedir¹³. Işık ve Yıldırım (2017), makalelerinde 2001-2014 yılları arasında Türkiye ile seçilmiş 32 ülke arasındaki portföy akımlarını çekim modelini kullanarak analiz etmiştir¹⁴.

Gül ve Yerdelen Tatoğlu (2019), çalışmalarında 2008-2016 yılları arasında dünyada turizm açısından en çok rağbet gören ilk 11 ülkenin turizm talebi belirleyicilerini panel çekim modeli yardımıyla tahmin etmişlerdir¹⁵.

Bu uygulama çalışmalarının yanısıra teorik katkıda bulunan çalışmalara da şöyle örnekler verilebilir. Baltagi, Egger ve Pfaffermayr'ın (2014) çalışmasında panel veri yönteminin genel yapısına bağlı olarak Çekim Modeli tahminlerinde ortaya çıkan sorunlardan (içsellik sorunu, eksik gözlemler tahmin vs.) bahsedilmektedir¹⁶. Balazsi, Matyas, Pus (2015) makalesindeki sonuçlara göre büyük panel veri kümeleri için gözlemler bir örneklemden elde edildiğinde tesadüfi etkiler tahmincisinin uygun olduğu görülmektedir¹⁷. Literatüre bakıldığında gravity modellerde sabit etkiler varsayımıyla ilgili Egger ve Pfaffermayr (2003), Baldwin ve Taglioni (2006), Baier ve Bergstrand (2007), Balazsi, Matyas ve Wansbeek (2015) vb. çalışmalar yer almaktadır. Diğer yandan Matyas, Hornok ve Pus (2012) ve Balazsi, Baltagi, Matyas ve Pus (2015) tesadüfi etkiler varsayımları gösteren modeller üzerine çalışmalarda bulunmuşlardır¹⁸.

¹² Özge Tatlıcı, Alaattin Kızıltan, “**ÇEKİM MODELİ: TÜRKİYE'NİN İHRACATI ÜZERİNE BİR UYGULAMA**”, Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi, 2011, s. 287.

¹³ Erkan Güneş, Burhan Kabadayı, “**Türkiye Turizm Talebini Açıklamaya Yönelik Bir Panel Çekim Modeli Analizi**”, Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 2015, s. 43.

¹⁴ Nalan Işık, Metin Yıldırım, “**Uluslararası Portföy Akımlarının Çekim Modeli ile Analizi: Türkiye Örneği**”, Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 2017, C: 35, No: 2, s. 50.

¹⁵ Hasan Gül, Ferda Yerdelen Tatoğlu, “**Turizm Modelinin Panel Çekim Modeli İle Analizi**”, Turizm Akademik Dergisi, 2019, s. 49-60.

¹⁶ Badi H. Baltagi, Peter Egger, Michael Pfaffermayr, “**Panel Data Gravity Models of International Trade**”, CESifo Working Paper, 2014, No: 4616, s. 3.

¹⁷ Laszlo Matyas, **a.e.**, s. 35.

¹⁸ Yerdelen Tatoğlu, **a.e.**, s. 61.

Yuvalanmış ve yuvalanmamış modellerin temelde spesifikasyonları ve tahmin yöntemleri benzer olsa da bazı farklılıkları bulunmaktadır. Her iki tip modelde de her bir boyutun etkisinin anlamlılık durumuna ve etkileşimine göre farklı türde modeller ortaya konulmuştur. Bir sonraki bölümde karşılaşılabilecek model spesifikasyonlarına değinilecektir.

1.1.3. Çok Boyutlu Panel Veri Modelleri İçin Spesifikasyonlar

İki boyutlu sabit etkili modellerle çalışıldığında birim ve zaman olmak üzere sadece iki etki mevcuttur ve bu nedenle prensipte dört model spesifikasyonu mümkün olmaktadır. Üç boyutlu modellerle çalışıldığı durumda ise, altı sabit etki formülasyonu ve altmış dört model spesifikasyonu ile karşılaşılabilmektedir. Bu spesifikasyonların anlamlı olan alt kümeleri literatürde ağırlıklı olarak kullanılmaktadır. En yaygın kullanılan sabit etkiler model spesifikasyonları Baltagi (2003), Egger ve Pfaffermayr (2003), Baldwin ve Taglioni (2006) ve Baier ve Bergstrand (2007) tarafından incelenmiştir¹⁹.

İki birim ve bir zaman boyutunun olduğu durumda tüm etkilerin anlamlı ve birbirinden bağımsız olduğu model;

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta X_{ijt} + \mu_i + \gamma_j + \lambda_t + u_{ijt} \quad i = 1, \dots, N \quad j = 1, \dots, M \quad t = 1, \dots, T \quad (1.4)$$

Burada μ_i ve γ_j birim etkileri, λ_t zaman etkisini göstermektedir. Y_{ijt} , t. zaman için i. endüstride j. firmanın verisini göstermekte ve X_{ijt} ise bağımsız değişkenin yuvalanmış halini ifade etmektedir.

Hiçbir etki anlamlı değil ise model;

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta X_{ijt} + u_{ijt} \quad (1.5)$$

Sadece bir birim etkinin anlamlı olduğu veya zaman boyutunun anlamlı olduğu modeller;

¹⁹ Laszlo Matyas, **a.e.**, s. 5.

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta X_{ijt} + \mu_i + u_{ijt} \quad (1.6)$$

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta X_{ijt} + \gamma_j + u_{ijt} \quad (1.7)$$

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta X_{ijt} + \lambda_t + u_{ijt} \quad (1.8)$$

şeklinde gösterilirken bu modeller tek yönlü çok boyutlu panel veri modelleri ismini almaktadır.

Ayrıca bazen etkiler birbiri ile etkileşimli olabilmektedir. Örneğin iki birim etkileşimli olarak zaman boyutu ise tekil olarak modele dahil olabilmektedir;

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta X_{ijt} + \gamma_{ij} + \lambda_t + u_{ijt} \quad (1.9)$$

Bu modellere daha çok birim etkilerin birbiri içerisine yuvalandığı durumda rastlanmaktadır.

Bütün etkilerin birbiri ile etkileşimli olduğu model²⁰ ;

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta X_{ijt} + \gamma_{ij} + \alpha_{it} + \lambda_{jt} + u_{ijt} \quad (1.10)$$

şeklinde ifade edilebilmektedir.

Üç birim ve bir zaman boyutu içeren model;

$$Y_{ijkt} = \beta_0 + \beta X_{ijkt} + \gamma_i + \eta_j + \varsigma_k + \lambda_t + u_{ijkt} \quad (1.11)$$

şeklinde gösterilirken burada boyutlar etkileşimli olarak yer almayıp ayrı ayrı modellenmiştir. Birim boyutları i, j, k iken zaman boyutu ise t'dir.

İki birim ve iki zaman boyutu olan model;

$$Y_{ijzt} = \beta_0 + \beta X_{ijzt} + \gamma_i + \eta_j + \psi_z + \lambda_t + u_{ijzt} \quad (1.12)$$

²⁰ Laszlo Balazsi, Laszlo Matyas, Tom Wansbeek, “**The estimation of multidimensional fixed effects panel data models**”, Econometric Reviews, 2018, s. 215.

şeklinde gösterilirken i ve j birim boyutu iken z ve t zaman boyutunu oluşturmaktadır. Örneğin birim etkiler şehir ve bölge olabilirken zaman etkiler de aylar ve yıllar olabilmektedir.

1.2 Çok Boyutlu Panel Veri Modellerinin Tahmin Yöntemleri

Bu bölümde çok boyutlu panel veri modellerinde etkilerin sabit, tesadüfi ve karma olduğu durumlarda tahmin yöntemlerine yer verilecektir.

1.2.1. Havuzlanmış En Küçük Kareler Tahmincisi

Havuzlanmış EKK tahmincisi klasik modellerin tahmininde kullanılmaktadır. Klasik modelde sabit ve eğim parametreleri birim ve zaman etkisi altında değildir. Parametrelerin birim ve zamana göre değişmeyip sabit olduğu varsayılmaktadır. Bu durumda klasik modele ait panel veri modeli;

$$Y_{it} = X_{it}\beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (1.13)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Klasik panel veri modeli Havuzlanmış En Küçük Kareler Tahmincisi ile tahmin edilebilmektedir. Havuzlanmış En Küçük Kareler (HEKK) Tahmincisi,

$$\hat{\beta} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T X'_{it} X_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T X'_{it} Y_{it} \right) \quad (1.14)$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Böylece klasik modele ait parametre değerlerine ulaşılabilmektedir. Gözlenemeyen etkiler olduğu durumda bu tahminci tutarlı sonuçlar vermemektedir. Modelde yer alan birim ve zaman boyutlarını göz ardı ederek yapılan çalışmalar uygun olmamaktadır.

1.2.2. Sabit Etkiler Tahmincisi

Gözlenemeyen etkilerin olduğu ve bu etkilerin içerisinde yer aldığı, hata teriminin bağımsız değişkenle ilişkili olduğu varsayıldığında sabit etkiler tahmincisi geçerli olmaktadır²¹. Yıllar boyunca üç boyutlu veya daha fazla boyutu dikkate alan

²¹ Damodar N. Gujarati, Dawn C. Porter, “**Temel Ekonometri**”, İstanbul: Literatür Yayınları, 2012, s. 606.

çalıřmalarda sabit etkiler spesifikasyonları kullanılmıřtır. Tıpkı iki boyutlu sabit etkiler modellerinde olduđu gibi çok boyutlu panel veri modellerinde de model, En Küçük Kareler Yöntemi (EKK) ile etkilerin bağımsız deęiřkenle korelasyonlu olduđu durumda sabit etkiler modellerinin tahmin yöntemleri kullanılarak tahmin edilmektedir²².

Örneğin (1.4) modelinde,

$v_{ijt} = \mu_i + \gamma_j + \lambda_t + u_{ijt}$ iken $E(X_{ijt} v_{ijt}) = 0$ beklenen deęerinin sıfıra eřit olduđu yani bağımsız deęiřkenle hata terimi arasında korelasyon olmadıęı varsayımı yapıldıęında, $E(X_{ijt} \mu_i) \neq 0$, $E(X_{ijt} \gamma_j) \neq 0$ ve $E(X_{ijt} \lambda_t) \neq 0$ eřitısızlıkları varsa sabit etkiler tahmin yöntemleri uygun olmaktadır.

Sabit Etkiler modellerinin tahmini için Gölge Deęiřkenli En Küçük Kareler (GDEKK) Tahmincisi ve Grup İçi Tahmincisi kullanılmaktadır.

1.2.2.1. Gölge Deęiřkenli En Küçük Kareler Yöntemi

Sabit etkili panel veri modellerinde gözlenemeyen etkiler gölge deęiřkenler vasıtasıyla modele dahil olabilmektedirler. Böylelikle bu etkiler tahmin sürecinde yer alabilmektedir²³. D gölge deęiřkenleri ifade etmek üzere eđer (X, D) matrisi tam ranka sahipse Gölge Deęiřkenli En Küçük Kareler Tahmincisi;

$$\begin{pmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\pi} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X'X & X'D \\ D'X & D'D \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} X'y \\ D'y \end{pmatrix} \quad (1.15)$$

en iyi, doğrusal, sapmasız (BLUE) tahmincidir²⁴.

Panel veri modellerinin Gölge Deęiřkenli En Küçük Kareler Yöntemi (GDEKK) kullanılarak tahminini açıklamak amacıyla genel bir panel veri modeli ařağıdaki gibi ele alınabilir²⁵;

²² A.e. , s. 212-227.

²³ Ömer Faruk Bölükbaşı, “Çok Boyutlu Panel Veri Modelleri: Firma Karakteristiklerinin Sermaye Yapısı Üzerindeki Etkilerinin İncelenmesi”, Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Doktora Tezi, 2018, s. 18.

²⁴ Laszlo Matyas, a.e. , s. 8.

²⁵ A.e. , s. 80.

$$Y_{ijt} = \beta_{0ijt} + \beta_1 X_{ijt} + \dots + \beta_k X_{kijt} + u_{ijt} \quad i = 1 \dots N \quad j = 1 \dots M \quad t = 1 \dots T \quad (1.16)$$

Farklı birimler için farklı sabitler içeren bu model ile çözüm yapmanın bir yolu gölge değişkenli en küçük kareler yöntemini kullanmaktır. Bu yöntemde i boyutu için N-1, j boyutu için M-1 ve t boyutu için T-1 sayıda gölge değişken modele dahil edilmekte ve model havuzlanmış en küçük kareler yöntemi (HEKK) ile tahmin edilmektedir.

(1.16) modeli, vektör formunda aşağıdaki şekilde de yazılabilmektedir;

$$Y = \mu + \gamma + \lambda + X\beta + u \quad (1.17)$$

Bu modelde β sabit parametreyi de $(\bar{\beta})$ içeren parametre vektörü $[\beta = (\bar{\beta}, \beta_1, \dots, \beta_k)]$ ve μ ve γ birim etki ve λ zaman etkisi olsun. Farklı birimler için farklı μ 'ler, farklı γ 'ler ve her bir zaman için ise farklı λ 'lar söz konusu olmaktadır. Hata terimi (u) özdeş ve bağımsız dağılımlı, ortalaması sıfır, varyansı σ_u^2 olan ve normal dağılan bir değişkendir $[u \sim IN(0, \sigma_u^2)]$.

Gölge değişkenli en küçük kareler metodunda her bir etki gölge değişken olarak kabul edilmektedir ve (1.17) modeli sabit parametre olmadığı durumda i. eşitlik için aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir:

$$Y_{ijt} = e\mu + e\gamma + e\lambda + X_{ijt}\beta + u_{ijt} \quad (1.18)$$

Genel olarak,

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \mu_1 + \begin{bmatrix} e \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \mu_2 + \dots + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ e \end{bmatrix} \mu_N + \begin{bmatrix} e \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \gamma_1 + \begin{bmatrix} e \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \gamma_2 + \dots + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ e \end{bmatrix} \gamma_N + \begin{bmatrix} e \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \lambda_1 + \begin{bmatrix} e \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \lambda_2 + \dots + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ e \end{bmatrix} \lambda_t + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_N \end{bmatrix} \quad (1.19)$$

ya da ,

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e & 0 \dots 0 \\ 0 & e \dots 0 \\ \vdots & \ddots \\ 0 & 0 \dots e \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e & 0 \dots 0 \\ 0 & e \dots 0 \\ \vdots & \ddots \\ 0 & 0 \dots e \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \vdots \\ \gamma_j \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e & 0 \dots 0 \\ 0 & e \dots 0 \\ \vdots & \ddots \\ 0 & 0 \dots e \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_N \end{bmatrix} \quad (1.20)$$

şeklinde gösterilebilmektedir. Görüldüğü gibi M+T tane gölge değişken vardır. Modelde sabit parametre varsa daha önce de bahsedildiği gibi N-1+M-1+T-1=N+M+T-3 sayıda gölge değişken kullanılmalıdır.

Gölge değişkenli en küçük kareler tahmincisi, oluşan serbestlik derecesi kaybı ve birim boyutlarının birbiri içerisine yuvalanması sonucu içerisine yuvalanan birimin gölge değişkenlerinin tümünün çoklu doğrusal bağlantı neticesinde modelden düşmesi sebebiyle tercih edilmemektedir²⁶. Çünkü bu durumda tahmin sonuçları bir birim ve bir zaman boyutunun olduğu iki boyutlu panel veri modelinin tahmininden farklı olmamaktadır. Yuvalanmamış modellerde gölge değişken modelden düşmemekte ama çoklu doğrusal bağlantı ve serbestlik derecesi kaybı devam etmektedir.

1.2.2.2. Grup İçi Tahmin Yöntemi

Çok boyutlu sabit etkiler panel veri modellerinin gölge değişkenli en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmesinde daha önce bahsedildiği gibi serbestlik derecesi kaybı ve birbiri içerisine yuvalanan birimin gölge değişkenlerinin tümünün tam çoklu doğrusal bağlantı neticesinde modelden düşmesi sebebiyle sapmalı tahminler elde edilmektedir. Bu durumda tek bağımsız değişkenli tüm etkilerin anlamlı olduğu sabit etkiler modelinin tahmini için gözler grup içi tahminciye çevrilmektedir²⁷.

$$Y_{ijt} = \alpha + \beta X_{ijt} + \mu_i + \gamma_j + \lambda_t + u_{ijt} \quad i = 1, \dots, N \quad j = 1, \dots, M \quad t = 1, \dots, T \quad (1.21)$$

Bu model için grup içi dönüşüm;

$$(Y_{ijt} - \bar{Y}_i - \bar{Y}_j - \bar{Y}_t + 2\bar{Y}) = \beta(X_{ijt} - \bar{X}_i - \bar{X}_j - \bar{X}_t + 2\bar{X}) + (\varepsilon_{ijt} - \bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon}_j - \bar{\varepsilon}_t + 2\bar{\varepsilon}) \quad (1.22)$$

²⁶ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **Panel Veri Ekonometrisi**, İstanbul, Beta, 2016, s. 300.

²⁷ Ferda Yerdelen Tatoğlu, “Üç Boyutlu Sabit ve Tesadüfi Etkili Panel Veri Modellerinin Tahmini İçin Çeşitli Yaklaşımlar”, s. 61.

şeklinde yapılmaktadır.

Burada üç boyutun etkisi genel veriden çıkarıldıktan sonra genel ortalama toplam boyutun bir eksiğiyle çarpılıp formüle toplam şeklinde dahil edilmekte ve böylece grup içi yöntemi için gerekli dönüşüm elde edilmiş olmaktadır. Örneğin bu dönüşümde bağımlı değişken için ortalamalar aşağıdaki gibi hesaplanabilmektedir:

$$\bar{Y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Y_{ijt}, \quad \bar{Y}_j = \frac{1}{MT} \sum_{t=1}^T Y_{ijt}, \quad \bar{Y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^T Y_{ijt}, \quad \bar{Y} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^T Y_{ijt}$$

Aşağıdaki gibi iki boyutlu etkileşimli olduğu bir model ele alındığında,

$$Y_{ijt} = \alpha + \beta X_{ijt} + \eta_{ij} + \lambda_t + u_{ijt} \quad (1.23)$$

bu model için grup içi dönüşüm²⁸;

$$(Y_{ijt} - \bar{Y}_{ij} - \bar{Y}_t + \bar{Y}) = \beta (X_{ijt} - \bar{X}_{ij} - \bar{X}_t + \bar{X}) + (\varepsilon_{ijt} - \bar{\varepsilon}_{ij} - \bar{\varepsilon}_t + \bar{\varepsilon}) \quad (1.24)$$

şeklinde yapılabilmektedir. Burada birim etkiler olan i ve j birbiri içerisine yuvalanmıştır. Zaman boyutu olan t ise ayrı olarak modelde yer almıştır. İki birimin etkileşimli olduğu dönüşüm ise aşağıdaki gibi hesaplanabilmektedir:

$$\bar{Y}_{ij} = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Y_{ijt} + \frac{1}{MT} \sum_{j=1}^T Y_{ijt}}{2}$$

Bu dönüşümler sonucunda $(Y_{ijt} - \bar{Y}_{ij} - \bar{Y}_t + \bar{Y})$ meandfY, $(X_{ijt} - \bar{X}_{ij} - \bar{X}_t + \bar{X})$ meandfX olarak tanımlandığında üç bağımsız değişkenli matris notasyonuyla gösterim aşağıdaki gibi olmaktadır:

²⁸ Laszlo Balazsi, Laszlo Matyas & Tom Wansbeek, **The Estimation of Multidimensional Fixed Effects Panel Data Models**, Econometric Reviews, 2015, s. 4.

$$\begin{aligned}
X'X &= \begin{bmatrix} meandfX_{11} & meandfX_{21} & meandfX_{31} \\ meandfX_{12} & meandfX_{22} & meandfX_{32} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ meandfX_{1N} & meandfX_{2N} & meandfX_{3N} \end{bmatrix}' \otimes \begin{bmatrix} meandfX_{11} & meandfX_{21} & meandfX_{31} \\ meandfX_{12} & meandfX_{22} & meandfX_{32} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ meandfX_{1N} & meandfX_{2N} & meandfX_{3N} \end{bmatrix} \\
X'Y &= \begin{bmatrix} meandfX_{11} & meandfX_{21} & meandfX_{31} \\ meandfX_{12} & meandfX_{22} & meandfX_{32} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ meandfX_{1N} & meandfX_{2N} & meandfX_{3N} \end{bmatrix}' \otimes \begin{bmatrix} meandfY_1 \\ meandfY_2 \\ \vdots \\ meandfY_N \end{bmatrix} \\
(X'X)^{-1} &= \left[\begin{bmatrix} meandfX_{11} & meandfX_{21} & meandfX_{31} \\ meandfX_{12} & meandfX_{22} & meandfX_{32} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ meandfX_{1N} & meandfX_{2N} & meandfX_{3N} \end{bmatrix}' \otimes \begin{bmatrix} meandfX_{11} & meandfX_{21} & meandfX_{31} \\ meandfX_{12} & meandfX_{22} & meandfX_{32} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ meandfX_{1N} & meandfX_{2N} & meandfX_{3N} \end{bmatrix} \right]^{-1}
\end{aligned}$$

Son olarak bu matrislere en küçük kareler yöntemi uygulanırsa çok boyutlu grup içi tahminciler elde edilmiş olur;

$$\hat{\beta}_{WE} = WE_{(X'X)^{-1}} WE_{X'Y} \quad (1.25)$$

1.2.3. Tesadüfi Etkiler Tahmincisi

Çok boyutlu panel veri modellerinde modeller, etkilerin bağımsız değişkenle korelasyonsuz olduğu durumda tesadüfi etkiler modellerinin tahmin yöntemleri kullanılarak tahmin edilebilmektedir²⁹.

Örneğin (1.21) modelinde,

$E(X_{ijt} u_{ijt}) = 0$ beklenen değerin sıfıra eşit olduğu yani bağımsız değişkenle hata terimi arasında bir korelasyonun olmadığı varsayımı yapıldığında, $E(X_{ijt} \mu_i) = 0$, $E(X_{ijt} \gamma_j) = 0$ ve $E(X_{ijt} \lambda_t) = 0$ eşitsizlikleri de varsa tesadüfi etkiler tahmin yöntemleri uygun olmaktadır. Bu modelde gözlenemeyen etkiler hata terimi içerisinde $v_{ijt} = \mu_i + \gamma_j + \lambda_t + u_{ijt}$ şeklinde gösterilmektedir.

Tesadüfi etkiler modelinin tahmini genelleştirilmiş en küçük kareler ve en çok olabilirlik yöntemleri ile yapılabilmektedir.

²⁹ Damodar Gujarati, “Örneklerle Ekonometri”, BB101 Yayınları, 2016, s. 416.

1.2.3.1. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi

Genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi, bağımsız değişkenin gözlenemeyen etkilerle korelasyonsuz olduğu tesadüfi etkiler tahmin yöntemlerinden biridir. Genelleştirilmiş en küçük kareler yönteminde tahmin yaparken ilk önce hata teriminden yararlanılarak varyans-kovaryans matrisi oluşturulmaktadır. Daha sonra elde edilen varyans-kovaryans matrisi tahmin edilmektedir³⁰. Model (1.21) için gerekli varsayımlar şunlardır;

$$E(\mu_i) = E(\gamma_j) = E(\lambda_t) = 0 \quad (1.26)$$

ve

$$\begin{aligned} E(\mu_i \mu_{i'}) &= \begin{cases} \sigma_\mu^2 & i = i' \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \\ E(\gamma_j \gamma_{j'}) &= \begin{cases} \sigma_\gamma^2 & j = j' \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \\ E(\lambda_t \lambda_{t'}) &= \begin{cases} \sigma_\lambda^2 & t = t' \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \end{aligned} \quad (1.27)$$

Varyans-kovaryans matrisi ise;

$$\Omega = \sigma_\mu^2 (I_N \otimes J_{MT}) + \sigma_\gamma^2 (J_N \otimes I_M \otimes J_T) + \sigma_\lambda^2 (J_{NM} \otimes I_T) + \sigma_\varepsilon^2 I_{NMT} \quad (1.28)$$

şeklinde hesaplanabilmektedir.

Model (1.21) için gruplar arası dönüşüm iki birim ve zaman için sırasıyla³¹;

$$(\bar{Y}_i - \bar{Y}) = \beta(\bar{X}_i - \bar{X}) + (\bar{\varepsilon}_i - \bar{\varepsilon}) \quad (\text{BE1}) \quad (1.29)$$

$$(\bar{Y}_j - \bar{Y}) = \beta(\bar{X}_j - \bar{X}) + (\bar{\varepsilon}_j - \bar{\varepsilon}) \quad (\text{BE2}) \quad (1.30)$$

³⁰ Laszlo Matyas, **a.e.**, s. 37.

³¹ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **Panel Veri Ekonometrisi**, s. 306.

$$(\bar{Y}_t - \bar{Y}) = \beta(\bar{X}_t - \bar{X}) + (\bar{\varepsilon}_t - \bar{\varepsilon}) \quad (\text{BE3}) \quad (1.31)$$

şeklinde yapılmaktadır. (1.29) ve (1.30), birim etkilerle yapılan gruplar arası dönüşümü gösterirken (1.31) ise zaman etkisi için gruplar arası dönüşümünü ifade etmektedir.

Gruplar arası dönüşümlerden elde edilen parametre tahminleri ise aşağıdaki gibidir;

$$\hat{\beta}_{BE1} = BE1_{XX}^{-1} BE1_{XY} \quad (1.32)$$

$$\hat{\beta}_{BE2} = BE2_{XX}^{-1} BE2_{XY} \quad (1.33)$$

$$\hat{\beta}_{BE3} = BE3_{XX}^{-1} BE3_{XY} \quad (1.34)$$

Gruplar arası tahminler yapıldıktan sonra tesadüfi etkiler tahmincisi;

$$\hat{\beta}_{RE} = (WE_{XX} + \phi_2^2 BE1_{XX} + \phi_3^2 BE2_{XX} + \phi_4^2 BE3_{XX})^{-1} (WE_{XY} + \phi_2^2 BE1_{XY} + \phi_3^2 BE2_{XY} + \phi_4^2 BE3_{XY}) \quad (\text{RE1})$$

yukarıdaki eşitlikteki gibi hesaplanmaktadır. Bu formülde yer alan bazı parametrelere aşağıdaki eşitlikler yardımıyla ulaşılabilmektedir. Burada $\phi_2^2 = \frac{\lambda_1}{\lambda_2}$, $\phi_3^2 = \frac{\lambda_1}{\lambda_3}$ ve

$\phi_4^2 = \frac{\lambda_1}{\lambda_4}$ 'dir. Ayrıca,

$$\lambda_1 = \frac{SSE_{WE}}{(N-1)(T-1) - M - K}, \quad \lambda_2 = \frac{SSE_{BE1}}{(N-1) - K},$$

$$\lambda_3 = \frac{SSE_{BE2}}{(M-1) - K}, \quad \lambda_4 = \frac{SSE_{BE3}}{(T-1) - K}$$

eşitlikleri vardır. Burada,

$$\lambda_1 = \sigma_u^2$$

$$\lambda_2 = TM\sigma_\mu^2 + \sigma_u^2 \quad \sigma_\mu^2 = (\lambda_2 - \sigma_u^2) / TM$$

$$\lambda_3 = TN\sigma_\gamma^2 + \sigma_u^2 \quad \sigma_\gamma^2 = (\lambda_3 - \sigma_u^2) / TN$$

$$\lambda_4 = NM\sigma_\gamma^2 + \sigma_u^2 \quad \sigma_\lambda^2 = (\lambda_4 - \sigma_u^2) / NM$$

yukarıdaki eşitliklerde N, i birim boyutunu M, j birim boyutunu T, zaman boyutu ve K bağımsız değişken sayısını ifade etmektedir.

Ayrıca $\sigma_v^2 = \sigma_u^2 + \sigma_\mu^2 + \sigma_\gamma^2 + \sigma_\lambda^2$ olmak üzere ,

$$\rho_\mu = \sigma_\mu^2 / \sigma_v^2$$

$$\rho_\gamma = \sigma_\gamma^2 / \sigma_v^2$$

$$\rho_\lambda = \sigma_\lambda^2 / \sigma_v^2$$

şeklinde gösterilmektedir. Burada yapılan hesaplamalar sonucunda modelde yer alan gözlenemeyen etkilerin toplam etkiler içindeki payı görülebilmektedir.

1.2.3.2. En Çok Olabilirlik Yöntemi

En çok olabilirlik yöntemi hata teriminin bağımsız değişkenle korelasyonsuz olduğu durumlarda kullanılabilmektedir.

Baltagi, Song ve Jung (2001) yuvalanmış etkiler için en çok olabilirlik fonksiyonunu aşağıdaki gibi ele almaktadır³³;

$$\log L = C - \frac{m}{2} \log \sigma_u^2 - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^M \log(N_i T_i \rho_1 + T_i \rho_2 + 1) \quad (1.35)$$

$$- \frac{1}{2} \sum_{i=1}^M (N_i - 1) \log(T_i \rho_2 + 1) - \frac{1}{2} u' \Sigma^{-1} u / 2 \sigma_u^2$$

³² Ferda Yerdelen Tatoğlu, “Üç Boyutlu Sabit ve Tesadüfi Etkili Panel Veri Modellerinin Tahmini İçin Çeşitli Yaklaşımlar”, s. 63.

³³ Badi H. Baltagi, Seuck Heun Song, Byoung Cheol Jung, “The unbalanced nested error component regression model”, Journal of Econometrics, 2001, s. 364.

Bu fonksiyonda $m = \sum_{i=1}^M N_i T_i$, $\rho_1 = \sigma_\mu^2 / \sigma_u^2$, $\rho_2 = \sigma_v^2 / \sigma_u^2$ ve $\Omega = \sigma_u^2 \Sigma$ eşitlikleri vardır. Katsayının ve hata teriminin tahmini aşağıdaki şekilde gerçekleştirilmektedir:

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_{ML} &= (X' \hat{\Sigma}^{-1} X)^{-1} X' \hat{\Sigma}^{-1} y, \\ \hat{\sigma}_u^2 &= (y - X \hat{\beta})' \hat{\Sigma}^{-1} (y - X \hat{\beta}) / m\end{aligned}$$

En çok olabilirlik fonksiyonunun ρ_1 ve ρ_2 'ye göre türevleri aşağıdaki gibidir:

$$\frac{\partial \log L}{\partial \rho_1} = -\frac{1}{2} \text{tr} \left[Z_\mu' \Sigma^{-1} Z_\mu \right] + \frac{1}{2\sigma_u^2} (y - X \hat{\beta})' \Sigma^{-1} Z_\mu Z_\mu' \Sigma^{-1} (y - X \hat{\beta})$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial \rho_2} = -\frac{1}{2} \text{tr} \left[Z_v' \Sigma^{-1} Z_v \right] + \frac{1}{2\sigma_u^2} (y - X \hat{\beta})' \Sigma^{-1} Z_v Z_v' \Sigma^{-1} (y - X \hat{\beta})$$

Hata teriminin normallik varsayımının sağlanması şartıyla en çok olabilirlik yöntemi uygun bir tahminci olabilmektedir. Diğer yandan varyanslarının doğrudan tahmin ediliyor olması ve dengesiz paneller için daha doğru sonuçlar gösteriyor olması en çok olabilirlik tahmincisi cazip kılmaktadır³⁴.

1.2.4. Karma Etkiler Tahmincisi

Şimdiye kadar yaptığımız uygulamalarda birim ve zaman etkisinin olduğu üç boyutlu modelde her üç etkinin de sabit ya da her üç etkinin de tesadüfi olduğu durumlar ele alınmıştı. Fakat bazen birim ve zaman etkisinin bir tanesi sabit etkiler diğeri tesadüfi etkiler varsayımına uygunluk gösterebilmektedir. Böyle durumlarda çok boyutlu karma etkiler tahmincisi kullanılmaktadır.

Bu tahminciyi açıklayan model aşağıda gösterilmektedir:

$$y_{ijt} = B\alpha_{ijt} + A_i z_{ijt} + e_{ijt}, \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad j = 1, 2, \dots, r_i, \quad t = 1, 2, \dots, t \quad (1.36)$$

³⁴ Werner Antweiler, "Nested random effects estimation in unbalanced panel data", Journal of Econometrics, 2001, s. 299.

Burada B , bilinmeyen sabit parametrenin $p \times k$ matrisidir. A_i , $p \times q$ tesadüfi etki matrisidir³⁵.

Karma etkiler modellerine şu örnekler verilebilmektedir:

Birim etkilerin (i ve j) bağımsız değişkenler ile korelasyonsuz ve zaman etkisinin (t) korelasyonlu olduğu varsayımlar aşağıdaki gibidir;

$$E(X_{ijt}\mu_i) = 0 \quad E(X_{ijt}\gamma_j) = 0 \quad E(X_{ijt}\lambda_t) \neq 0$$

ve bu varsayımlardan hareketle birimlerin tesadüfi zamanın sabit olduğu çok boyutlu karma etkiler modeli;

$$Y_{ijt} = \beta_{0_{ijt}} + \beta_1 X_{ijt} + v_{ijt} \quad (1.37)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Bu modelde sabit parametre sadece zamana göre değişmektedir. Bu durumda $\beta_{0_{ijt}} = \beta_{0_t}$ eşitliği söz konusu olmaktadır. Diğer yandan i ve j birim etkileri sabit olmadığından sabit parametre içerisinde değil tesadüfi etki içerdiğinden aşağıdaki gibi hata terimi içerisinde yer almaktadır:

$$v_{ijt} = u_{ijt} + \mu_i + \gamma_j \quad (1.38)$$

Dolayısıyla bu modelin tahmini zaman boyutu için T-1 gölge değişken ilavesi ile elde edilen modelin iki yönlü tesadüfi etkiler modeli ile tahmini yapılarak elde edilmektedir. Şimdi de birim etkilerin bağımsız değişkenler ile korelasyonlu ve zaman etkisinin korelasyonsuz olduğu modeli varsayalım. Varsayım aşağıdaki gibi olacaktır;

$$E(X_{ijt}\mu_i) \neq 0 \quad E(X_{ijt}\gamma_j) \neq 0 \quad E(X_{ijt}\lambda_t) = 0$$

Birim etkilerin sabit ve zaman etkisinin tesadüfi olduğu çok boyutlu karma etkiler modeli;

$$Y_{ijt} = \beta_{0_{ijt}} + \beta_1 X_{ijt} + v_{ijt} \quad (1.39)$$

³⁵ Yasuo Amemiya, “ON MULTIVARIATE MIXED MODEL ANALYSIS”, IMS Lecture Notes-Monograph Series, 1994, C:24, s. 84.

şeklinde ifade edilmektedir. Burada birim etkiler sabit parametre içerisinde yer almaktadır ($\beta_{0_{jt}} = \beta_{0_{ij}}$) ve t zaman etkisi tesadüfi etki içerdiğinden hata terimi içerisinde yer almaktadır:

$$v_{ijt} = u_{ijt} + \lambda_t \quad (1.40)$$

Bu model de iki birim boyutu için $N-1+M-1=N+M-2$ sayıda gölge değişken ilave edilmiş modelin tek yönlü görece zaman etkisi olan modelin tesadüfi etkiler için önerilen tahmin yöntemi kullanılarak tahmin edilmektedir.

Zaman etkisinin sabit, birim etkinin tesadüfi olduğu model tahmini,

$$\hat{\beta}_{RE} = (WE_{XX} + \phi_3^2 BE2_{XX})^{-1} (WE_{XY} + \phi_3^2 BE2_{XY}) \quad (1.41)$$

şeklindedir. Zaman etkinin tesadüfi, birim etkinin sabit olduğu model ise,

$$\hat{\beta}_{RE} = (WE_{XX} + \phi_2^2 BE1_{XX})^{-1} (WE_{XY} + \phi_2^2 BE1_{XY}) \quad (1.42)$$

şeklinde tahmin edilmektedir.

1.3. Çok Boyutlu Panel Veri Modellerinde Gözlenemeyen Etkilerin Geçerliliği İçin Testler

Çok boyutlu panel veri modellerinde önceki bölümlerde tahmin yöntemlerine yer verilmişti. Gözlenemeyen etkilerin bağımsız değişken ile korelasyonlu olması durumunda sabit etkiler tahmincisi, korelasyonsuz olduğu durumda tesadüfi etkiler tahmincisi ve bu etkilerin bazılarının bağımsız değişken ile korelasyonlu bazılarının korelasyonsuz olduğu karma etkiler tahmincisi ele alınmıştı. Böylelikle bu tahmincilerle birlikte uygun modele karar vermeden önce klasik modellerde ele alındığı gibi birimlerin özelliklerini yansıtan birim etkinin ve zaman özelliklerini yansıtan zaman etkinin test edilmesi gerekmektedir. Sonuç olarak bu bölümde birim ve zaman etkilerin anlamlı olup olmadıkları çeşitli testlerle sınanacaktır.

1.3.1. Olabilirlik Oranı (LR) Testi

Modelde yer alan birim ve zaman etkilerin birlikte anlamlı olup olmadıkları LR testi ile incelenebilmektedir. Temel hipotez aşağıda gösterildiği gibi birim ve zaman

etkilerin anlamsız olduđu klasik modelin geerli olduđu varsayımına dayanarak kurulmaktadır. Alternatif hipotez ise en az bir etkinin sıfırdan farklı olduđunu ifade etmektedir.

$$H_0 : \sigma_\mu = \sigma_\gamma = \sigma_\lambda = 0$$

$$H_1 : \text{En az biri sıfırdan farklıdır.}$$

H_0 temel hipotezi reddedilemezse modelde hiçbir etki yoktur, model klasiktir. Diđer taraftan temel hipotezin reddi ise birim veya zaman etkilerin en az birinin anlamlı olduđu anlamına gelmektedir. Bu yüzden hangisinin veya hangilerinin anlamlı olduđunun ayrı ayrı incelenmesi gerekmektedir. Ařađıda etkilerin tek tek anlamlılıđı iin hipotezler ele alınmıřtır.

Örneđin řehir birim etkisini ele alırsak;

$$H_0 : \sigma_\mu = 0$$

$$H_1 : \sigma_\mu \neq 0$$

burada H_0 temel hipotezinin reddedilmesi, řehirden kaynaklı bir birim etkinin olduđu anlamına gelmektedir. Diđer taraftan H_0 temel hipotezinin reddedilememesi řehirden kaynaklanan gözlenemeyen bir birim etkinin olmadıđı anlamına gelmektedir.

Bölge birim etkisini ele alırsak hipotezimiz řu řekilde kurulur;

$$H_0 : \sigma_\gamma = 0$$

$$H_1 : \sigma_\gamma \neq 0$$

H_0 temel hipotezinin reddedilememesi bölgeden kaynaklı bir birim etkinin olmadıđı anlamına gelmektedir. Bununla birlikte H_0 temel hipotezi reddi ise bölgeden kaynaklı bir birim etkinin olduđu anlamına gelmektedir.

Zaman etkisini ele alırsak;

$$H_0 : \sigma_\lambda = 0$$

$$H_1 : \sigma_\lambda \neq 0$$

H_0 temel hipotezi zaman etkisinin modelde yer almadığını alternatif hipotez ise zaman etkisinin modelde yer aldığını ifade etmektedir.

Olabilirlik Oranı'na (LR) ait test istatistiği aşağıdaki gibidir:

$$LR = -2[I(\text{kısıtlı}) - I(\text{kısıtsız})]$$

Burada kısıtlı model klasik modelin olabilirlik fonksiyonu kısıtsız model ise her üç etkinin ya da tek tek etkilerin yer aldığı tesadüfi etkiler modeline ait olabilirlik fonksiyonunu göstermektedir. LR test istatistiği, q (kısıtlama sayısı) serbestlik dereceli ki-kare dağılımına uymaktadır³⁶.

Böylelikle ilk önce gözlenemeyen etkilerin modelde birlikte anlamlı olup olmadığına bakılmakta, daha sonra eğer bu etkiler anlamlıysa tek tek anlamlılıklarına bakılması gerekmektedir. Eğer modelde tek bir etki anlamlıysa model tek yönlü model, iki etki anlamlı ise iki yönlü, üç etki anlamlı ise üç yönlü model olarak ele alınacaktır.

1.3.2. F Testi

Modelde yer alan gözlenemeyen etkilerin anlamlı olup olmadığını sınılamaya yarayan diğer bir test de F testidir. Bir başka ifade ile kısıtlı modelin geçerliliğini sınanan bir testtir. Bu test çok boyutlu panel veri modellerine de uygulanabilmektedir;

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta X_{ijt} + u_{ijt} \quad \text{kısıtlı model} \quad (1.43)$$

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta X_{ijt} + \mu_i + \gamma_j + \lambda_t + u_{ijt} \quad \text{kısıtsız model} \quad (1.44)$$

İlk modelin kısıtlı, ikinci modelin tüm etkilerin olduğu kısıtsız model durumunda hipotez testleri ;

³⁶ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **Panel Veri Ekonometrisi**, s. 173.

$$H_0 : \sigma_\mu = \sigma_\gamma = \sigma_\lambda = 0$$

$$H_1 : \text{En az bir etki sıfırdan farklıdır.}$$

şeklinde kurulmaktadır. İlk model HEKK ile ikinci model GDEKK yöntemi ile tahmin edilmektedir.

F test istatistiği ise;

$$F = \frac{(R_U^2 - R_R^2) / (N_1 - 1)}{(1 - R_U^2) / (NMT - N - M - T + 3 - K)} \quad (1.45)$$

şeklinde hesaplanmaktadır³⁷.

Burada R_U^2 kısıtsız modelin belirginlik katsayısı iken R_R^2 ise kısıtlı modelin belirginlik katsayısıdır. N , i boyutu sayısı, M j boyutu, T zaman boyutu sayısını K ise modeldeki bağımsız değişken sayısını göstermektedir.

H_0 temel hipotezi reddedilemezse kısıtlı yani klasik model geçerlidir. Modelde gözlenemeyen etkiler anlamlı değildir. Diğer taraftan H_0 temel hipotezinin reddedilmesi gözlenemeyen etkilerin anlamlı olduğu ve modelde birim ve zaman etkilerin var olduğu anlamına gelmektedir. LR testindeki gibi etkilerin tek tek olduğu modeller kısıtsız model alınarak bu etkilerin tek tek anlamlılıkları F testi ile sınanabilmektedir.

1.3.3. Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı (LM) Testi

LM testi, temel hipotez altında modelin tahminine dayanmaktadır ve çoğu durumda hesaplanması sadece sıradan en küçük kareler tahmincisini gerektirmektedir³⁸. Bu test, tesadüfi etkiler modeli çalıştırıldıktan sonra uygulanabilmektedir. Temel hipotezde tesadüfi birim etkilerin varyansının sıfır olduğu

³⁷ Laszlo Matyas, a.e. , s. 11.

³⁸ Badi H. Baltagi, Seuck Heun Song, Byoung Cheol Jung, "SIMPLE LM TESTS FOR THE UNBALANCED NESTED ERROR COMPONENT REGRESSION MODEL", Econometric Reviews, 2002, s. 168.

hipotezi ($H_0 : \sigma_\mu^2 = 0$) sınanmaktadır³⁹. Ki-kare dağılımına uygunluk gösteren bir testtir.

μ birim etkinin geçerliliği için hipotezler aşağıdaki gibidir;

$$H_0 : \sigma_\mu^2 = 0$$

$$H_1 : \sigma_\mu^2 > 0$$

γ birim etkinin geçerliliği için ;

$$H_0 : \sigma_\gamma^2 = 0$$

$$H_1 : \sigma_\gamma^2 > 0$$

hipotezler yukarıdaki gibidir.

Son olarak λ zaman etkisinin geçerliliği için hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$H_0 : \sigma_\lambda^2 = 0$$

$$H_1 : \sigma_\lambda^2 > 0$$

Breusch-Pagan LM test istatistiği ;

$$LM = \frac{NMT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^M (\sum_{t=1}^T u_{ijt})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^M \sum_{t=1}^T u_{ijt}^2} - 1 \right]^2 \quad (1.46)$$

şeklinde hesaplanmaktadır.

Burada temel hipotez varlığı sınanan birim etkinin varyansının sıfıra eşit olduğu, modelde bu etkinin yer almadığı yani klasik modelin geçerli olduğu yönündedir. Temel hipotezin reddedilememesi birim etkinin varyansının toplam varyans üzerinde

³⁹ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **Panel Veri Ekonometrisi**, s. 178.

herhangi bir etkisinin olmadığı anlamına gelmektedir. Diğer etkiler için de kurulan hipotezler benzer şekilde sınanabilmektedir.

1.4. Çok Boyutlu Panel Veri Modellerinde Tahminciler Arasında Karar Vermek İçin Kullanılan Testler

Bu bölüme kadar çok boyutlu panel veri modellerinin tahmincileri karşılaştırılmadan önce gözlenemeyen etkilerin anlamlı olup olmadıkları çok boyutlu panel veri modellerine uyarlanarak çeşitli testlerle tahmin edilmiştir. Bu etkilerin anlamlı olması durumunda modelde gözlenemeyen etkilerin söz konusu olduğundan bahsedilmiştir. Böylelikle artık yapılan testler sonucunda modelde etkilerin var olduğu ortaya çıkmışsa bu etkilerin sabit etkiler ya da tesadüfi etkiler tahmincilerine uygunluğuna karar verilmesi gerekmektedir. Bu amaç ışığında karar verme aşamasında kullanılan testlere bu bölümde yer verilecektir.

1.4.1. Hausman Testi

Ekonometride spesifikasyon testleri önemli yer tutmaktadır⁴⁰. Hausman Testi, panel veri modellerinde sabit etkiler modeli ve tesadüfi etkiler modeli arasında seçim yapmak için karar verme aşamasında kullanılmaktadır⁴¹. Tesadüfi etkiler tahmincisini sabit etkiler tahmincisine karşı sınamak için yapılmaktadır⁴². Ki-kare dağılımına uygunluk gösteren bir testtir.

Çok boyutlu panel veri modellerinde Hausman testi için hipotezler şu şekilde kurulmaktadır;

$$H_0 : E(\mu_i X_{ijt}) = E(\gamma_j X_{ijt}) = E(\lambda_t X_{ijt}) = 0$$

$$H_1 : E(\mu_i X_{ijt}) \neq E(\gamma_j X_{ijt}) \neq E(\lambda_t X_{ijt}) \neq 0$$

Hausman Test istatistiği;

⁴⁰ J. A. Hausman, "SPECIFICATION TESTS IN ECONOMETRICS", THE ECONOMETRICS SOCIETY, 1978, No: 185.

⁴¹ Damodar Gujarati, "Örneklerle Ekonometri", s. 420.

⁴² Ferda Yerdelen Tatoğlu, "Üç Boyutlu Sabit ve Tesadüfi Etkili Panel Veri Modellerinin Tahmini İçin Çeşitli Yaklaşımlar", s. 69.

$$H = (\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{TE})' [A \text{var}(\hat{\beta}_{SE}) - A \text{var}(\hat{\beta}_{TE})]^{-1} (\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{TE}) \quad (1.47)$$

şeklinde hesaplanmaktadır.

Burada temel hipoteze göre katsayılardaki farklar sistematik değildir yani katsayılar arasındaki fark önem arz etmemektedir, gözlenemeyen etkilerle bağımsız değişkenler ilişkisizdir ve bu durumda sabit etkiler ve tesadüfi etkiler tahmincisi tutarlı fakat tesadüfi etkiler tahmincisi etkindir. Diğer taraftan alternatif hipoteze göre katsayılar arasındaki fark önem teşkil etmektedir, sistemattiktir. Bu durumda gözlenemeyen etkilerle bağımsız değişkenlerin korelasyonlu olduğu sabit etkiler tahmincisi tutarlı olmakla birlikte tesadüfi etkiler tahmincisi ise tutarlı değildir.

Etkilerin bir bütün olarak sınanmasının yanında tek tek de sınanmasıyla ve bazı etkilerin bağımsız değişkenlerle korelasyonlu bazılarının korelasyonsuz olduğuna karar verilebilir. Bu durumda karma etkiler modeli geçerli olmaktadır.

1.4.2. t Testi

Tahminciler arasında seçim yapmak için kullanılabilecek diğer bir test ise t testidir. Çok boyutlu panel veri modellerinde etkilerin sabit etkilere mi yoksa tesadüfi etkilere mi uygunluk gösterdiğine karar vermek için t testi şu şekilde kullanılabilmektedir:

$$t = \frac{\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{TE}}{\sqrt{A \text{var}(\hat{\beta}_{SE}) - A \text{var}(\hat{\beta}_{TE})}} \quad (1.48)$$

Burada eğer tahminciler arasındaki fark belli bir önem taşıyorsa tesadüfi etkilere uygunluk göstermektedir. Yani gözlenemeyen etkiler modeldeki bağımsız değişkenlerle korelasyonsuzdur. Eğer tahminciler arasındaki fark belirli bir ölçüde ve bu fark fazla ise bu fark önemli olmaktadır, yani sistemattiktir. Bu durumda gözlenemeyen etkilerin modeldeki bağımsız değişkenlerle korelasyonlu olduğu anlaşıldığından sabit etkiler tahmincisinin tutarlı olduğu söylenebilmektedir.

İKİNCİ BÖLÜM

HETEROJEN ÇOK BOYUTLU PANEL VERİ MODELLERİ

Heterojen kelimesinin Türkçe karşılığı sözlükte “ayrışık” olarak yer almaktadır⁴³. Birbirinden çok farklı parçaların meydana gelmesini ifade etmektedir⁴⁴. Aralarında bir bağımlılık bulunmayan farklı birimler olması durumunda heterojen grup oluşmaktadır.

Panel veri modelleri ile çalışırken kullanılan ülkeler, şehirler, firmalar çoğunlukla heterojendir⁴⁵. Her bir birimin modelde etkisi farklı ölçekte olabilmektedir. Bu yüzden heterojenliğin hesaba katılmadığı panel veri modellerinde parametreler tutarsız sonuçlar verebilmektedir. Heterojen panel veri modelleri sayesinde modeldeki birim/zaman bazında etkiler dikkate alınmaktadır. Modelde yer alan farklı birim/zaman etkilerin parametreler üzerindeki etkisi ayrı ayrı gözlemlenebilmektedir. Modele birim/zaman bazında ayrı bir bakış açısı getirmektedir. Dolayısıyla heterojenliğe izin vererek daha doğru ve tutarlı tahminler elde edilmektedir.

Birinci bölümde ele alınan çok boyutlu panel veri modellerinde eğim parametresi birimden birime ve/veya zamandan zamana farklılık göstermemekteydi. Yani her bir birim için ayrı ayrı eğim parametre değerleri hesaba katan heterojenlik kavramı ele alınmamıştı.

Bu bölümde eğim parametresi heterojen panel veri modellerinde kullanılan spesifikasyonlar, tahmin yöntemleri ve heterojenlik testler ele alınmaktadır.

⁴³ <https://sozluk.gov.tr/>

⁴⁴ <https://dictionary.cambridge.org/>

⁴⁵ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **Panel Veri Ekonometrisi**, s. 7.

2.1. Heterojen Çok Boyutlu Panel Veri Model Spesifikasyonları

Çok boyutlu panel veri modellerinin klasik panel veri modellerinden farkı gözlenemeyen etkilerin modelde yuvalanmış/yuvalanmamış halde dahil olmasıdır. Bunun akabinde heterojen çok boyutlu panel veri modelleri ile çalışırken ise heterojenliğin modele nüfuz etmesi, sabit parametre ve/veya eğim parametresinin heterojen olması yoluyla gerçekleşebilmektedir. Aşağıda bu heterojen çok boyutlu modellerin çeşitli spesifikasyonları ele alınmıştır. Örneğin iki birim ve bir zaman boyutuna sahip olan modeller düşünüldüğünde bu modellerde i ve j birim boyutunu t ise zaman boyutunu göstermek üzere sabit parametresi heterojen çok boyutlu modeller;

$$Y_{ijt} = \beta_{0i} + \beta_1 X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.1)$$

$$Y_{ijt} = \beta_{0j} + \beta_1 X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.2)$$

$$Y_{ijt} = \beta_{0t} + \beta_1 X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.3)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Burada ilk iki model birim etkilerin üçüncü model ise zaman etkisinin olduğu modeli temsil etmektedir. Sabit parametresi heterojen olan bu modeller ve tahmin yöntemi ilk bölümde ele alınmıştır.

-Eğim parametresi heterojen çok boyutlu modeller;

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_{1i} X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.4)$$

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_{1j} X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.5)$$

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_{1t} X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.6)$$

şeklinde gösterilmektedir. (2.4) ve (2.5) modellerinde eğim parametresi birim boyutuna sahipken (2.6) modelinde eğim parametresi zaman boyutuna göre heterojenliği göstermektedir.

Hem sabit parametresi hem eğim parametresi heterojen olan çok boyutlu modeller aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$Y_{ijt} = \beta_{0i} + \beta_{1i} X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.7)$$

$$Y_{ijt} = \beta_{0j} + \beta_{1j} X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.8)$$

$$Y_{ijt} = \beta_{0t} + \beta_{1t} X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.9)$$

Burada heterojenlik hem sabit parametrede hem de eğim parametresinde yer almaktadır. (2.7) ve (2.8) modellerinde parametreler birim boyutuna son modelde ise zaman boyutuna göre heterojendir.

Diğer bir yandan sabit parametresi iki boyuta göre heterojen çok boyutlu modellere aşağıda yer verilmiştir.

$$Y_{ijt} = \beta_{0ij} + \beta_{1ij} X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.10)$$

$$Y_{ijt} = \beta_{0it} + \beta_{1it} X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.11)$$

$$Y_{ijt} = \beta_{0jt} + \beta_{1jt} X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.12)$$

Yukarıda gösterildiği gibi gözlenemeyen etkilerin tek tek görülmesinin yanında bazen bu etkiler birbirleriyle etkileşimli olarak da görülebilmektedir. (2.10) modelinde i ve j birim etkisi görülürken (2.11)'de ise i birim etkisi ve t zaman etkisi sabit parametrede birlikte yer almaktadır. Son olarak (2.12) modelinde j birim etkisi ve t zaman etkisi sabit parametreyi etkilemektedir. Bu modelin tahmini de ilk bölümde yer verilmişti.

Eğim parametresi iki etkiye göre heterojen çok boyutlu modeller aşağıdaki gibidir.

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_{1ij} X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.13)$$

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_{1it} X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.14)$$

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_{1jt} X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.15)$$

Sabit parametresi iki etkili modellerin yanısıra eğim parametresi de iki etkili heterojen çok boyutlu modellere yukarıda yer verilmiştir. Öte yandan hem sabit parametresi hem eğim parametresi iki etkiye göre heterojen çok boyutlu modeller;

$$Y_{ijt} = \beta_{0ij} + \beta_{1ij}X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.16)$$

$$Y_{ijt} = \beta_{0it} + \beta_{1it}X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.17)$$

$$Y_{ijt} = \beta_{0jt} + \beta_{1jt}X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.18)$$

şeklinde gösterilmektedir. Bu modellerde birim ve zaman etkiler, etkileşimli olarak hem sabit parametre hem de eğim parametresi altında yer almaktadır. İlk modelde i ve j birim etkileri sabit ve eğim parametrelerinde birlikte verilmiş olup ikinci modelde i birim etkisi ve t zaman etkisi etkileşimli olarak parametrelerde yer almıştır. Son olarak (2.18) modelinde ise j birim boyutu ve t zaman boyutu açısından heterojenlik söz konusudur.

Tek ve iki etkili çok boyutlu modeller olabileceği gibi üç etkili modeller de olabilmektedir. Aşağıda örnek olması açısından üç etkili çok boyutlu panel veri modellerine değinilecektir. Sabit parametresi üç etkiye sahip heterojen çok boyutlu modeller;

$$Y_{ijt} = \beta_{0ijt} + \beta_1 X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.19)$$

yukarıdaki gibi ifade edilmektedir. Bu modelde birim etkiler olan i ve j boyutu ve zaman etkisi olan t boyutuna göre sabit parametre heterojendir. Bu modelin tahmini ilk bölümde ele alınmıştı.

Diğer taraftan eğim parametresi üç etkiye sahip heterojen çok boyutlu modeller;

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_{1ijt}X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.20)$$

şeklinde gösterilmektedir. Bu sefer sabit parametrede heterojenlik bulunmazken iki birim etki ve zaman etkisi birlikte eğim parametresini etkilemektedir.

Son olarak hem sabit parametresi hem eğim parametresi üç etkiye sahip heterojen çok boyutlu modeller aşağıdaki gibidir.

$$Y_{ijt} = \beta_{0ijt} + \beta_{1ijt}X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.21)$$

Bu modelde tüm etkiler etkileşimli olarak hem sabit parametrede hem de eğim parametresinde birlikte yer almaktadır.

Bu bölümde sabit parametre ve eğim parametreleri üzerinden heterojenliğe izin veren çok boyutlu panel veri modellerinin çeşitli spesifikasyonlarına yer verilmiştir. Sadece bir etkinin olduğu heterojen çok boyutlu panel veri modelleri gibi ikiden fazla etkinin de olduğu heterojen çok boyutlu panel veri modelleri de ele alınmıştır.

Çok boyutlu panel veri modellerinde çalışılan model heterojen olabileceği gibi birimlerarası korelasyonlu olup olmama durumuna göre de tahmin yöntemleri değişkenlik gösterebilmektedir. Bir sonraki bölümde heterojen çok boyutlu panel veri modellerinin hem birimler arası korelasyonlu olduğu hem birimler arası korelasyonsuz olduğu durumlarda tahmin yöntemleri incelenecektir.

2.2. Birimler Arası Korelasyonsuz Çok Boyutlu Heterojen Panel Veri Modelleri İçin Tahmin Yöntemleri

Panel veri modelleri ile çalışılırken parametreleri heterojen olan modellerde birimler arası korelasyon söz konusu olabilmektedir. Burada birimler arası korelasyon olmadığı durumda kullanılacak olan tahmin yöntemleri ele alınacaktır.

2.2.1. Ortalama Grup (MG) Tahmincisi

Birimlere göre heterojen olan panel veri modellerinde zaman boyutu olan T 'nin yeterince büyük olduğu durumlarda ortalama grup etkisini tahmin edebilmek için kullanılan tahmin yöntemlerinden biri ortalama grup tahmincisi (MG) dir⁴⁶. Ortalama grup tahmincisi, havuzlanmış en küçük kareler tahmincisinden farklı olarak modelde yer alan her bir birim için ayrı ayrı regresyon tahmini yapılarak bu tahminlerden elde edilen katsayıların ortalamalarına dayanmaktadır. Pesaran ve Smith (1995), çalışmasında ortalama grup tahmincisinin tutarlı olduğunu söylemiştir. Dahası N ve T boyutu yüksek olsa bile havuzlanmış en küçük karelerin parametrelerin heterojen olduğu durumda tutarlı sonuçlar vermediğini belirtmektedir.

⁴⁶ M. Hashem Pesaran, Ron Smith, “Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels”, Journal of Econometrics, 1995, s. 79-113

İki boyutlu panel veri modellerinde heterojenliği dikkate alan ortalama grup tahmincisi çok boyutlu panel veri modellerine de uygulanabilmektedir. Sadece i boyutuna göre heterojen olan çok boyutlu panel veri örneği aşağıdaki gibidir;

$$Y_{ijt} = \beta_{0i} + \beta_{1i} X_{ijt} + u_{ijt} \quad (2.22)$$

Burada hem sabit parametrede hem de eğim parametresinde i boyutuna göre heterojenliğe izin verilmiştir. Bu bağlamda parametre aşağıdaki gibi tahmin edilebilir⁴⁷;

$$\hat{\beta}_{MG} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_i \quad (2.23)$$

Görüldüğü gibi birimler bazında elde edilen tahminlerin ortalaması alınmıştır.

Örneğin aşağıdaki bu model için,

$$Y_i = \beta_{0i} + \beta_{1i} X_i + u_i \quad (2.24)$$

yukarıdaki ortalama grup tahmin yöntemi uygulandığında ayrı ayrı parametreler hesaplanmaktadır. 81 il verisine sahip olunan bir Türkiye örneğinde 81 ilin ayrı ayrı regresyonları hesaplandıktan sonra her bir il için elde edilen katsayıların ortalamaları alınmaktadır. Böylece parametrelerde birimden kaynaklı heterojenlik göz ardı edilmemiş olacaktır. Diğer taraftan j boyutunun örneğin 7 coğrafi bölge olduğu düşünülürse bölgeler için hesaplanan katsayıların ortalamaları alınarak bölge heterojenliği dikkate alınmış olmaktadır.

Hsiao, Pesaran ve Tahmiscioglu'na (1999) göre heterojen etki gösteren β parametrelerinin tahmini zaman boyutunun arttığı durumlarda daha iyi sonuçlar vermektedir. Diğer yandan asimtotik olarak gözlem sayısının arttığı durumlarda ortalama grup tahmincisinin tutarlı olduğunu belirtilmektedir⁴⁸.

⁴⁷ Cheng Hsiao, M. Hashem Pesaran, "Random Coefficient Panel Data Models", IZA Discussion Paper, 2004, No: 1236, s. 11.

⁴⁸ Cheng Hsiao, M. Hashem Pesaran, A. Kamil Tahmiscioglu, "Bayes Estimation of Short-Run Coefficients in Dynamic Panel Data Models", Cambridge Working Papers in Economics, 1999.

2.2.2. Swamy'nin Tesadüfi Katsayılar (RC) Modeli

Heterojen panel veri modellerinde, hata terimlerinin birbiriyle ilişkili olmadığı yani diğer bir deyişle birimler arası korelasyonun var olmadığı durumda kullanılan diğer bir tahmin yöntemi de Swamy'nin (1971) tesadüfi katsayılar modelidir. Katsayıları birimlere göre değişen regresyon modeli⁴⁹;

$$Y_{ijt} = \beta_{0i} + \beta_{1i} X_{1ijt} + u_{ijt} \quad (2.25)$$

yukarıdaki gibi genel bir ifade ile gösterilirken panel veri seti kaç boyutlu olursa olsun sadece i boyutu için heterojen modelin matris notasyonu;

$$Y_i = X_i \beta_i + u_i \quad (i=1, \dots, N) \quad (2.26)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Bu modelde heterojen etkiye sahip parametre içerisinde hem sabit parametre (β) hem de heterojenlik sapması (V_i) yer almaktadır;

$$\beta_i = \beta + v_i \quad (2.27)$$

V_i 'nin beklenen değeri sıfıra eşittir ($E(v_i) = 0$) ve varyans kovaryans matrisi aşağıdaki gibidir:

$$E(v_i v_i') = \Sigma \quad (2.28)$$

Amaç parametreleri ve varyans kovaryans matrisini tahmin etmektir. Model tekrardan yazılacak olursa,

$$Y_i = \beta_i X_i + u_i = (\beta + v_i) X_i + u_i = \beta X_i + (X_i v_i + u_i) = \beta X_i + \omega_i \quad (2.29)$$

Burada hata teriminin beklenen değeri $E(\omega_i) = 0$ 'dır ve hata teriminin varyansı ise;

$$E(\omega_i \omega_i') = E\{(X_i v_i + u_i)(X_i v_i + u_i)'\} = E(u_i u_i') + X_i E(v_i v_i') X_i' = \sigma_i^2 I + X_i \Sigma X_i' = \Pi_i \quad (2.30)$$

⁴⁹ P.V.A.B. Swamy, "Lecture Notes in Operations Research and Mathematical Systems", Springer, 1971.

şeklinde hesaplanmaktadır⁵⁰.

Heterojen parametre olan β_i 'nin varyans kovaryans matrisi;

$$Var - Kov(\beta_i) = V_i + \Sigma = (X_i' X_i)^{-1} X_i' \Pi_i X_i (X_i' X_i)^{-1} \quad (2.31)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Birimlere göre heterojen olan β_i parametresi, varyans kovaryans matrisi yardımıyla hesaplanabilmektedir:

$$\hat{\beta} = \sum_{i=1}^m W_i \beta_i \quad (2.32)$$

burada W_i 'nin açılımı şu şekildedir:

$$W_i = \left\{ \sum_{i=1}^m (\Sigma + V_i)^{-1} \right\}^{-1} (\Sigma + V_i)^{-1} \quad (2.33)$$

β 'ların tahmini (2.30)'daki varyans kovaryans matrisi kullanılarak doğrudan genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi ile de tahmin edilebilmektedir. Dolayısıyla (2.32)'ye alternatif olarak,

$$\hat{\beta} = (X_i' \Pi^{-1} X_i)^{-1} X_i' \Pi^{-1} Y_i \quad (2.34)$$

şeklinde hesaplanabilmektedir. Burada ele alınan sadece i boyutuna göre heterojenlik olmakla birlikte diğer boyutlara göre de heterojenlik kolayca uyarlanabilmektedir.

Çok boyutlu heterojen panel veri modellerinde çalışırken hata terimleri arasında birimler arası korelasyon olmadığı gibi birimler arası korelasyon olduğu durumlarla da karşılaşılabilir. Bu doğrultuda bir sonraki bölümde birimler arası korelasyon durumunda çok boyutlu heterojen panel veri modellerinin tahmin yöntemlerine değinilecektir.

⁵⁰ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **İleri Panel Veri Analizi**, İstanbul, Beta, 2018, s. 68.

2.3. Birimler Arası Korelasyonlu Çok Boyutlu Heterojen Panel Veri Modelleri İçin Tahmin Yöntemleri

Birimler arası korelasyonlu çok boyutlu heterojen panel veri modelleri ile çalışırken bu bölümde ortak korelasyonlu etkiler tahmincisi ve görünürde ilişkisiz regresyona yer verilecektir.

2.3.1. Ortak Korelasyonlu Etkiler (CCE) Tahmincisi

Zaman serisi verileri ve yatay kesit verilerinin birleşiminden meydana gelen panel veri modelleriyle çalışırken hata terimlerinin birbiri arasındaki ilişkileri tahmin edebilmek güç olmaktadır. Bu sorunu ele alabilmek için literatürde çeşitli çalışmalar yer almaktadır.

Robertson ve Symons (2000), birimler arası korelasyon olması durumunda kullanılabilecek bir yöntem geliştirmiştir. Faktör yapısını dikkate alarak kovaryans matrisini elde etmiş ve elde ettiği tahmincinin sapmasız sonuç verdiğini göstermiştir⁵¹. Coakley, Fuertes ve Smith (2002), birimler arası korelasyonun gözlenemeyen değişkenlerin ihmal edilmesinden veya ortak faktörlerden kaynaklandığını ortaya koymuştur⁵². Pesaran (2006) çalışmasında, Coakley, Fuertes ve Smith (2002)'in tahmincisinin birimler arası korelasyon olduğunda tutarlı olmadığını vurgulayarak hem T'nin sabit ve N'nin sonsuz olduğu hem de ikisinin birlikte sonsuz olduğu tutarlı ve asimtotik olarak normal parametreler ortaya koyan bir yaklaşım önermiştir⁵³. Pesaran (2006), gözlemlenen ve gözlemlenmeyen ortak etkileri dikkate alan heterojen panel veri modelini ele almıştır. Ele aldığı model üç boyutlu ve sadece i boyutuna göre heterojen bir panel veri modeli için aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir:

$$y_{ijt} = \alpha_i' d_t + \beta_i' x_{ijt} + e_{ijt} \quad i=1,2,..N \quad j=1,2,..M \quad t=1,2,..T \quad (2.35)$$

⁵¹ Donald Robertson, James Symons, “**Factor Residuals in SUR Regressions: Estimating Panels Allowing for Cross Sectional Correlation**”, Faculty of Economics, University of Cambridge, 2000, s. 17.

⁵² Jerry Coakley, Ana-Maria Fuertes, Ron Smith, “**A Principal Components Approach to Cross-Section Dependence in Panels**”, Birkbeck College Discussion Paper, 2002, s. 3.

⁵³ M. Hashem Pesaran, “**Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels With A Multifactor Error Structure**”, Econometrica, 2006, s. 975.

Burada y_{ijt} birim boyutu i, j ve zaman boyutu t'ye sahip olan bağımlı değişkendir. d_t ise vektör boyutu gözlemlenen ortak etkileri (mevsimsel gölge değişkenler vs.) içermektedir. x_{ijt} , k x 1 boyutlu gözlemlenen etkiye sahip bağımsız değişkendir. Bu modelin hata terimi ise şöyle gösterilmektedir;

$$e_{ijt} = \gamma_i' f_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2.36)$$

f_t m x 1 vektör boyutu gözlenemeyen ortak faktörler olduğunu ifade etmektedir. γ_i r x 1 faktör yükleri vektörünü ve ε_{ijt} ise artık hataları (ortak faktörlerden bağımsız hataları) göstermektedir.

Ancak gözlenemeyen ortak etkilere sahip olan f_t , gözlemlenen etkiye sahip d_t ve diğer bağımsız değişken olan x_{ijt} ile ilişkili olabilmektedir. Bu problemi dikkate almak için yeni genel bir model oluşturulmaktadır;

$$x_{ijt} = A_i' d_t + \Gamma_i' f_t + v_{ijt} \quad (2.37)$$

A_i ve Γ_i sırasıyla (n x k) ve (m x k) sabit bileşenli faktör yükleri matrisleridir ve v_{ijt} ortak faktörlerin bağımsız bir şekilde dağıldığı x_{ijt} 'nin bileşenidir⁵⁴.

(2.35) ve (2.37)'deki eşitliklerin birleşimi;

$$z_{ijt} = \begin{pmatrix} y_{ijt} \\ x_{ijt} \end{pmatrix} = B_i' d_t + C_i' f_t + u_{ijt} \quad (2.38)$$

Burada hata terimi;

$$u_{ijt} = \begin{pmatrix} \varepsilon_{ijt} + \beta_i' v_{ijt} \\ v_{ijt} \end{pmatrix} \quad (2.39)$$

⁵⁴ A.e. , s. 971.

$$B_i = (\alpha_i \quad A_i) \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \beta_i & I_k \end{pmatrix}, \quad C_i = (\gamma_i \quad \Gamma_i) \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \beta_i & I_k \end{pmatrix} \quad (2.40)$$

I_k k dereceli matrisi ifade ederken C_i ise gözlenemeyen faktör yüklerinin $m \times (k+1)$ matrisinin rankı tarafından belirlenmektedir.

Parametreleri tutarlı bir şekilde tahmin edebilmek için bazı varsayımların sağlanması gerekmektedir⁵⁵;

VARSAYIM 1 (Ortak Etkiler): Tüm i, j, t ve t' için birimlere özgü hatalar $(\varepsilon_{ijt'})$ ve $(v_{ijt'})$ bağımsız bir şekilde dağılmaktadır. $g_t = (d'_t, f'_t)'$, ortak etkilerin $(n+m) \times 1$ vektörü, mutlak otokovaryansa sahip kovaryans durağandır.

VARSAYIM 2 (Birime Özgü Hatalar): Birimlere özgü olan hatalar $(\varepsilon_{ijt'})$ ve $(v_{ijt'})$ tüm i, j, t ve t' için bağımsız olarak dağılmaktadır.

Her i , ε_{ijt} ve v_{ijt} için mutlak toplanabilir otokovaryanslı doğrusal durağan süreç izlenmektedir,

$$\varepsilon_{ijt} = \sum_{\ell=0}^{\infty} \alpha_{i\ell} \zeta_{i,t-\ell} \quad (2.41)$$

ve

$$v_{ijt} = \sum_{\ell=0}^{\infty} S_{i\ell} v_{i,t-\ell} \quad (2.42)$$

şeklinde ifade edilmektedir.

$\sigma_i^2 > 0$ olduğu ve Σ_i 'nin pozitif tanımlandığı $\bar{\sigma}^2$ ve $\bar{\Sigma}$ sabitleri ve tüm i 'ler için varyans aşağıdaki şekilde gösterilmektedir:

⁵⁵A.e., s. 971.

$$Var(\varepsilon_{ijt}) = \sum_{\ell=0}^{\infty} \alpha_{i\ell}^2 = \sigma_i^2 \leq \bar{\sigma}^2 < \infty \quad (2.43)$$

$$Var(v_{ijt}) = \sum_{\ell=0}^{\infty} S_{i\ell} S'_{i\ell} = \Sigma_i \leq \bar{\Sigma} < \infty \quad (2.44)$$

VARSAYIM 3 (Faktör Yükleri): Gözlenemeyen faktör yükleri γ_i ve Γ_i , i'ler boyunca birime özgü hatalar olan (ε_{ijt}) ve (v_{ijt}) 'den bağımsız dağılım göstermektedirler.

$$\gamma_i = \gamma + \eta_i, \quad \eta_i \perp\!\!\!\perp IID(0, \Omega_\eta) \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (2.45)$$

Bu eşitlikte Ω_η negatif olarak tanımlanmayan m x m simetrik matrisini ifade etmektedir ve $\|\gamma\| < K$, $\|\Gamma\| < K$ ve $\|\Omega_\eta\| < K$ $K < \infty$ eşitlikleri yer almaktadır.

VARSAYIM 4 (Tesadüfi Eğim Katsayısı): Eğim parametresi olan β_i tesadüfi etkiler modelinde aşağıdaki gibi ifade edilmektedir,

$$\beta_i = \beta + v_i, \quad v_i \perp\!\!\!\perp IID(0, \Omega_v), \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (2.46)$$

ve burada $\|\beta\| < K$, $\|\Omega_v\| < K$, Ω_v negatif olarak tanımlanmayan kxk vektörlü simetrik bir matristir ve tesadüfi sapma olan v_i , tüm i, j ve t için $\gamma_j, \Gamma_j, \varepsilon_{ijt}, v_{ijt}$ ve g_t 'den bağımsız olarak dağılmaktadır.

VARSAYIM 5 (β_i ve β 'nın Tanımlanması): Birime özgü değişkenlerin yatay kesit ortalamaları z_{ijt} , $\bar{z}_{wt} = \sum_{i=1}^N w_i z_{it}$ olarak tanımlanmaktadır. Buradaki eşitlikte w_i bazı koşullara bağlıdır;

$$(i) \quad w_i = O\left(\frac{1}{N}\right), \quad (ii) \quad \sum_{i=1}^N w_i = 1, \quad (iii) \quad \sum_{i=1}^N |w_i| < K \quad (2.47)$$

$$\bar{M}_w = I_T - \bar{H}_w (\bar{H}_w' \bar{H}_w)^- \bar{H}_w' \quad (2.48)$$

ve

$$M_g = I_T - G(G'G)^- G' \quad (2.49)$$

eşitlikleri yer almaktadır.

Yukarıda $\bar{H}_w = (D, \bar{Z}_w)$, $G = (D, F)$, $D(d_1, d_2, \dots, d_T)'$ ve $F = (f_1, f_2, \dots, f_T)'$ gözlemlenen ve gözlemlenemeyen ortak faktörlerin sırasıyla $T \times n$ ve $T \times m$ vektörlü veri matrisleridir. $\bar{Z}_w = (\bar{z}_{w1}, \bar{z}_{w2}, \dots, \bar{z}_{wT})'$ i boyuta göre yatay kesit ortalamaların $T \times (k+1)$ vektörlü matrisidir. Diğer bir yandan $(\bar{H}_w' \bar{H}_w)^-$ ve $(G'G)^-$ sırasıyla $\bar{H}_w' \bar{H}_w$ ve $G'G$ 'nin genelleştirilmiş tersini belirtmektedir. Ayrıca $T \times k$ vektörlü bağımsız değişken matrisi $X_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT})'$ olarak ifade edilmektedir⁵⁶.

2.3.2. Görünürde İlişkisz Regresyon (SUR)

Birimler arası korelasyonun varlığı durumunda kullanılan diğer bir tahminci de SUR tahmincisidir. SUR tahmincisi, heterojenliğe izin veren panel veri modellerinde ayrı ayrı birim bazında hesaplanan regresyon denklemlerini ele almaktadır⁵⁷. Bu denklemler birbirinden bağımsız bir şekilde görünmesine rağmen hata terimleri arasında bir ilişki olabilmektedir. Bu test aracılığıyla denklemler bir sistem halinde tahmin edilebilmektedir⁵⁸.

SUR tahmincisi, Aitken'nin genelleştirilmiş en küçük kareler uygulamasını içeren bir dizi regresyon denklemlerinin parametrelerini tahmin etme yöntemini oluşturmaktadır. Zellner (1962), bu şekilde elde edilen regresyon tahminlerinin en küçük kareler tahmin edicisinden daha uygun bir tahminci olduğunu belirtmektedir. Bu SUR tahmincisi ile genelleştirilmiş en küçük kareler yönteminden yararlanılarak tüm regresyon denklemleri eş zamanlı olarak tahmin edilebilmektedir;

⁵⁶ A.e. s. 974

⁵⁷ Arnold Zellner, "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests For Aggregation Bias", American Statistical Association, 1962, s. 348-368.

⁵⁸ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **İleri Panel Veri Analizi**, s. 192.

$$y_{\mu} = X_{\mu}\beta_{\mu} + u_{\mu} \quad (2.50)$$

Burada y_{μ} , M sayıda bağımlı değişkenin T x 1 vektörünü X_{μ} , bağımsız değişkenin T x 1 boyutlu matrisini β_{μ} , katsayılar a ait regresyon vektörünü u_{μ} ise sıfır ortalamaya sahip hata teriminin T x 1 vektörünü ifade etmektedir. Bu denklem matris formatında aşağıdaki gibi yazılabilmektedir:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ y_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X_2 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ 0 & 0 & \dots & X_M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \beta_M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ u_M \end{bmatrix} \quad (2.51)$$

Varyans-kovaryans matrisi ise aşağıdaki biçimde gösterilmektedir;

$$\Sigma = V(u) \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1M} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2M} \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \sigma_{M1} & \sigma_{M2} & \dots & \sigma_{MM} \end{bmatrix} \otimes I \quad (2.52)$$

$$= \Sigma \otimes I$$

Burada birim matris T x T boyutundadır ve $t=1,2, \dots, T$ ve $\mu, \mu' = 1,2, \dots, M$ için $\sigma_{\mu\mu'} = E(u_{\mu t} u_{\mu' t})$ eşitliği yer almaktadır⁵⁹.

Yukarıda yer alan eşitliğin her iki tarafı varyans kovaryans matrisinin tersiyle çarpılmaktadır;

$$b^* = (X' \Sigma^{-1} X)^{-1} X' \Sigma^{-1} Y \quad (2.53)$$

⁵⁹ Arnold Zellner and David S. Huang, "Further Properties of Efficient Estimators for Seemingly Unrelated Regression Equations", International Economic Review, 1962, s. 301.

Burada model genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmektedir. Bu eşitliği elde edebilmek için varyans-kovaryans matrisinin tersini elde etmek gerekmektedir;

$$\Sigma^{-1} = \begin{bmatrix} \sigma_{11}I & \dots & \sigma_{1M}I \\ \cdot & & \cdot \\ \cdot & & \cdot \\ \cdot & & \cdot \\ \sigma_{M1}I & \dots & \sigma_{MM}I \end{bmatrix} = \Sigma^{-1} \otimes I \quad (2.54)$$

Böylelikle (2.53) eşitliği matris formunda;

$$b^* = \begin{bmatrix} b_1^* \\ b_2^* \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ b_M^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{11}X_1X_1' & \sigma_{12}X_2X_1' & \dots & \sigma_{1M}X_MX_1' \\ \sigma_{21}X_1X_2' & \sigma_{22}X_2X_2' & \dots & \sigma_{2M}X_MX_2' \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot \\ \sigma_{M1}X_1X_M' & \sigma_{M2}X_2X_M' & \dots & \sigma_{MM}X_MX_M' \end{bmatrix} \otimes \begin{bmatrix} \sum_{\mu=1}^M \sigma_{1\mu}X_1'y_\mu \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \sum_{\mu=1}^M \sigma_{M\mu}X_M'y_\mu \end{bmatrix}$$

şeklinde ifade edilecektir.

Çok boyutlu panel veri modellerinde örneğin sadece i boyutu için SUR tahmincisi;

$$Y_{ijt} = X_i\beta_i + u_{ijt} \quad (2.55)$$

şeklinde gösterilirken diğer boyutlar için ayrı ayrı da tahmin edilebilmektedir. Birim bazında regresyon denklemlerine ait sonuçların bir sistem halinde hesaplanmasına olanak sağlayan SUR tahmincisi (2.53)'deki genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi ile elde edilmektedir. SUR tahmincisi zaman boyutunun yeterince büyük gözlem sayısının 10'dan küçük olduğu durumda uygun olduğu belirtilmektedir⁶⁰.

2.4. Parametre Heterojenlik Testleri

Gözlem sayısının büyük olduğu zaman boyutunun ise küçük olduğu panel veri modellerinde katsayı homojenliğine yer veren modellerle genellikle

⁶⁰ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **İleri Panel Veri Analizi**, s. 73.

karşılaşılabilmektedir. Bu durum genellikle reddedilen bir durum olmakla birlikte test edilebilmektedir⁶¹. Böylelikle panel verilerle çalışmadan önce ilk olarak parametrelerin heterojenliği test edilmesi gerekmektedir. Bu bölümde F Testi, Swamy S Testi ve Pesaran-Yamagata Δ Testi yer alacaktır.

2.4.1. F Testi

F testi ile homojenlik sınaması yapılabilmektedir. Bilindiği gibi F testi, kısıtlı modelin geçerli olup olmadığını sınavan bir testtir. Kısıtlı model, parametrelerin birimlere göre farklılık göstermediği homojen model olan klasik model ile ifade edilmektedir. Kısıtsız model ise parametrelerin birimden birime farklılık gösterdiği heterojen modelleri göstermektedir. Bu test çok boyutlu panel veri modellerine de uygulanabilmektedir.

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 X_{ijt} + u_{ijt} \quad \text{kısıtlı model} \quad (2.56)$$

$$Y_{ijt} = \beta_{0_i} + \beta_{1_i} X_{ijt} + u_{ijt} \quad \text{kısıtsız model} \quad (2.57)$$

Hipotez testleri ;

$$H_0 : \beta_i = \beta$$

$$H_1 : \beta_i \neq \beta$$

şeklinde kurulmaktadır.

Burada H_0 temel hipotezinin reddedilememesi parametrelerin birimden birime farklılık göstermediği, homojen model olduğu anlamına gelmektedir. Bu durumda havuzlanmış en küçük kareler tahmincisi kullanılmaktadır.

H_0 temel hipotezinin reddedilmesi ise parametrelerin birimden kaynaklı bir heterojenlik olduğunu göstermektedir. Bu durumda heterojen tahmincilerle çalışmak uygun olacaktır.

F test istatistiği :

⁶¹ Badi H. Baltagi, **Econometric Analysis of Panel Data**, John Wiley & Sons, 2005.

$$F = \frac{(RSS - URSS) / ((NM_i T_i - K) - \sum_{i=1}^N (M_i T_i - K))}{URSS / \sum_{i=1}^N (M_i T_i - K)} \quad (2.58)$$

şeklinde hesaplanmaktadır⁶².

Burada RSS ve URSS sırasıyla kısıtlı ve kısıtsız modellerin kalıntı kareler toplamlarıdır. M ve T sırasıyla birim ve zaman sayıları iken K ise parametre sayısıdır. N gözlem sayısını ifade etmektedir.

2.4.2 Swamy S Testi

Tesadüfi katsayılar modelini test etmek için sabit etkiler tahmincisi ile birimlere göre ortalama en küçük kareler tahmincisi arasındaki farka bakılabilmektedir⁶³. Swamy (1970), parametre homojenliğini birimlere özgü eğim tahminlerinin dağılımına dayandırmaktadır⁶⁴.

Swamy'nin S Testi'nde hipotezler⁶⁵;

$$H_0 : \beta_i = \beta$$

şeklinde kurulmaktadır. Birimler bazında parametrelerin birbirinden farklılık göstermediğini homojen modelin geçerli olduğunu belirtmektedir.

Swamy (1971), tarafından elde edilen bu test istatistiği şu şekilde hesaplanmaktadır;

$$\hat{S} = \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{WFE})' \frac{X_i' M_T X_i}{\hat{\sigma}_i^2} (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{WFE}) \quad (2.59)$$

ve

⁶² Ferda Yerdelen Tatoğlu, Hüseyin İçen, "Heterogenous Multi-Dimensional Panel Data Models: Okun's Law for NUTS2 Level in Europe", **Selected Topics in Applied Econometrics**, Ed. by. Ebru Çağlayan Akay, Özge Korkmaz, 2019, s. 33.

⁶³ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **İleri Panel Veri Analizi**, İstanbul, Beta, 2018, s. 97.

⁶⁴ M. Hashem Pesaran, Takashi Yamagata, "Testing slope homogeneity in large panels", *Journal of Econometrics*, 2007, s. 5.

⁶⁵ P.A.V.B. Swamy, "Lecture Notes in Operations Research and Mathematical Systems", New York, Springer, 1971, s. 174.

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{(y_i - X_i \hat{\beta}_i)' M_T (y_i - X_i \hat{\beta}_i)}{(T - k - 1)} \quad (2.60)$$

burada $\hat{\beta}_{WFE}$, ağırlıklı sabit etkiler tahmincisinin katsayısıdır ve

$$\hat{\beta}_{WFE} = \left(\sum_{i=1}^N \frac{X_i' M_T X_i}{\hat{\sigma}_i^2} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \frac{X_i' M_T y_i}{\hat{\sigma}_i^2} \quad (2.61)$$

bu katsayı bu şekilde ifade edilmektedir. Burada Swamy test istatistiği $k(N-1)$ serbestlik derecesi ile ki-kare dağılmaktadır. Hesaplanan değerin tablo değerinden küçük olduğu durumda temel hipotez reddedilememekte ve modelin homojen olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Diğer taraftan hesaplanan test istatistiği ki-kare tablo değerinden büyük ise temel hipotez reddedilmektedir ve bu durum modelin heterojen olduğunu ifade etmektedir.

2.4.3 Pesaran ve Yamagata Δ Testi

Pesaran ve Yamagata Delta Testi, Swamy'nin S Testi'nin standartlaştırılmış halidir. Nispeten geniş bir N ve T boyutu oranları altındaki bu test asimtotik olarak geçerlidir. Delta testi olarak adlandırılmaktadır. Bu testin gösterimi için çeşitli N ve T boyutu altında Monte Carlo deneyleri yapılmıştır. Bu testte;

$$Q_{IT} = T^{-1} (X_i' M_\tau X_i), \quad (2.62)$$

$$Q_{NT} = (NT)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N X_i' M_\tau X_i \right), \quad (2.63)$$

$$P_i = M_\tau X_i (X_i' M_\tau X_i)^{-1} X_i' M_\tau \quad (2.64)$$

$$M_i = I_T - Z_i (Z_i' Z_i)^{-1} Z_i' \quad (2.65)$$

eşitlikleri yer alırken ve buradaki $Z_i = (\tau_{T, X_i})$ olarak ifade edilmektedir⁶⁶. Çeşitli varsayımlar altında gerçekleştirilen Delta Testi sayesinde heterojenlik sınaması

⁶⁶ M. Hashem Pesaran, T. Yamagata, "Testing slope homogeneity in large panels", Journal of Econometrics, 2008, s. 6.

yapılabilmektedir. Bir sonraki bölümde birimler arası korelasyonu sınamak için kullanılan testlere yer verilecektir.

2.5. Birimler Arası Korelasyon Testleri

Homojenlik testleri ile modelin heterojen olduğuna karar verildikten sonra birimler arası korelasyonun olup olmadığına karar verilmektedir.

Örneğin aşağıdaki gibi bir panel veri modeli ele alındığında;

$$y_{ijt} = \alpha_i + \beta' x_{ijt} + u_{ijt}, \quad i = 1, \dots, N \quad j = 1, \dots, M \quad \text{ve} \quad t = 1, \dots, T \quad (2.66)$$

Burada x_{ijt} değişken matrisi, β parametreler vektörü α_i ise birim etkiyi göstermektedir⁶⁷. Bu modelde hipotezler şu şekildedir:

$$H_0 : \rho_{ij} = \rho_{ji} = \text{cor}(u_{it}, u_{jt}) = 0 \quad i \neq j \text{ için}$$

$$H_1 : \rho_{ij} = \rho_{ji} \neq 0 \quad \text{bazı } i \neq j \text{ için}$$

burada temel hipotez birimler arasında korelasyon olmadığını alternatif hipotez ise birimler arası korelasyonun varlığını göstermektedir.

Hata terimleri arasında bir ilişki olması yatay kesit bağımlılığı diğer bir ifadeyle birimler arası korelasyonu ifade etmektedir. Yani birimden kaynaklı ayrı ayrı heterojen modellerde bir ilişki söz konusudur.

2.5.1. Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı (LM) Testi

Modelin heterojen olduğuna karar verildikten sonra Breusch-Pagan LM Testi ile modelde birimler arası korelasyonun varlığı sınanabilmektedir.

“Bu testte tüm yatay kesit birimlerin kalıntılarına ait korelasyon matrisinin birim matris olduğu hipotezi bir başka ifade ile birimler arası korelasyonsuzluk temel hipotezi sınanmaktadır”⁶⁸.

⁶⁷ Rafael E. De Hoyos, Vasilis Sarafidis, “Testing for cross-sectional dependence in panel-data models”, The Stata Journal, 2006, C:6, N:4, s. 484.

⁶⁸ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **İleri Panel Veri Analizi**, İstanbul, Beta, 2018, s. 98.

LM test istatistiği;

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (2.67)$$

şeklinde hesaplanmaktadır.⁶⁹ Burada $\hat{\rho}_{ij}^2$ kalıntılar arasındaki ilişkinin katsayısıdır ve şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}}{(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T \hat{u}_{jt}^2)^{1/2}} \quad (2.68)$$

2.5.2. Pesaran CD Testi

Bu testte Breusch-Pagan Lagrange Testi'nden farklı olarak ikili korelasyon katsayılarına dayanan bir birimler arası korelasyon testi önerilmektedir⁷⁰:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (2.69)$$

CD testinde N ve T sonsuza gittiği durumda geçerli olmaktadır.

Diğer bir yandan Pesaran dengesiz panel için ise aşağıdaki test istatistiğini önermiştir⁷¹:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \sqrt{T_{ij}} \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (2.70)$$

⁶⁹ Rafael E. De Hoyos, Vasilis Sarafidis, 2006, **A.e.** s. 485.

⁷⁰ M. Hashem Pesaran, “**General diagnostic tests for cross section dependence in panels**”, CESifo Working Paper, 2004, No: 1229, s. 6.

⁷¹ Ferda Yerdelen Tatoğlu, “**Panel Veri Ekonometrisi**”, İstanbul: Beta Yayınevi, 2016, s. 229.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

ÇOK BOYUTLU HETEROJEN PANEL VERİ MODELLERİ: BAŞARI SIRALAMALARI ÜZERİNE BOYUT PERSPEKTİFİ

3.1. Analizin Amacı

Geçtiğimiz bölümlerde heterojen çok boyutlu panel veri modelleriyle ilgili teorik bilgilere yer verilmişti. Bu bölümde ise konunun daha iyi kavranması açısından bir analiz gerçekleştirilmektedir.

Uygulamada üniversite sınavlarındaki başarı sıralamalarını etkileyen faktörler üzerinde durulmuştur. Burada bölümler, bölümlerin yer aldığı fakülteler, fakülterin olduğu üniversiteler ve üniversitelerin hangi şehirde yer aldığı gibi boyutlar yer almaktadır. Bu bahsettiğimiz boyutlar gözlenemeyen etkilerdir ve bu çalışmanın asıl amacı bu gözlenemeyen etkileri dikkate alarak bu etkilerin başarı sıralamaları üzerinde ne ölçüde önemli olduğunu incelemektir. Heterojen çok boyutlu panel veri modelleri sayesinde ise birim bazında gözlenemeyen etkiler ayrı ayrı gözlemlenebilmektedir.

3.2. ÖSYM Başarı Sıralaması

Öncelikle başarının kelime anlamına bakıldığında “başarma işi, muvaffakiyet” olduğu görülmektedir⁷². Başarı, anlam olarak dinamik bir farklılık oluşturmaktadır. Çünkü farklı alanlarda farklı kriterlere göre belirlenebilmektedir. Örneğin bir futbol müsabakasında alınan bir galibiyet başarı iken televizyondaki reyting oranları da bir başarı sayılabilmektedir.

Üniversiteler, akademik bilginin yanısıra kendine özgü birikimleri olan çeşitliliği harmanlayan eğitim kurumlarıdır⁷³. Gelişen teknoloji ve bilgiye kolay bir şekilde ulaşılabilirliğin artışıyla üniversiteler daha fazla rekabet içerisine girmektedir. Her kültür kendi özelliklerini barındırdığı için eğitim sistemi de ülkeden ülkeye

⁷² Türk Dil Kurumu, (Çevrimiçi), <https://sozluk.gov.tr/>

⁷³ Mesut Öncel, “Üniversitelerin Başarı Sıralamalarında Metodolojik Problemler: Metodolojik Eleştirilere Yönelik Bir Literatür Taraması”, Alanya Akademik Bakış Dergisi, 2017, s. 15.

değişmektedir. Dolayısıyla farklı eğitim modelleri oluşmaktadır. Bunun sonucunda ortak bir başarı algısı oluşturmak her zaman kesinliğini koruyamamıştır.

Başarı her ne kadar tartışmaya açık bir konu olsa da öğrencinin sınavdan yüksek puan alması genellikle yaygın bir kanı oluşturmaktadır. Bilindiği üzere milyonlarca öğrenci her yıl Ölçme, Seçme ve Yerleştirme Merkezi ‘nin (ÖSYM) düzenlemiş olduğu Yükseköğretim Kurumları Sınavı’na (YKS) girmektedir. Üniversite okumak isteyen adaylar bu sınavda boy göstermektedir. 2020 YKS ile ilgili veriler aşağıda gösterilmektedir;

Tablo 3. 1 2020 YKS Başvuru Sayıları

	2020-YKS ADAY SAYILARI
Başvuran Aday Sayısı	2.424.718
Sınava Giren Aday Sayısı	2.296.138
Sınava Girmeyen Aday Sayısı	128.580
Sınavı Geçersiz Sayılan Aday Sayısı	248
Sınavı Geçerli Sayılan Aday Sayısı	2.295.890

Kaynak: (2020 YKS Sınav Sonuçlarına İlişkin Sayısal Bilgiler, 2020)

Tablo 3.1.’de 2020 yılında yapılan YKS’de ilk oturum olan Temel Yeterlilik Sınavı’na (TYT) başvuran öğrenci sayıları gösterilmektedir. Sınava 2.424.718 üniversite adayı başvurmuştur. Bu adaylardan sınava girip sınavı geçersiz sayılan aday sayısı 248 iken 128.580 kişi ise sınava hiç girmemiştir.

Tablo 3. 2 TYT Test Dağılımı

TYT SORU SAYILARI			
Türkçe 40 Soru	Sosyal Bilimler 20 Soru	Temel Matematik 40 Soru	Fen Bilimleri 20 Soru
	Tarih (5 Soru)		Fizik (7 Soru)
	Coğrafya (5 Soru)		Kimya (7 Soru)
	Felsefe (5 Soru)		Biyoloji (6 Soru)
	Din Kültürü ve Ahlak Bilgisi / İlave Felsefe (5 Soru)		

Kaynak : (ÖSYM, 2020)

Tablo 3.2.'de TYT'de yer alan dört adet testin soru dağılımları verilmektedir. Dört başlık altına ayrılan Sosyal Bilimler'de 20 soru yer alırken fizik, kimya ve biyolojiden oluşan Fen Bilimleri'nde de 20 adet soru bulunmaktadır. Diğer taraftan Türkçe'de ve Temel Matematik'te 40 soru yer almaktadır.

Tablo 3. 3 TYT Test Yüzdeleri

TYT Puan Türündeki Testlerin Yüzdelik Ağırlıkları				
Puan Türü	Türkçe	Sosyal Bilimler	Temel Matematik	Fen Bilimleri
TYT	33	17	33	17

Kaynak : (ÖSYM, 2020)

Tablo 3.3.'te test yüzdeleri verilmiştir. Buna göre TYT'te en yüksek ağırlığı Türkçe ve Temel Matematik testleri oluştururken Sosyal Bilimler ve Fen Bilimleri ise %17'şer dilim oluşturmaktadır.

YKS’de başarı sıralaması, bir bölüme yerleşen son öğrencinin ilgili puan türündeki (SAY, SÖZ, EA) sıra sayısını oluşturmaktadır.

Öğrenciler her yıl üniversiteye yerleşebilmek için tercihlerini başarı sıralamalarına göre yapmaktadırlar. Çünkü başarı sıralaması en yüksek olan aday, tercihlerinde diğer adaylara göre daha avantajlı olacaktır. Diğer bir taraftan başarı sıralamalarıyla en çok karıştırılan ise taban puanlarıdır. Taban puanları, başarı sıralamalarının bir göstergesidir. Her sene farklı taban puanları oluşmaktadır. Çünkü her yıl yapılan sınavda farklı öğrenciler farklı cevaplar verirken bu dinamik sürecin oluşturduğu sistemde standart sapma da her yıl farklılık göstermektedir. Konuyu daha iyi anlaşılır kılmak için örnek verilecek olursa; geçen yıl 350 puan alıp 100.000’inci olan bir aday bu sene yine 350 puan alıp daha düşük veya daha yüksek bir sıralamada yer alabilmektedir.

3.3. Literatür Özeti

Yükseköğretim kurumlarının hangi metodoloji ve tekniklere göre sıralanması gerektiği her zaman birçok ülkede gün yüzünde olan bir tartışma konusu olmuştur. Bu doğrultuda bu konu araştırmacıların sürekli gündemini meşgul etmiştir. Giderek rekabetçi bir atmosfer oluşan dünyada başarı sıralamaları gibi bir olgu küresel çapta yaygın bir hale gelmektedir.

Yükseköğretim kurumları vizyonu, amaçları, hedefleri, hedef grupları, kalite ve kalite değerlendirmesine göre küresel ölçekte farklılık göstermektedir⁷⁴. Başarı sıralamaları dünya çapında birçok ülkede yayınlanmaktadır. Bu bağlamda en çok bilinen uluslararası sistemlerden bazıları şunlardır:

⁷⁴ Gero Federkeil, “Rankings and Quality Assurance in Higher Education”, Higher Education in Europe, 2008, s. 219.

Tablo 3. 4 Dünya Çapındaki Sıralamalar

Küresel Sıralama Sistemleri	Merkez Yeri
Times Dergisi Yükseköğretim Sıralaması / (THE) Times Higher Education	Birleşik Krallık
Cybermetrics Laboratuvarları	İspanya
Dünya Üniversiteleri Akademik Sıralaması / The Academic Ranking of World Universities (ARWU)	Çin
Newsweek Dergisinin Dünyanın En İyi 100 Üniversitesi Sıralaması	ABD
Google Search Uluslararası Üniversiteler Sıralaması (G-Factor International University Rankings)	ABD
Dünya Üniversiteleri Bilimsel Çalışmalar Performans Sıralaması / Performance Ranking of Scientific Papers for World Universities	Tayvan
Çin Wuhan Üniversitesi Küresel Üniversite Sıralaması	Çin

Kaynak: (ÖNCEL, 2017)

Üniversitelerin başarı sıralamalarının karşılaştırılmasında farklı sistemlerin olduğunu küresel ölçekte belirten çalışma, Saka ve Yaman (2011) tarafından ele alınmıştır. Bu çalışmada her üniversite ve fakülte farklı öğrenci profili barındırdığından sıralama sistemlerinin de ona göre olması gerektiği üzerinde durulmuştur. Bu doğrultuda uluslararası kriterler ışığında öğrenci sayısı, öğretim üyesi sayısı, kitap sayısı, bilgisayar sayısı gibi verilerin de önemli bir veri kaynağı oluşturabileceği vurgulanmaktadır⁷⁵.

⁷⁵ Yavuz Saka, Süleyman Yaman, “Üniversite Sıralama Sistemleri; Kriterler ve Yapılan Eleştiriler”, Yükseköğretim ve Bilim Dergisi, 2011, s. 79.

Savaş ve Baykal (2011), çalışmasında 481 üniversitenin ARWU ve URAP ölçütlerine ait puanlar derlenmiş ve ölçütlerin nesnel ağırlıkları entropi yöntemi ile hesaplanmıştır. Bu çalışmanın sonucunda öznel ağırlık ve nesnel ağırlık kullanılarak yapılan puanlamalar arasında bir korelasyon olduğu sonucuna ulaşılmıştır⁷⁶.

Taylor ve Braddock (2007)'de üniversite başarı sıralamaları bireysel, kurumsal ve ulusal düzeyde sınıflandırılmaktadır. Bireysel düzeyde ele alınacak olursa üniversite seçiminde kurum performansının karşılaştırılması, aday öğrenciler için rehber niteliğinde olacaktır. Diğer bir taraftan kurum düzeyinde ise akademisyenlere, diğer üniversitede görevli akademisyenlere göre kendi performansını karşılaştırma fırsatı vermektedir. Son olarak ulusal düzeyde sıralama sistemleri, hükümete ve yükseköğretim yöneticilerine yararlı bilgiler sağlayabilmektedir⁷⁷.

3.4. Veri Seti ve Değişkenler

Bu çalışmada akademisyen sayısı, kontenjan sayısı, Türkçe ve matematik netlerinin sayısı ile başarı sıralamaları değişkenleri ile 2018-2020 dönemleri arasında yıllık veriler kullanılarak 1776 birim boyutu ile panel veri seti oluşturulmuştur.

Tablo 3. 5 Çalışmada Kullanılan Değişkenler

Değişkenler	Çalışmadaki Gösterimi
Başarı Sıralamaları	lbaşarı
Akademisyen Sayısı	lakd
Kontenjan Sayısı	lkont
Türkçe	ltürkce
Matematik	lmat

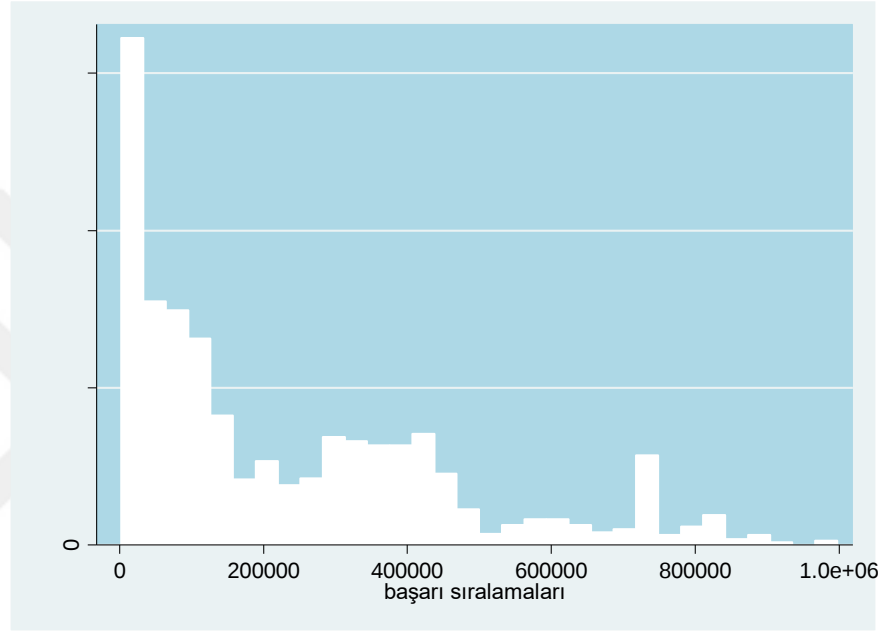
Yukarıdaki tabloda çalışmada kullanılan değişkenler verilmiştir. Bütün değişkenlere ait veriler Yükseköğretim Kurulu'nun (YÖK) web adresinden

⁷⁶ Engin Savaş, Ali Baykal, "Üniversitelerin Sıradüzeni ve Sıralama Ölçütlerinin Ağırlıkları", Uluslararası Yükseköğretim Kongresi: Yeni Yönelişler ve Sorunlar, 2011, s. 2458.

⁷⁷ Paul Taylor, Richard Braddock, "International University Ranking Systems and the Idea of University Excellence", Journal of Higher Education Policy and Management, 2007, s. 259.

çekilmiştir. Değişkenlerin dağılımına dair örnek olması açısından bağımlı değişken olan başarı sıralamaları değişkeninin grafiği aşağıda verilmiştir.

Şekil 3. 1 Başarı Sıralamaları



Bu grafikte başarı sıralamalarına ait yoğunluk dağılımı gösterilmektedir. Seride minimum ve maksimum değerler arasındaki fark dikkat çekmektedir. Aşağıda değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır.

Tablo 3. 6 Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Gözlem Sayısı	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
başarı	1776	234049.6	224686.7	2609	997934
akd	1776	23.774	51.978	1	424
kont	1776	82.984	61.054	16	615
türkce	1776	24.146	4.457	11.3	34
mat	1776	12.916	8.642	0.6	37.7

Çalışmada kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistiksel bilgiler tabloda verilmiştir. Tablo incelendiğinde değişkenlere ait serilerin gözlem sayısı, ortalama, standart sapma, medyan(ortanca), en yüksek ve en düşük değerleri görülmektedir. Gözlem sayısı 1776'dır. Değişkenler ile oluşturulan panel veri seti dengeli panel veri setidir.

Bağımlı değişken olan başarı sıralamaları değişkeninin ortalaması 234049.6'dır, standart sapması 224686.7, minimum değeri 2609, maksimum değeri ise 997934'tür.

Bağımsız değişkenlerden akademisyen sayısı değişkeninin ortalaması 23.773'tür, standart sapması 51.978, minimum değeri 1, maksimum değeri ise 424'tür.

Diğer bir bağımsız değişken olan kontenjan sayısı değişkeninin ortalaması 82.984'tür, standart sapması 61.054, minimum değeri 16, maksimum değeri ise 615'tir.

Türkçe değişkeninin ortalaması 24.146'dır, standart sapması 4.456, minimum değeri 11.3, maksimum değeri ise 34'tür. Son olarak matematik değişkeninin ortalaması 12.916'dır, standart sapması 8.642, minimum değeri 0.6, maksimum değeri ise 37.7'dir.

Başarı sıralamaları gibi diğer bütün değişkenlerin de grafikleri incelenmiş ve tanımlayıcı istatistiklerinden de hareketle bütün değişkenlerin logaritmaları alınmıştır.

Diğer taraftan analize başlamadan önce şu detayı belirtmekte yarar vardır. Bir bölümün başarı sıralamasının diğerlerine göre yüksek olması, o bölümün iyi bir sıralamaya sahip olduğu anlamına gelmemektedir. Başarı sıralaması ne kadar düşükse bölümün başarısı o kadar iyi olmaktadır. Yani ters bir mantık vardır. Bundan dolayı analizde yapılacak olan yorumlarda bağımsız değişkenlere ait parametrelerin negatif olması, başarı sıralamalarının azaldığını söylerken aslında bu durum olumlu yönde bir etkinin göstergesidir.

3.5. Modellerin Tahmini ve Bulguların Yorumlanması

Çalışmada şehir, bölge, üniversite, fakülte, bölüm, yıl olmak üzere toplam altı boyut kullanılmıştır. Analize geçilmeden önce altı etkinin anlamlılığı LR Testi ile sınanmaktadır.

Tablo 3. 7 LR Test Sonuçları

Temel Hipotez	LR Test İstatistiği	Temel Hipotez	LR Test İstatistiği	Temel Hipotez	LR Test İstatistiği
$H_0 : \sigma_\mu = \sigma_\gamma = \sigma_\eta = \sigma_\delta = \sigma_\psi = \sigma_\lambda = 0$	3217.31***	$H_0 : \sigma_\mu = \sigma_\gamma = \sigma_\eta = 0$	3047.03***	$H_0 : \sigma_\mu = 0$	15.65***
$H_0 : \sigma_\mu = \sigma_\gamma = \sigma_\eta = \sigma_\delta = \sigma_\psi = 0$	3058.74***	$H_0 : \sigma_\delta = \sigma_\psi = \sigma_\lambda = 0$	1208.42***	$H_0 : \sigma_\gamma = 0$	2557.72***
$H_0 : \sigma_\mu = \sigma_\gamma = \sigma_\eta = \sigma_\delta = \sigma_\lambda = 0$	3215.62***	$H_0 : \sigma_\gamma = \sigma_\eta = \sigma_\delta = 0$	303.80***	$H_0 : \sigma_\eta = 0$	7.94***
$H_0 : \sigma_\mu = \sigma_\gamma = \sigma_\eta = \sigma_\psi = \sigma_\lambda = 0$	3202.38***	$H_0 : \sigma_\eta = \sigma_\delta = \sigma_\psi = 0$	995.49***	$H_0 : \sigma_\delta = 0$	803.38***
$H_0 : \sigma_\mu = \sigma_\eta = \sigma_\delta = \sigma_\psi = \sigma_\lambda = 0$	1220.88***	$H_0 : \sigma_\mu = \sigma_\gamma = \sigma_\lambda = 0$	2843.59***	$H_0 : \sigma_\psi = 0$	7.41***
$H_0 : \sigma_\gamma = \sigma_\eta = \sigma_\delta = \sigma_\psi = \sigma_\lambda = 0$	3214.59***	$H_0 : \sigma_\mu = \sigma_\psi = \sigma_\lambda = 0$	303.80***	$H_0 : \sigma_\lambda = 0$	271.88***
$H_0 : \sigma_\mu = \sigma_\gamma = \sigma_\delta = \sigma_\psi = \sigma_\lambda = 0$	3205.63***	$H_0 : \sigma_\mu = \sigma_\gamma = 0$	2652.41***		
$H_0 : \sigma_\mu = \sigma_\gamma = \sigma_\eta = \sigma_\delta = 0$	3057.76***	$H_0 : \sigma_\eta = \sigma_\delta = 0$	994.25***		
$H_0 : \sigma_\eta = \sigma_\delta = \sigma_\psi = \sigma_\lambda = 0$	1220.35***	$H_0 : \sigma_\psi = \sigma_\lambda = 0$	290.86***		
$H_0 : \sigma_\mu = \sigma_\gamma = \sigma_\eta = \sigma_\lambda = 0$	3201.99***	$H_0 : \sigma_\mu = \sigma_\eta = 0$	16.11***		
$H_0 : \sigma_\mu = \sigma_\delta = \sigma_\psi = \sigma_\lambda = 0$	1210.71***	$H_0 : \sigma_\gamma = \sigma_\delta = 0$	2562.48***		
$H_0 : \sigma_\gamma = \sigma_\eta = \sigma_\delta = \sigma_\psi = 0$	3055.19***	$H_0 : \sigma_\eta = \sigma_\psi = 0$	7.94***		
$H_0 : \sigma_\gamma = \sigma_\eta = \sigma_\delta = \sigma_\lambda = 0$	3212.85***				

***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.10$

Yukarıda Tablo 3.7.'de LR test sonuçları yer almaktadır. Boyutlardan μ , şehir etkisini γ , bölge etkisini η , bölüm etkisini δ , fakülte etkisini ψ , üniversite etkisini λ , yıl etkisini temsil etmektedir. Birinci sütundaki ilk test tüm etkilerin birlikte sınanıldığı LR testidir. Diğer testler ise altışar tane örneği bulunan birimlerin

kombinasyonlarıdır. Birinci sütundaki diğer testler beşerli ve dörderli kombinasyonlardır. Üçüncü sütundakiler üçerli ve ikişerli sınanmaktayken beşinci sütundakiler ise teker teker sınanmıştır. Birinci sütunun en son satırında bölge, bölüm, fakülte ve yıl boyutları birlikte test edilmiş ve bu dört etkinin anlamsız olduğu temel hipotez reddedilerek birim etkiler birlikte anlamlı çıkmıştır. Örneğin etkilerin hepsinin birlikte sındığı testte tüm etkilerin anlamsız olduğu temel hipotez reddedilmiştir. Yani böylece tüm birim ve zaman etkilerin var olduğu bir modelin kullanılmasının daha uygun olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Aşağıdaki tabloda gözlenemeyen etkilerin sabit etkiden mi yoksa tesadüfi etkiden mi kaynaklandığı ayrı ayrı incelenmiş ve sonuçlar tabloda özetlenmiştir.

Tablo 3. 8 Sabit Parametresi Birimlere ve Zamana Göre Heterojen Eğitim Parametresi Homojen Modelin Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Sabit Etkiler (Grup İçi Tahminci)	Tesadüfi Etkiler (En Çok Olabilirlik Tahmincisi)
lakd	-0.067**	-0.172***
lkont	-1.170***	0.266***
ltürkce	0.840 ***	-1.901***
lmat	0.078 **	-0.523***
F/Wald	195.71 ***	1779.53***
R ²	0.3064	-

***: p<0.01, **: p<0.05, *: p<0.10

Yukarıdaki tabloda altı etkili olan sadece sabit parametresi bu altı etkiye göre heterojen, eğim parametresi homojen modelde sabit etkiler ve tesadüfi etkiler tahminci sonuçları görülmektedir. Sabit etkiler modeli Wald Testi'ne göre genel olarak anlamlıyken parametrelerin hepsi de istatistiksel olarak anlamlıdır. Diğer bir yandan bağımsız değişkenler bağımlı değişken üzerindeki toplam değişkenliği yaklaşık %31 oranında açıklamaktadır. Modeldeki gözlenemeyen etki boyutlarının başarı sıralamaları üzerinde etkisinin tesadüfi olmadığı düşünüldüğünde sabit etkiler modelinde parametrelerin anlamlı çıkması beklenen bir sonuçtur. Sabit etkiler modelinde yapılan grup içi dönüşüm sonucunda en çok etki kontenjan değişkeninde

gözlemlenmektedir. Kontenjan sayılarındaki %1’lik artış başarı sıralamalarını %1.17 azaltmaktayken akademisyen sayısındaki %1’lik artış başarı sıralamalarını yaklaşık %0.07 azaltarak kontenjan değişkenini takip etmektedir. Tesadüfi etkiler modelini tahmin etmek için yapılan en çok olabilirlik tahminci çıktılarına göre model genel olarak anlamlıyken başarı sıralamaları üzerinde en çok etkiye türkçe netleri sahiptir. Türkçe netlerindeki %1’lik artış başarı sıralamalarını yaklaşık %1.90 azaltmaktadır.

Buraya kadar eğim parametresi homojen modelle tahmin yapılmıştır. Modelin heterojen olma ihtimali söz konusu olduğundan homojen testleri ve bunun akabinde birimler arası korelasyon testleri yapılmıştır. Bu test ve sonuçları aşağıdaki tablo gibidir.

Tablo 3. 9 Homojenlik ve Birimler Arası Korelasyon Testleri

Boyutlar	Giriş Puanı Türü	Birim Sayısı	Homojenlik testleri		Birimler arası korelasyon testi
			Swamy S Testi	Delta Testi	Breusch-Pagan Testi
Bölüm	Genel	21	23048.42***	49.605***	-
	Sözel	6	676.40***	2.076**	18.640
	Eşit Ağırlık	7	1431.81***	19.580***	27.937
	Sayısal	8	5027.52***	52.456***	26.688
Fakülte	Genel	7	5248.15***	98.458***	76.582***
Bölge	Genel	7	146.90***	9.522***	130.368***
Şehir	Genel	35	482.93***	8.225***	-
Üniversite	Genel	37	520.34***	8.180***	-

***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.10$

Yukarıdaki tabloda homojenlik testleri ve birimler arası korelasyon sınamaları yer almaktadır. Tabloya göre bölüm boyutu genel, sözel, eşit ağırlık ve sayısal olmak üzere ayrı ayrı incelenmiştir. Bunlardan 6’sı sözel 7’si eşit ağırlık ve 8’i sayısal olmak üzere toplam 21 bölüm bulunmaktadır. Fakülte ve bölge boyutu 7’şer birimden oluşurken şehir boyutu 35 ve üniversite boyutu ise 37 birimden oluşmaktadır. Bölümler bazında yapılan homojenlik sınamasında tüm puan türlerine göre

parametrelerin homojen olduğunu söyleyen temel hipotez reddedilmektedir ve Swamy'nin S Testi ve Delta Testi'nin ikisine göre de heterojenlik söz konusudur. Birimler arası korelasyon testi sonucunda tüm puan türlerine göre birimler arası korelasyonun olmadığı temel hipotez reddedilememektedir ve birimler arasında korelasyon bulunmamaktadır. Yedişer birimin yer aldığı fakülte ve bölge boyutlarına göre yapılan homojenlik sınamasında temel hipotez olan homojen model hipotezi reddedilmektedir ve model heterojen bir modeldir sonucuna ulaşılmaktadır. Bu boyutlara göre yapılan birimler arası korelasyon testine göre ise birimler arası korelasyonun olmadığı temel hipotez reddedilmektedir ve fakülte ve bölge boyutlarına göre birimler arası korelasyon bulunmaktadır. Son olarak üniversite ve şehir boyutuna heterojenlik sınaması yapıldığında homojenliğin olduğunu söyleyen temel hipotez reddedilip modelin heterojen olduğuna karar verilmektedir. Diğer taraftan birim boyutunun bu etkiler bazında fazla olmasından dolayı birimler arası korelasyon hesaplanamamaktadır. Heterojen çıkan modeller boyutlar bazında ayrı ayrı incelenmiştir. Bölümler, puan türleri bazında heterojen olduğu ve birimler arası korelasyon yer almadığı için tesadüfi katsayılar modeli ve ortalama grup tahminci sonuçları elde edilmiştir. Aşağıdaki tabloda bu sonuçlar yer almaktadır.

Tablo 3. 10 Bölümlere Göre Heterojen Modelin Puan Türüne Göre Sınıflandırılmış Olarak Tesadüfi Katsayılar Modeli ve Ortalama Grup Tahmincisi

Değişkenler	Sözel		EA		Sayısal	
	RC	MG	RC	MG	RC	MG
lakd	-0.267***	-0.263***	-0.167***	-0.172***	-0.088**	-0.094***
lkont	0.309**	0.281***	0.113*	0.116**	-0.036	-0.010
ltürkce	-2.900***	-2.798***	-2.085***	-2.055***	-2.688**	-2.724**
lmat	-0.614***	-0.637***	-1.756***	-1.779***	-0.847***	-0.848***
Wald	373.71***	3437.76***	91.33***	342.42***	24.37***	25.14***

***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.10$

Üniversite giriş sınavında alım yapılan puan türlerini ayrı ayrı inceleyecek olursak tabloya göre Wald Testi sonucunda üç puan türü için model genel olarak anlamlıdır. Akademisyen sayısı, Türkçe ve matematik net ortalamaları hem RC hem MG modelleri için anlamlıdır. Sözel bölüm sonuçlarına göre Türkçe netlerinin etkisi beklenildiği yöndedir. Ortalama grup tahmincisinde Türkçe netlerindeki %1’lik artış başarı sıralamalarını yaklaşık %2.80 azaltmaktadır. Türkçeden sonra ise matematik netinin etkisi göze çarpmaktadır. Sözelci bir öğrencinin kendi alanı olduğu için Türkçe sorularını daha rahat çözebileceği varsayıldığında fazladan yapılan bir matematik neti o öğrenciyi diğer adayların önüne geçirecektir. Tablodaki sonuç bunu destekler niteliktedir. Matematik netindeki %1’lik artış başarı sıralamalarını yaklaşık %0.64 azaltmaktadır. Eşit ağırlık puan türünde Türkçe netlerinin yanısıra matematik netlerinin de başarı sıralamaları üzerinde etkili olduğu görülmektedir ki bu sonuç da beklenen yöndedir. Diğer taraftan sayısal puan türünde ise Türkçe netlerinin başarı sıralamaları üzerinde daha belirleyici rol oynadığı söylenebilmektedir. Sözel puan türündeki mantığın aksine sayısal puan türünde de Türkçe neti daha fazla yapan aday diğer adaylara göre daha avantajlı konuma gelecektir. Bu yüzden tablomuza göre Türkçe netlerindeki %1’lik artış başarı sıralamalarını %2.72 azaltmaktadır. Tesadüfi etkiler tahminci sonuçlarının da ortalama grup tahminci sonuçlarına genel olarak yakın olduğunu söylemek mümkündür. 21 bölüme ait tesadüfi katsayılar modeli ve ortalama grup heterojen tahminci sonuçları ayrı ayrı birim bazında aşağıda verilmektedir

**Tablo 3. 11 Bölümlere Göre Heterojen Modelin Tesadüfi Katsayılar
Modeli ve Ortalama Grup Tahmincisi**

	lakd		lkont		ltürkce		lmat	
Bölümler	RC	MG	RC	MG	RC	MG	RC	MG
Bilgisayar Müh.	-0.180***	-0.180**	-0.035	-0.057	-2.606***	-2.516***	-1.681***	-1.717***
Biyoloji	-0.009	-0.008	-0.134***	-0.137***	-0.680***	-0.676***	-0.270***	-0.267***
Elektrik-Elektronik Müh.	-0.048	-0.002	-0.147	-0.228	-2.343***	-2.328***	-1.677***	-1.725***
Endüstri Müh.	-0.146**	-0.240**	0.373***	0.737***	-3.085***	-3.085***	-1.308***	-1.325***
Fizik	-0.051	-0.055*	-0.156***	-0.162***	-0.277***	-0.268***	-0.389***	-0.380***
Gazetecilik	-0.363***	-0.500***	0.264**	0.409*	-2.508***	-2.266***	-0.401***	-0.377***
Hukuk	-0.386***	-0.481***	0.036	0.161	-3.154***	-2.379*	-3.076***	-3.459***
İktisat	-0.172***	-0.183***	0.218***	0.228***	-1.239***	-1.245***	-0.851***	-0.841***
İşletme	-0.089*	-0.087	0.141**	0.146*	-1.874***	-1.895***	-0.813***	-0.807***
Kimya	0.006	0.008	-0.070***	-0.071***	-0.731***	-0.726***	-0.356***	-0.354***
Maliye	-0.165***	-0.176***	0.293***	0.311***	-0.730***	-0.720***	-1.031***	-1.027***
Matematik	-0.063**	-0.063**	-0.053	-0.056	-1.068***	-1.061***	-0.855***	-0.854***
Okul Öncesi Öğrt.	-0.248***	-0.232**	0.313**	0.251	-2.612***	-2.218***	-0.763***	-0.899***
Psikoloji	-0.231***	-0.180*	-0.016	-0.110	-3.358***	-3.338***	-2.853***	-3.085***
Rehberlik ve Psikolojik Danışmanlık	-0.059	-0.043	0.017	0.021	-3.064***	-3.103***	-2.001***	-2.045***
Radyo Televizyon ve Sinema	-0.289***	-0.307**	0.127	-0.146	-2.748***	-2.668***	-0.814***	-0.830***
Sınıf Öğrt.	-0.061**	-0.056*	0.060	0.056	-1.691***	-1.702***	-1.184***	-1.192***
Sosyal Bilgiler Öğrt.	-0.145**	-0.120	0.386***	0.455**	-1.967***	-1.975**	-0.713***	-0.744***
Tıp	-0.222***	-0.217**	-0.127	-0.105	-10.312***	-11.134***	-0.368	-0.161
Türk Dili ve Edebiyatı	-0.245***	-0.280***	0.277**	0.353	-3.524***	-3.551***	-0.475***	-0.466***

Türkçe Öğrt.	-0.180***	-0.140	0.328***	0.361**	-4.105***	-4.111***	-0.454**	-0.505**
--------------	-----------	--------	----------	---------	-----------	-----------	----------	----------

***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.10$

Yukarıdaki tabloda bölümler bazında heterojen sonuçlar yer almaktadır. Tabloda tesadüfi katsayılar modeli ve ortalama grup tahminci sonuçları birlikte verilmiştir ve bu sonuçlar paralellik göstermektedir. Tesadüfi katsayılar modelinde akademisyen sayısında Hukuk bölümünün etkisi görülmektedir. Hukuk bölümünde kontenjan sayıları fazla olduğundan bu bölümde akademisyen sayısında meydana gelen %1’lik artış başarı sıralamalarını yaklaşık %0.39 azaltmaktadır. Hukuk bölümünü gazetecilik takip etmektedir. Gazetecilik bölümünde akademisyen sayısındaki %1’lik artış başarı sıralamalarını %0.36 azaltmaktadır. Gazetecilik bölümü akademik sektörden ziyade dijital, medya, televizyon ve radyo sektörlerine istihdam açısından daha kolay ulaşılabilir bir bölüm olduğundan akademisyen sayısındaki artışın başarı sıralamaları üzerinde olumlu bir etki yarattığını söyleyebiliriz. Kontenjan sayısı değişkeninde sadece Fizik, Kimya ve Biyoloji bölümlerinde başarı sıralamaları üzerinde olumlu bir etki görülmektedir. Bu bölümlerde genellikle kontenjanların düşük olması ve tercih yapılırken kontenjanı yüksek olan üniversitelere (Hacettepe, İstanbul, Marmara vs.) doğru bir eğilim olduğundan bu da başarı sıralamalarına yansımaktadır. Türkçe netleri değişkenine bakıldığında tıp bölümünün başarı sıralamaları üzerinde etkisi en fazladır. Yukarıdaki puan türlerine göre ayırım yapılan diğer tabloda da görüldüğü gibi bu tabloda da tıp bölümü sayısal bir bölüm olmasına rağmen Türkçe netleri başarı sıralamaları üzerinde daha belirleyici rol oynamaktadır. Tıp bölümü için Türkçe netlerindeki %1’lik bir artış başarı sıralamalarını %10.31 azaltmaktadır. Diğer taraftan Tıp bölümünü Türkçe Öğretmenliği bölümü yaklaşık %4.11 oranıyla takip etmektedir. Bu da beklediğimiz yönde gerçekleşen sonuçlardan biridir. Genel olarak bölümler bazında yapılan heterojenlik sonuçlarından sonra ilk olarak sözel bölümüne ait heterojen sonuçlara aşağıda yer verilecektir.

**Tablo 3. 12 Sözel Puan Türü ile Öğrenci Alan Bölümler İçin
Tesadüfi Katsayılar Modeli ve Ortalama Grup Tahmincisi**

	lakd		lkont		ltürkce		lmat	
Bölümler	RC	MG	RC	MG	RC	MG	RC	MG
Gazetecilik	-0.458***	-0.500***	0.401***	0.409*	-2.257***	-2.266***	-0.442***	-0.377***
Okul Öncesi Öğrt.	-0.200***	-0.232**	0.270*	0.251	-2.601***	-2.218***	-0.843***	-0.899***
Radyo Televizyon ve Sinema	-0.342***	-0.307**	0.069	-0.146	-2.997***	-2.668***	-0.645***	-0.830***
Sosyal Bilgiler Öğrt.	-0.172**	-0.120	0.427***	0.455**	-2.492***	-1.975**	-0.670***	-0.744***
Türk Dili ve Edebiyatı	-0.274***	-0.280***	0.302**	0.353	-3.444*	-3.551***	-0.488***	-0.466***
Türkçe Öğrt.	-0.157**	-0.140	0.387***	0.361**	-3.611***	-4.111***	-0.597***	-0.505**

***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.10$

Tabloda üniversite giriş sınavında sözel puan türüne göre alım yapan bölümler bulunmaktadır. Sözel puan türü bölümleri birlikte değerlendirildiğinde de yukarıdaki tabloya benzer sonuçlar çıkmaktadır. Tesadüfi etkiler modelinde akademisyen sayısı bütün bölümler için anlamlıyken kontenjan sayısı ise sadece Radyo Televizyon ve Sinema bölümü için anlamsızdır. Diğer taraftan Türkçe ve matematik netleri hem RC hem de MG tahmincileri için anlamlıdır. Akademisyen sayısında en fazla etkiye Gazetecilik bölümü sahipken onu Radyo Televizyon ve Sinema bölümü takip etmektedir. Türkçe netlerinde Türkçe Öğretmenliği ve Türk Dili ve Edebiyatı bölümleri başı çekmektedir. Matematik netlerinde en fazla etkiye Okul Öncesi Öğretmenliği bölümü sahip olmaktadır. Çünkü bu bölüme 2017 itibarıyla artık eşit ağırlık puan türünden değil sözel puan türünden alım yapılmaya başlanmıştır.⁷⁸ Bu yüzden sözel puan türü bölümleri arasında okul öncesi öğretmenliği matematik

⁷⁸ <https://www.hurriyet.com.tr/egitim/okul-oncesi-ve-ozel-egitim-ogretmenligi-hangi-bolumden-alim-yapacak-40328462>

netlerinin başarı sıralamaları üzerinde olumlu etkisi beklenen bir sonuçtur. Diğer bir yandan eşit ağırlık puan türüne ait 7 bölümün heterojen sonuçları aşağıda verilmiştir.

Tablo 3. 13 Eşit Ağırlık Puan Türü ile Öğrenci Alan Bölümler İçin Tesadüfi Katsayılar Modeli ve Ortalama Grup Tahmincisi

	lakd		lkont		ltürkce		lmat	
Bölümler	RC	MG	RC	MG	RC	MG	RC	MG
Hukuk	-0.416***	-0.481***	0.099*	0.161	-2.632***	-2.379*	-3.367***	-3.459***
İktisat	-0.176***	-0.183***	0.239***	0.228***	-1.282***	-1.245***	-0.853***	-0.841***
İşletme	-0.083*	-0.087	0.149***	0.146*	-1.850***	-1.895***	-0.844***	-0.807***
Maliye	-0.195***	-0.176***	0.297***	0.311***	-0.831***	-0.720***	-0.966***	-1.027***
Psikoloji	-0.210***	-0.180*	-0.035	-0.110	-3.209***	-3.338***	-3.017***	-3.085***
Rehberlik ve Psikolojik Danışmanlık	-0.047	-0.043	-0.033	0.021	-2.993***	-3.103***	-2.027***	-2.045***
Sınıf Öğrt.	-0.043	-0.056*	0.075	0.056	-1.796***	-1.702***	-1.217***	-1.192***

***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.10$

Tabloda üniversite giriş sınavında eşit ağırlık puan türüne göre alım yapan bölümler bulunmaktadır. Tesadüfi etkiler modelinde akademisyen sayısı Hukuk, İktisat, İşletme, Maliye, Psikoloji bölümleri için anlamlıyken Rehberlik ve Psikolojik Danışmanlık ve Sınıf Öğretmenliği bölümleri için anlamsızdır. Kontenjan sayısı Hukuk, İktisat, İşletme, Maliye bölümleri için anlamlıdır. Diğer taraftan Türkçe ve matematik netleri hem RC hem de MG tahmincileri için anlamlıdır. Akademisyen sayısında da Hukuk bölümü dikkati çekmektedir. Tablo 3.11'e göre de Hukuk bölümü akademisyen sayısı parametresi anlamlı ve başarı sıralamaları üzerinde olumlu etkiye sahiptir. Son olarak aşağıda sayısal puan türüne ait heterojen tahminci sonuçları yer almaktadır.

**Tablo 3. 14 Sayısal Puan Türü ile Öğrenci Alan Bölümler İçin
Tesadüfi Katsayılar Modeli ve Ortalama Grup Tahmincisi**

	lakd		lkont		ltürkce		lmat	
Bölümler	RC	MG	RC	MG	RC	MG	RC	MG
Bilgisayar Müh.	-0.134***	-0.180**	-0.052	-0.057	-2.657***	-2.516***	-1.693***	-1.717***
Biyoloji	-0.010	-0.008	-0.134***	-0.137***	-1.282***	-0.676***	-0.853***	-0.267***
Elektrik-Elektronik Müh.	-0.063	-0.002	-0.146	0.228	-2.313***	-2.328***	-1.671***	-1.725***
Endüstri Müh.	-0.185***	-0.240**	0.484***	0.737***	-3.017***	-3.085***	-1.340***	-1.325***
Fizik	-0.033	-0.055*	-0.193***	-0.162***	-0.291***	-0.268***	-0.360***	-0.380***
Kimya	-0.006	0.008	-0.067***	-0.071***	-0.690***	-0.726***	-0.358***	-0.354***
Matematik	-0.061**	-0.063**	-0.054	-0.056	-1.050***	-1.061***	-0.863***	-0.854***
Tıp	-0.209***	-0.217**	-0.125	-0.105	-10.815***	-11.134***	-0.216	-0.161

***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.10$

Tabloda üniversite giriş sınavında sayısal puan türüne göre alım yapan bölümler bulunmaktadır. Tesadüfi etkiler modelinde akademisyen sayısı Bilgisayar Mühendisliği, Endüstri Mühendisliği, Matematik ve Tıp bölümleri için anlamlıyken Biyoloji, Elektrik-Elektronik Mühendisliği, Fizik, Kimya bölümleri için anlamsızdır.

Kontenjan sayısında yukarda da değinildiği gibi Fizik, Kimya ve Biyoloji bölümleri için olumlu yönde parametre anlamlılıkları vardır. Matematik netlerinde en çok etkiye sahip Bilgisayar Mühendisliği ve Elektrik-Elektronik Mühendisliği bölümleridir. Tıp bölümünde Türkçe çok belirleyici olmakla birlikte onu Endüstri Mühendisliği bölümü takip etmektedir.

Aşağıda diğer bir boyut olan fakülte boyutuna göre sonuçlar yer almaktadır. Fakülte bazında sonuçlar, heterojen ve birimler arası korelasyonlu çıkmıştır. Bu

sonuçlara ait görünürde ilişkisiz regresyon modeline ait parametre sonuçları ve son satırda yer alan tüm panele ait SUR-MG tahmincisi yer almaktadır.

Tablo 3. 15 Fakültelere Göre Heterojen Modelin Görünürde İlişkisiz Regresyon Tahmin Sonuçları

Fakülteler	lakd	lkont	ltürkce	lmat
Mühendislik	-0.016	-0.374**	-3.273***	-1.330***
Fen Edebiyat	0.557***	-0.302***	-3.046***	0.133
İletişim	-0.308***	0.103	-2.676***	-0.786***
Hukuk	-0.441***	0.308*	-4.422***	-3.368***
İktisadi ve İdari Bilimler	0.045	-0.048	-1.354***	-0.949***
Eğitim	0.019	-0.056	-7.726***	1.207***
Tıp	-0.054	-0.230	-13.287***	-0.088
Panel (SUR-MG)	-0.028	-0.086	-5.112**	-0.740

***: p<0.01, **: p<0.05, *: p<0.10

Tabloda üniversite giriş sınavında fakültelere göre Heterojen Modelin Görünürde İlişkisiz Regresyon Modeli Tahmini bulunmaktadır. SUR model için yapılan ortalama grup tahmincisinde fakülte bazında genel olarak anlamlı olan değişken Türkçe netleridir. Türkçe netlerindeki %1’lik bir artış başarı sıralamalarını %5.11 azaltmaktadır. Diğer yandan fakültelere ayrı ayrı bakıldığında daha detaylı sonuçlar görmek mümkündür. Örneğin Türkçe netlerinin tüm fakülteler için de parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Model sonucuna göre akademisyen sayısı Mühendislik, İktisadi ve İdari Bilimler, Eğitim, Tıp fakülteleri için anlamsızken Fen Edebiyat, İletişim, Hukuk fakülteleri için anlamlıdır. Diğer tablolarda bölüm olarak Hukuk’ta akademisyen sayısı ön plandayken bu tabloda da bu değişkenin parametresinin anlamlı ve en çok etkiye sahip olması beklenen bir sonuçtur. Diğer bir taraftan sözel bölüm tablosunda akademisyen oranında görülen anlamlı etkiler bu tabloda beklenildiği gibi İletişim Fakültesi değişkenine yansımıştır.

Kontenjan sayısı Mühendislik, Hukuk ve Fen Edebiyat fakülteleri için anlamlı diğer fakülteler için anlamsızdır. Fen Edebiyat ve Mühendislik fakültelerinde kontenjan sayısı başarı sıralamaları üzerinde olumlu bir etkiye sahiptir. Bu durumu da öğrencilerin bölüm bazında kontenjanı yüksek olan birkaç başarılı üniversiteleri tercih etmesiyle ilişkilendirmiştik ki beklediğimiz bu sonucu fakülte bazında gözlemlemiş olduk.

Matematik netleri, Fen Edebiyat Fakültesi ve Tıp Fakültesi için anlamsız diğer tüm fakültelerde anlamlıdır. Tıp Fakültesi başarı sıralamaları açısından yüksek bir bölüm olduğundan matematik netinden ziyade Türkçe netindeki artış, adayları diğer adaylar karşısında öne geçirici bir etki doğurmaktadır.

Aşağıda diğer bir boyut olan bölge boyutuna göre sonuçlar yer almaktadır. Bölge bazında sonuçlar, heterojen ve birimler arası korelasyonlu çıktığından dolayı SUR modellerle tahmin edilmiştir. SUR modellerle yapılan tahmin sonuçları ve SUR modeline ait ortalama grup tahminci sonuçları tabloda verilmiştir.

Tablo 3. 16 Bölgelere Göre Heterojen Modelin Görünürde İlişkisz Regresyon Tahmin Sonuçları

Bölgeler	lakd	lkont	ltürkce	lmat
Akdeniz	0.000	-0.226***	-3.791***	-0.259***
Marmara	0.050	-0.146*	-6.352***	0.056
Ege	0.071	0.048	-5.446***	-0.195***
Doğu Anadolu	0.060	-0.047	-4.138***	-0.035
İç Anadolu	0.109	-0.483***	-3.919***	-0.278***
Güneydoğu Anadolu	-0.224***	0.051	-5.890***	0.239***
Karadeniz	0.054	0.235***	-4.878***	0.098
Panel(SUR-MG)	0.017	-0.081	0.297	-0.053

***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.10$

Tabloda üniversite giriş sınavında Bölgelere Göre Heterojen Modelin Görünürde İlişkisz Regresyon Modeli Tahmini bulunmaktadır. SUR model için yapılan ortalama grup tahmincisinde bölge bazında parametreler istatistiksel olarak anlamsızdır. Tablo detaylarına bakıldığında akademisyen sayısı sadece Güneydoğu Anadolu Bölgesi için anlamlıyken diğer bölgeler için anlamsızdır. Yalnızca bu bölgenin anlamlı çıkmasının nedeni bölgede akademisyen istihdamının az olması gösterilebilmektedir. Bu nedenle akademisyen sayısındaki %1'lik artış başarı sıralamalarını Güneydoğu Anadolu Bölgesi'nde %0.22 azaltmaktadır. Kontenjan sayısı Akdeniz, İç Anadolu, Marmara ve Karadeniz bölgeleri için anlamlı diğer bölgeler için anlamsızdır. Matematik netleri Marmara, Doğu Anadolu ve Karadeniz bölgeleri için anlamsız diğer bölgeler için anlamlıdır. Türkçe netleri ise tüm bölgeler için anlamlıdır.

Üniversite boyutuna göre heterojen modelin tesadüfi katsayılar modeli ve ortalama grup tahminci sonuçları aşağıdaki gibidir.

**Tablo 3. 17 Üniversitelere Göre Heterojen Modelin Tesadüfi
Katsayılar Modeli ve Ortalama Grup Tahmincisi**

	lakd		lkont		ltürkce		lmat	
Üniversite	RC	MG	RC	MG	RC	MG	RC	MG
Çukurova Üni.	-0.143*	-0.115	0.060	0.084	-6.884***	-6.919***	0.168**	0.108
Akdeniz Üni.	-0.296***	-0.340***	0.246	0.376	-7.815***	-8.295***	0.208***	0.225
Uludağ Üni.	-0.279***	-0.315**	0.316**	0.393**	-8.010***	-8.272***	0.218***	0.230
Çanakkale On Sekiz Mart Üni.	-0.165**	-0.229*	-0.075	-0.067	-6.874***	-7.013***	0.271***	0.373**
Dokuz Eylül Üni.	-0.161*	-0.180	0.067	0.142	-7.991***	-8.367***	0.259***	0.286
İnönü Üni.	-0.188**	-0.199*	-0.084	-0.112	-5.555***	-5.500***	0.183**	0.206
İstanbul Üni.	0.072	0.067	-0.306	-0.293	-11.731***	-13.331***	0.448***	0.455**
Kocaeli Üni.	-0.121	-0.068	0.004	-0.017	-6.851***	-6.717***	0.160**	0.064
Sakarya Üni.	-0.131*	-0.133	0.105	0.147	-7.083***	-7.228***	0.227***	0.233
Marmara Üni.	-0.071	-0.103	0.003	0.115	-9.769***	-10.653***	0.330***	0.345**
Ankara Üni.	-0.019	-0.021	-0.656***	-0.736***	-7.986***	-8.051***	0.396***	0.531***
Afyon Kocatepe Üni.	0.014	0.344	0.127	0.192	-6.211***	-5.666***	0.174**	0.043
Adıyaman Üni.	-0.102	-0.090	-0.180	-0.294	-5.238***	-5.114***	0.227***	0.275
Atatürk Üni.	-0.107	-0.094	-0.012	-0.024	-5.186***	-5.104***	0.176**	0.171
Aydın Adnan Menderes Üni.	-0.213***	-0.232**	0.106	0.155	-6.990***	-7.185***	0.246***	0.289**
Bartın Üni.	0.124	0.942**	-0.038	-0.160	-4.569***	-3.352***	0.225***	0.425***
Abant İzzet Baysal Üni.	-0.162**	-0.164*	0.095	0.124	-6.287***	-6.327***	0.206***	0.218
Karadeniz Teknik Üni.	-0.325***	-0.348***	0.262***	0.201**	-5.631***	-5.051***	-0.039	-0.183
Bülent Ecevit Üni.	-0.263***	-0.291***	0.208	0.235	-6.181***	-6.274***	0.193**	0.244
Ordu Üni.	-0.227**	-0.385**	0.295	0.975*	-6.475***	-7.331***	0.239***	0.447**
Hatay Mustafa Kemal Üni.	-0.275***	-0.281**	0.016	-0.064	-5.263***	-4.743***	0.082	-0.019
Gaziantep Üni.	-0.139*	-0.164	-0.258	-0.314	-6.671***	-6.742***	0.287***	0.363**
Fırat Üni.	-0.240***	-0.305***	0.100	0.163	-5.738***	-5.988***	0.307***	0.440***
Hacettepe Üni.	0.294***	0.585***	-1.081***	-2.002***	-8.154***	-8.166***	0.446***	0.533**
Selçuk Üni.	-0.236***	-0.236**	-0.086	-0.201	-5.819***	-5.049***	0.032	-0.133

Sivas Cumhuriyet Üni.	-0.229***	-0.241**	0.002	-0.044	-4.547***	-4.372***	0.120	0.116
Dicle Üni.	-0.175**	-0.065	0.039	0.063	-5.868***	-6.090***	0.149**	-0.034
Süleyman Demirel Üni.	-0.171**	-0.155	0.067	0.068	-6.190***	-6.170***	0.176**	0.153
Mersin Üni.	-0.275***	-0.307**	0.042	0.024	-5.885***	-5.783***	0.154**	0.171
Manisa Celal Bayar Üni.	-0.248***	-0.240***	0.252**	0.245	-6.194***	-6.071***	0.107	0.054
Pamukkale Üni.	-0.154*	-0.153	0.037	0.048	-6.580***	-6.626***	0.211***	0.221
Harran Üni.	-0.415***	-0.451***	0.237*	0.189	-4.373***	-3.954***	0.016	-0.028
Siirt Üni.	-0.266**	-0.763	-0.022	-0.335	-5.023***	-4.599***	0.154*	-0.041
Van Yüzüncü Yıl Üni.	-0.220**	-0.207*	0.047	0.037	-5.529***	-5.498***	0.151*	0.136
Erzincan Binali Yıldırım Üni.	-0.266***	-0.311**	-0.008	-0.081	-4.712***	-4.378***	0.169**	0.230
Eskişehir Osmangazi Üni.	-0.248***	-0.261**	0.258	0.371	-7.400***	-7.634***	0.140*	0.039
Kayseri Erciyes Üni.	-0.201***	-0.196*	0.011	0.002	-6.099***	-6.041***	0.169**	0.153

***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.10$

Tabloda üniversitelere göre tesadüfi katsayılar modeli ve ortalama grup tahmincisi sonuçları yer almaktadır. Türkçenin parametresi bütün üniversitelerde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Akademisyen sayısındaki artış etkisi en fazla Harran Üniversitesi için kurulan modelde görülmektedir. Bu üniversitedeki akademisyen sayısındaki %1'lik artış başarı sıralamalarını %0.45 azaltmaktadır. Kontenjan sayısı sadece Ankara'daki üniversitelerde parametre işareti beklenen yönde ve anlamlıdır.

Son olarak aşağıda şehirlere ait tesadüfi katsayılar modeli ve ortalama grup tahminci sonuçları verilecektir.

Tablo 3. 18 Şehirlere Göre Heterojen Modelin Tesadüfi Katsayılar Modeli ve Ortalama Grup Tahmincisi

	lakd		lkont		ltürkce		lmat	
Şehirler	RC	MG	RC	MG	RC	MG	RC	MG
Adana	-0.142*	-0.115	0.061	0.084	-6.864***	-6.919***	0.165**	0.108
Antalya	-0.285***	-0.340***	0.216	0.376	-7.700***	-8.295***	0.205***	0.225
Bursa	-0.267***	-0.315**	0.290**	0.393**	-7.934***	-8.272***	0.219***	0.230
Çanakkale	-0.165**	-0.229*	-0.056	-0.067	-6.854***	-7.013***	0.266***	0.373**
İzmir	-0.163*	-0.180	0.081	0.142	-7.898***	-8.367***	0.252***	0.286
Malatya	-0.189**	-0.199*	-0.071	-0.112	-5.565***	-5.500***	0.180**	0.206
İstanbul	-0.034	-0.018	-0.054	-0.095	-10.820***	-11.720***	0.364***	0.369***
Kocaeli	-0.123	-0.068	0.017	-0.017	-6.828***	-6.717***	0.155**	0.064
Sakarya	-0.128	-0.133	0.103	0.147	-7.039***	-7.228***	0.223***	0.233
Ankara	0.087	0.150	-0.686***	-0.893***	-7.957***	-8.032***	0.393***	0.458***
Afyon	0.020	0.344	0.116	0.192	-6.209***	-5.666***	0.174**	0.043
Adıyaman	-0.109	-0.090	-0.127	-0.294	-5.317***	-5.114***	0.222***	0.275
Erzurum	-0.109	-0.094	-0.010	-0.024	-5.192***	-5.104***	0.176**	0.171
Aydın	-0.212***	-0.232**	0.103	0.155	-6.968***	-7.185***	0.244***	0.289**
Bartın	0.130	0.942**	-0.016	-0.160	-4.572***	-3.352***	0.225***	0.425***
Bolu	-0.161**	-0.164*	0.089	0.124	-6.276***	-6.327***	0.205***	0.218
Trabzon	-0.325***	-0.348***	0.250***	0.201**	-5.603***	-5.051***	-0.041	-0.183
Zonguldak	-0.261***	-0.291***	0.188	0.235	-6.142***	-6.274***	0.193**	0.244
Ordu	-0.212**	-0.385**	0.209	0.975*	-6.427***	-7.331***	0.239***	0.447**
Hatay	-0.276***	-0.281**	0.011	-0.064	-5.244***	-4.743***	0.080	-0.019
Gaziantep	-0.151*	-0.164	-0.195	-0.314	-6.649***	-6.742***	0.276***	0.363**
Elazığ	-0.240***	-0.305***	0.094	0.163	-5.732***	-5.988***	0.306***	0.440***
Konya	-0.237***	-0.236**	-0.081	-0.201	-5.805***	-5.049***	0.028	-0.133
Sivas	-0.230***	-0.241**	0.005	-0.044	-4.540***	-4.372***	0.119	0.116
Diyarbakır	-0.172**	-0.065	0.035	0.063	-5.887***	-6.090***	0.145**	-0.034
Isparta	-0.170**	-0.155	0.065	0.068	-6.182***	-6.170***	0.174**	0.153
Mersin	-0.275***	-0.307**	0.038	0.024	-5.871***	-5.783***	0.152*	0.171
Manisa	-0.244***	-0.240***	0.231**	0.245	-6.168***	-6.071***	0.104	0.054
Denizli	-0.154*	-0.153	0.041	0.048	-6.563***	-6.626***	0.208***	0.221
Şanlıurfa	-0.412***	-0.451***	0.202	0.189	-4.319***	-3.954***	0.011	-0.028
Siirt	-0.258**	-0.763	-0.022	-0.335	-5.043***	-4.599***	0.157**	-0.041

Van	-0.220**	-0.207*	0.040	0.037	-5.535***	-5.498***	0.150*	0.136
Erzincan	-0.270***	-0.311**	-0.007	-0.081	-4.745***	-4.378***	0.170**	0.230
Eskişehir	-0.237***	-0.261**	0.215	0.371	-7.250***	-7.634***	0.136*	0.039
Kayseri	-0.202***	-0.196*	0.014	0.002	-6.093***	-6.041***	0.166**	0.153

***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.10$

Tabloda şehirlere göre tesadüfi katsayılar modeli ve ortalama grup tahmincisi sonuçları yer almaktadır. Bu sonuçlar üniversite sonuçlarıyla paralellik göstermektedir. Tablo incelendiğinde en çok etkiye sahip şehir İstanbul'dur. İstanbul için ortalama grup tahmincisinde Türkçe netlerindeki %1'lik artış başarı sıralamalarını %11.72 azaltmaktadır. Akademisyen sayısındaki artış etkisi en çok Şanlıurfa ilindedir. Bu şehirdeki akademisyen sayısındaki %1'lik artış başarı sıralamalarını %0.45 azaltmaktadır.

Ankara, kontenjan sayısındaki %1'lik artışın başarı sıralamalarını %0.45 azaltmasıyla en çok etkiye sahip olan şehirdir ki bu sonuç da yukarıdaki üniversite sonuçlarıyla tutarlı olmaktadır.

SONUÇ

Büyük ve karmaşık bir veri kümesiyle karşılaşıldığında çok boyutlu panel veri modelleri ile çalışmak analizlere yardımcı olmaktadır. Çok boyutlu panel veri modelleri ile boyutlar, değişkenlerin içerisine yuvalanabilmekte veya ayrı ayrı modellenabilmektedir. Bu modeller sayesinde gözlenemeyen etkilerin modeldeki varlığı analiz edilmektedir.

Çok boyutlu panel veri modelleri tıpkı iki boyutlu modellerde olduğu gibi sabit etkiler ve tesadüfi etkiler tahmincileriyle de test edilebilmektedir. Sabit etkiler modelinde bağımsız değişkenler gözlenemeyen etkilerle ilişkilidir. Çok boyutlu sabit etkiler modelinde gölge değişken testi ve grup içi tahmin yöntemi kullanılmaktadır. Gölge değişkenli en küçük kareler tahmincisi, serbestlik derecesi kaybı ve birim boyutlarının birbiri içerisine yuvalanması sonucu gölge değişkenlerin çoklu doğrusal bağlantı neticesinde modelden düşmesi sebebiyle tercih edilmemektedir. Grup içi tahmin yönteminde ise değişkenler gözlenemeyen etkilerin ortalamalarından arındırılması sonucu gerekli dönüşümler yapılarak model tahmin edilebilmektedir. Öte yandan çok boyutlu panel veri modellerinde diğer bir tahminci tesadüfi etkiler tahmincisidir. Hata teriminin bağımsız değişkenler ile korelasyonsuz olduğu varsayımı altında tesadüfi etkiler tahmincisinde gözlenemeyen etkiler bağımsız değişkenlerle ilişkisizdir. Tesadüfi etkiler tahmincisi, genelleştirilmiş en küçük kareler ve en çok olabilirlik yöntemleriyle tahmin edilebilmektedir. Genelleştirilmiş en küçük kareler tahmin yönteminde hata terimi ile hesaplanan varyans-kovaryans matrisi aracılığıyla gerekli dönüşümler yapılarak bu matris tahmin edilmektedir. Diğer yandan en çok olabilirlik yöntemi, hata terimlerinin normal dağılım göstermesi şartıyla ve varyansların doğrudan hesaplanması kolaylığıyla daha çok tercih eğilimi göstermektedir. Sabit etkiler ve tesadüfi etkiler tahmincilerinin haricinde en son olarak da karma etkiler tahmincisine değinilmektedir. Bu tahmincide ise birim etkiler hem sabit etki hem de tesadüfi etki göstererek modelde yer alabilmektedir. Modelde yer alan gözlenemeyen etkilerin varlığı çeşitli testlerle sınanmaktadır. Bu çalışmada Olabilirlik Oranı (LR) Testi, F Testi ve Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı (LM)

Testi'ne yer verilmektedir. Bu testler çok boyutlu panel veri modellerine de uyarlanmaktadır. Böylelikle modele daha iyi karar verebilmek için hangi etkilerin anlamlı olup olmadığı test edilmektedir. Modelde hangi tahminciyi kullanabilmek adına karar verme aşamasında Hausman Testi ve t Testi kullanılmaktadır. Bu testler de çok boyutlu panel veri modellerine uyarlanabilmektedir. Hausman Testi'nde iki hipotez altında da sabit etkiler tahmincisi ve tesadüfi etkiler tahmincisi tutarlı olmaktadır. Fakat temel hipotez kapsamında tesadüfi etkiler tahmincisi daha etkindir. T Testi'nde ise tahminciler arasındaki fark çok değilse tesadüfi etkiler tahmincisine uygunluk gösterirken tahminciler arasındaki fark sistematikse yani belirli bir ölçüdeyse sabit etkiler tahmincisine uygunluk göstermektedir.

Çok boyutlu panel veri modelleriyle çalışılırken parametre heterojenliği dikkate alınması gerekmektedir. Dikkate alınmadığı takdirde sapmalı tahminlerle karşılaşmak mümkündür. Bu nedenle modeldeki heterojenliği sınamak için çeşitli testler kullanılmaktadır. Bu testler çok boyutlu panel veri modellerine uyarlanmıştır. Daha sonra heterojen çıkan modeller üzerinde birimler arası korelasyon etkisi test edilmesi gerekmektedir. Bu korelasyonu test edebilmek için Breusch-Pagan Lagrange Çarpımı Testi ve Pesaran CD Testi gibi testlere başvurulmaktadır. Çok boyutlu heterojen modellerde ayrı ayrı birim bazında hata terimleri birbirleriyle ilişkili olduğunda birimler arası korelasyon gözlemlenmektedir. Hata terimleri arasında herhangi bir ilişki olmaması durumunda birimler arası korelasyon oluşmamaktadır. Heterojen çok boyutlu panel veri modellerinde tahmin ediciler, birimler arası korelasyon olup olmama durumuna göre ikiye ayrılmaktadır. Birimler arası korelasyon olmadığı durumda ortalama grup tahmincisi ve Swamy'nin tesadüfi etkiler tahmincisine yer verilirken birimler arası korelasyon durumunda ise ortak korelasyonlu etkiler tahmincisi ve görünürde ilişkisiz regresyon tahmincisine yer verilmiştir.

Uygulamada üniversite başarı sıralamaları üzerinde etkili olan faktörler heterojen çok boyutlu panel veri modelleriyle incelenmiştir. Bağımlı değişkeni en çok açıklayıcı olduğu düşünülen akademisyen sayısı, kontenjan sayısı, türkçe netleri ve matematik netleri değişkenleri ele alınmıştır. 2018-2020 yılları arasında yıllık verilerin yer aldığı 1776 birimlik panel veri seti oluşturulmuştur. Birimlerin birbiri içerisine yuvalanmadığı çok boyutlu panel veri modelleriyle analiz gerçekleştirilmiştir. İlk önce

modelde yer alan altı adet gözlenemeyen etkilerin varlıkları test edilmiştir. Altı boyutun hepsinin birlikte anlamlı olması sonucunda altı yönlü çok boyutlu panel veri olduğuna karar verilmiştir. Etkilerin daha sonra sabit ve tesadüfi olduklarına göre sonuçları karşılaştırılmalı olarak verilmiştir.

Daha sonra yapılan homojenlik ve birimler arası korelasyon sınaması sonrasında tüm boyutlar bazında heterojenlik söz konusu olduğu görülmüştür. Birimler arası korelasyon ise sadece fakülte ve bölge boyutunda yer almıştır.

Bölümler bazında yapılan genel heterojen sonuçlara bakıldığında akademisyen sayısında Hukuk bölümü ve Gazetecilik bölümü öne çıkmaktadır. Kontenjan sayısına göre ise en etkili bölümler Fizik, Kimya ve Biyoloji bölümleridir. Türkçe netlerinde Tıp bölümü önemli bir etki yaratırken matematik netlerinde Hukuk ve Psikoloji gibi daha çok sözel bölümlerin etkisi görülmektedir.

Fakülte boyutuna göre heterojen sonuçlar incelendiğinde akademisyen sayısı Fen Edebiyat, İletişim ve Hukuk fakülteleri için anlamlı çıkmaktadır. Diğer taraftan kontenjan sayısında Fen Edebiyat ve Mühendislik fakültelerinin parametreleri, başarı sıralamaları üzerinde olumlu bir etki göstermektedir. Tüm panel sonucuna göre ise Türkçenin etkisi ön planda olmaktadır.

Diğer bir boyut olan bölge boyutu bazında heterojen sonuçlara göre akademisyen sayısında sadece Güneydoğu Anadolu Bölgesi anlamlı çıkmıştır. Kontenjan sayısında Akdeniz, Marmara, İç Anadolu ve Karadeniz bölgeleri anlamlı çıkmıştır. Türkçe netleri tüm bölgelerde anlamliken matematik netlerinde Marmara, Doğu Anadolu ve Karadeniz bölgeleri anlamsız diğer bölgeler anlamlı çıkmıştır.

Üniversite boyutuna göre heterojen model sonuçlarında Türkçe netleri bütün üniversitelerin parametreleri için istatistiksel olarak anlamlıdır. Akademisyen sayısındaki artış en çok Harran Üniversitesi'nde etkiliyken kontenjan sayısı sadece Ankara'daki Hacettepe Üniversitesi ve Ankara Üniversitesi'nde ön plandadır.

Son olarak şehir boyutu sonuçlarına göre Türkçe netlerinde en büyük etkiye sahip il İstanbul'dur. Akademisyen sayısında Şanlıurfa ve kontenjan sayısında ise Ankara en önemli etkilere sahip illerdir.

Analize literatürde çoğunlukla yer alan akademisyen sayısı kontenjan sayısı gibi değişkenlerin yanısıra Türkçe netleri ve matematik netlerinin de eklenmesi özgün bir sonucun ortaya çıkmasını desteklemiştir. Genellikle bu değişkenlerin parametreleri anlamlı çıkmakla birlikte işaretleri beklenen yönde gerçekleşmiştir. Bağımsız değişkenlerde meydana gelen artışlar bağımlı değişken olan başarı sıralamalarını azaltmıştır.

Diğer bir yandan literatürde genellikle taban puanlar ile çokça çalışma yapılırken bu çalışmada başarı sıralamalarının kullanılmış olması ön plana çıkmaktadır. Bunun kullanılmış olmasının nedeni ise geçmiş bölümlerde değinildiği gibi üniversiteye girişte adayların taban puanlarına göre değil başarı sıralamalarına göre yerleştirilmiş olmasıdır. Öte yandan diğer çalışmalardan farklı olarak model çok boyutlu panel veri analizi ile tahmin edilmiştir. Böylece genel sonuçların yanında birim bazında da ayrı ayrı boyutların etkisinin görülebildiği tahminler yapılmıştır. Başarı sıralamaları üzerinde seçilen bu değişkenlerin etkili olacağı hipotezi heterojen çok boyutlu panel veri analizi aracılığıyla da tutarlı sonuçlarla desteklenmiştir.

KAYNAKÇA

- 2020 YKS: <https://www.osym.gov.tr/TR,19424/2020-yks-sinav-sonuclarina-iliskin-sayisal-bilgiler.html> adresinden alındı
- Amemiya, Y. : **“ON MULTIVARIATE MIXED MODEL ANALYSIS”**, IMS Lecture Notes-Monograph Series, 1994, C:24, s. 84.
- Antweiler, W. : **“Nested random effects estimation in unbalanced panel data”**, Journal of Econometrics, 2001, s. 295-313.
- Baier L. S. ; Bergstrand H. J. : **“Do free trade agreements actually increase members’ international trade?”**, Journal of International Economics, 2007, s. 92.
- Balazsi, L. ; Matyas, L. ; Wansbeek, T. : **“The estimation of multidimensional fixed effects panel data models”**, Econometrics Reviews, 2018, C:37 No: 3, s. 212-227.
- Balazsi, L. ; Matyas, L. ; Wansbeek, T. : **“The Estimation of Multidimensional Fixed Effects Panel Data Models”**, Econometric Reviews, 2015, s. 4.
- Baldwin, R. ; Taglioni, D. : **“Gravity for Dummies and Dummies for Gravity Equations”**, NBER Working Paper, 2006, No: 12516. s. 1.
- Baltagi, B. : **“Econometric Analysis of Panel Data”**, John Wiley & Sons, 2005.
- Baltagi, B. ; Egger, P. ; Pfaffermayr, M. : **“Panel Data Gravity Models of International Trade”**, CESifo Working Paper, 2014, No: 4616, s. 3.
- Baltagi, B., Song, S. ; Jung, B. : **“The unbalanced nested error component regression model”**, Journal of Econometrics , 2001, s. 357-381.

- Baltagi, B., Song, S. ; **“SIMPLE LM TESTS FOR THE UNBALANCED NESTED ERROR COMPONENT REGRESSION MODEL”**, Econometric Reviews, 2002, s. 168.
- Jung, B. :
- Bölükbaşı, Ö. : **Çok Boyutlu Panel Veri Modelleri: Firma Karakteristiklerinin Sermaye Yapısı Üzerindeki Etkilerinin İncelenmesi**, Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Doktora Tezi, 2018.
- Cambridge Sözlük <https://dictionary.cambridge.org/>
- Coakley, J. ; Fuertes, A.-M. ; Smith, R. : **“A Principal Components Approach to Cross-Section Dependence in Panels”**, Birkbeck College Discussion Paper, 2002.
- Davis, P. : **“Estimating multi-way error components models with unbalanced data structures”**, Journal of Econometrics, 2002, s. 67.
- Egger, P. ; Pfaffermayr, M. : **“The proper panel econometric specification of the gravity equation: A three-way model with bilateral interaction effects”**, 2003, Empirical Economics , s. 578.
- Federkeil, G. : **“Rankings and Quality Assurance in Higher Education”**, Higher Education in Europe, 2008, s. 219.
- Fuller, W. ; Battese, G. : **“Transformations for Estimation of Linear Models with Nested-Error Structure”**, Journal of The American Statistical Association, 1973, s. 626.
- Gujarati, D. : **“Örneklerle Ekonometri”**, BB101 Yayınları, 2016.
- Gujarati, D. ; Porter, D. : **“Temel Ekonometri”**, İstanbul, Literatür Yayınları, 2012.
- Gül, H. ; Yerdelen Tatoğlu, F. : **“Turizm Modelinin Panel Çekim Modeli İle Analizi”**, Turizm Akademik Dergisi, 2019, s. 49-60.

- Güneş, E. ; Kabaday1, B. : **“Türkiye Turizm Talebini Açıklamaya Yönelik Bir Panel Çekim Modeli Analizi”**, Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 2015, s. 43.
- Hausman, J. : **“SPECIFICATION TESTS IN ECONOMETRICS”**, THE ECONOMETRICS SOCIETY, 1978, No :185.
- Hoyos, R. E. De ; Sarafidis, V. : **“Testing for cross-sectional dependence in panel-data models”**, The Stata Journal, 2006, C:6, N:4, s. 482-496.
- Hsiao, C. ; Pesaran, M. : **“Random Coefficient Panel Data Models”**, IZA Discussion Paper, 2004, No: 1236, s. 11.
- Hsiao, C. ; Pesaran, M. ; Tahmiscioglu, A. : **“Bayes Estimation of Short-Run Coefficients in Dynamic Panel Data Models”**, Cambridge Working Papers in Economics, 1999.
- Hürriyet Gazetesi : <https://www.hurriyet.com.tr/egitim/okul-oncesi-ve-ozel-egitim-ogretmenligi-hangi-bolumden-alim-yapacak-40328462>
- Işık N. ; Yıldırım M. : **“Uluslararası Portföy Akımlarının Çekim Modeli ile Analizi: Türkiye Örneği”**, Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 2017, C: 35, No: 2, s. 50.
- Karagöz, K. : **“Göç-Ticaret İlişkisi Panel Çekim Modeli”**, Sosyo Ekonomi, 2011, s. 66.
- MADDALA, G. ; TROST, R. ; Li, H. ; JOUTZ, F. : **“Estimation of Short-Run and Long-Run Elasticities of Energy Demand From Panel Data Using Shrinkage Estimators”**, Journal of Business & Economic Statistics, 1997, s. 90-100.
- Matyas, L. : **“THE ECONOMETRICS OF MULTI-DIMENSIONAL PANELS”**, Springer, 2017.

- Öncel, M. : **“Üniversitelerin Başarı Sıralamalarında Metodolojik Problemler: Metodolojik Eleştirilere Yönelik Bir Literatür Taraması”**, Alanya Akademik Bakış Dergisi, 2017, s. 14-26.
- ÖSYM : **“2020 Yks Değerlendirme Raporu”**, 2020.
- Pesaran, M. : **“General diagnostic tests for cross section dependence in panels”**, CESifo Working Paper, 2004, No: 1229, s. 6.
- Pesaran, M. : **“Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels With A Multifactor Error Structure”**, Econometrica, 2006, s. 967-1012.
- Pesaran, M. ; Smith, R. : **“Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels”**, Journal of Econometrics, 1995, s. 79-113.
- Pesaran, M. ; Yamagata, T. : **“Testing slope homogeneity in large panels”**, Journal of Econometrics, 2007, s. 5.
- Pesaran, M. ; Yamagata, T. : **“Testing slope homogeneity in large panels”**, Journal of Econometrics, 2008, s. 6.
- Robertson, D. ; Symons, J. : **“Factor Residuals in SUR Regressions: Estimating Panels Allowing for Cross Sectional Correlation”**, Faculty of Economics, University of Cambridge, 2000, s. 17.
- Saka, Y. ; Yaman, S. : **“Üniversite Sıralama Sistemleri; Kriterler ve Yapılan Eleştiriler”**, Yükseköğretim ve Bilim Dergisi, 2011, s. 72-79.
- Savaş, E. ; Baykal, A. : **“Üniversitelerin Sıradüzeni ve Sıralama Ölçütlerinin Ağırlıkları”**, Uluslararası Yükseköğretim Kongresi: Yeni Yönelişler ve Sorunlar, 2011, s. 2458-2464.

- Swamy, P.A.V.B. : **“Lecture Notes in Operations Research and Mathematical Systems”**, New York, Springer, 1971.
- Tatlıcı, Ö. ; Kızıltan, A. : **“ÇEKİM MODELİ: TÜRKİYE’NİN İHRACATI ÜZERİNE BİR UYGULAMA”**, Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi, 2011, s. 287.
- Taylor, P. ; Braddock, R. : **“International University Ranking Systems and the Idea of University Excellence”**, Journal of Higher Education Policy and Management, 2007, s. 259.
- Türk Dil Kurumu : Türk Dil Kurumu: <https://sozluk.gov.tr/> adresinden alındı.
- Wald, A. : **“Contributions to the Theory of Statistical Estimation and Testing Hypotheses”**, The Institute of Mathematical Statistics , 1939, s. 299-326.
- Wallace, T. , Hussain, A. : **“The use of error components models in combining cross section with time series data”**, Journal of The Econometrics Society, 1969, s. 56.
- Yerdelen Tatoğlu, F. : **“Panel Veri Ekonometrisi”**, İstanbul, Beta Yayınevi, 2016.
- Yerdelen Tatoğlu, F. : **“Üç Boyutlu Sabit ve Tesadüfi Etkili Panel Veri Modellerinin Tahmini İçin Çeşitli Yaklaşımlar”**, Eurasian Econometrics, Statistics & Empirical Economics Journal, 2016, s. 60-70.
- Yerdelen Tatoğlu, F. : **“Avrupa Ülkelerinde Okun Yasasının Çok Boyutlu Panel Veri Modelleri ile Analizi”**, Yönetim ve Çalışma Dergisi, 2017, s. 43-56.
- Yerdelen Tatoğlu, F. : **“İLERİ PANEL VERİ ANALİZİ”**, İSTANBUL, BETA, 2018.

Yerdelen Tatoğlu, F. ; “Heterogenous Multi-Dimensional Panel Data Models:
İçen H. : Okun's Law for NUTS2 Level in Europe”, **Selected
Topics in Applied Econometrics**, Ed. by. Ebru
Çağlayan Akay, Özge Korkmaz, 2019, s. 33.

Zellner, A. : **“An Efficient Method of Estimating Seemingly
Unrelated Regressions and Tests For Aggregation
Bias”**, American Statistical Association, 1962, s. 348-
368.

Zellner, A. ; Huang **“Further Properties of Efficient Estimators for
David S. : Seemingly Unrelated Regression Equations”**,
International Economic Review, 1962, s. 301.