

T.C.
İstanbul Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü
Ekonometri Anabilim Dalı

Yüksek Lisans Tezi

**PANEL VERİ MODELLERİNDE PARAMETRE HOMOJENLİK
TESTLERİNİN PERFORMANSLARININ KARŞILAŞTIRILMASI VE RİSK
İLE GETİRİ ORANI ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ**

Halil İbrahim GÜNDÜZ
2501111396

Tez Danışmanı
Prof. Dr. Nilgün ÇİL YAVUZ

İSTANBUL, 2014



Y Ü K S E K L İ S A N S
T E Z O N A Y I

ÖĞRENCİNİN

Adı ve Soyadı : HALİL İBRAHİM GÜNDÜZ Numarası : 2501111369
Anabilim/Bilim Dalı : EKONOMETRİ Danışman : PROF. DR. NİLGÜN ÇİL YAVUZ
Tez Savunma Tarih : 14.07.2014 Saati :10:30
Tez Başlığı : "PANEL VERİ MODELLERİNDE PARAMETRE HOMOJENLİK
TESTLERİNİN PERFORMANSLARININ KARŞILAŞTIRILMASI VE RİSK İLE GETİRİ ORANI
ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ"

TEZ SAVUNMA SINAVI, Lisansüstü Öğretim Yönetmeliği'nin 36. Maddesi uyarınca yapılmış, sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin KABULÜ'NE OYBİRLİĞİ / ~~OYÇOKLUĞUYLA~~ karar verilmiştir.

JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATI (KABUL / RED / DÜZELTME)
1- PROF. DR. AHMET M. GÖKÇEN		Kabul
2- PROF. DR. SELAHATTİN GÜRİŞ		Kabul
3- PROF. DR. NİLGÜN ÇİL YAVUZ		Kabul
4- DOÇ. DR. FERDA YERDELEN TATOĞLU		Kabul
5- DOÇ. DR. BURCU KIRAN		Kabul

YEDEK JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATI (KABUL / RED / DÜZELTME)
1- DOÇ. DR. MAHMUT ZORTUK		
2- YRD. DOÇ. DR. ÖZLEM GÖKTAŞ		

PANEL VERİ MODELLERİNDE PARAMETRE HOMOJENLİK TESTLERİNİN PERFORMANSLARININ KARŞILAŞTIRILMASI VE RİSK İLE GETİRİ ORANI ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ

Halil İbrahim GÜNDÜZ

ÖZ

Panel veri modelleri, iktisadi ilişkilerin analiz edilmesinde yaygın olarak kullanılmakta ve modelde yer alan parametrelerin homojen ya da heterojen varsayılmasına bağlı olarak sınıflandırılabilir. Homojen panel veri modelleri parametreler sabit kabul edilerek havuzlanmış model kapsamında ele alınmakta; heterojen durumda ise parametreler birimlere ve/veya zamana göre değişmektedir. Panel veri modellerinin havuzlanıp havuzlanmayacağına hangi durumlar ve koşullar altında karar verileceğinde, bir takım istatistiki analizlere ihtiyaç duyulmaktadır. Bu kapsamda, literatürde parametre homojenliğini sınavan çeşitli testler türetilmiş ve bu testler üç ayrı başlık altında ele alınmıştır. Bu çalışmada, homojenlik testlerinin performanslarının karşılaştırılmasında Monte Carlo simülasyon tekniklerinden yararlanılmış ve neticede III. tür testlerin daha iyi sonuç verdiği görülmüştür. Bunun yanı sıra, bütün testlerin istatistiki olarak eksik yönleri tespit edilmiştir. Bu noktada, alternatif bir çözüm olarak testlerin bootstrap versiyonları üretilmiş ve performans analizine dahil edilmiştir. Ancak simülasyon çalışmasında, bootstrap yöntemiyle elde edilen istatistiki sonuçlar bir noktaya kadar düzelmiştir. Monte Carlo simülasyon çalışmasına ek olarak, homojenlik testleri ve bootstrap versiyonları kullanılarak Borsa İstanbul'da işlem gören Mali sektöre ve alt sektörlerine ait varlıkların risk ve beklenen getiri ilişkisi farklı zaman boyutları ele alınarak birçok veri seti için incelenmiştir. Yapılan uygulamalı çalışma, simülasyon çalışmasıyla tutarlı sonuçlar vermiştir.

Anahtar Kelimeler: Panel Veri Modelleri, Homojenlik Testleri, Monte Carlo, Bootstrap

**COMPARING THE PERFORMANCE OF PARAMETER HOMOGENEITY
TESTS IN THE PANEL DATA MODELS AND ANALYSING OF THE
RELATIONSHIP BETWEEN RISK WITH RATE OF RETURN**

Halil İbrahim GÜNDÜZ

ABSTRACT

Panel data models have been widely used in analyzing of economic relationship and could be classified depending upon assuming homogeneity or heterogeneity of parameters which are involved in a model. Once parameters are assumed to be constant, the homogeneous panel models have been examined as part of pool model; however, in heterogeneous case parameters are changed across regions and/or across time. Whether to pool the model or not naturally arises under which circumstances and conditions make decision concerning have been needed statistical analysis. Within this framework, various tests proving parameters homogeneity were developed in literature and these tests are discussed under three separate topics. Comparing the performances of the homogeneity tests (size and power of a test) are benefited from Monte Carlo experiments. The Monte Carlo evidence shows that third type tests are better than other type test for all combinations of N and T in the case of panels with exogenous regressor. Otherwise, disadvantages of the whole tests are determined in terms of statistically. Thereby, as an alternative methods, bootstrap versions of the whole tests are developed and included in Monte Carlo experiments. Thus, employing the original test statistics with bootstrapped critical values leads to much more accurate inference in performance. From the simulation study, however, we will obtain anomalies into the finite statistical properties of these bootstrap counterparts. In addition to Monte Carlo experiments, using homogeneity tests and bootstrap counterparts in the case of risk and the expected rates of return relationship in Borsa-İstanbul are examined for all combinations of various sample sets. In the analysing of the relationship between risk and expected return when faced with the choice the most plausible model, it is

possible to give blank recommendations that the homogeneity tests with bootstrap critical values are worth considering.

Key Words: Panel Data Models, Homogeneity Tests, Monte Carlo, Bootstrap

ÖNSÖZ

Günümüzde gerek teorik gerekse uygulamalı pek çok çalışmada panel veri modellerinden yaygın bir şekilde faydalanılmakta, araştırmacılar ve politika yapıcılar için önem arz eden çıkarımlar elde edilmektedir.

Bu çalışmada, literatürde yer edinmiş çeşitli panel veri modelleri arasında karar verilebilmesi için kullanılan parametre homojenlik testleri incelenmiştir. Önce panel veri modelleri ayrı ayrı incelenmiş, daha sonra parametre homojenlik testlerinin performansları Monte Carlo simülasyon çalışması ile karşılaştırılmıştır. Ekonometri literatüründe sıkça kullanılmakta olan bootstrap yöntemi de Monte Carlo çalışmasına eklenmiş, parametre homojenlik testlerinin bootstrap versiyonlarında performans karşılaştırmasına dahil edilmiştir. Bunun yanı sıra, risk ile getiri oranı arasındaki ilişkinin analizinde kurulacak olan uygun panel veri modelinin belirlenmesi aşamasında, parametre homojenlik testlerinden ve bootstrap versiyonlarından faydalanılmıştır.

Bu tez çalışmasının yapılmasında destekleri ve yardımlarıyla katkıda bulunan danışman hocam Prof. Dr. Nilgün ÇİL YAVUZ'a, tezin değerlendirilmesinde tavsiyeleriyle destek olan hocam Doç. Dr. Ferda YERDELEN TATOĞLU'na, çalışmada kullanılan kodların yazılmasında destek olan hocam Dr. Furkan EMİRMAHMUTOĞLU'na, çalışmanın uygulama kısmında katkı ve görüşlerinden dolayı hocam Yrd. Doç. Dr. Mehmet Sabri TOPAK'a teşekkürlerimi sunarım. Çalışmalarım süresince desteklerini esirgemeyen aileme de teşekkürü bir borç bilirim.

İÇİNDEKİLER

ÖZ.....	III
ABSTRACT.....	IV
ÖNSÖZ.....	VI
TABLolar VE ŞEKİLLER CETVELİ	X
KISALTMALAR LİSTESİ.....	XII
GİRİŞ	1

1. BÖLÜM

DOĞRUSAL PANEL VERİ MODELLERİ

1.1. Homojen Panel Veri Modelleri	4
1.2. Heterojen Panel Veri Modelleri	6
1.2.1. Sabit Parametresi Heterojen Modeller	6
1.2.1.1. Tek Yönlü Modeller.....	7
1.2.1.1.1. Birim Etkiler Modeli.....	7
1.2.1.1.1.1. Sabit Etkiler Modeli ve Tahmin Yöntemleri.....	8
1.2.1.1.1.2. Tesadüfi Etkiler Modeli ve Tahmin Yöntemleri.....	12
1.2.1.1.2. Zaman Etkiler Modeli	18
1.2.1.2. Çift Yönlü Modeller.....	22
1.2.1.2.1. Sabit Etkiler Modeli ve Tahmin Yöntemleri.....	23
1.2.1.2.2. Tesadüfi Etkiler Modeli ve Tahmin Yöntemleri.....	26
1.2.2. Tüm Parametreleri Heterojen Modeller	32
1.2.2.1. Tek Yönlü Modeller.....	32
1.2.2.1.1. Swamy Tesadüfi Katsayılar Modeli.....	33
1.2.2.1.2. Görünürde İlişkisiz Regresyon Modeli	36

1.2.2.2. Çift Yönlü Modeller.....	39
1.2.2.2.1. Hsiao Tesadüfi Katsayılar Modeli	39
1.3. Panel Veri Modellerinde Temel Varsayımlardan Sapmalar	42
1.3.1. İçsellik	42
1.3.2. Heteroskedasite	44
1.3.3. Otokorelasyon	46
1.3.4. Birimlerarası Korelasyon	48

2. BÖLÜM

PANEL VERİ MODELLERİNDE PARAMETRE HOMOJENLİK TESTLERİ VE MONTE CARLO SİMÜLASYON TEKNİĞİ KULLANILARAK KARŞILAŞTIRILMASI

2.1. Panel Veri Modellerinde Homojenlik Testleri.....	51
2.1.1. Birinci Tür Testler.....	51
2.1.1.1. Klasik F Testi	52
2.1.1.2. Klasik Wald Testi.....	55
2.1.1.3. Genelleştirilmiş F Testi	55
2.1.1.4. Genelleştirilmiş Wald Testi	57
2.1.2. İkinci Tür Testler.....	58
2.1.2.1. Pesaran, Smith ve Im'ın Hausman Tipi Testi	58
2.1.3. Üçüncü Tür Testler	63
2.1.3.1. Swamy (S) Testleri.....	63
2.1.3.2. Pesaran ve Yamagata (Δ) Testleri	65
2.2. Parametre Homojenliği Testlerinin Karşılaştırılmasında Monte Carlo Simülasyon ve Bootstrap Yöntemi	74
2.2.1. Monte Carlo Simülasyon Yöntemi ve Aşamaları	74
2.2.1.1. Hata Teriminin Üretilmesi	75

2.2.1.2. Veri Üretim Süreci	78
2.2.2. Bootstrap Yöntemi	79
2.2.3. Simülasyon Sonuçları.....	81
2.2.4. Sonuçların Değerlendirilmesi.....	107

3. BÖLÜM

RİSK VE BEKLENEN GETİRİ ORANI ARASINDAKİ İLİŞKİNİN PARAMETRE HOMOJENLİK TESTLERİ ÇERÇEVESİNDE ANALİZİ

3.1. Risk Ve Beklenen Getiri Oranı Arasındaki İlişki	109
3.2. Değişkenlerin Seçimi ve Veri Setlerinin Oluşturulması	116
3.3. Homojenlik Testi Sonuçları	118
SONUÇ.....	136
KAYNAKÇA	139
EK.....	144

TABLolar VE ŐEKİLLER CETVELİ

Tablo 2.1. Düşük Őiddetli Birimlerarası Korelasyon Katsayıları	77
Tablo 2.2. Orta Őiddetli Birimlerarası Korelasyon Katsayıları.....	78
Tablo 2.3. Yüksek Őiddetli Birimlerarası Korelasyon Katsayıları.....	78
Tablo 2.4. Klasik F Testi Sonuçları	82
Tablo 2.5. Klasik Wald Testi Sonuçları.....	84
Tablo 2.6. Genelleştirilmiş F Testi Sonuçları	86
Tablo 2.7. Genelleştirilmiş Wald Testi Sonuçları.....	88
Tablo 2.8. Hausman (H) Testi Sonuçları	90
Tablo 2.9. Swamy (\hat{S}) Testi Sonuçları.....	93
Tablo 2.10. Swamy (\tilde{S}) Testi Sonuçları.....	95
Tablo 2.11. Pesaran ve Yamagata ($\hat{\Delta}$) Testi Sonuçları.....	97
Tablo 2.12. Pesaran ve Yamagata ($\tilde{\Delta}$) Testi Sonuçları.....	100
Tablo 2.13. Pesaran ve Yamagata ($\hat{\Delta}_{adj}$) Testi Sonuçları	104
Tablo 2.14. Pesaran ve Yamagata ($\tilde{\Delta}_{adj}$) Testi Sonuçları	106
Tablo 3.1. BİST-MALİ için I. ve II. Tür Testlerin Sonuçları	119
Tablo 3.2. BİST-MALİ için III. Tür Testlerin Sonuçları.....	121
Tablo 3.3. BİST-BANK için I. ve II. Tür Testlerin Sonuçları.....	123
Tablo 3.4. BİST-BANK için III. Tür Testlerin Sonuçları.....	124
Tablo 3.5. BİST-FINK için I. ve II. Tür Testlerin Sonuçları.....	126
Tablo 3.6. BİST-FINK için III. Tür Testlerin Sonuçları.....	127
Tablo 3.7. BİST-GMYO için I. ve II. Tür Testlerin Sonuçları	128
Tablo 3.8. BİST-GMYO için III. Tür Testlerin Sonuçları.....	129
Tablo 3.9. BİST-HOLD için I. ve II. Tür Testlerin Sonuçları	130
Tablo 3.10. BİST-HOLD için III. Tür Testlerin Sonuçları	131
Tablo 3.11. BİST-SGRT için I. ve II. Tür Testlerin Sonuçları	133

Tablo 3.12. BİST-SGRT için III. Tür Testlerin Sonuçları.....	135
Şekil 3.1. Finansal Varlıkları Fiyatlama Doğrusu.....	114

KISALTMALAR LİSTESİ

ASE	: Ağırlıklı Sabit Etkiler Tahmincisi
AVar	: Asimptotik Varyans
EÇB	: En Çok Benzerlik
EKK	: En Küçük Kareler
ENKST	: En Norm Karesel Sapmasız Tahminci
EGEKK	: Esnek Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
GEKK	: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
GDEKK	: Gölge Değişkenli En Küçük Kareler
GİR	: Görünürde İlişkisiz Regresyon
GİT	: Grup İçi Tahminci
FVFD	: Finansal Varlıkları Fiyatlama Doğrusu
FVFM	: Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli
KDRM	: Klasik Doğrusal Regresyon Modeli
OGT	: Ortalama Grup Tahmincisi
SE	: Sabit Etkiler
IIDN	: Bağımsız ve Özdeş Normal Dağılım (Independent and Identically Normal Distribution)
IIDU	: Bağımsız ve Özdeş Tekdüze Dağılım (Independent and Identically Uniform Distribution)
TKM	: Tesadüfi Katsayılar Modeli

GİRİŞ

Ekonometrik analizlerde panel veri kullanımının yaygınlaşması ile beraber, birim ve/veya zaman boyutu için davranışsal farklılıklara izin veren çeşitli panel veri modellerinin kurulduğu görülmektedir. Bu davranışsal farklılıklar, sadece sabit parametrede ifade edilebildiği gibi sıklıkla eğim parametrelerini de etkileyebilmektedir. Sabit ve eğim parametrelerinin değiştiği modeller, heterojen paneller adı altında literatürde yer edinmiştir.

Bu çalışmada öncelikle, homojen ve heterojen panel veri modellerinin varsayımları ve tahmin teknikleri detayları ile ele alınacaktır. Bu noktada, yapılan çalışmaya uygun modelin belirlenmesi gerekliliği ortaya çıkmaktadır. Literatür incelendiğinde en temel belirlemenin çeşitli önsel varsayımlarla yapıldığı ya da sadece sabit parametrenin homojen olup olmadığının testi ile yetinildiği görülmektedir. Bu yaklaşım, yapılan çalışmaya uygun modeli tam belirleyemeyeceği için hem birçok ekonometrik problemi beraberinde getirmekte hem de yapılan iktisadi yorumlara güvenilmesinde sıkıntı yaratmaktadır. Bu nedenle, önsel tercihlere ilave olarak detaylı ekonometrik testlerle desteklenmiş modelin kullanılması daha uygun olmaktadır. Bu noktada da literatürde yer alan çeşitli testlerden hangisine, hangi koşullar altında güvenileceği hakkında fikir birliği sağlanamamıştır, şöyle ki bazen testler birbirlerini desteklememekte, birbirlerinden farklı sonuçlar vermektedir. Bu boşluğu doldurmak amacıyla bu çalışmada, parametre homojenlik testleri detayları ile incelenecek ve Monte Carlo simülasyon teknikleri kullanılarak çeşitli ekonometrik durumlar için homojenlik testlerinin performansları istatistiki kriterler yardımıyla analiz edilecektir.

Birinci bölümde; panel veri modelleri, tahmin yöntemleri, varsayımları ve bu varsayımlardan sapmalar ayrıntılarıyla incelenecektir.

İkinci bölümde; literatürde yer alan homojenlik testleri detaylı olarak incelenecektir. Bu bölümde parametre homojenlik testlerinin bootstrap versiyonları üretilecek, daha sonra Monte Carlo simülasyon teknikleriyle homojenlik testlerinin

performansları birinci bölümde incelenen varsayımdan sapmalar durumunda ele alınacaktır.

Üçüncü bölüm; Borsa-İstanbul'da işlem gören mali sektöre ve alt sektörlerine ait hisse senetlerinin riski ile beklenen getiri oranları arasındaki ilişkiyi ifade edebilecek uygun modelin karar verilebilmesine ayrılmıştır. Bu çerçevede, farklı birim boyutu (Mali sektör ve 5 adet alt sektör) ve farklı zaman boyutu (aylık, üç aylık ve yıllık) olmak üzere elde edilebilecek birçok veri seti için parametre homojenlik testleri ve bootstrap versiyonlarının performansları incelenecek, 2. bölümde elde edilen sonuçlarla kıyaslama yapılarak her bir sektör için farklı zaman dönemlerinde parametre homojenliği test edilecektir.

1. BÖLÜM

DOĞRUSAL PANEL VERİ MODELLERİ

Panel veri, hane halkları, ülkeler, firmalar gibi birimlere ait yatay kesit gözlemlerin, bir zaman aralığı içerisinde birleştirilmesi olarak tanımlanmaktadır¹. İktisadi ve sosyal ilişkilerin analizinde hem birim hem de zaman boyutuna sahip panel verinin kullanılması, bir birimin dönemlere ait bilgi içeren zaman serisi verisi ve birçok birimin sadece bir dönem bilgisini içeren yatay kesit verisi kullanılmasına nazaran daha fazla bilgi sağlamaktadır. Bu noktada, birim ve/veya zaman boyutuna göre davranışsal farklılıklara yeterince imkan veren uygun panel veri modelinin belirlenmesi önemli bir problem olarak karşımıza çıkmaktadır². Bu problemten hareketle panel veriler kullanılarak oluşturulabilecek en genel model aşağıdaki gibidir;

$$Y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^K \beta_{kit} X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (1.1)$$

burada alt indis $i=1, \dots, N$ birey, hane halkı, firma, şehir ve ülke gibi yatay kesit birimleri ve $t=1, \dots, T$ zaman boyutunu ifade etmektedir. Y_{it} , bağımlı değişkenin i . birimin t . zamanında almış olduğu değeri ve X_{kit} , stokastik olmayan bağımsız değişkenlerin i . birimin t . zamanında almış olduğu değeri göstermektedir. k , model içerisindeki bağımsız değişken sayısıdır. Stokastik terim ε_{it} 'nin tüm zaman dönemlerinde ve tüm birimler için ortalaması sıfır ($E(\varepsilon_{it})=0$), sabit varyanslı ($E(\varepsilon_{it}^2)=\sigma^2$) bağımsız ve özdeş bir şekilde normal dağıldığı varsayılmaktadır. β_{1it} ve β_{kit} , bilinmeyen parametreler olup, en genel durum göz önüne alınarak alt indislerin gösterdiği şekilde birim ve zaman boyutları için farklı değerler alabilmektedirler. Bir

¹ Badi H. Baltagi, **Econometric Analysis of Panel Data**, 3. bs, Chichester, John Wiley & Sons Ltd, 2005, s. 1.

² George G. Judge v.d., **Theory and Practice of Econometrics**, 2. bs, ABD, John Wiley & Sons Ltd, 1984, s. 515.

başka ifade ile, birim ve zaman boyutuna göre sabit ve eğim parametreleri homojen ya da heterojen olabilmekte ve bu durumları temsil edebilecek tüm mümkün modeller EK Tablo-1’de sunulmaktadır. Literatürde yaygın olarak kullanılan panel veri modelleri incelendiğinde, parametrelerin birim ve/veya zamana göre değer almasına bağlı olarak (1.1) numaralı denklemde gösterilen en genel modeldeki β_{kit} parametrelerine ilişkin olarak katı varsayımların yapıldığı görülmektedir.

Çalışmanın bu bölümünde, doğrusal panel veri modelleri ve bu modeller ile ilgili yapılan temel varsayımlar hakkında genel bilgiler verilecektir. (1.1) numaralı regresyon modelinde yer alan β_{kit} parametreleriyle ilgili yapılan varsayımlar göz önüne alınarak, doğrusal panel veri modelleri homojen ve heterojen panel veri modelleri isimleri ile sınıflandırılacaktır.

1.1. Homojen Panel Veri Modelleri

Homojen panel veri modelleri, hem sabit hem de eğim parametrelerinin birimlere ve zamana göre sabit kabul edildiği modellerdir, klasik model olarak da adlandırılmaktadır. Daha açık bir ifade ile bu modellerde birimlerin kendilerine özgü özelliklerinin ya da zaman boyutunun etkisinin olmadığı varsayılmaktadır. Bu varsayımların (1.1) numaralı eşitlikte verilmiş olan genel regresyon modeline uygulanmasıyla homojen panel veri modeli,

$$Y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (1.2)$$

şeklinde ifade edilmekte ve matris notasyonu yardımıyla ise,

$$Y_{it} = X_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad i=1, \dots, N \text{ ve } t=1, \dots, T \quad (1.3)$$

olarak gösterilmektedir. Burada bağımlı değişken Y_{it} , $NT \times 1$ boyutunda vektör iken, 1 'ler sütununu da içeren bağımsız değişkenler matrisi X_{it} , $NT \times K$ boyutundadır. Buna ek olarak, sabit parametreyi de içeren bilinmeyen parametre vektörü β ile hata terimi ε_{it} sırasıyla $K \times 1$ ve $NT \times 1$ boyutunda vektörlerdir.

(1.3) numaralı eşitlikte verilmiş olan homojen panel veri modeli, zaman boyutuna göre kümelenildiğinde,

$$Y_i = X_i \beta + \varepsilon_i \quad (1.4)$$

şeklinde formüle edilebilmektedir. Denklemdeki bağımlı değişken Y_i , $T \times 1$ boyutunda $Y_i = (Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{iT})'$ şeklindedir. Buna ek olarak bağımsız değişkenler $T \times K$ boyutunda K tane açıklayıcı değişkenin gözlemlerini içermekte, bilinmeyen parametre vektörü $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K)'$ ile hata terimi $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, \dots, \varepsilon_{iT})'$ ise sırasıyla $K \times 1$, $T \times 1$ boyutunda vektörlerdir.

(1.4) eşitliğindeki klasik modelde yer alan β 'nin En Küçük Kareler (EKK) tahmincisi,

$$\hat{\beta} = \left(\sum_{i=1}^N X_i' X_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N X_i' Y_i \quad (1.5)$$

formülü ile hesaplanmaktadır. EKK tahmin yöntemi, birim ve/veya zaman etkisinin olmadığı, sabit ve eğim parametrelerinin ise sabit olduğu varsayımlarına dayanmaktadır³.

Hata terimi için yapılan varsayımlar ise aşağıdaki gibidir;

(i) Hata terimlerinin beklenen değeri sıfırdır, $E[\varepsilon_i] = 0$.

(ii) Hata terimleri homoskedastiktir, $E[\varepsilon_i \varepsilon_i' | X_i] = \sigma_\varepsilon^2 I_T$.

³ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **Panel Veri Ekonometrisi**, 2. bs, İstanbul, BETA Basım A.Ş., 2012, s. 40.

(iii) Bağımsız değişkenler matrisi X_i ile ε_i korelasyonsuzdur, $E[\varepsilon_i|X_i]=0$.

(iv) Hata terimlerinde otokorelasyon yoktur, $E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}]=0$ ($t \neq s$).

1.2. Heterojen Panel Veri Modelleri

Homojen panel veri modellerinde yapılan en kısıtlayıcı varsayım model içerisinde yer alan parametrelerin, panel veriyi oluşturan birim ve zaman boyutu için sabit kabul edilmesidir⁴. Bu kısıtlayıcı varsayımın geçerli olmadığı, panel veriyi oluşturan birimlerin ve zaman boyutunun kendilerine has özelliklerinin modele dahil edilebildiği durumlar için heterojen panel veri modelleri kurulmaktadır. Bu bölümde heterojenliğin kaynağı gözetilerek oluşturulan çeşitli heterojen panel veri modelleri ve tahmin yöntemleri ele alınacaktır.

1.2.1. Sabit Parametresi Heterojen Modeller

Panel verilerle çalışırken sıklıkla, model içerisinde gözlemlenemeyen etkilere rastlanmaktadır. Bu gözlemlenemeyen etkiler sebebiyle, panel veri modellerinde davranışsal farklılıklar ortaya çıkmaktadır. Bu davranışsal farklılıklar sadece sabit parametreyi etkiliyorsa, sabit parametrenin heterojen olduğu modeller söz konusu olmaktadır. Bu modellerde eğim parametrelerinin sabit, buna karşın sabit parametrenin birimlere ve/veya zamana göre değiştiği kabul edilmektedir.

Heterojenliğin kaynağı olduğu düşünülen gözlemlenemeyen etkiler, panel veri modellerini oluşturan birimlerin ve zaman boyutunun bir sonucu olarak ortaya çıkmakta ve bu etkileri içeren panel veri modelleri kurulabilmektedir. Gözlenemeyen etki panel veri modelini oluşturan birimlerin zaman boyutundan bağımsız olarak kendilerine özgü özelliklerinden kaynaklanıyorsa bu etkiye “birim etki”, panel veride

⁴ George G. Judge v.d., a.g.e., s. 518.

yer alan zaman boyutunun özellikleri neticesinde meydana geliyor ise bu etki “zaman etkisi” olarak adlandırılmaktadır.

1.2.1.1. Tek Yönlü Modeller

Bu bölümde birim etki veya zaman etkisinin panel veri modelindeki davranışsal farklılığın kaynağı olduğu, sabit parametresi heterojen panel veri modelleri üzerinde durulacaktır.

1.2.1.1.1. Birim Etkiler Modeli

Sabit parametrenin heterojen kabul edildiği panel veri modellerinde, panel veride yer alan birimlerin, zaman boyutundan bağımsız olarak kendilerine özgü özellikleriyle gözlemlenemeyen etkiyi oluşturduğu modeller Birim Etkiler Modelidir. Sabit parametre birimlere göre heterojen varsayıldığında (1.1) numaralı eşitlikte verilen panel veri modeli,

$$Y_{it} = \beta_{1i} + \sum_{k=2}^K \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad i=1,2,\dots,N; \quad t=1,2,\dots,T \quad (1.6)$$

ile gösterilmektedir. Burada i. birimin sabit terimi β_{1i} olup, $\beta_{1i} = \bar{\beta}_1 + \mu_i$ eşitliği vardır. Eşitlikteki $\bar{\beta}_1$ “ortalama sabit” anlamına gelmekte, μ_i ise birim etkiyi temsil etmektedir.

(1.6) numaralı eşitlikte verilen panel veri modelinin tahmini, gözlemlenemeyen birim etki μ_i 'nin, hata terimindeki gibi tesadüfi bir değişken olarak ya da panel veri modelini oluşturan birimler için tahmin edilen bir parametre olarak ele alındığına bağlıdır⁵. Eğer μ_i 'nin tesadüfi bir değişken olup hata terimi

⁵ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **a.g.e.**, s. 79.

içerisinde yer aldığı varsayılıyorsa (1.6) numaralı eşitlikte verilmiş olan genel model *tesadüfi etkiler modeli* kurularak; μ_i 'nin tahmin edilmesi gereken bir parametre olduğu varsayılıyor ise *sabit etkiler modeli* kurularak tahmin edilmektedir.

1.2.1.1.1.1. Sabit Etkiler Modeli ve Tahmin Yöntemleri

(1.6) numaralı eşitlikte verilmiş olan panel veri modelinde yer alan μ_i 'nin tahmin edilmesi gereken bir parametre olduğu varsayımı altında oluşturulan sabit etkiler modeli, i. birim için matris notasyonu ile aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

$$Y_i = (\bar{\beta}_1 + \mu_i)j_T + X_{si}\beta_s + \varepsilon_i \quad (1.7)$$

Bu modelde sabit terimin birimden birime farklılık gösterdiği, eğim parametrelerinin ise birim ve zaman boyutu için sabit olduğu kabul edilmektedir. Burada bağımlı değişken $T \times 1$ boyutunda vektör $Y_i = (Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{iT})'$ ve X_{si} ise $T \times K'$ boyutunda sabit terimi içermeyen bağımsız değişkenler matrisidir. Bağımsız değişken sayısını gösteren K' için $K' = K - 1$ eşitliği geçerlidir. μ_i 'nin tahmin edilmesi gereken bir parametre olduğu varsayıldığı için, $\beta_{li} = \bar{\beta}_1 + \mu_i$ eşitliği oluşturularak eğim parametreleri $\beta_s = (\beta_2, \beta_3, \dots, \beta_K)'$ ile birlikte tahmin edilir. Bununla birlikte hata terimi $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, \dots, \varepsilon_{iT})'$ iken, $j_T = (1, 1, \dots, 1)'$ şeklinde ifade edilebilmektedir. ε_i ve j_T vektörlerin boyutu ise, $T \times 1$ 'dir.

(1.7) numaralı eşitlikte verilmiş olan birim etkiler modeli sabit etkiler varsayımıyla Gölge Değişkenli En Küçük Kareler (GDEKK) yöntemi ile tahmin edilmektedir. GDEKK yönteminde her bir birim için birer gölge değişken ilave edilerek model En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edilir. Bunun için (1.7) numaralı eşitlikte verilmiş olan modelde birimler ardı sıra kümelenildiğinde,

$$Y = [I_N \otimes j_T \quad X_s] \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_s \end{pmatrix} + \varepsilon \quad (1.8)$$

şeklini alan birim etkiler modelinde bağımlı değişken, $Y=(Y_1, Y_2, \dots, Y_N)$ $NT \times 1$ boyutunda bir vektör; bağımsız değişkenler ise, $X_s=(X_{s1}, X_{s2}, \dots, X_{sN})$ $NT \times K'$ boyutunda matristir. Bu denklemde $NT \times 1$ boyutunda bir vektör olan hata terimi $\varepsilon=(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T)$ şeklinde ifade edilmektedir. (1.8) numaralı eşitlikte yer alan sabit parametre vektörü ise, $\beta_1=(\beta_{11}, \beta_{12}, \dots, \beta_{1N})'$ $N \times 1$ boyutundadır. β_1 vektörü birim etkilerden μ_i meydana gelmek üzere, birimlere ait gölge değişkenleri gösteren $I_N \otimes j_T$ ifadesinin açık hali ise,

$$I_N \otimes j_T = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 1 & 1 & \dots & 1 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & & & \vdots & & & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 1 & 1 & \dots & 1 \end{bmatrix}_{N \times NT} \quad (1.9)$$

şeklindedir.

(1.8)'de verilmiş olan birim etkiler modelinde yer alan gölge değişkenler $D_N = I_N \otimes j_T$; $NT \times (N+K')$ boyutunda bağımsız değişkenler $Z = [D_N \ X_s]$ ve bilinmeyen parametreler $\delta' = [\beta_1' \ \beta_s']$ olmak üzere δ 'un GDEKK tahmincisi, $\hat{\delta} = (Z'Z)^{-1}Z'Y$ ile gösterilir. δ 'nın tahmin edilebilmesi $(N+K') \times (N+K')$ boyutlu $Z'Z$ matrisinin tersinin alınabilmesi koşuluna bağlıdır, ayrıca N birim boyutu büyük ise bu işlemin yapılması oldukça zor olmaktadır⁶. Bu durumda (1.8) numaralı eşitlikte verilmiş olan birim etkiler modeli, alternatif olarak dönüşüm matrisleri yardımıyla kovaryans tahmini ile tahmin edilebilmektedir. Bu yöntemde her bir birime ait zaman boyutunda yer alan gözlemlerin birim ortalamaları alınmakta, birim içerisinde yer alan gözlemlerden bu birim ortalamaları çıkartılarak elde edilen dönüştürülmüş değişkenlerin yer aldığı modele EKK yöntemi uygulanmaktadır. Bu yöntem ile öncelikle (1.7)'de verilmiş olan birim etkiler modelinde yer alan eğim parametreleri tahmin edilmektedir.

⁶ George G. Judge v.d., **a.g.e.**, s. 520

Eğim parametrelerinin tahmininde,

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_s &= (X'_s (I_N \otimes Q_T) X_s)^{-1} X'_s (I_N \otimes Q_T) Y \\ &= \left(\sum_{i=1}^N X'_{si} Q_T X_{si} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N X'_{si} Q_T Y_i\end{aligned}\quad (1.10)$$

formülü kullanılmaktadır. Burada $Q_T = I_T - j_T j'_T / T$, $T \times T$ boyutunda kovaryans dönüşüm matrisidir ve zamana göre birimlerin ortalamalardan farklarının alınabilmesini sağlamaktadır. Kovaryans dönüşüm matrisinin kullanılmasıyla, (1.7) panel veri modelinde yer alan μ_i ve $\bar{\beta}_1$ unsurları modelden düşmektedir. Burada yapılan işlem, $\bar{X}_{ki} = \sum_{t=1}^T X_{kit} / T$ olmak üzere birimlerin zaman boyutuna göre ortalamalarından farklarının alınmasıdır $(X_{2it} - \bar{X}_{2i}, \dots, X_{kit} - \bar{X}_{ki})$. Bağımlı değişken üzerindeki dönüştürme işlemi de benzer şekildedir. Ortalamadan fark alınmış model,

$$(Y_{it} - \bar{Y}_i) = \sum_{k=2}^K \beta_k (X_{kit} - \bar{X}_{ki}) + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i \quad (1.11)$$

gibi ifade edilebilir. $\bar{Y}_i = \sum_{t=1}^T Y_{it} / T$ ile elde edilmektedir. $\hat{\beta}_s$ (1.8) numaralı eşitlikte verilmiş olan regresyon modelinde yer alan β_s 'in EKK tahmincisi olup (1.11) eşitliğinde verilmiş olan panel veri modeline EKK tahmin yönteminin uygulanmasıyla elde edilmektedir. Bu yöntemde EKK tahmin yönteminin uygulanması aşamasında GDEKK tahmin yönteminden farklı olarak, sadece $K' \times K'$ boyutunda matrisin tersinin alınmasına ihtiyaç duyulmaktadır. (1.11) numaralı eşitlikte verilmiş olan panel veri modelindeki β_s 'in EKK ile tahmininde birimler içerisinde yer alan değişkenlerdeki değişim kullanıldığı için Grup İçi Tahminci (GİT) olarak da bilinmektedir⁷.

Bu işlemlerden sonra, sabit terim $\bar{\beta}_1$ 'in tahmini,

⁷ A.e., s. 521.

$$\hat{\beta}_1 = \bar{Y} - \hat{\beta}_s \bar{X} \quad (1.12)$$

eşitliği yardımıyla ve birim etkiler ise,

$$\hat{\mu}_1 = \bar{Y}_1 - \hat{\beta}_1 - \bar{X}_1 \hat{\beta}_s \quad (1.13)$$

şeklinde elde edilmektedir. Burada, \bar{Y} ve \bar{X} sırasıyla bağımlı ve bağımsız değişkenlerde yer alan gözlemlerin genel ortalaması ve \bar{Y}_1 ile \bar{X}_1 daha önce bahsedildiği gibi birim ortalamalarıdır. Ayrıca $\text{var}(\hat{\beta}_s)$, $\sigma_\varepsilon^2 (\mathbf{X}'_s (\mathbf{I}_N \otimes \mathbf{Q}_T) \mathbf{X}_s)^{-1}$ 'a eşittir.

Tek yönlü birim etkiler modelinin varsayımları aşağıdaki gibidir;

- (i) Hata terimlerinin beklenen değeri sıfırdır, $E[\varepsilon_i] = 0$.
- (ii) Hata terimleri homoskedastiktir, $E[\varepsilon_i \varepsilon'_i | X_{si}] = \sigma_\varepsilon^2 \mathbf{I}_T$.
- (iii) X_i ile hata terimleri arasında ilişki yoktur, $E[\varepsilon_i | X_{si}] = 0$.
- (iv) Hata terimlerinde otokorelasyon yoktur, $E[\varepsilon_{it} \varepsilon_{it'}] = 0$, $t \neq t'$.
- (v) Bağımsız değişkenler ile birim etkiler korelasyonlu olabilmektedir, $E[\mu_i | X_{si}] \neq 0$

Bu varsayımlara ek olarak, GDEKK tahmincisinde büyük oranda serbestlik derecesi kaybı problemi görülmektedir. Sabit terimin yer almadığı (1.8) numaralı panel veri modelinde N sayıda fazla parametre tahmin edilmekte ve çok fazla gölge değişken üretilmesi çoklu doğrusal bağlantı problemine neden olmaktadır. GİT ise cinsiyet, ırk, din, eğitim ya da sendikal katılım gibi zamana göre değişmeyen değişkenlerin etkisi tahmin edilememektedir. Zamana göre değişmeyen bu değişkenler, \mathbf{Q}_T kovaryans dönüşüm matrisiyle yapılan ortalamalardan fark alma işlemi neticesinde modelden düşmektedir.

1.2.1.1.2. Tesadüfi Etkiler Modeli ve Tahmin Yöntemleri

Daha önce de bahsedildiği gibi, birimlerarasındaki davranışsal farklılıkların tesadüfi olduğu varsayılıyorsa μ_i hata terimi içerisinde özetlenir ve bu model tesadüfi etkiler modeli olarak adlandırılır. (1.6) numaralı eşitlikte verilmiş olan panel veri modelinde gözlemler zaman boyutuna göre sıralanarak kümelendiğinde i . birim için tesadüfi etkiler modeli,

$$Y_i = X_i\beta + \mu_i j_T + \varepsilon_i \quad (1.14)$$

şeklinde gösterilmektedir. Burada bağımsız değişkene ait gözlemler $T \times 1$ boyutunda bir sütun vektörü şeklinde iken X_i , $T \times K$ boyutunda sabit terim sütununu içeren bağımsız değişkenler matrisi ve bilinmeyen parametre vektörü β , $K \times 1$ boyutunda olmak üzere $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K)'$ ile gösterilmektedir. (1.14) numaralı eşitlikte verilmiş olan panel veri modelinde yer alan birim etki μ_i 'nin birim farklılıklarını ve zamana göre birimlerarası değişmeyi gösteren *birim hata* olduğu kabul edilmektedir. Bu modelde birleşik hata, birim hata μ_i ile Y_i bağımlı değişkeni etkileyen modele dahil edilmeyen diğer değişkenlerin etkisini gösteren artık hata ε_i vektörlerinden meydana gelmektedir⁸. Tesadüfi etkiler modeline hata bileşenleri modeli ismi ile de adlandırılmaktadır.

Birim hata μ_i , artık hata ε_i ve bağımsız değişkenler X_i ile korelasyonsuzdur. Böylece (1.14) tesadüfi etkiler modeli için genel olarak,

(i) Artık hataların beklenen değeri sıfırdır, $E[\varepsilon_i] = 0$.

(ii) Artık hatalar homoskedastiktir, $E[\varepsilon_i \varepsilon_i' | X_i] = \sigma_\varepsilon^2 I_T$.

⁸ Laszlo Matyas & Patrick Sevestre, **The Econometrics of Panel Data**, 3. bs, Berlin, Springer, 2008, s. 50.

(iii) Artık hatalarda otokorelasyon yoktur, $E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{it'}]=0$, $t \neq t'$.

(iv) X_i ile artık hatalar arasında ilişki yoktur, $E[\varepsilon_i|X_i]=0$.

(v) $E(\mu_i)=0$, $E(\mu_i^2)=\sigma_\mu^2$ ile $i \neq j$ için $E(\mu_i\mu_j|X_i)=0$.

varsayımları yapılmaktadır⁹.

(1.14) numaralı eşitlikte verilmiş olan panel veri modelinde yer alan birleşik hata terimi, $v_i=\mu_i j_T + \varepsilon_i$ şeklinde ifade edilmektedir. (1.14) birleşik hata terimi v_i 'nin varyans-kovaryans matrisi,

$$\Phi_i = E \left[(\mu_i j_T + \varepsilon_i)(\mu_i j_T + \varepsilon_i)' \right] = \sigma_\mu^2 j_T j_T' + \sigma_\varepsilon^2 I_T \quad (1.15)$$

ile ifade edilmektedir. Burada I_T , $T \times T$ boyutunda birim matris iken, $j_T j_T'$ $T \times T$ boyutunda bütün elemanları bir olan bir matristir. (1.15) numaralı eşitlikte verilmiş olan varyans-kovaryans matrisi açık bir gösterim ile aşağıdaki gibidir:

$$\Phi_i = \begin{bmatrix} \sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 & \cdots & \sigma_\mu^2 \\ \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_\mu^2 & \cdots & \sigma_\mu^2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 & \cdots & \sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2 \end{bmatrix}_{T \times T} \quad (1.16)$$

(1.14) numaralı eşitlikte verilmiş olan tesadüfi etkiler modeli ile ilgili,

(i) X_i ile hata terimleri arasında ilişki yoktur, $i \neq j$ olmak üzere $E[v_i v_j | X_i] = 0$

(ii) $E[v_i v_j | X_i] = \sigma_\mu^2$

⁹ George G. Judge v.d., **a.g.e.**, s. 522.

$$(iii) E[v_i^2|X_i] = \sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2$$

varsayımları yapılmaktadır¹⁰.

(1.14) numaralı eşitlikte verilmiş olan panel veri modeli, bütün gözlemleri içerecek şekilde birimlere göre kümelendiğinde,

$$Y = X\beta + \mu \otimes j + \varepsilon \quad (1.17)$$

gibi gösterilmektedir. Burada $X' = (X'_1, X'_2, \dots, X'_N)$, $\mu = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N)$, $Y' = (Y'_1, Y'_2, \dots, Y'_N)$ ve $\varepsilon' = (\varepsilon'_1, \varepsilon'_2, \dots, \varepsilon'_N)$ olmak üzere, (1.15) numaralı eşitlikte verilmiş olan birleşik hata terimi v_i 'nin varyans-kovaryans matrisi Φ , açık olarak aşağıda verilmiştir.

$$\Phi = E[(\mu \otimes j_T + \varepsilon)(\mu \otimes j_T + \varepsilon)'] = I_N \otimes \Phi_i \quad (1.18)$$

Φ matrisi blok köşegen bir matris olup açık gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$\Phi = \begin{bmatrix} \Phi_i & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Phi_i & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Phi_i \end{bmatrix}_{NT \times NT} = I_N \otimes \Phi_i \quad (1.19)$$

Burada Φ_i birim varyanslarıdır. Φ matrisinin köşegen dışı elemanlarının sıfır olması birimlerin birbirlerinden bağımsız olduğunu göstermektedir. Buradan hareketle (1.17) tesadüfi etkiler modelinde, parametre vektörü β 'nin Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GEKK) tahmincisi,

$$\hat{\beta} = (X'\Phi^{-1}X)^{-1} X'\Phi^{-1}Y \quad (1.20)$$

¹⁰ Laszlo Matyas & Patrick Sevestre, **a.g.e.**, s. 51.

şeklindedir. β 'nın GEKK tahmincisi, $\hat{\beta}'=(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_s')$ olmak üzere iki kısımdan oluşmaktadır. Burada eğim parametresi tahminlerini gösteren $\hat{\beta}_s$, sabit etkiler modelinde kullanılan grup içi tahminci \hat{b}_s ile gruplararası tahminci (grup ortalamalarının En Küçük Kareler tahmincisi) diye adlandırılan $\hat{\beta}_s^*$ 'dan meydana gelmektedir. Sabit parametre $\hat{\beta}_1$ ise $\hat{\beta}_s$ 'nin elde edilmesinden sonraki aşamada hesaplanmaktadır.

Bu tahmincilerin elde edilebilmesi için (1.20) numaralı eşitlikten de görüleceği üzere öncelikle (1.18)'de tanımlanan Φ matrisinin tersinin alınması gerekmektedir. Birleşik hata terimi v_i 'nin varyans-kovaryans matrisinin tersi,

$$\Phi^{-1} = I_N \otimes \Phi_i^{-1} = I_N \otimes \left(\frac{j_T j_T'}{T\sigma_1^2} + \frac{Q_T}{\sigma_\varepsilon^2} \right) \quad (1.21)$$

şeklindedir. Burada $\sigma_1^2 = T\sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2$ 'dir. $X=(j_{NT}, X_s)$ ve $X_i=(j_T, X_{si})$ olmak üzere, eşitlik (1.20) eşitlik (1.19)'da yerine konulursa,

$$\hat{\beta}_s = \left[\frac{X_s' Q_1 X_s}{\sigma_1^2} + \frac{\sum_{i=1}^N X_{si}' Q_T X_{si}}{\sigma_\varepsilon^2} \right]^{-1} \left[\frac{X_s' Q_1 Y}{\sigma_1^2} + \frac{\sum_{i=1}^N X_{si}' Q_T Y}{\sigma_\varepsilon^2} \right] \quad (1.22)$$

olacaktır. Burada,

$$Q_1 = I_N \otimes \frac{j_T j_T'}{T} - \frac{j_{NT} j_{NT}'}{NT} \quad (1.23)$$

aşağıdaki gibi bir denk güçlü (idempotent¹¹) matristir,

¹¹ Karesi kendisine eşit olan matrisler, $M^2=MM=M$, dengüçlü (idempotent) matris olarak adlandırılmaktadır, bkz. William H. Greene, **Econometric Analysis**, 5. bs., A.B.D., Prentice Hall, 2003, s.809.

$$Q_1 X_s = \begin{bmatrix} \bar{X}_{21.} - X_{2.}, \dots, \bar{X}_{K1.} - X_{K.} \\ \bar{X}_{22.} - X_{2.}, \dots, \bar{X}_{K2.} - X_{K.} \\ \vdots \\ \bar{X}_{2N.} - X_{2.}, \dots, \bar{X}_{KN.} - X_{K.} \end{bmatrix} \otimes j_T \quad (1.24)$$

ve $\bar{X}_{k.} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T X_{kit} / NT$ 'dir. Q_1 'in X ve Y ile çarpılmasıyla her bir birim için zamana göre birim ortalamaları hesaplanmaktadır.

Gruplararası tahminci,

$$\hat{\beta}_s^* = (X_s' Q_1 X_s)^{-1} X_s' Q_1 Y \quad (1.25)$$

ile gösterilmekte ve EKK yönteminin,

$$\bar{Y}_i = \bar{\beta}_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k \bar{X}_{ki.} + \mu_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (1.26)$$

eşitliğine uygulanmasıyla elde edilmektedir. Grup içi tahmincinin aksine, gruplararası tahmin yönteminde birimlerarası değişkenlik kullanılmaktadır.

Nihayetinde (1.17)'deki eşitlikte verilmiş olan panel veri modelinin eğim parametrelerinin GEKK tahmini,

$$\hat{\beta}_s = \left[\frac{X_s' Q_1 X_s}{\sigma_1^2} + \frac{\sum_{i=1}^N X_{si}' Q_T X_{si}}{\sigma_\varepsilon^2} \right]^{-1} \left[\left(\frac{X_s' Q_1 X_s}{\sigma_1^2} \right) \hat{\beta}_s^* + \left(\frac{\sum_{i=1}^N X_{si}' Q_T X_{si}}{\sigma_\varepsilon^2} \right) \hat{b}_s \right] \quad (1.27)$$

olup grup içi tahminci ile gruplararası tahmincinin ağırlıklı ortalamasıdır. Burada belirtilen ağırlıklar tahmincilerin kovaryans matrislerinin terslerinin alınmasıyla elde edilmektedir.

$\bar{Y}_{..} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T Y_{it} / NT$ bilgisinden hareketle (1.26)'da elde edilen eğim parametrelerinin tahminleri kullanılarak sabit parametre $\hat{\beta}_1$,

$$\hat{\beta}_1 = \bar{Y}_{..} - \sum_{k=2}^K \hat{\beta}_k \bar{X}_{k..} \quad (1.28)$$

eşitliğinden elde edilir.

(1.14)'deki panel veri modelinde yer alan β 'nın (1.20) numaralı eşitlikte verilmiş olan GEKK tahmininin yapılmasından sonra birim hata μ_i 'nin tahmini ise aşağıdaki gibidir:

$$\hat{\mu}_i = \left(\begin{array}{c} \sigma_\mu^2 \\ \sigma_1^2 \end{array} \right)' j_i' (Y_i - X_i \hat{\beta}) \quad (1.29)$$

(1.27) numaralı eşitlikte verilmiş olan eğim parametrelerinin tahmini ve dolayısıyla β için GEKK tahminleri ile birim hata μ_i 'nin tahmininin bilinmeyen σ_ϵ^2 ve σ_μ^2 bağlı olduğu görülmektedir. Bilinmeyen bu varyansların yerine tahminleri kullanılarak (1.14)'te verilmiş olan tesadüfi etkiler modeli Esnek Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (EGEKK) yöntemi kullanılarak tahmin edilmektedir.

EGEKK tahmin yönteminde σ_1^2 ve σ_ϵ^2 'ye ait tahminler sırasıyla,

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{e^{*'} e^*}{N-K} \quad (1.30)$$

ve,

$$\hat{\sigma}_\epsilon^2 = \frac{\hat{e}' \hat{e}}{N(T-1)-K} \quad (1.31)$$

şeklindedir. Burada \hat{e}^* , gruplararası tahminci kullanılarak $\left[\hat{e}^* = Q_1 Y - Q_1 X_s \hat{\beta}_s^* \right]$, \hat{e} ise grup içi tahminci kullanılarak $\left[\hat{e} = (I_N \otimes Q_T) Y - (I_N \otimes Q_T) X_s \hat{b}_s \right]$ elde edilmektedir. Birim etki μ_i 'nin varyansının tahmini ise,

$$\hat{\sigma}_\mu^2 = \frac{\hat{\sigma}_1^2 - \hat{\sigma}_\varepsilon^2}{T} \quad (1.32)$$

gibi hesaplanmaktadır. Ancak $\hat{\sigma}_\mu^2$ bazen uygulamada negatif çıkabilmektedir¹².

1.2.1.1.2. Zaman Etkiler Modeli

Sabit parametrenin heterojen kabul edildiği panel veri modellerinde, panel veride yer alan zaman boyutunun, birim boyutundan bağımsız olarak kendine özgü özellikleriyle gözlemlenemeyen etkiyi oluşturduğu modellere *zaman etkileri modeli* ismi verilmektedir. (1.1) numaralı eşitlikte verilen panel veri modelinde, sabit parametrenin heterojen olduğu varsayımı altında (1.1) eşitliği,

$$Y_{it} = \beta_{1t} + \sum_{k=2}^K \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad i=1,2,\dots,N; \quad t=1,2,\dots,T \quad (1.33)$$

şeklinde zaman etkisini hesaba katan panel veri modeli haline gelmektedir. Burada t. zaman boyutunun sabit terimi β_{1t} olup $\beta_{1t} = \bar{\beta}_1 + \lambda_t$ eşitliği söz konusudur. $\bar{\beta}_1$ “ortalama sabit” anlamına gelmekte, λ_t ise zaman boyutu için ortalamadan farkları temsil etmektedir.

(1.33) numaralı panel veri modelinde β_{1t} içerisinde yer alan gözlemlenemeyen zaman etkisi λ_t 'nin, sabit olduğu kabul edilmektedir. Konu ile ilgili literatürde λ_t ile ilgili olarak, tahmin edilmesi gereken sabit bir parametre olduğu varsayımı yapılmakta, gölge değişken ya da kovaryans modeli kurularak

¹² Badi H. Baltagi, **a.g.e.**, s. 18.

tahmin edilmektedir. Netice itibariyle, λ_t 'nin tek başına hata terimi içerisinde yer alan tesadüfi bir değişken olduğu hata bileşenleri modeli kurulmamaktadır. Bu yüzden (1.33) numaralı eşitlikte verilmiş olan panel veri modeli sabit etkiler varsayımı altında incelenmiştir.

λ_t 'nin sabit bir parametre olarak varsayımı altında (1.33) numaralı eşitlikte verilmiş olan model i. birim için,

$$Y_i = (\bar{\beta}_1 + \lambda_t) j_N + X_{si} \beta_s + \varepsilon_i \quad (1.34)$$

şeklinde matris notasyonu kullanılarak gösterilebilir. Bu modelde sabit terimin zamana göre farklılık gösterdiği, eğim parametrelerinin ise birim ve zaman boyutu için sabit olduğu kabul edilmektedir. Burada bağımlı değişken $T \times 1$ boyutunda vektör olmak üzere $Y_i = (Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{iT})'$ şeklinde, X_{si} ise $T \times K'$ boyutunda sabiti içermeyen bağımsız değişkenler matrisi olmak üzere $K' = K - 1$ 'dir. Buna ek olarak, eğim parametreleri $\beta_s = (\beta_2, \beta_3, \dots, \beta_K)'$, hata terimleri $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, \dots, \varepsilon_{iT})'$ ve $j_N = (1, 1, \dots, 1)'$ şeklinde olmak üzere bu vektörlerin boyutları sırasıyla $K \times 1$, $T \times 1$ ve $N \times 1$ 'dir.

(1.33) numaralı eşitlikte verilmiş olan Zaman Etkiler Modeli, Gölge değişken ya da kovaryans tahmini kullanılarak tahmin edilmektedir. GDEKK yönteminde her bir zaman boyutu için gölge değişken üretilerek model EKK yöntemi ile tahmin edilir. Bunun için (1.33) eşitliğinde verilmiş olan modelde birimler ardı sıra kümелendiğinde,

$$Y = [j_N \otimes I_T \quad X_s] \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_s \end{pmatrix} + \varepsilon \quad (1.35)$$

modeli elde edilir. Burada $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_N)$, $X_s = (X_{s1}, X_{s2}, \dots, X_{sN})$ ve $\varepsilon = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T)$ olmak üzere sırasıyla $NT \times 1$, $NT \times K'$ ve $NT \times 1$ boyutlu matris ve vektörlerdir. Buna ek olarak zaman etkisi λ_t 'lerden meydana gelen $T \times 1$ boyutunda sabit parametre

vektörü $\beta_1=(\beta_{11},\beta_{12},\dots,\beta_{1T})'$ olmak üzere, zaman boyutuna ait gölge değişkenleri gösteren $j_N \otimes I_T$ ifadesinin açık hali ise,

$$j_N \otimes I_T = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 1 & 1 & \dots & 1 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & & & \vdots & & & \ddots & & & \vdots & & & \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 1 & 1 & \dots & 1 \end{bmatrix}_{T \times NT} \quad (1.36)$$

şeklindedir.

(1.33) numaralı eşitlikte verilen zaman etkileri modelinde yer alan gölge değişkenler $D_T=j_N \otimes I_T$, $NT \times (T+K)$ boyutunda bağımsız değişkenler $Z=[D_T \ X_s]$ ve bilinmeyen parametreler $\delta'=[\beta_1' \ \beta_s']$ olmak üzere δ 'un GDEKK tahmincisi, $\hat{\delta}=(Z'Z)^{-1}Z'Y$ şeklindedir. Burada EKK tahmin yönteminin uygulanabilmesi için $(T+K) \times (T+K)$ boyutlu $Z'Z$ matrisinin tersinin alınmasına ihtiyaç duyulmaktadır. Birim etkiler modelinde de belirtildiği üzere zaman boyutunun büyük olması durumunda bu işlemin yapılması güç olacaktır. Bu nedenle, zaman etkiler modeli de dönüşüm matrisleri yardımıyla tahmin edilebilmektedir. Bu yöntemde her bir zaman boyutuna ait birimlerde yer alan gözlemlerin ortalamaları kullanılmaktadır. Bu ortalamalar yardımıyla fark alma işlemi yapılarak elde edilmektedir. Sonrasında dönüştürülmüş değişkenler ile eğim parametreleri EKK yöntemi kullanılarak tahmin elde edilmektedir.

Eğim parametrelerinin tahmininde,

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_s &= (X_s' (I_T \otimes Q_N) X_s)^{-1} X_s' (I_T \otimes Q_N) Y \\ &= \left(\sum_{i=1}^N X_{si}' Q_N X_{si} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N X_{si}' Q_N Y_i \end{aligned} \quad (1.37)$$

eşitliği kullanılmaktadır. Burada $Q_N=I_N-j_N j_N'/N$, $N \times N$ boyutunda kovaryans dönüşüm matrisidir ve birimlere göre zaman ortalamalarından farkların

alınabilmesini sağlamaktadır. Kovaryans dönüşüm matrisinin kullanılmasıyla (1.33) numaralı eşitlikte verilen panel veri modelinde yer alan λ_t ve $\bar{\beta}_1$ unsurları modelden düşmektedir. Burada yapılan işlem, $\bar{X}_{k,t} = \sum_{n=1}^N X_{kit}/N$ olmak üzere zaman boyutu için birimlere göre ortalamalarından farklarının alınması $(X_{2it} - \bar{X}_{2,t}, \dots, X_{kit} - \bar{X}_{k,t})$ işlemidir. Bağımlı değişken üzerindeki dönüştürme işlemi de benzerdir.

Eğim parametrelerinin grup içi tahmincisiyle tahmininden sonra sabit terim $\bar{\beta}_1$ 'in tahmini,

$$\hat{\beta}_1 = \bar{Y} - \hat{\beta}_s \bar{X} \quad (1.38)$$

şeklinde olmaktadır. Burada \bar{Y} ve \bar{X} sırasıyla bağımlı ve bağımsız değişkenlerde yer alan gözlemlerin birim ortalamasıdır.

Zaman etkileri ise,

$$\hat{\lambda}_t = \bar{Y}_t - \hat{\beta}_1 - \bar{X}_t \hat{\beta}_s \quad (1.39)$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Burada yer alan \bar{Y}_t ve \bar{X}_t sırasıyla bağımlı ve bağımsız değişkenlere ait gözlemlerin ortalamasıdır.

Tek yönlü zaman etkiler modeli için yapılan varsayımlar ise aşağıdaki gibidir¹³;

(i) Hata terimlerinin beklenen değeri sıfırdır, $E[\varepsilon_i] = 0$.

(ii) Hata terimleri homoskedastiktir, $E[\varepsilon_i \varepsilon_i' | X_{si}] = \sigma_\varepsilon^2 I_T$.

(iii) X_i ile hata terimleri arasında ilişki yoktur, $E[\varepsilon_i | X_{si}] = 0$.

¹³ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **a.g.e.**, s. 85.

(iv) Hata terimlerinde otokorelasyon yoktur, $E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{it'}]=0$, $t \neq t'$.

(v) Bağımsız değişkenler ile zaman etkileri korelasyonlu olabilmektedir, $E[\lambda_t|X_{si}] \neq 0$

Bu varsayımlara ek olarak, birim etkiler modelinde olduğu gibi, zaman etkileri modelinin GDEKK tahmincisinde, büyük ölçüde serbestlik derecesi kaybı görülmektedir. Sabit terimin yer almadığı (1.33) numaralı eşitlikte verilen panel veri modelinde T sayıda fazla parametre tahmin edilmekte ve çok fazla sayıda gölge değişken üretilmesi çoklu doğrusal bağlantı problemine neden olmaktadır.

1.2.1.2. Çift Yönlü Modeller

Panel veri modelinde gözlemlenmeyen birim etkilerin yanında zaman etkisinin de olduğu varsayılıyorsa, μ_i 'ye ek olarak λ_t 'de modele dahil edilerek çift yönlü modeller kurulmaktadır. Çift yönlü panel veri modellerinde sabit terim, hem zaman hem de birimler için değişim göstermektedir. (1.1) eşitliğindeki panel veri modelinde, sabit parametrenin heterojenliğinin kaynağının hem birim hem de zaman etkisinin olduğu varsayımı altında çift yönlü modeller aşağıdaki gibi ifade edilmektedir,

$$Y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^K \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad i=1,2,\dots,N; t=1,2,\dots,T \quad (1.46)$$

burada sabit terim, $\beta_{1it} = \bar{\beta}_1 + \mu_i + \lambda_t$ eşitliği vardır. Daha önce ifade edildiği gibi $\bar{\beta}_1$ ortalama sabiti, μ_i birim etkiyi, λ_t ise zaman etkisini ifade etmektedir.

(1.46)'da verilmiş olan çift yönlü panel veri modeli için uygun tahmin yöntemi, tek yönlü modellerde olduğu gibi μ_i ve λ_t 'nin sabit ya da tesadüfi olduğu varsayımına bağlı olarak değişmektedir. Birim ve zaman etkilerinin sabit oldukları

varsayılırsa gölge değişken ya da kovaryans modeli kurularak; tesadüfi oldukları varsayılıyor ise hata bileşenleri modeli kurularak tahmin yapılmaktadır.

1.2.1.2.1. Sabit Etkiler Modeli ve Tahmin Yöntemleri

μ_i ve λ_t 'nin tahmin edilmesi gereken sabit parametre oldukları varsayımı altında (1.46) numaralı eşitlikte verilmiş olan genel çift yönlü model i. birim için,

$$Y_i = \beta_{li} j_T + \begin{pmatrix} I_{T-1} \\ 0' \end{pmatrix} \lambda^* + X_{si} \beta_s + \varepsilon_i \quad (1.47)$$

olarak gösterilmektedir. Bu modelin GDEKK ile tahmin edilebilmesi için çeşitli kısıtlamalar ile bazı tanımlamalara ihtiyaç duyulmaktadır¹⁴. Modelde yer alan β_{li} ile ilgili olarak, birim etkiyi içerecek şekilde $\beta_{li} = \bar{\beta}_1 + \mu_i$ eşitliği söz konusudur. μ_i ve λ_t için $\sum_i \mu_i = 0$ ve $\sum_t \lambda_t = 0$ kısıtları konulmaktadır. Modelin tahmininde gölge değişken tuzağına düşülmemesi için zaman boyutunda yer alan gözlemlerin sayısından bir eksik gölge değişken tanımlanır. Bunun için $t=1,2,\dots,T-1$ olmak üzere $\lambda_t^* = \lambda_t - \lambda_T$ eşitliği kurulur ve λ^* , $\lambda^* = (\lambda_1^*, \lambda_2^*, \dots, \lambda_{T-1}^*)'$ şeklinde ifade edilmektedir. $\begin{pmatrix} I_{T-1} \\ 0' \end{pmatrix}$ vektörü, I_{T-1} $T-1 \times 1$ boyutunda 1'lerden oluşan bir vektör ve $T-1 \times 1$ boyutunda 0'lardan oluşan bir vektörden meydana gelmektedir. Böylelikle modelde gölge değişkenler arasında tam çoklu doğrusal bağlantı olmasının önüne geçilmiş olunmaktadır.

i. birim için kurulan (1.47)'de verilmiş olan panel veri modeli tüm panel için,

$$Y = \begin{bmatrix} I_N \otimes j_T & j_N \otimes \begin{pmatrix} I_{T-1} \\ 0' \end{pmatrix} & X_s \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \lambda^* \\ \beta_s \end{pmatrix} + \varepsilon \quad (1.48)$$

¹⁴ George G. Judge v.d., a.g.e., s. 530.

şeklinde genişletilebilir. Burada $\beta_1=(\beta_{11},\beta_{12},\dots,\beta_{1N})'$ sabit terim ve birim etkiyi içeren parametre vektörü, $Y=(Y_1',Y_2',\dots,Y_N)'$ bağımlı değişken vektörü ve $X'_s=(X'_{s1},X'_{s2},\dots,X'_{sN})$ bağımsız değişken matrisi olmak üzere hata terimi $\varepsilon'=(\varepsilon'_1,\varepsilon'_2,\dots,\varepsilon'_N)$ şeklinde ifade edilmektedir. (1.48)'de eşitliğinde verilmiş olan çift yönlü panel veri modelinde, X_s matrisi sabit dışında tüm bağımsız değişkenleri, β_s ise eğim parametrelerini göstermektedir.

$$\text{Gölge değişkenleri göstermek üzere kurulan } \left[\begin{array}{cc} I_N \otimes j_T & j_N \otimes \begin{pmatrix} I_{T-1} \\ 0' \end{pmatrix} \end{array} \right]'$$

matrisinin açık şekli ise,

$$\left[\begin{array}{cccccccccccc} 1 & 1 & \dots & 1 & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 1 & 1 & \dots & 1 & 1 & & & & & & \\ & & & & & 0 & 0 & & 0 & 0 & \ddots & & & & & \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & & 1 & 1 & \dots & 1 & 1 \\ 1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 & & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & & 0 & 0 & 0 & 1 & & 0 & 0 & \ddots & 0 & 1 & & 0 & 0 \\ & & \ddots & & & & & & & & & & & \ddots & & \\ & & & 1 & 0 & & & & 1 & 0 & & & & & 1 & 0 \end{array} \right] \quad (1.49)$$

gibidir¹⁵.

(1.48)'de verilmiş olan çift yönlü panel veri modelinde $(N+T-1+K') \times 1$ boyutundaki bilinmeyen parametre vektörü $(\beta_1 \quad \lambda^* \quad \beta_s)'$, EKK ile tahmin edilebilir, ancak (1.49) numaralı eşitlikte verilmiş olan gölge değişkenlere ait matrisin boyutlarının çok büyük olmasından dolayı grup içi dönüşüm yapılarak parametrelerin tahmin edilmesi daha kolaydır. Grup içi dönüşümle birim etki ve zaman etkisi modelden düşeceği için öncelikle eğim katsayıları tahmin edilmektedir.

¹⁵ A.e., s. 531.

Eğim katsayıları grup içi dönüşümle,

$$\hat{\beta}_s = (X'_s Q_{NT} X_s)^{-1} X'_s Q_{NT} Y \quad (1.50)$$

ile tahmin edilir. Burada Q dönüşüm matrisi olmak üzere,

$$Q_{NT} = I_{NT} - I_N \otimes \frac{J_T J'_T}{T} - \frac{J_N J'_N}{N} \otimes I_T + \frac{J_{NT} J'_{NT}}{NT} \quad (1.51)$$

NT×NT boyutunda dengeli bir matristir ve X_s matrisini QX_s gibi NT×K' boyutunda bir matrise dönüştürmektedir. Bu dönüştürme işlemiyle aslında yapılan birimlerin zamana göre ortalamaları, zaman boyutu için birim ortalamaları ve tüm gözlemlerin ortalamalarının farklarının alınmasıdır. Özetle,

$$\bar{X}_{ki.} = \frac{\sum_{t=1}^T X_{kit}}{T}, \quad \bar{X}_{k.t} = \frac{\sum_{i=1}^N X_{kit}}{N} \quad \text{ve} \quad \bar{X}_{k..} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T X_{kit}}{NT} \quad (1.52)$$

olmak üzere,

$$X_{kit} - \bar{X}_{ki.} - \bar{X}_{k.t} + \bar{X}_{k..} \quad (1.53)$$

şeklinde bir işlem uygulanmaktadır.

Grup içi dönüşümle elde edilen eğim parametrelerinin tahmini kullanılarak birim etki ve zaman etkisinin tahminleri,

$$\begin{aligned} \hat{\mu}_i &= (\bar{Y}_i - \bar{Y}_{..}) - \sum_{k=2}^K (\bar{X}_{ki.} - \bar{X}_{k..}) \hat{\beta}_k \\ \hat{\lambda}_t &= (\bar{Y}_t - \bar{Y}_{..}) - \sum_{k=2}^K (\bar{X}_{k.t} - \bar{X}_{k..}) \hat{\beta}_k \end{aligned} \quad (1.54)$$

şeklindedir. Burada yer alan $\hat{\beta}_k$, eğim parametreleri tahmini $\hat{\beta}_s$ 'in bir unsurudur¹⁶.

Sabit terim $\bar{\beta}_1$ 'in tahmini ise,

¹⁶ A.e., s. 533.

$$\hat{\beta}_1 = \bar{Y}_{..} - \sum_{k=2}^K \bar{X}_{k..} \hat{\beta}_k \quad (1.55)$$

gibi olmaktadır.

(1.47) numaralı eşitlikte verilmiş olan çift yönlü sabit etkiler modeli için yapılan varsayımlar ise şu şekildedir¹⁷;

(i) Hata terimlerinin beklenen değeri sıfırdır, $E[\varepsilon_i] = 0$.

(ii) Hata terimleri homoskedastiktir, $E[\varepsilon_i \varepsilon_i' | X_{si}] = \sigma_\varepsilon^2 I_T$.

(iii) X_i ile hata terimleri arasında ilişki yoktur¹⁸, $E[\varepsilon_i | X_{si}] = 0$.

(iv) Hata terimlerinde otokorelasyon yoktur, $E[\varepsilon_{it} \varepsilon_{it'}] = 0$, $t \neq t'$.

(v) Bağımsız değişkenler ile birim ve zaman etkiler korelasyonlu olabilmektedir, $E[\mu_i, \lambda_t | X_{si}] \neq 0$

(vi) Hata terimi ile birim ve zaman etkiler arasında korelasyon bulunmamaktadır, $E[\mu_i, \lambda_t | \varepsilon_{it}] = 0$

1.2.1.2.2. Tesadüfi Etkiler Modeli ve Tahmin Yöntemleri

(1.46) numaralı eşitlikte verilmiş olan panel veri modelinde yer alan birim etki μ_i ile zaman etkisi λ_t 'nin tesadüfi değişkenler olduğu varsayımı yapılıyorsa panel veri modeli tesadüfi etkiler (hata bileşenleri) modeli kurulmaktadır. Hata bileşenleri modelinde, μ_i ve λ_t hata terimi içerisinde yer almaktadır. (1.46) numaralı

¹⁷ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **a.g.e.**, s. 143.

¹⁸ L. Matyas & P. Sevestre, **a.g.e.**, s. 25.

eşitlikte verilmiş olan panel veri modelinde gözlemler zaman boyutuna göre sıralanarak kümelendiğinde i. birim için hata bileşenleri modeli,

$$Y_i = X_i \beta + \mu_i j_i + I_T \lambda + \varepsilon_i \quad (1.56)$$

şeklinde kurulmaktadır. Bu modelde birleşik hata μ_i , λ ve artık hata ε_i unsurlarından meydana gelmektedir. Bağımsız değişkene ait gözlemler $T \times 1$ boyutunda bir sütun vektörü şeklinde iken X_i , $T \times K$ boyutunda $X_i = (j_i, X_{si})$ şeklinde sabit terim sütununu içeren bağımsız değişkenler matrisidir¹⁹. Buna ek olarak $K \times 1$ boyutundaki bilinmeyen parametre vektörü, $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K)'$ gibidir. Birleşik hata içerisinde yer alan zaman etkisi λ , $T \times 1$ boyutunda bir vektör olmak üzere $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_T)'$ şeklindedir²⁰. (1.56) numaralı eşitlikte verilmiş olan panel veri modelinde birleşik hata terimi içerisinde yer alan μ_i , λ_t ve ε_i artık hata vektörü birbirlerinden bağımsızdırlar. Buna ek olarak bağımsız değişkenler ile birleşik hata teriminin unsurları korelasyonsuzdur²¹.

(1.56) numaralı tesadüfi etkiler-hata bileşenler modeli için genel olarak²²,

(i) Artık hataların beklenen değeri sıfırdır, $E[\varepsilon_i] = 0$.

(ii) Artık hatalar homoskedastiktir, $E[\varepsilon_i \varepsilon_i' | X_i] = \sigma_\varepsilon^2 I_T$.

(iii) Artık hatalarda otokorelasyon yoktur, $E[\varepsilon_{it} \varepsilon_{it'}] = 0$, $t \neq t'$.

(iv) X_i ile artık hatalar arasında ilişki yoktur, $E[\varepsilon_i | X_i] = 0$.

(v) $E(\lambda_t) = 0$, $E(\lambda_t^2) = \sigma_\lambda^2$ ile $t \neq t'$ için $E(\lambda_t \lambda_{t'} | X_i) = 0$.

¹⁹ George G. Judge v.d., **a.g.e.**, s. 533

²⁰ L. Matyas & P. Sevestre, **a.g.e.**, s. 64

²¹ Badi H. Baltagi, **a.g.e.**, s. 35.

²² Ferda Yerdelen Tatoğlu, **a.g.e.**, s. 145.

(vi) $E(\mu_i)=0$, $E(\mu_i^2)=\sigma_\mu^2$ ile $i \neq j$ için $E(\mu_i\mu_j|X_i)=0$.

(vii) Tüm i ve t 'ler için λ_t , μ_i ve ε_{it} birbirlerinden bağımsızdır.

varsayımları yapılmaktadır²³. (1.56)'te verilmiş olan panel veri modelinde yer alan birleşik hata terimi, $v_i=\mu_i j_t + I_T \lambda + \varepsilon_i$ şeklinde ifade edilmektedir ve v_i 'nin varyansı,

$$\Phi_{ii}=E\left[(\mu_i j_t + I_T \lambda + \varepsilon_i)(\mu_i j_t + I_T \lambda + \varepsilon_i)'\right]=\sigma_\mu^2 j_t j_t' + \sigma_\lambda^2 I_T + \sigma_\varepsilon^2 I_T \quad (1.57)$$

şeklindedir. Burada I_T $T \times T$ boyutunda birim matris iken, $j_t j_t'$ $T \times T$ boyutunda birlerden oluşan bir matristir. Aynı birimler için farklı zaman boyutlarında birleşik hata terimi v_i 'nin kovaryansı,

$$\Phi_{ii}=E\left[(\mu_i j_t + I_T \lambda + \varepsilon_i)(\mu_i j_{t'} + I_T \lambda + \varepsilon_i)'\right]=\sigma_\mu^2 j_t j_{t'}' \quad (1.58)$$

şeklindedir. Farklı birimler için aynı dönemde hata teriminin kovaryansı ise,

$$\Phi_{ij}=E\left[(\mu_i j_t + I_T \lambda + \varepsilon_i)(\mu_j j_t + I_T \lambda + \varepsilon_j)'\right]=\sigma_\lambda^2 I_T \quad (1.59)$$

şeklindedir.

$\sigma_v^2 = \sigma_\mu^2 + \sigma_\lambda^2 + \sigma_\varepsilon^2$ olmak üzere birleşik hata terimi v_i 'nin varyans-kovaryans matrisinin açık bir gösterimi,

²³ Cheng Hsiao, **Analysis of Panel Data**, 2. bs., Birleşik Krallık, Cambridge University Press, 2003 s. 34.

$$\Phi = \begin{bmatrix} \sigma_v^2 & \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 & \sigma_\lambda^2 & 0 & 0 & \dots \\ \sigma_\mu^2 & \ddots & \sigma_\mu^2 & 0 & \sigma_\lambda^2 & 0 & \dots \\ \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 & \sigma_v^2 & 0 & 0 & \sigma_\lambda^2 & \dots \\ \sigma_\lambda^2 & 0 & 0 & \sigma_v^2 & \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 & \dots \\ 0 & \sigma_\lambda^2 & 0 & \sigma_\mu^2 & \ddots & \sigma_\mu^2 & \dots \\ 0 & 0 & \sigma_\lambda^2 & \sigma_\mu^2 & \sigma_\mu^2 & \sigma_v^2 & \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots \end{bmatrix}_{NT \times NT} \quad (1.60)$$

gibidir²⁴.

(1.56) numaralı eşitlikte verilmiş olan panel veri modeli bütün gözlemleri içerecek şekilde birimlere göre kümelendiğinde,

$$Y = X\beta + \mu \otimes j_T + (j_N \otimes I_T)\lambda + \varepsilon \quad (1.61)$$

gibi gösterilmektedir. Burada $X' = (X'_1, X'_2, \dots, X'_N)$, $\mu = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N)'$, $Y' = (Y'_1, Y'_2, \dots, Y'_N)$ ve $\varepsilon' = (\varepsilon'_1, \varepsilon'_2, \dots, \varepsilon'_N)$ olmak üzere (1.60) numaralı eşitlikte açık hali verilmiş olan birleşik hata terimi v_{it} 'nin varyans-kovaryans matrisi ise aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \Phi &= E \left[(\mu \otimes j_T + (j_N \otimes I_T)\lambda + \varepsilon)(\mu \otimes j_T + (j_N \otimes I_T)\lambda + \varepsilon)' \right] \\ &= \sigma_\mu^2 (I_N \otimes j_T j_T') + \sigma_\lambda^2 (j_N j_N' \otimes I_T) + \sigma_\varepsilon^2 I_{NT} \end{aligned} \quad (1.62)$$

β 'nin GEKK tahmincisi,

$$\hat{\beta} = (X' \Phi^{-1} X)^{-1} X' \Phi^{-1} Y \quad (1.63)$$

²⁴ Badi H. Baltagi, **a.g.e.**, s. 35.

şeklindedir. Bu tahminci $\hat{\beta}'=(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}'_{\text{GEKK}})$, iki unsurdan oluşmaktadır. $\hat{\beta}_1$ sabit parametre tahminlerini, $\hat{\beta}_{\text{GEKK}}$ ise eğim parametresi tahminlerini göstermektedir. Bunun yanı sıra $\hat{\beta}_{\text{GEKK}}$, grup içi tahminci; $\hat{\beta}_s$, gruplararası tahminci; $\hat{\beta}_s^*$ ve zamana göre değişen $\hat{\beta}_s^0$ 'ın ağırlıklı ortalamasıdır. Sabit parametre $\hat{\beta}_1$ ise $\hat{\beta}_{\text{GEKK}}$ 'in elde edilmesinden sonra hesaplanmaktadır.

Bu tahmincilerin elde edilebilmesi için öncelikle (1.63) numaralı eşitlikte yer alan (1.62)'de tanımlanmış olan Φ matrisinin tersinin alınması gerekmektedir. Birleşik hata terimi v_{it} 'nin varyans-kovaryans matrisinin tersi aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır,

$$\Phi^{-1} = \frac{Q_{\text{NT}}}{\sigma_\varepsilon^2} + \frac{Q_1}{\sigma_1^2} + \frac{Q_2}{\sigma_2^2} + \frac{Q_3}{\sigma_3^2} \quad (1.64)$$

(1.64)'de yer alan Q_{NT} ve Q_1 sırasıyla (1.51) ve (1.23)'de tanımlanmıştır. Buna ek olarak $\sigma_1^2 = T\sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2$, $\sigma_2^2 = N\sigma_\lambda^2 + \sigma_\varepsilon^2$ ve $\sigma_3^2 = T\sigma_\mu^2 + N\sigma_\lambda^2 + \sigma_\varepsilon^2$ olmak üzere,

$$Q_2 = \frac{j_N j_N'}{N} \otimes I_T - \frac{j_{\text{NT}} j_{\text{NT}}'}{\text{NT}} \quad (1.65)$$

$$Q_3 = \frac{j_{\text{NT}} j_{\text{NT}}'}{\text{NT}} \quad (1.66)$$

eşitlikleri de vardır. $X=(j_{\text{NT}}, X_s)$ ve $W_1 = \frac{X_s' Q_1 X_s}{\sigma_1^2}$, $W_2 = \frac{X_s' Q_2 X_s}{\sigma_2^2}$, $W_3 = \frac{X_s' Q_{\text{NT}} X_s}{\sigma_\varepsilon^2}$ olmak üzere, (1.64) eşitliği, (1.63) numaralı eşitlikte yerine konulursa eğim parametreleri,

$$\hat{\beta}_{\text{GEKK}} = [W_1 + W_2 + W_3]^{-1} [W_1 \hat{\beta}_s^* + W_2 \hat{\beta}_s^0 + W_3 \hat{\beta}_s] \quad (1.67)$$

ile tahmin edilmektedir. Burada, $\hat{\beta}_s^0 = (X_s' Q_2 X_s)^{-1} X_s' Q_2 Y$ 'dir ayrıca gruplararası tahminci $\hat{\beta}_s^*$ ve grup içi tahminci $\hat{\beta}_s$ sırasıyla (1.22) ve (1.10)'da tanımlanmıştır.

(1.67)'da elde edilen eğim parametrelerinin tahminleri kullanılarak $\hat{\beta}_1$,

$$\hat{\beta}_1 = \bar{Y}_{..} - \sum_{k=2}^K \hat{\beta}_k \bar{X}_{k..} \quad (1.68)$$

ile elde edilir. β 'nın tahmin edilmesinden sonra μ_i ve λ_t ,

$$\hat{\mu}_i = \left(\frac{T\sigma_\mu^2}{\sigma_1^2} \right) (\bar{Y}_{i.} - \hat{\beta}_1 - \sum_{k=2}^K \hat{\beta}_k \bar{X}_{ki.}) \quad (1.69)$$

$$\hat{\lambda}_t = \left(\frac{N\sigma_\lambda^2}{\sigma_2^2} \right) (\bar{Y}_{.t} - \hat{\beta}_1 - \sum_{k=2}^K \hat{\beta}_k \bar{X}_{k.t}) \quad (1.70)$$

ile hesaplanmaktadır. (1.69) ve (1.70) numaralı eşitliklerden β için GEKK tahmincisi ile μ_i ve λ_t 'nin tahminlerinin bilinmeyen σ_ε^2 , σ_μ^2 ve σ_λ^2 'ye bağlı oldukları görülmektedir. Bilinmeyen bu varyansların yerine tahminleri kullanılarak, tesadüfi etkiler modeli EGEKK yöntemi ile tahmin edilmektedir.

Gruplararası tahmincinin kalıntıları $[\hat{e}^* = Q_1 Y - Q_1 X_s \hat{\beta}_s^*]$ yardımıyla,

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{e^{*'} e^*}{N-K} \quad (1.71)$$

elde edilmekte, $\varepsilon^0 = Q_2 Y - Q_2 X_2 \hat{\beta}_s^0$ ve $\hat{e} = QY - QX_s \hat{\beta}_s$ olmak üzere, $\hat{\sigma}_2^2$ ve $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır,

$$\hat{\sigma}_2^2 = \frac{e^{0'} e^0}{T-K} \quad (1.72)$$

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{\hat{e}' \hat{e}}{(N-1)(T-1)-K'} \quad (1.73)$$

1.2.2. Tüm Parametreleri Heterojen Modeller

Panel veri modellerinde heterojenliğin kaynağı olan gözlemlenemeyen etkiler sadece sabit parametrede değil, eğim parametrelerinde de davranışsal farklılıklara neden olabilmektedir. Bu durum, panel veri modelinde yer alan tüm parametrelerin heterojen varsayılmasıyla temsil edilmektedir. Tüm parametreleri heterojen modeller, model içerisinde birim etki ve zaman etkisinin bulunmasına bağlı olarak, tek yönlü veya çift yönlü olmak üzere iki farklı şekilde kurulmaktadır.

1.2.2.1. Tek Yönlü Modeller

Bu bölümde, panel veri modelinde birim etkinin davranışsal farklılığın kaynağı olduğu, tüm parametreleri heterojen panel veri modelleri üzerinde durulacaktır. (1.1) numaralı genel eşitlikten hareketle birimlere göre farklılaşmayı gösteren model,

$$Y_{it} = \sum_{k=1}^K \beta_{ki} X_{kit} + \varepsilon_{it}, \quad i=1,2,\dots,N; t=1,2,\dots,T \quad (1.74)$$

şeklinde ifade edilebilmektedir. Burada (1.1) numaralı eşitlikte verilmiş olan panel veri modelinden farklı olarak sabit parametre için $X_{1it} \equiv 1$ alınmaktadır. Bu modelde tüm parametrelerin zamana göre sabit, birimlere göre değişkenlik gösterdiği varsayılmaktadır²⁵. Bu modelin tahmin edilmesinde kullanılan yöntem, heterojenliğin kaynağı olduğu düşünülen birim etkiye dolayısıyla modelde yer alan tüm parametrelere konulan varsayımlara bağlı olarak değişmektedir. β_{ki} 'nin tesadüfi parametreler olduğu varsayılıyorsa (1.74) numaralı panel veri modeli “Swamy Tesadüfi Katsayılar Modeli” halini almakta; buna karşın β_{ki} 'nin sabit parametreler olduğu varsayılıyorsa “Görünürde İlişkisiz Regresyon Modeli” halini almaktadır²⁶.

²⁵ Cheng Hsiao, **a.g.e.**, s. 143.

²⁶ George G. Judge v.d., **a.g.e.**, s. 539.

1.2.2.1.1. Swamy Tesadüfi Katsayılar Modeli

Birim etkinin hata terimi gibi tesadüfi bir değişken olduğu varsayılıyorsa, Swamy (1970, 1971) tarafından literatüre kazandırılan Tesadüfi Katsayılar Modeli (TKM) söz konusu olmaktadır. (1.74) numaralı eşitlikte verilmiş olan modelde gözlemler zaman boyutuna göre kümелendiğinde,

$$Y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i \quad (1.75)$$

TKM elde edilmektedir. (1.75) numaralı eşitlikte yer alan β_i , $K \times 1$ boyutlu katsayı vektörü olup, β_i 'nin ortalaması $\bar{\beta}$ ve varyans kovaryans matrisi Δ olan olasılık dağılımına sahip tesadüfi bir değişken olduğu varsayılmaktadır²⁷. Bu durumda model,

$$Y_i = X_i (\bar{\beta} + \mu_i) + \varepsilon_i \quad (1.76)$$

ifade edilmektedir. Burada Y_i , $Y_i = (Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{iT})'$ şeklinde $T \times 1$ boyutunda bağımlı değişken vektörü iken; X_i , $X_i = (X'_{i1}, X'_{i2}, \dots, X'_{iT})'$ şeklinde $T \times K$ boyutunda bağımsız değişkenler matrisidir. $K \times 1$ boyutunda katsayı vektörü β_i ise,

$$\beta_i = \bar{\beta} + \mu_i \quad (1.77)$$

şeklinde yazılabilmektedir. Katsayı vektörü β_i içerisinde yer alan birim etki ile ilgili olarak $E[\mu_i] = 0$, $E[\mu_i \mu_i'] = \Delta$, $E[\mu_i X_i] = 0$ ve ($i \neq j$ olmak üzere) $E[\mu_i \mu_j'] = 0$ varsayımları yapılmaktadır. (1.76) numaralı eşitlikte verilmiş olan panel veri modelinin, hata terimi ε_i ile ilgili olarak, $E(\varepsilon_i \varepsilon_i') = \sigma_i^2 I_T$ ve ($i \neq j$ olmak üzere) $E(\varepsilon_i \varepsilon_j') = 0$ varsayımları yapılmaktadır. Bu varsayımlar, hata terimlerinin otokorelasyonsuz ancak birimlere göre heteroskedastik olduğu anlamına gelmektedir.

²⁷ Bkz. P. A. V. B. Swamy, "Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model", *Econometrica*, C. XXXVIII, No. 2., 1970, pp. 311-323., s. 311.

$\bar{\beta}$ vektörü, GEKK yöntemiyle tahmin edilebilmektedir. Bunun için (1.75) numaralı eşitlikte verilen panel veri modeli bütün gözlemleri içerecek şekilde,

$$Y=X\bar{\beta}+Z\mu+\varepsilon \quad (1.78)$$

gibidir. Burada Y, NT×1 boyutunda bağımlı değişken vektörü $Y=(Y_1, Y_2, \dots, Y_N)'$ ve X, NT×K boyutunda bağımsız değişkenler matrisi $X=(X_1, X_2, \dots, X_N)'$ olarak ifade edilmektedir. Birim etki, $\mu=(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N)'$ şeklinde NK×1 boyutunda bir vektör iken, artık hata (ε), $\varepsilon=(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_N)'$ şeklinde NT×1 boyutunda bir vektördür. NT×NK boyutlu Z matrisinin yapısı ise açık olarak aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$Z=\begin{bmatrix} X_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & X_N \end{bmatrix} \quad (1.79)$$

(1.78) numaralı eşitlikte verilmiş olan panel veri modelinin açık gösterimi,

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix} \bar{\beta} + \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & X_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_N \end{bmatrix} \quad (1.80)$$

şeklindedir. Birim etki μ_i 'nin tesadüfi bir değişken olduğu varsayıldığı için (1.78) numaralı eşitlikte verilmiş olan panel veri modelinin hata terimi $v=Z\mu+\varepsilon$ 'dir. Burada μ ile ε 'nin birbirlerinden bağımsız oldukları ve $E(v)=0$ varsayımları yapılmaktadır²⁸.

²⁸ A.e., s. 312.

Birleşik hata için $NT \times 1$ boyutundaki varyans kovaryans matrisi (Ω), $\Omega = E[vv'] = E[(Z\mu + \varepsilon)(Z\mu + \varepsilon)']$ ile elde edilir. $NT \times NT$ boyutlu varyans kovaryans matrisinde i. köşegen bloğun değeri,

$$\Omega_i = X_i \Delta X_i' + \sigma_i^2 I_T \quad (1.81)$$

olacak şekilde, birim etkiyi gösteren μ_i 'nin varyansı ile artık hata ε_i 'nin varyansına bağlıdır. Tüm birimler için Ω blok köşegen matrisi ise,

$$\Omega = \begin{bmatrix} X_1 \Delta X_1' + \sigma_1^2 I_T & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X_2 \Delta X_2' + \sigma_2^2 I_T & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & X_N \Delta X_N' + \sigma_N^2 I_T \end{bmatrix} \quad (1.82)$$

şeklinde. Ω matrisinin köşegen dışı elemanları $T \times T$ boyutunda 0'lardan oluşan matrislerdir.

$\bar{\beta}$ parametre vektörünün GEKK tahmincisi,

$$\hat{\beta} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} y = \left(\sum_{i=1}^N X_i' \Omega_i^{-1} X_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N X_i' \Omega_i^{-1} y_i = \sum_{i=1}^N W_i \hat{b}_i \quad (1.83)$$

olarak tahmin edilmektedir. Burada, her bir birim için EKK tahmincisi $\hat{b}_i = (X_i' X_i)^{-1} X_i' y_i$ ve tahmincilerin varyansı $\Sigma_{\hat{b}_i} = \sigma_i^2 (X_i' X_i)^{-1}$ olmak üzere; W_i ,

$$W_i = \left\{ \sum_{i=1}^N \left[\Delta + \Sigma_{\hat{b}_i} \right]^{-1} \right\}^{-1} \left[\Delta + \Sigma_{\hat{b}_i} \right]^{-1} \quad (1.84)$$

gibidir, dolayısıyla $\hat{\beta}$ varyanslarla tartılandırılmış EKK tahmincisidir.

$\hat{\beta}$ 'nin varyans kovaryans matrisi,

$$\text{Kov}(\hat{\beta}) = \left(\sum_{i=1}^N X_i' \Omega_i^{-1} X_i \right)^{-1} = \left\{ \sum_{i=1}^N \left[\Delta + \Sigma_{\hat{b}_i} \right] \right\}^{-1} \quad (1.85)$$

ile elde edilmektedir ve görüldüğü gibi $\text{Kov}(\hat{\beta})$, Δ ve σ_i^2 'ye bağlıdır. Δ ve σ_i^2 bilinmedikleri için tahmin edilmeleri gerekmektedir. σ_i^2 'ın sapmasız tahmin edicisi aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_i^2 &= \frac{\hat{\varepsilon}_i' \hat{\varepsilon}_i}{T-K} \\ &= \frac{Y_i' M_i Y_i}{T-K} \end{aligned} \quad (1.86)$$

Burada M_i denkgüçlü simetrik matris olup, $M_i = I_T - X_i (X_i' X_i)^{-1} X_i'$ şeklinde hesaplanmaktadır. Her bir birim için EKK tahmincisi $\hat{b}_i = (X_i' X_i)^{-1} X_i' y_i$ ve $S_b = \sum_{i=1}^N \hat{b}_i \hat{b}_i' - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{b}_i \sum_{i=1}^N \hat{b}_i'$ olmak üzere, Δ 'nın sapmasız tahmin edicisi ise,

$$\hat{\Delta} = \frac{S_b}{N-1} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^2 (X_i' X_i)^{-1} \quad (1.87)$$

şeklindedir.

1.2.2.1.2. Görünürde İlişkisiz Regresyon Modeli

Tüm parametrelerin heterojen kabul edildiği panel veri modellerinde, panel veride yer alan birimlerin, zaman boyutundan bağımsız olarak kendine özgü özellikleriyle gözlemlenemeyen etkiyi oluşturan birim etkilerin tahmin edilmesi gereken parametreler olması halinde, (1.74) numaralı eşitlikte verilmiş olan panel veri modelinde yer alan parametrelerin sabit oldukları varsayılmaktadır. Bu durumda, Zellner (1962) tarafından literatüre kazandırılan Görünürde İlişkisiz Regresyon (GİR) modeli söz konusu olmaktadır.

(1.74) numaralı eşitlikte yer alan β_{ki} parametrelerinin sabit olduğu varsayımı altında i. birim için model,

$$Y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i \quad (1.88)$$

şeklinde yazılabilecektir. Burada, bağımlı değişken Y_i ve hata terimi ε_i , $T \times 1$ boyutunda vektörlerdir. Bağımsız değişken matrisi X_i , $T \times K$ boyutunda, β_i parametre vektörü ise $K \times 1$ boyutundadır. (1.88) numaralı eşitlikteki panel veri modelinin açık hali aşağıdaki gibidir:

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & X_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & X_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_N \end{bmatrix} \quad (1.89)$$

Buna ek olarak tüm birimler için model,

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (1.90)$$

ile ifade edilir. Bu modelde Y bağımlı değişken matrisi $NT \times 1$ boyutunda, X bağımsız değişken matrisi ise $NT \times K$ boyutundadır. β ve ε vektörlerinin boyutları sırasıyla $K \times 1$ ve $NT \times 1$ 'dir. Hata terimi ε ile ilgili, $E(\varepsilon | X_1, X_2, \dots, X_N) = 0$ ve $E(\varepsilon \varepsilon' | X_1, X_2, \dots, X_N) = \Omega$ varsayımları yapılmaktadır²⁹. Varyans kovaryans matrisi Ω 'un açık ifadesi ise,

$$E(\varepsilon \varepsilon' | X_1, X_2, \dots, X_N) = \Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{11} I_T & \sigma_{12} I_T & \cdots & \sigma_{1N} I_T \\ \sigma_{21} I_T & \sigma_{22} I_T & \cdots & \sigma_{2N} I_T \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1} I_T & \sigma_{N2} I_T & \cdots & \sigma_{NN} I_T \end{bmatrix} = \Sigma \otimes I_T \quad (1.91)$$

şeklinindedir. (1.89) numaralı eşitlikte açık hali verilmiş olan GİR modelinde her bir birim için ayrı ayrı $Y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i$ regresyon modeli kurulmaktadır. Buradan hareketle, Ω matrisin köşegen elemanları her bir birim için ayrı ayrı kurulan regresyon

²⁹ William H. Greene, **a.g.e.**, s. 341.

modelindeki kalıntıların varyansını, köşegen dışı elemanlar ise kalıntılar arasındaki kovaryansı göstermektedir.

(1.90) numaralı panel veri modelinde verilmiş olan β 'nın GEKK tahmincisi,

$$\hat{\beta}_{\text{GEKK}} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} Y \quad (1.92)$$

şeklindedir. Burada yer alan Ω^{-1} , $\Omega^{-1} = \Sigma^{-1} \otimes I_T$ şeklindedir ancak Σ^{-1} bilinmediği için tahmin edilmesi gerekmektedir. Zellner (1962) Σ matrisindeki σ_{ij} 'ler için,

$$\hat{\sigma}_{ij} = \frac{\hat{\varepsilon}_i' \hat{\varepsilon}_j}{T-K} \quad (1.93)$$

tahmincisini kullanmıştır³⁰. $\hat{\varepsilon}_i = Y_i - X_i \hat{\beta}_i$ ve $\hat{\beta}_i = (X_i' X_i)^{-1} X_i' Y_i$, her bir birim için ayrı ayrı $Y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i$ regresyon modelinin tahmininden elde edilmektedir.

Σ 'un tahmini ile β 'nın EGEKK tahmincisi,

$$\hat{\beta}_{\text{EGEKK}} = (X' \hat{\Omega}^{-1} X)^{-1} X' \hat{\Omega}^{-1} Y = (X' (\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I_T) X)^{-1} X' (\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I_T) Y \quad (1.94)$$

olacaktır. Parametre tahminlerinin varyans-kovaryans matrisi ise,

$$\text{Kov}(\hat{\beta}_{\text{EGEKK}}) = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{11} X_1' X_1 & \hat{\sigma}_{12} X_1' X_2 & \cdots & \hat{\sigma}_{1N} X_1' X_N \\ \hat{\sigma}_{21} X_2' X_1 & \hat{\sigma}_{22} X_2' X_2 & \cdots & \hat{\sigma}_{2N} X_2' X_N \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \hat{\sigma}_{N1} X_N' X_1 & \hat{\sigma}_{N2} X_N' X_2 & \cdots & \hat{\sigma}_{NN} X_N' X_N \end{bmatrix} \quad (1.95)$$

şeklindedir.

³⁰ Arnold Zellner, "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias", **Journal of the American Statistical Association**, C. LVII, No. 298, 1962, pp. 348-368., s. 352.

1.2.2.2. Çift Yönlü Modeller

Panel veri modellerinde birimlere ve zamana göre farklılaşan davranışsal modeller kurulabilmektedir. Birim ve zaman etkilerini içeren bu davranışsal modeller, tüm parametreleri heterojen hale getirmektedir. Panel veri modelleri içerisinde en genel spesifikasyona sahip bu modellerde her bir birimin her bir zaman boyutuna ait kendine özgü katsayıları bulunmaktadır³¹. Birim ve zaman etkisini içeren bu çift yönlü modeller aşağıdaki gibi kurulmaktadır.

$$Y_{it} = \beta_{lit} + \sum_{k=2}^K \beta_{kit} X_{kit} + \varepsilon_{it}, \quad i=1,2,\dots,N; t=1,2,\dots,T \quad (1.96)$$

Bu modelde sabit parametre β_{lit} ve eğim parametreleri β_{kit} hem birimlere göre hem de zamana göre değişim göstermektedir. Literatürde hem birim hem de zaman etkisini taşıyan bu parametrelerin tahmin edilmesinde tesadüfi katsayılar yaklaşımı uygulanmaktadır. Bu bölümde çift yönlü modellerde yer alan parametrelerin $(\beta_{lit}, \beta_{kit})$, tesadüfi katsayılar yaklaşımı ile tahmini üzerinde durulacaktır.

1.2.2.2.1. Hsiao Tesadüfi Katsayılar Modeli

Parametrelerin birimlere ve zaman boyutuna özgü spesifik unsurlara sahip olduğu (1.96) numaralı eşitlikte verilmiş olan çift yönlü model aşağıdaki gibi de ifade edilebilmektedir³²,

$$Y_{it} = \sum_{k=1}^K (\bar{\beta}_k + \mu_{ki} + \lambda_{kt}) X_{kit} + \varepsilon_{it}, \quad i=1,2,\dots,N; t=1,2,\dots,T \quad (1.97)$$

Burada $X_{lit} = 1$ olmak üzere, model içerisinde yer alan $\bar{\beta}_k$ her bir katsayının içerdiği ortalama değeri, μ_{ki} birim etkiyi, λ_{kt} ise zaman etkisini göstermektedir.

³¹ L. Matyas & P. Sevestre, **a.g.e.**, s. 186.

³² Cheng Hsiao, **a.g.e.**, s. 151.

Hsiao (1975) tarafından analiz edilen modelde aşağıdaki varsayımlar yapılmaktadır³³,

(i) $E(\varepsilon_{it})=0$

(ii) $i=j$ ve $t=t'$ için $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{it'})=\sigma^2$

(iii) $E(\mu_{ki}) = 0$

(iv) $i=j$ ve $k=k'$ için $E(\mu_{ki}\mu_{k'j})=\Delta$

(v) $E(\lambda_{kt}) = 0$

(vi) $t=t'$ ve $k=k'$ için $E(\lambda_{kt}\lambda_{k't'})=A$

(vii) Birim etki μ_{ki} , zaman etkisi λ_{kt} ve hata terimi ε_{it} birbirleri ile korelasyonsuzdur.

(1.97) numaralı eşitlikte verilmiş olan çift yönlü panel veri modeli i. birim için matris notasyonuyla,

$$Y_i = X_i\bar{\beta} + X_i\mu_i + \bar{Z}_i\lambda + \varepsilon_i \quad (1.98)$$

şeklinde ifade edilebilir. Bu modelde bağımlı değişken vektörü Y_i ve bağımsız değişkenler matrisi X_i sırasıyla $T \times 1$ ve $T \times K$ boyutlarındadır. Modelde yer alan diğer unsurlar,

$$\bar{Z}_i = \begin{bmatrix} X'_{i1} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & X'_{i2} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & X'_{iT} \end{bmatrix} \quad \bar{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_K \end{bmatrix} \quad \mu_i = \begin{bmatrix} \mu_{i1} \\ \vdots \\ \mu_{Ki} \end{bmatrix} \quad \lambda' = (\lambda'_1, \dots, \lambda'_T) \quad \lambda_t = \begin{bmatrix} \lambda_{1t} \\ \vdots \\ \lambda_{Kt} \end{bmatrix} \quad (1.99)$$

(T × TK) (K × 1) (K × 1) (TK × 1) (K × 1)

şeklindedir. $X'_{it} = (X_{1it}, \dots, X_{Kit})$ olmak üzere (1.98)'de verilen model tüm birimleri kapsayacak şekilde aşağıdaki gibi,

³³ Cheng Hsiao, "Some Estimation Methods for a Random Coefficient Model", *Econometrica*, C. XLIII, No. 2, 1975, pp. 305-325, s. 306.

$$Y=X\bar{\beta}+Z\mu+\bar{Z}\lambda+\varepsilon \quad (1.100)$$

ifade edilir. Burada bağımlı değişken Y vektörü, $NT \times 1$ boyutunda iken; bağımsız değişkenler matrisi X, $NT \times K$ boyutundadır. Z matrisi köşegen elemanlarını X_i 'lerin oluşturduğu $NT \times NK$ boyutunda bir matris iken; \bar{Z} matrisi $NT \times TK$ boyutunda bir matristir.

(1.100)'deki panel veri modelinin birleşik hata terimi,

$$v=Z\mu+\bar{Z}\lambda+\varepsilon \quad (1.101)$$

olmak üzere varyans kovaryans matrisi Φ , $NT \times NT$ boyutundadır ve aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\begin{aligned} \Phi &= E(vv') = E[(Z\mu+\bar{Z}\lambda+\varepsilon)(Z\mu+\bar{Z}\lambda+\varepsilon)'] \\ &= Z(I_N \otimes \Delta)Z' + \bar{Z}(I_T \otimes A)\bar{Z}' + \sigma_\varepsilon^2 I_{NT} \end{aligned} \quad (1.102)$$

Varyans kovaryans matrisi Φ içerisinde yer alan Δ ve A matrisleri $K \times K$ boyutludur.

Φ 'nın bilinmesi halinde (1.100) numaralı eşitlikte verilmiş olan panel veri modelinin eğim parametreleri $\bar{\beta}$, GEKK yöntemi ile $\hat{\bar{\beta}}=(X'\Phi^{-1}X)^{-1}X'\Phi^{-1}Y$ şeklinde tahmin edilir ancak Φ genelde bilinmemektedir³⁴. Bu durumda $\bar{\beta}$, EGEKK yöntemiyle tahmin edilebilecektir. EGEKK yönteminde Φ 'un tahminine ihtiyaç duyulmaktadır. Hsiao (1974) Φ 'u, En Çok Benzerlik (EÇB) ile Hildreth ve Houck (1968) tarafından önerilen En Norm Karesel Sapmasız Tahminci (ENKST) yöntemleriyle tahminini incelemiştir³⁵.

³⁴ George G. Judge v.d., **a.g.e.**, s. 548.

³⁵ Cheng Hsiao, "Statistical Inference for a Model with Both Random Cross-Sectional and Time Effects", **International Economic Review**, XV. 15, No. 1, 1974, pp. 12-30 1974 s.f. 15.

1.3. Panel Veri Modellerinde Temel Varsayımlardan Sapmalar

Literatürde farklı varsayımlara ve farklı spesifikasyonlara sahip birçok panel veri modeli kurulabilmektedir. Farklı özelliklere sahip bu modellerin çözümünde çeşitli tahmin teknikleri kullanılsa da, bu tahmin tekniklerinin ortak özellikleri EKK yöntemine dayanmalarıdır. EKK yöntemi Klasik Doğrusal Regresyon Modelinin (KDRM) temel varsayımlarını esas alan bir yöntem olduğu için bu varsayımlardan sapmalar meydana geldiğinde panel veri modellerinin tahmininde ne gibi problemlerle karşılaşılacağı bu bölümde incelenecektir. Bu kapsamda, tahminde ciddi problemler yaratan varsayımdan sapmalar olan içsellik, heteroskedsite, otokorelasyon ve birimlerarası korelasyon ele alınacaktır.

1.3.1. İçsellik

Klasik doğrusal regresyon modelinin temel varsayımlarından bir tanesi bağımsız değişkenlerin tekrar eden örneklerde sabit olduğu, daha teknik bir ifade ile olasılıklı olmadığıdır³⁶. Bu varsayım EKK tahmin yönteminin sapmasızlık ve tutarlılık özellikleri için gerekli bir varsayımdır. Ancak araştırmacılar tarafından gerçekte bağımsız değişkenlerin stokastik olduklarına kanaat getirilmiş ve regresyon modelinde yer alan bir diğer stokastik değişken olan hata terimiyle ilişkisi incelenmiştir.

Bağımsız değişkenler ile hata teriminin bağımsız oldukları durum bağımsız değişkenlerin dışsal oldukları anlamına gelmektedir. Dışsallık varsayımı ile, sabit ve tesadüfi değişkenlerin karışımından meydana gelen bağımsız değişkenlere ait gözlemlerin ekonometrik modelin varsayımları dışında belirlendiği, yani hata terimi ε_{it} 'nin meydana gelme sürecinden bağımsız olduğu varsayılmaktadır³⁷. Dışsallık varsayımı genel bir ifade ile $E(\varepsilon_{it}|X_{kit})=0$ şeklinde gösterilmekte ve asgari düzeyde

³⁶ Damodar N. Gujarati, **Basic Econometrics**, 4. bs. A.B.D., McGraw -Hill, 2006, s. 66.

³⁷ William H. Greene, **a.g.e.**, s. 10.

hata teriminin bağımsız değişkenler ile korelasyonsuz olmasını gerektirmektedir³⁸, bu genel durum zayıf (eş zamanlı) dışsallık olarak bilinmektedir. i. gözlemlerde hata teriminin beklenen değeri, herhangi bir gözlem için bağımsız değişkenin bir fonksiyonu değilse³⁹, bir başka ifade ile hata teriminin bağımsız değişkenlerin geçmiş ve gelecek değerleri ile korelasyonsuz ise katı dışsallık ($E(\varepsilon_{it}|X_{kit'})=0; t \neq t'$) söz konusu olmaktadır⁴⁰. Bağımsız değişkenlerin tesadüfi değişkenler olmasına ilaveten katı dışsallık varsayımıyla, hata teriminin bağımsız değişkenlere koşullu dağılımı tanımlanabilecek ve bağımsız değişkenin gözlemleri ile oluşturulan anakütle regresyon fonksiyonunun sistematik kısmı olan $E(Y_{it}|X_{kit})=\beta_1+\sum_{k=2}^K\beta_k X_{kit}$ elde edilebilecektir.

Bağımsız değişkenler ile hata terimi korelasyonlu olduğu durumda dışsallık varsayımı bozularak içsellik problemi ile karşılaşılacaktır. İçsellik durumunda EKK tahmincileri sapmalı ve tutarsız hale gelecektir⁴¹. EKK tahmincilerinin sapmalı olması durumu gözlem sayısının artırılmasıyla da giderilemeyecektir⁴². Nihayetinde dışsallık varsayımı homojen ve heterojen panel veri modellerinin EKK, GDEKK ve EGEKK yöntemleriyle tahmininde önem arz etmektedir.

İçsellik probleminin ortaya çıkmasının nedenleri aşağıdaki gibi sıralanabilir:

- (i) Panel veri modelinin matematiksel fonksiyonun yanlış belirlenmesi ya da veri yetersizliği gibi nedenlerden dolayı önemli bir bağımsız değişkenin modele dahil edilmemesi.
- (ii) Modelde hata terimleri ile aynı dönemde korelasyonsuz bağımsız değişkenler bulunsa dahi, otoregresif modellerde bağımsız değişken olan bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin geçmiş dönemler itibarıyla hata terimiyle korelasyonlu olması.

³⁸ Jeffrey M. Wooldridge, **Introductory Econometrics: A Modern Approach**, 2. bs., A.B.D., South-Western College Publishing, 2000, s. 70.

³⁹ William H. Greene, **a.g.e.**, s. 10.

⁴⁰ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **a.g.e.**, s. 6.

⁴¹ William H. Greene, **Econometric Analysis**, 7. bs., A.B.D., Prentice Hall, 2012, s. 219.

⁴² Badi H. Baltagi, **Econometrics**, 5. bs., Berlin, Springer, 2005, s. 260.

(iii) Eşanlı panel veri modellerinde, sistem içerisinde yer alan değişkenlerin hem bağımlı hem bağımsız değişken olması dolayısıyla hata terimleri ile aralarında korelasyonun olması.

1.3.2. Heteroskedasite

Klasik doğrusal regresyon modelinin bir diğer önemli temel varsayımı, homoskedasite varsayımıdır. Bu varsayıma göre bağımsız değişkenlere ait değerler veri iken, hata terimi varyansı tüm gözlemler itibariyle aynıdır⁴³. Bir başka ifade ile her bir hata terimi ε_i , σ_ε^2 olan aynı sonlu varyansa sahiptir⁴⁴. Bu varsayım, bağımsız değişkenler veri iken, hata teriminin koşullu varyansının sabit olduğu anlamına gelmektedir⁴⁵.

Genel bir ifade ile homoskedasite varsayımı,

$$\begin{aligned}\text{Var}(\varepsilon_i|X_i) &= E[\varepsilon_i - E(\varepsilon_i|X_i)]^2 \\ &= E(\varepsilon_i^2|X_i) = \sigma_\varepsilon^2\end{aligned}\tag{1.103}$$

şeklinde gösterilmektedir. Burada dışsallık varsayımı, homoskedasite varsayımının gerçekleşebilmesinde önemli bir rol oynamaktadır.

Homoskedasite varsayımının gerçekleşmediği durum heteroskedasite olarak nitelendirilmektedir. Hata teriminin koşullu varyansı bağımsız değişkenlerin bir fonksiyonu olduğu durumda, hata terimleri heteroskedastik bir yapı sergilemektedir⁴⁶. Hata teriminin heteroskedastik olması, gözlemler itibariyle hata terimi varyansının sabit olmaması anlamına gelmektedir. Heteroskedasite durumu,

⁴³ Damodar N. Gujarati, **a.g.e.**, s. 68.

⁴⁴ William H. Greene **a.g.e.**, s. 10.

⁴⁵ Jeffrey Wooldridge, **a.g.e.**, s. 52.

⁴⁶ **A.e.**, s. 54.

$$\text{var}(\varepsilon_i|X_i)=\begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_n^2 \end{bmatrix} \quad (1.104)$$

şeklinde gösterilebilir. (1.104) numaralı eşitlikte verilen hata teriminin varyans-kovaryans matrisinin köşegen elemanları n tane birbirine eşit olmayan varyansın varlığını göstermektedir.

Panel veri modellerinde heteroskedasite, birim içerisinde heteroskedasite ve birimlere göre heteroskedasite olmak üzere 2 şekilde ele alınabilmektedir. Birim içerisindeki heteroskedasite durumunda, varyanslar zaman boyutu ile birlikte değişmektedir. $t=1,\dots,T$ için $E(\varepsilon_{it}^2)=\sigma_t^2$, $E(\varepsilon_i\varepsilon_i')=\Lambda$ ve $E(\varepsilon\varepsilon')=I_N \otimes \Lambda$ olmak üzere varyans kovaryans matrisi,

$$\text{Var}(\varepsilon)=E(\varepsilon\varepsilon')=\begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & & 0 \\ 0 & 0 & \ddots & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_t^2 & 0 & 0 & 0 & & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \ddots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_2^2 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & & 0 & 0 & 0 & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_t^2 \end{bmatrix}_{NT \times NT} \quad (1.105)$$

şeklindedir. Burada Λ , köşegen elemanlarının σ_t^2 olduğu $T \times T$ boyutunda bir matristir.

Birimlere göre heteroskedasite durumunda ise, birimler birbirlerinden farklı varyans değerlerine sahip olup, birim içinde homoskedasite sağlanmaktadır. $i=1,\dots,N$ için $E(\varepsilon_{it}^2)=\sigma_i^2$, $E(\varepsilon_i\varepsilon_i')=\sigma_i^2 I_T$ ve $E(\varepsilon\varepsilon')=\Psi \otimes I_T$ olmak üzere varyans kovaryans matrisi,

$$\text{Var}(\varepsilon)=E(\varepsilon\varepsilon')=\begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \ddots & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \ddots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_N^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_N^2 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & 0 & 0 & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_N^2 \end{bmatrix}_{NT \times NT} \quad (1.106)$$

şeklindedir. Burada Ψ , köşegen elemanlarının σ_i^2 olduğu $N \times N$ boyutunda bir matristir. Bazı durumlarda her iki heteroskedasite türü bir arada görülebilmekte ise de panel veri modellerinde daha çok birimlere göre heteroskedasite durumu ile karşılaşmaktadır⁴⁷.

Hata terimlerinin heteroskedastik olduğu durumda EKK tahmin edicileri sapmasız ve tutarlıdır, fakat etkin değildirler. Dolayısıyla EKK tahminlerinin standart hataları sapmalıdır ve bu standart hataları temel alan test istatistikleri de geçersiz olmaktadır⁴⁸.

1.3.3. Otokorelasyon

Klasik doğrusal regresyon modelinin bir diğer önemli temel varsayımı ise modelde otokorelasyonun bulunmadığı varsayımdır. Bu varsayıma göre bağımsız değişkenlere ait değerler veri iken, hata terimleri arasındaki korelasyon sıfırdır⁴⁹. Bu varsayım,

⁴⁷ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **a.g.e.**, s. 199.

⁴⁸ Jack Johsnton & John Dinardo, **Econometric Methods**, 4. bs. A.B.D. McGraw-Hill, s. 163.

⁴⁹ Damodar N. Gujarati, **a.g.e.**, s. 70.

$$\begin{aligned}
\text{Kov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j | X_i X_j) &= E \{ [\varepsilon_i - E(\varepsilon_i) | X_i] \} \{ [\varepsilon_j - E(\varepsilon_j) | X_j] \} \\
&= E(\varepsilon_i | X_i)(\varepsilon_j | X_j) \\
&= 0
\end{aligned} \tag{1.107}$$

şeklinde gösterilebilir. Homoskedasite varsayımında olduğu gibi dışsallık varsayımı, bu varsayımının gerçekleşebilmesinde önemli bir rol oynamaktadır.

Homoskedasite varsayımından sapma meydana geldiği zaman, hata teriminin varyans kovaryans matrisinin köşegen elemanları olan varyanslar etkilenmekte, ancak hataların kovaryansları sıfır olarak kalmaktadır. Hata terimlerinin otokorelasyonlu olma durumunda ise, varyanslar etkilenmemekte fakat kovaryanslar sıfırdan farklı değer almakta böylelikle hata terimlerinin korelasyonsuz olduğunu söyleyen KDRM varsayımlarından sapma meydana gelmektedir.

Hata terimleri arasında genellikle 1. mertebeden otokorelasyon görülmektedir. $u_{it} \sim \text{IIDN}(0, \sigma_u^2)$ ve $\text{kov}(u_{it}, u_{is}) = 0$ olmak üzere AR(1) sürecine uygun hata terimleri,

$$\varepsilon_{it} = \rho \varepsilon_{it-1} + u_{it}, \quad |\rho| < 1 \tag{1.108}$$

şeklinde olduğunda hata terimleri arasındaki kovaryans,

$$\text{Kov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it-s}) = E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it-s}) = \frac{\rho^s \sigma_u^2}{1 - \rho^2} \tag{1.109}$$

şeklinde olmaktadır. Buradan hareketle birim içi varyans kovaryans matrisi,

$$\text{Var}(\varepsilon_i) = E(\varepsilon_i \varepsilon_i') = \sigma_\varepsilon^2 A = \frac{\sigma_u^2}{1 - \rho^2} \begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \rho^3 & \dots & \rho^{T-1} \\ \rho & 1 & \rho & \rho^2 & \dots & \rho^{T-2} \\ \rho^2 & \rho & 1 & \rho & \dots & \rho^{T-3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \rho \\ \rho^{T-1} & \rho^{T-2} & \rho^{T-3} & \dots & \rho & 1 \end{bmatrix} \tag{1.110}$$

şeklinindedir. Burada A matrisi $T \times T$ boyutunda bir matristir. Tüm birimler ele alındığında, birim içerisinde homoskedasite varsayımı gerçekleşmiş ise

otokorelasyonlu hata terimlerinin varyans kovaryans matrisi $E(\varepsilon\varepsilon')=\sigma_\varepsilon^2(I_N \otimes A)$ şeklinde ifade edilebilmektedir.

Hata terimleri otokorelasyonlu ise EKK tahmincileri, heteroskedasitenin olduğu durumdaki gibi sonuçlara neden olmakta, sapmasız ve tutarlı fakat etkin olmayan tahminciler elde edilmektedir⁵⁰. Buna ek olarak bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin model içerisinde bağımsız değişken olarak yer aldığı otoregresif modellerde, EKK tahmincilerini tutarsız hale getirmektedir⁵¹.

1.3.4. Birimlerarası Korelasyon

Panel veri modellerinde hata teriminin varyans kovaryans yapısı incelendiğinde, birimlere ait zaman boyutundaki gözlemlerden kaynaklanan otokorelasyonun yanı sıra birimlerarasında da korelasyon olması durumuyla karşılaşılabildiği görülmektedir. Yatay kesit bağımlılık ya da uzamsal korelasyon olarak da bilinen birimlerarası korelasyon, panel veri modelinde her bir birim için hesaplanan hata terimleri arasındaki korelasyonu ifade etmektedir⁵².

i. birimin kalıntıları ile j. birimin kalıntıları arasındaki ilişkiyi gösteren kovaryans matrisi,

$$E(\varepsilon_i\varepsilon_j')=A_{ij} \quad (1.111)$$

şeklinde $T \times T$ boyutunda bir matris olmak üzere, bu matrisin köşegen elemanları, farklı birimler için aynı zaman noktasındaki kovaryansı,

$$\text{Kov}(\varepsilon_{it},\varepsilon_{js})=\begin{cases} \sigma_{ij} & t = s \\ 0 & t \neq s \end{cases} \quad (1.112)$$

göstermektedir. Bu durumda hata terimlerinde birimlerarası eşzamanlı korelasyon problemi ortaya çıkmaktadır:

⁵⁰ Jack Johsnton & John Dinardo, **a.g.e.**, s. 176.

⁵¹ **A.e.**, s. 177.

⁵² Ferda Yerdelen Tatoğlu, **a.g.e.**, s. 9.

$$\text{Var}(\varepsilon)=E(\varepsilon\varepsilon')= \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & 0 & \sigma_{12} & 0 & 0 & \dots & \sigma_{1N} & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 & 0 & \ddots & 0 & \dots & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \sigma^2 & 0 & 0 & \sigma_{12} & \dots & 0 & 0 & \sigma_{1N} \\ \sigma_{12} & 0 & 0 & \sigma^2 & 0 & 0 & \dots & \sigma_{2N} & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 & 0 & \ddots & 0 & \dots & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{12} & 0 & 0 & \sigma^2 & \dots & 0 & 0 & \sigma_{2N} \\ \vdots & & & \vdots & & & \ddots & \vdots & & \\ \sigma_{1N} & 0 & 0 & \sigma_{2N} & 0 & 0 & \dots & \sigma^2 & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 & 0 & \ddots & 0 & \dots & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{1N} & 0 & 0 & \sigma_{2N} & \dots & 0 & 0 & \sigma^2 \end{bmatrix}_{NT \times NT} \quad (1.113)$$

Burada her birim için, birim içi ve birimlere göre homoskedasite varsayımı geçerlidir. Buna ek olarak birim içinde otokorelasyon bulunmamasına rağmen, birimlerarasında eşzamanlı sabit korelasyon problemi bulunmaktadır.

Birimlerarası eşzamanlı korelasyon durumuna ek olarak, nadir olsa da bazen birimler farklı zaman dönemleri içinde de korelasyonlu olabilmektedir. (1.111) numaralı eşitlikte verilmiş olan A_{ij} matrisinin köşegen dışı elemanları, sıfırdan farklı ise birimler için farklı zaman noktalarında kovaryans bulunmaktadır⁵³. Bu durumda (1.112) numaralı eşitlikte verilmiş olan panel veri modeli,

$$\text{Kov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = \begin{cases} \sigma_{ij} & t = s \\ \sigma_{ij}\rho_j^{t-s} & s < t \end{cases} \quad (1.114)$$

halini almaktadır. Burada $\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{it-1} + u_{it}$ olduğu varsayılmaktadır. Bu durumda hata terimleri arasında, hem eş zamanlı korelasyon hem de birim içi otokorelasyon problemi ile karşı karşıya kalınmaktadır. Buna ek olarak, farklı birimlerin farklı zaman boyutları için gecikmeli korelasyon bulunmaktadır.

Birimlerarası korelasyon problemi de otokorelasyon ve heteroskedasite ile aynı sonuçları doğurmakta, etkin olmayan tahmincilere neden olduğu için panel veri

⁵³ Edward W. Frees, **Longitudinal and Panel Data: Analysis And Applications In The Social Sciences**, Birleşik Krallık, Cambridge University Press, 2004, s. 287.

modelleriyle ilgili çikarsamalar yapmak için kullanılan birçok testin istatistiksel özelliklerini etkilemektedir.

2. BÖLÜM

PANEL VERİ MODELLERİNDE PARAMETRE HOMOJENLİK TESTLERİ VE MONTE CARLO SİMÜLASYON TEKNİĞİ KULLANILARAK KARŞILAŞTIRILMASI

2.1. Panel Veri Modellerinde Homojenlik Testleri

Panel veri modellerinde yer alan parametreler N birim boyutu ve T zaman boyutuna göre sabit ise model, *homojen* (kısıtlı, havuzlanmış) model ile adlandırılır¹. Buna karşın *heterojen* (kısıtsız) modelde, N birim boyutu veya T zaman boyutu için farklı parametreler söz konusudur. Literatürde homojen ve heterojen panel veri modelleri için çok sayıda uygulamalı çalışma olmasına rağmen, panel veri modellerinin havuzlanıp havuzlanmayacağına hangi durumlar ve koşullar altında karar verileceği hakkında henüz kesin bir kanı oluşmamıştır. Panel veri modellerinde parametrelerin homojen olup olmadıklarına, bir başka ifade ile tek bir parametrenin tüm paneli temsil edip edemeyeceğine karar verilmeden uygulamalı çalışmaların yapılması birçok ekonometrik problemi beraberinde getirecektir.

Günümüzde farklı amaçlarla kullanılan testlerin bir kısmı, parametre homojenliğini de sınayabilecek şekilde dizayn edilmiştir. Bu bölümde, homojenlik testleri detayları ile incelenecektir. Testler, özelliklerine göre birinci, ikinci ve üçüncü tür testler olmak üzere üç başlık altında ele alınacaktır.

2.1.1. Birinci Tür Testler

Parametre homojenliğini sınamak için, yapısal kırılmanın tespitinde kullanılan Chow testine dayanan testler Birinci Tür Testler olarak adlandırılmaktadır. Bilindiği üzere Chow testinde, kısıtlı ve kısıtsız modeller oluşturulur ve bu modeller birbirlerine karşı test edilir. Bu başlık altında incelenecek olan klasik ve

¹ Badi H. Baltagi, *Econometric Analysis of Panel Data*, 3. bs, Chichester, John Wiley & Sons Ltd, 2005, s. 53.

genelleştirilmiş F testleri ile klasik ve genelleştirilmiş Wald testlerinde, kısıtlı model olan havuzlanmış model kısıtsız olan heterojen model alternatifine karşı test edilmektedir.

2.1.1.1. Klasik F Testi

N yatay kesit birim için panel regresyon modeli aşağıdaki gibi ifade edildiğinde,

$$Y_{it} = X'_{it}\beta_i + \varepsilon_{it} \quad i=1, \dots, N; t=1, \dots, T \quad (2.1)$$

i birim ve t zaman için değer alan bağımlı değişken Y_{it} , $K \times 1$ boyutunda olan X_{it} bağımsız değişkenler vektörü ile açıklanmaktadır. Burada β_i , sabit terimi de içeren parametreler vektörüdür. β 'nin zaman içerisinde sabit olduğu, ancak yatay kesit birimler boyunca değişebileceği varsayılmaktadır. Gözlemler zaman boyutuna göre, birimler için kümelendiğinde (2.1)'deki ana model,

$$Y_i = X_i\beta_i + \varepsilon_i \quad i=1, \dots, N \quad (2.2)$$

halini almaktadır. Burada Y_i ve ε_i $T \times 1$ boyutunda vektörler iken X_i , $T \times K$ boyutunda matristir². Eşitlik (2.2)'de yer alan parametre vektörü β_i , her bir birim için sabit terimi de içermesi dolayısıyla bir birimin bağımsız değişkenlerini gösteren $T \times K$ boyutlu X_i veri matrislerinin içerisinde 1'lerden oluşan sütun vektörler bulunmaktadır.

Benzer şekilde (2.2)'deki ana regresyon modeli yatay kesit birimlere göre kümelendiğinde,

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (2.3)$$

² Maurice J.G. Bun, "Testing Poolability In A System of Dynamic Regressions With Nonspherical Disturbances", *Empirical Economics*, (2004) 29:89–106 DOI 10.1007/s00181-003-0191-3., s. 92.

modeli elde edilmektedir. Burada $Y=(Y'_1, Y'_2, \dots, Y'_N)'$, $\beta=(\beta'_1, \beta'_2, \dots, \beta'_N)'$ ve $\varepsilon=(\varepsilon'_1, \varepsilon'_2, \dots, \varepsilon'_N)'$ matrisleri olmak üzere, $NT \times NK$ boyutlu X matrisi, (2.2) regresyon modelindeki veri matrisi X_i içerisindeki birimlerin köşegen elemanlarının oluşturduğu blok köşegen matristir.

(2.3) nolu regresyon modelinin açık gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$\begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_N \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & X_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & X_N \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_N \end{pmatrix} = X\beta + \varepsilon \quad (2.4)$$

(2.1) nolu regresyon modeli esas alındığında, doğrusal kısıtlamaların genel gösterimi aşağıdaki gibi;

$$\begin{aligned} r_{11}\beta_1 + r_{12}\beta_2 + \dots + r_{1k}\beta_k &= r_1 \\ r_{21}\beta_1 + r_{22}\beta_2 + \dots + r_{2k}\beta_k &= r_2 \\ &\vdots \\ r_{j1}\beta_1 + r_{j2}\beta_2 + \dots + r_{jk}\beta_k &= r_j \end{aligned} \quad (2.5)$$

ya da genel olarak,

$$R\beta = r \quad (2.6)$$

şeklinde ifade edilebilmektedir. Burada $J \times K$ boyutunda olan R matrisindeki her bir satır, kısıt katsayılarını göstermektedir. R matrisi, $K \times 1$ boyutlu β parametre vektörü ile uyumlu olacak şekilde K sütuna sahiptir. N birim sayısı ve K sabit parametreyi de içeren parametre sayısını göstermek üzere, (2.6) numaralı eşitlik aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$R_{J \times NK} \beta_{NK \times 1} = r_{J \times 1} \quad (2.7)$$

R matrisinin satır sayısı olan J , kısıt sayısını ifade etmektedir. r , J satıra sahip sıfırlardan oluşan bir sütun vektördür. $R\beta = r$ denkleminin tutarlı bir çözümünün

olabilmesi, R matrisindeki satırların birbirlerinden doğrusal bağımsız olmasını gerektirmektedir³.

Parametrelerin homojenliğini gösteren temel hipotezin oluşturulması, bir grup doğrusal yatay eşitlik kısıtlamasının yapılması anlamına gelmektedir. Örneğin sabit parametreyi de içerecek şekilde tüm parametrelerin homojenliği sınanmak istenirse, J kısıt sayısı $(N-1) \times K$ 'ya eşit olacak şekilde R matrisi aşağıdaki gibi oluşturulur:

$$R = \begin{bmatrix} I_K & -I_K & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & I_K & -I_K & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & I_K & -I_K \end{bmatrix} \quad (2.8)$$

R matrisinde I_K ile gösterilen ifade $K \times K$ boyutlu birim matristir. Bu çalışmada olduğu gibi, eğim parametrelerinin homojenliğinin sınanması durumunda R matrisinin açık ifadesi aşağıdaki gibi bir görünüme sahip olacaktır:

$$R = \begin{bmatrix} 0 & I_K & -I_K & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & I_K & -I_K & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & 0 & 0 & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & I_K & -I_K \end{bmatrix} \quad (2.9)$$

Klasik F testinde parametrelerin homojenliğini gösteren temel hipotez, $H_0: R\beta = r$ şeklinde kurulmaktadır. Burada $q_1 = (R\hat{\beta}_{EKK} - r)' [R(X'X)^{-1}R']^{-1} (R\hat{\beta}_{EKK} - r)$ ve $q_2 = (Y - X\hat{\beta}_{EKK})'(Y - X\hat{\beta}_{EKK})$ olmak üzere test istatistiği,

$$F = \frac{N(T-K)}{J} \frac{q_1}{q_2} \quad (2.10)$$

şeklinde elde edilmektedir. β parametre vektörünün En Küçük Kareler tahmincisi aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\hat{\beta}_{EKK} = (X'X)^{-1}X'Y \quad (2.11)$$

³ William H. Greene, *Econometric Analysis*, 5. bs., A.B.D., Prentice Hall, 2003, s. 94.

Parametre homojenliğini gösteren temel hipotezin reddedilebilmesi için (2.10) nolu denklemde verilen F test istatistiğinin; J , $N(T-K)$ serbestlik dereceli F kritik değerinden büyük olması gerekmektedir. Bu durumda eğim parametrelerinin heterojen olduğu yani birimden birime değiştiğine karar verilmektedir.

2.1.1.2. Klasik Wald Testi

Bu başlık altında parametre homojenliğinin Wald testi ile sınanması ele alınacaktır. Doğrusal olmayan kısıtlamaların da test edilebilmesine olanak sağlayan Wald testi, tahmincilerin normal dağılımlı olması şartını aramayan, bu özelliği ile F testine göre daha esnek olan bir testtir. Eşitlik (2.10)'da verilmiş olan klasik F testinden hareketle, testin Wald tipi versiyonuna kolaylıkla geçilebilmektedir⁴. Klasik Wald test istatistiği,

$$W=JF \quad (2.12)$$

şeklinde gösterilebilmektedir. Klasik Wald testi, J (kısıt sayısı) serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uygunluk göstermektedir. Test istatistiği J serbestlik dereceli kritik değerden büyükse, parametrelerin homojen olduğunu ifade eden temel hipotez reddedilmektedir.

2.1.1.3. Genelleştirilmiş F Testi

Klasik F testinin uygulanabilmesi için model (2.4)'teki hata terimi ε 'a $\varepsilon \sim \text{IIDN}(0, \sigma_\varepsilon^2 I_{NT})$ kısıtı konulmaktadır⁵. Ancak uygulamada, özellikle sabit varyans varsayımının bozulduğu durumlara sıklıkla rastlanmaktadır. Toyoda (1974) hata teriminin heteroskedastik olduğu durum için, büyük örneklerde klasik F testinin geçerli olduğunu küçük örneklerde ise testin anlamlılık düzeyinin ciddi oranda

⁴ A.e. s. 96.

⁵ Laszlo Matyas & Patrick Sevestre, *The Econometrics of Panel Data*, 3. bs, Berlin, Springer, 2008, s. 523.

etkilendiğini saptamıştır⁶. Bu koşulda, klasik F testi geçerliliğini kaybetmekte, genelleştirilmiş F testi parametrelerin homojenliğinin sınanmasında geçerli bir test olarak önerilmektedir.

Hata teriminin varyans kovaryans yapısını ele alan genelleştirilmiş F testi, Roy⁷ ve ardından Zellner⁸ tarafından geliştirilmiştir. (2.4) numaralı eşitlikte verilmiş ana regresyon modelindeki hata teriminin varyans-kovaryans matrisi (Ω) $NT \times NT$ boyutunda olmak üzere,

$$\Omega = \begin{pmatrix} \sigma_{11}^2 I & \cdots & \sigma_{1N}^2 I \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1}^2 I & \cdots & \sigma_{NN}^2 I \end{pmatrix} \quad (2.13)$$

şeklindedir⁹. Açık bir ifade ile Ω matrisi,

$$\begin{aligned} \Omega &= \begin{pmatrix} \sigma_{11}^2 & \cdots & \sigma_{1N}^2 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1}^2 & \cdots & \sigma_{NN}^2 \end{pmatrix} \otimes I_T \\ &= \Sigma \otimes I_T \end{aligned} \quad (2.14)$$

gibidir. Burada β parametre vektörünün Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GEKK) tahmincisi,

$$\hat{\beta}_{\text{GEKK}} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} Y = [X' (\Sigma^{-1} \otimes I) X]^{-1} X' (\Sigma^{-1} \otimes I) Y \quad (2.15)$$

iken buradan genelleştirilmiş F testine geçilebilmesi için, bilinmeyen Ω matrisinin tutarlı bir tahminine ihtiyaç duyulmaktadır. Ω matrisinin tahmini ile (2.15) eşitliği,

$$\hat{\beta}_{\text{EGEKK}} = (X' \hat{\Omega}^{-1} X)^{-1} X' \hat{\Omega}^{-1} y \quad (2.16)$$

⁶ Toshihisa Toyoda, "Use of the Chow Test under Heteroscedasticity", **Econometrica**, C. XLII., No. 3., 1974., pp. 601-608. s.f. 607.

⁷ S. N. Roy, "A Report on Some Aspects of Multivariate Analysis", **Institute of Statistics**, 1954, .s.f. 10.

⁸ Arnold Zellner, "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias", **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 57, No. 298 (Jun., 1962), pp. 348-368, s. 355.

⁹ William H. Greene, **a.g.e.**, s. 342.

haline gelmektedir. $\hat{\Omega}$ 'nın kullanılması ile elde edilen β tahminleri Esnek Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (EGEKK) tahminçileridir. Burada $\hat{\Omega}=\hat{\Sigma} \otimes I_T$ bilinmeyen Ω matrisinin tahmincisidir. (2.16)'da tanımlanan $\hat{\beta}_{EGEKK}$ tahminçisinin asimptotik olarak etkin olabilmesi için sadece Σ 'nun tutarlı tahminine ihtiyaç duyulmaktadır¹⁰. Σ matrisinde yer alan her bir σ_{ij} için tutarlı tahmin edici,

$$\hat{\sigma}_{ij} = \frac{\hat{\varepsilon}_i \hat{\varepsilon}_j}{T-K} \quad (2.17)$$

ile elde edilmektedir. Burada $\hat{\varepsilon}_i = y_i - X_i \hat{\beta}_i$, her bir birim için ayrı ayrı kurulan regresyon modelinin EKK tahmininden elde edilen kalıntılardır.

Genelleştirilmiş F testinde, parametrelerin homojenliğini gösteren temel hipotez klasik F testinde olduğu gibi $H_0: R\beta=r$ şeklinde kurulmaktadır. Burada $q_1^g = (R\hat{\beta}_{EGEKK} - r)' [R(X'\hat{\Omega}^{-1}X)^{-1}R']^{-1} (R\hat{\beta}_{EGEKK} - r)$ ve $q_2^g = (Y - X\hat{\beta}_{EGEKK})'\hat{\Omega}^{-1}(Y - X\hat{\beta}_{EGEKK})$ olmak üzere genelleştirilmiş F test istatistiği, aşağıdaki gibidir.

$$F^g = \frac{N(T-K)}{J} \frac{q_1^g}{q_2^g} \quad (2.18)$$

Söz konusu test, F dağılımına uygunluk göstermektedir. Parametre homojenliğini gösteren temel hipotezin reddedilebilmesi için (2.18) nolu denklemde verilen F test istatistiğinin J , $N(T-K)$ serbestlik dereceli kritik değerden büyük olması gerekmektedir.

2.1.1.4. Genelleştirilmiş Wald Testi

Zellner (1962), genelleştirilmiş F testinin küçük örneklerde uygulanmasıyla ilgili olarak bazı problemlerinin olabileceğini belirterek testin Wald tipi versiyonunu

¹⁰ A.e., s. 344.

önermiştir¹¹. Eşitlik (2.18)'de verilmiş olan genelleştirilmiş F testinin Wald tipi versiyonu;

$$W^g = JF^g \quad (2.19)$$

şeklinde elde edilmektedir. Genelleştirilmiş Wald testi, J serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uygunluk göstermektedir. Genelleştirilmiş Wald testinde, parametre homojenliğini gösteren temel hipotezin reddedilebilmesi için, test istatistiğinin J serbestlik dereceli kritik değerden büyük olması gerekmektedir.

2.1.2. İkinci Tür Testler

İkinci tür testler, tahminciler arasındaki farkı temel alan ve ekonometride çeşitli amaçlarla kullanılan Hausman tipi testlerdir. Hausman testi, parametrelerin homojen olduğu temel hipotezinin geçerliliği altında biri diğerinden daha etkin olan tutarlı iki tahmincinin bulunduğu durumlarda kullanılabilir¹².

2.1.2.1. Pesaran, Smith ve Im'ın Hausman (H) Testi

Pesaran vd. (1996), N birim boyutunun T zaman boyutundan büyük olduğu panel veri modellerinde, Hausman (1978) testini kullanarak eğim parametrelerinin homojenliğini sınamıştır. Pesaran vd. tarafından önerilen bu testte, β 'nın sabit etkiler tahmini birimlere göre regresyonlardan elde edilen tahminlerin ortalaması ile karşılaştırılmaktadır.

Panel veri modeli, sabit etkiler varsayımının yanı sıra eğim parametresinin heterojenliği ile birlikte dikkate alındığında,

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i' X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i=1, \dots, N, t=1, \dots, T \quad (2.20)$$

¹¹ A. Zellner, **a.g.e.**, s. 356.

¹² L. Matyas & P. Sevestre, **a.g.e.**, s. 199.

şeklinde ifade edilebilmektedir. Burada α_i , kapalı matris formunda sabit parametreyi; X_{it} , $K \times 1$ boyutunda katı dışsal değişkenler vektörünü ve β_i ise, $K \times 1$ boyutunda bilinmeyen eğim katsayıları vektörünü ifade etmektedir. Zaman boyutundaki gözlemler birimler için kümелendiğinde ana regresyon modeli aşağıdaki gibi yazılmaktadır;

$$Y_i = \alpha_i \tau_T + X_i \beta_i + \varepsilon_i, \quad i=1, \dots, N \quad (2.21)$$

burada $Y_i = (Y_{i1}, \dots, Y_{iT})'$, $X_i = (X_{i1}, \dots, X_{iT})'$, $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT})'$ eşitlikleri vardır ve τ_T , $T \times 1$ boyutunda 1'lerden oluşan bir vektördür. Hausman testinde, test istatistiğinin elde edilebilmesi için sadece β eğim katsayıları vektörünün tahminine ihtiyaç duyulmaktadır. Bu nedenle sabit terimin tahmini üzerinde durulmamıştır.

β 'nin Sabit Etkiler (SE) tahmincisi,

$$\hat{\beta}_{SE} = \left(\sum_{i=1}^N X_i' M_{\tau} X_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N X_i' M_{\tau} Y_i \quad (2.22)$$

şeklindedir. (2.21) nolu eşitlikte yer alan τ_T 'ye ek olarak (2.22) numaralı eşitlikte yer alan M_{τ} , $M_{\tau} = I_T - \tau_T (\tau_T' \tau_T)^{-1} \tau_T'$ şeklinde denggüçlü matristir. Burada yer alan I_T , $T \times T$ boyutunda birim matristir. Birimlere göre ayrı ayrı regresyonlardan elde edilen tahminlerin ortalaması olan Ortalama Grup Tahmincisi (OGT) ise,

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

şeklinde hesaplanmaktadır. Birimlere göre regresyonlardan elde edilen tahminciler aşağıdaki gibidir.

$$\hat{\beta}_i = (X_i' M_{\tau} X_i)^{-1} X_i' M_{\tau} Y_i \quad (2.24)$$

Eğim parametrelerinin homojenliğinin sınındığı Hausman testinde temel hipotez,

$$H_0: \beta_i = \beta \text{ bütün } i \text{ 'ler için,} \quad (2.25)$$

iken, alternatif hipotez ise,

$$H_1: \beta_i \neq \beta_j \quad i \neq j \text{ için} \quad (2.26)$$

şeklinde kurulmaktadır. Hausman test istatistiği,

$$H = (\hat{\beta}_{OGT} - \hat{\beta}_{SE})' \hat{V}_H^{-1} (\hat{\beta}_{OGT} - \hat{\beta}_{SE}) \quad (2.27)$$

gibidir. Burada \hat{V}_H , β 'nin OGT ile SE tahmincilerinin varyansları arasındaki farkı göstermektedir.

Pesaran vd. (1996), Hausman testinin tutarlı olabilmesi için aşağıdaki iki koşulun sağlanması gerektiğini ifade etmişlerdir:

- (i) Eğim parametrelerinin homojen olduğu temel hipotezinin doğruluğu varsayımı altında, $\hat{\beta}_{SE}$ ile $\hat{\beta}_{OGT}$ tahmincilerinin tutarlı olmasının yanı sıra $\hat{\beta}_{SE}$ tahmincisinin de asimptotik olarak daha etkin olması gerekmektedir. Bu koşul, asimptotik varyanslar arasındaki farkın pozitif olması için gereklidir. Burada AVar, asimptotik varyansı ifade etmek üzere, bu koşul aşağıdaki gibidir,

$$AVar(\hat{\beta}_{OGT} - \hat{\beta}_{SE}) = AVar(\hat{\beta}_{OGT}) - AVar(\hat{\beta}_{SE}) > 0 \quad (2.28)$$

- (ii) Eğim parametrelerinin heterojen olduğu alternatif hipotezin doğru olduğu varsayımı altında, $\hat{\beta}_{OGT} - \hat{\beta}_{SE}$ farkının sıfırdan farklı bir vektör olması gerekmektedir.

Eğim parametrelerinin homojenliğini sıyan Hausman testinin uygulanmasında dikkat edilmesi gereken iki durum söz konusudur. Bunlardan ilki, Hausman testinin orijinalinde yer alan temel hipotez ile bu testte kullanılan temel hipotez tam olarak örtüşmediği için testin sınama gücünde eksiklik bulunmaktadır. İkincisi ve daha önemlisi ise, sadece katı dışsal değişkenlerin varlığı durumunda Hausman testinin uygulanamayabilmektedir¹³. Pesaran ve Yamagata (2008), sadece

¹³ L. Matyas & P. Sevestre, *a.g.e.*, s. 201.

katı dışsal değişkenlerin bulunduğu panel veri modellerinde alternatif hipotezin geçerliliği altında, aynı dağılımdan gelen tesadüfi eğim katsayılarının sabit etkiler ve ortalama grup tahmincileri sapmasız ise, $\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{OGT}$ farkını temel alan bu testin sınama gücünde eksiklik bulunacağını ileri sürmüşlerdir¹⁴. Bunun gösterilebilmesi için, alternatif hipotez altında eğim parametreleri tesadüfi katsayılar modeline benzer bir biçimde;

$$\beta_i = \beta + v_i \quad (2.29)$$

şeklinde olduğu varsayalım. Burada ortalaması sıfır varyansı Σ_v olan ve “heterojenlik sapması” olarak adlandırılan v_i , bağımsız ve özdeş dağılmaktadır. $\Sigma_v \neq 0$ negatif tanımlı olmayan bir matristir ve tüm i ve j 'ler için $E(X_j'v_i) = 0$ 'dır. Bu bilgilerden hareketle tahminciler arasındaki fark,

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{OGT} = & \left(\sum_{i=1}^N X_i' M_\tau X_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N (X_i' M_\tau X_i) v_i - N^{-1} \sum_{i=1}^N v_i \\ & + \left(\sum_{i=1}^N X_i' M_\tau X_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N X_i' M_\tau \varepsilon_i - N^{-1} \sum_{i=1}^N (X_i' M_\tau X_i)^{-1} X_i' M_\tau \varepsilon_i \end{aligned} \quad (2.30)$$

olacaktır. Tesadüfi katsayılar alternatifi altında ve katı dışsal değişkenlerin varlığında, $E(\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{OGT} | H_1) = 0$ 'dır. Pesaran ve Yamagata (2008), bu sonucun N birim boyutu ve T zaman boyutunun sabit olduğu ve N ile T 'nin sonsuza gittiği durumda geçerli olacağını bundan dolayı da Hausman testinde (ii). koşulun sağlanamayacağını iddia etmektedirler.

Hausman testinin önemli bir diğer dezavantajı ise, pür otoregresif panel veri modellerine uygulanabilir olmamasıdır. Pesaran ve Yamagata (2008), bu durumu göstermek için $Y_{it} = \alpha_i(1 - \beta_i) + \beta_i Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$ ile gösterilen durağan AR(1) panel veri modelini incelemiştir¹⁵. H_0 temel hipotezi altında N birim boyutunun sabit, T zaman boyutunun sonsuza gittiği durumu göz önüne alarak

¹⁴ Bkz., M. Hashem Pesaran & Takashi Yamagata, "Testing slope homogeneity in large panels", *Journal of Econometrics*, 142 (2008) 50–93, s. 53.

¹⁵ A.e. s. 53.

$\sqrt{NT}(\hat{\beta}_{SE} - \beta) \rightarrow_d N(0, 1-\beta^2)$ ve $\sqrt{NT}(\hat{\beta}_{OGT} - \beta) \rightarrow_d N(0, 1-\beta^2)$ olduğunu göstermişlerdir. Bu durumda koşul (i)'deki varyans eşitsizliği söylenemediği için, otoregresif panel veri modellerinde Hausman testinin uygulanması sonuç vermeyecektir.

Pesaran vd. (1996) Hausman tipi testin uygulamada kullanılan, heteroskedasiteye karşı dirençli hale getirilmiş test istatistiğini aşağıdaki gibi hesaplamıştır;

$$H = (\hat{\beta}_{OGT} - \tilde{\beta}_{ASE})' \hat{V}_H^{-1} (\hat{\beta}_{OGT} - \tilde{\beta}_{ASE}) \quad (2.31)$$

Burada daha önce $\hat{\beta}_{OGT}$ (2.23)'te tanımlandığı gibidir. $\tilde{\beta}_{ASE}$ ise, ağırlıklı sabit etkiler tahmincisi olmak üzere,

$$\tilde{\beta}_{ASE} = \left(\sum_{i=1}^N \frac{X_i' M_\tau X_i}{\tilde{\sigma}_i^2} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \frac{X_i' M_\tau Y_i}{\tilde{\sigma}_i^2} \quad (2.32)$$

şeklinde ifade edilmektedir. (2.31)'deki test istatistiğinde yer alan \hat{V}_H aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır;

$$\hat{V}_H = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^2 (X_i' M_\tau X_i)^{-1} - \left(\sum_{i=1}^N \frac{(X_i' M_\tau X_i)}{\tilde{\sigma}_i^2} \right)^{-1} \quad (2.33)$$

Buradaki $\hat{\sigma}_i^2$,

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{(Y_i - X_i' \hat{\beta}_i)' M_\tau (Y_i - X_i' \hat{\beta}_i)}{(T-K-1)} \quad (2.34)$$

ile hesaplanmaktadır. $\hat{\beta}_{SE}$ temel alınarak elde edilen $\tilde{\sigma}_i^2$ 'nin hesaplanması ise aşağıdaki gibidir:

$$\tilde{\sigma}_i^2 = \frac{(Y_i - X_i' \hat{\beta}_{SE})' M_\tau (Y_i - X_i' \hat{\beta}_{SE})}{T-1} \quad (2.35)$$

(2.33)'ün içerisinde $\hat{\sigma}_i^2$ yerleştirilerek, Hausman testi heteroskedasiteye karşı dirençli hale getirilmiştir. N birim boyutunun sabit ve T zaman boyutunun sonsuza gittiği durumda, H test istatistiği asimptotik olarak K serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir. H test istatistiği kritik değerden büyükse homojenliği ifade eden temel hipotez reddedilmektedir.

2.1.3. Üçüncü Tür Testler

Eğim parametresinin homojenliğini sınamak için kullanılan üçüncü tür testlerde her bir birim için eğim parametrelerinin uygun havuzlanmış bir tahminciden saçılımı temel alınmaktadır. Bu başlık altında Swamy (S) ve ondan türetilmiş olan Pesaran ve Yamagata (Δ) testleri ele alınacaktır.

2.1.3.1. Swamy (S) Testleri

Swamy (1970), model (2.20)'nin tahmin edilmesinde tesadüfi katsayılar yaklaşımının uygulanmasından önce, önsel olarak eğim katsayılarının sabitliğinin ve birbirlerine eşit olup olmadıklarının belirlenebilmesi için \hat{S} testini geliştirmiştir. \hat{S} testinde, birimler için eğim parametrelerinin tahminlerinin uygun bir havuzlanmış tahminciden saçılımı temel alınmaktadır. Bu testte temel hipotez, diğer testlerdeki gibi eğim parametreleri vektörünün sabit ve panel veri modelindeki birimler için homojen olduğunu gösterecek şekilde aşağıdaki gibi kurulmaktadır:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N = \beta \quad (2.36)$$

Swamy, \hat{S} testi sonucunda temel hipotezin reddedilememesi yani eğim katsayılarının birimlere göre sabit olduğuna karar verilmesi durumunda (2.20)'deki doğrusal modelde heterojenlik sapmasının bulunmadığını ve bu nedenle panel veri modelinin havuzlanarak tahmin edilebileceğini ileri sürmektedir. Test sonucunda eğim katsayılarının birimlere göre sabit olmaması durumunda ise, Swamy (1970) eğim katsayılarının birimlere göre tesadüfi olduğunu varsayarak, heterojenlik

sapmasından kaçınmak için tahminde tesadüfi katsayılar yaklaşımını uygulamaktadır. Swamy \hat{S} testinde, birimler için ayrı ayrı eğim katsayıları tahminlerini, havuzlanmış sabit etkiler tahmincisine karşı sınamaktadır. \hat{S} testi, klasik F testi gibi N birim boyutunun T zaman boyutundan çok küçük olduğu durumlar için, fakat genelleştirilmiş F ve Wald testlerindeki gibi birimlere göre heteroskedasiteye izin verecek şekilde geliştirilmiştir.

\hat{S} test istatistiği aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;

$$\hat{S} = \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{ASE})' \frac{X_i' M_{\tau} X_i}{\hat{\sigma}_i^2} (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{ASE}) \quad (2.37)$$

Burada yer alan $\hat{\sigma}_i^2$ (2.34)'te ve $\hat{\beta}_i$ (2.24)'te tanımlanmıştır. $\hat{\beta}_{ASE}$ ise,

$$\hat{\beta}_{ASE} = \sum_{i=1}^N \left(\frac{X_i' M_{\tau} X_i}{\hat{\sigma}_i^2} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \frac{X_i' M_{\tau} Y_i}{\hat{\sigma}_i^2} \quad (2.38)$$

ile hesaplanmaktadır. $\hat{\beta}_{ASE}$ 'nin hesaplanmasında (2.32)'deki $\tilde{\beta}_{ASE}$ 'den farklı olarak, birimlere göre heteroskedasiteye karşı dirençli hale getirme sürecinde $\tilde{\sigma}_i^2$ yerine $\hat{\sigma}_i^2$ kullanılmaktadır.

N birim boyutunun sabit ve T zaman boyutunun sonsuza gittiği durum için, H_0 temel hipotezinin geçerliliği altında \hat{S} test istatistiği asimptotik olarak $K(N-1)$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir. Test istatistiği χ^2 kritik değerden büyükse parametrelerin heterojen olduğu sonucuna varılmaktadır.

Pesaran ve Yamagata (2008), Swamy test istatistiğini aşağıdaki gibi yeniden düzenlemişlerdir:

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{ASE})' \frac{X_i' M_{\tau} X_i}{\tilde{\sigma}_i^2} (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{ASE}) \quad (2.39)$$

(2.37)'deki \hat{S} testinden farklı olarak burada, (2.35)'de tanımlanmış olan $\hat{\sigma}_i^2$ yerine (2.22) eşitliğinde sabit etkiler tahmincisi $\hat{\beta}_{SE}$ temel alınarak hesaplanan (2.36)'da verilmiş olan $\tilde{\sigma}_i^2$ kullanılmaktadır.

\hat{S} ile \tilde{S} arasındaki fark ilk bakışta nispeten az olsa da, Pesaran ve Yamagata σ_i^2 'un tahmincisinin seçiminin N birim boyutu ve T zaman boyutunun sonsuza giderken saçılım testlerinin büyük ve küçük örneklem özellikleri üzerinde önemli sonuçlarının bulunduğuna dikkat çekmişlerdir¹⁶.

2.1.3.2. Pesaran ve Yamagata (Δ) Testleri

Swamy testleri birimlere göre heteroskedasiteye karşı dirençli olmasına rağmen, bu testler sadece N birim boyutunun T zaman boyutuna göre küçük olduğu panel veri modelleri için geçerlidir¹⁷. Pesaran ve Yamagata (2008), N birim boyutu ve T zaman boyutunun büyük olduğu panel veri modelleri için, \hat{S} ve \tilde{S} istatistiklerini temel alan testler geliştirerek, bu testlerin asimptotik olarak geçerliliklerini çeşitli N, T büyüklükleri için test etmişlerdir. Pesaran ve Yamagata tarafından \hat{S} ve \tilde{S} testlerinden geliştirilen $\hat{\Delta}$ ve $\tilde{\Delta}$ testleri aşağıda detayları ile anlatılmıştır.

(2.21)'de tanımlanan panel veri modelinden hareketle $Z_i=(\tau_T, X_i)$ olmak üzere, yardımcı matrisleri aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$Q_{iT}=T^{-1}(X_i'M_\tau X_i) \quad (2.40)$$

$$Q_{NT}=(NT)^{-1}\left(\sum_{i=1}^N X_i'M_\tau X_i\right) \quad (2.41)$$

$$P_i=M_\tau X_i(X_i'M_\tau X_i)^{-1}X_i'M_\tau \quad (2.42)$$

$$M_i=I_T-Z_i(Z_i'Z_i)^{-1}Z_i' \quad (2.43)$$

¹⁶ A.e. s. 55.

¹⁷ L. Matyas & P. Sevestre, a.g.e., s. 202.

Pesaran ve Yamagata, Δ testlerinin elde edilmesinde aşağıdaki varsayımlardan hareket etmişlerdir.

Varsayım 1.

(i) $\varepsilon_{it}|X_i \sim \text{IID}(0, \sigma_i^2)$

(ii) ε_{it} ve ε_{js} bağımsız dağılmaktadır ($i \neq j$ ve / veya $t \neq s$ için).

(iii) $E(\varepsilon_{it}|X_i) < K$

Varsayım 2.

(i) (2.40)'da tanımlanan $K \times K$ boyutundaki Q_{iT} matrisi pozitif tanımlıdır ve sınırları $\max_{1 \leq i \leq N} E\|Q_{iT}\| < K$ şeklindedir. Q_{iT} matrisi, T zaman boyutu sonsuza gittikçe stokastik olmayan pozitif tanımlı ve sınırları $\max_{1 \leq i \leq N} E\|Q_i\| < K$ olan Q_i matrisine yakınsayacaktır.

(ii) (2.41)'de tanımlanan $K \times K$ boyutundaki havuzlanmış veri matrisi Q_{NT} matrisi pozitif tanımlıdır ve N birim boyutu ve T zaman boyutu sonsuza gittikçe stokastik olmayan pozitif tanımlı $Q = \lim_{N \rightarrow \infty} N^{-1} \sum_{i=1}^N Q_i$ matrisine yakınsayacaktır.

Varsayım 3.

$T > T_0$ gibi sonlu bir T_0 değeri için $v_i = \varepsilon_i / \sigma_i$ olmak üzere, $E\{[v_i' M_{\tau} v_i / (T-1)]^{4\zeta}\} < K$ ve $E\{[v_i' M_{\tau} v_i / (T-k-1)]^{4\zeta}\} < K$ olacaktır. Burada ζ pozitif bir sabittir.

Varsayım 4.

Parametrelerin heterojen olduğu alternatif hipotezi altında, N birim boyutu sonsuza giderken, heterojen parametreler birbirlerinden çok farklı değerler almamaktadır.

Bu varsayımlara ek olarak,

$$\xi_{iT} = T^{-1/2} X_i' M_i \varepsilon_i \quad (2.44)$$

$$\xi_{NT} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \xi_{iT} \quad (2.45)$$

ile tanımlanan matrisler için,

$$T \rightarrow \infty \text{ iken, } \xi_{iT} \xrightarrow{d} N(0, \sigma_i^2 Q_i) \quad (2.46)$$

$$(N, T) \xrightarrow{j} \infty \text{ iken, } \xi_{NT} \xrightarrow{d} N(0, Q_\sigma) \quad (2.47)$$

$$Q_\sigma = \lim_{N \rightarrow \infty} N^{-1} \sum_{i=1}^n \sigma_i^2 Q_i \quad (2.48)$$

olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Pesaran ve Yamagata, (2.47)'deki sonucu klasik doğrusal regresyon modeli için kullanılan merkezi limit teoreminden elde etmişlerdir¹⁸. (2.48)'deki sonucun elde edilmesinde hata terimleri ε_i 'lerin bağımsız dağıldığı ve $E\|Q_{iT}\| < K$ olduğu varsayımlarından yararlanılmıştır¹⁹.

Yukarıda verilen varsayımlardan ve (2.46-48) numaralı eşitliklerden yola çıkarak, Pesaran ve Yamagata saçılım istatistikleri \hat{S} ve \tilde{S} için asimptotik özellikleri aşağıdaki şekilde oluşturmuşlardır²⁰.

\hat{S} test istatistiği için temel hipotez altında (2.24) ve (2.38)'te tanımlanan parametre tahmincileri arasındaki fark,

$$(\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{ASE}) = T^{-1/2} Q_{iT}^{-1} \xi_{iT} - T^{-1/2} N^{-1/2} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^{-2} Q_{iT} \right)^{-1} \left(N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^{-2} \xi_{iT} \right) \quad (2.49)$$

şeklindedir. Burada Q_{iT} ve ξ_{iT} sırasıyla (2.40) ve (2.44)'de ayrı ayrı tanımlanmış idi. (2.49)'da bulunan bu sonuç, (2.37)'de yerine yazılarak,

¹⁸ M. Hashem Pesaran & Takashi Yamagata, **a.g.e.**, s. 75.

¹⁹ M. Hashem Pesaran, "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with A Multifactor Error Structure", **Econometrica**, C. LXXIV, No. 4, 2006, 967–1012, s. 1006.

²⁰ M. Hashem Pesaran & Takashi Yamagata, **a.g.e.**, s.76.

$$\frac{1}{N}\hat{S} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^N \frac{\xi'_{iT} Q_{iT}^{-1} \xi_{iT}}{\hat{\sigma}_i^2} - \frac{1}{N} \left(\frac{\sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^{-2} \xi_{iT}}{\sqrt{N}} \right)' \left(\frac{\sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^{-2} Q_{iT}}{\sqrt{N}} \right)^{-1} \left(\frac{\sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^{-2} \xi_{iT}}{\sqrt{N}} \right) \quad (2.50)$$

elde edilir. Cauchy-Schwarz eşitsizliği dikkate alınarak,

$$E\|T^{-1/2}(\hat{\sigma}_i^{-2} - \sigma_i^{-2})\xi_{iT}\|^2 \leq \sqrt{E[T(\hat{\sigma}_i^{-2} - \sigma_i^{-2})^2]} \sqrt{E\|T^{-1/2}X'_i M_i \varepsilon_i\|^2} \quad (2.51)$$

ve Varsayım 1 ve 2'den hareketle tüm birimler için, $E\|T^{-1/2}X'_i M_i \varepsilon_i\|^2 \leq \sigma_{\max}^2 \text{tr}(Q_i) < K$ olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır. Bu bilgilerden ve varsayım 1(i) ve 3'den hareketle,

$$E\|T^{-1/2}(\hat{\sigma}_i^{-2} - \sigma_i^{-2})\xi_{iT}\|^2 = TE \left(\frac{\sigma_i^2 - \hat{\sigma}_i^2}{\sigma_i^2 \hat{\sigma}_i^2} \right) \leq \frac{1}{\sigma_{\min}^4} \sqrt{T^2 E \left(1 - \frac{\hat{\sigma}_i^2}{\sigma_i^2} \right)^4} \sqrt{E \left(\frac{\sigma_i^2}{\hat{\sigma}_i^2} \right)^4} \quad (2.52)$$

eşitliği ile birlikte, $E \left(\frac{\sigma_i^2}{\hat{\sigma}_i^2} \right)^4 = E \left(\frac{T-k-1}{v'_i M_i v_i} \right)^4 < K$ sonucunu elde etmişlerdir.

Pesaran ve Yamagata, Bao ve Ullah'ın (2009) normal dağılmayan hata terimlerinin kuadratik formlarının dördüncü sıra momentleri için elde ettikleri sonuçlarla beraber bazı cebirsel işlemlerin neticesinde,

$$E \left(1 - \frac{\hat{\sigma}_i^2}{\sigma_i^2} \right)^4 = O(T^{-2}) \quad (2.53)$$

olduğu sonucuna ulaşmışlardır²¹. Burada bahsi geçen kuadratik form ifadesi reel ve simetrik olan değişken matrisinin ikinci dereceden denklemini ifade etmektedir²².

²¹ Yong Bao & Aman Ullah, "Expectation of Quadratic Forms in Normal and Nonnormal Variables with Econometric Applications", (Çevrimiçi), <http://economics.ucr.edu/repec/ucr/wpaper/09-07.pdf> 2009, s. 5.

²² Robert V. Hogg & Allen T. Craig, **Introduction to Mathematical Statistics**, 4. bs., New York, Macmillan Publishing Co., Inc., 1978, s. 223.

(2.53) eşitliğindeki $O(T^{-2})$ ifadesi olasılıkta yakınsama hızını²³ göstermektedir. Buradan hareketle,

$$E\|T^{-1/2}(\hat{\sigma}_i^2 - \sigma_i^2)\xi_{iT}\| = O(1)$$

ve,

$$E\left\| \frac{\sum_{i=1}^N T^{-1/2}(\hat{\sigma}_i^2 - \sigma_i^2)\xi_{iT}}{N} \right\| \leq \frac{\sum_{i=1}^N E\|T^{-1/2}(\hat{\sigma}_i^2 - \sigma_i^2)\xi_{iT}\|}{N} = O(1)$$

eşitliklerini elde etmişlerdir. $\hat{\sigma}_i^2 - \sigma_i^2 = O_p(T^{-1/2})$ ve $E\|T^{-1/2}(\hat{\sigma}_i^2 - \sigma_i^2)\xi_{iT}\| < K$ olduğu bilgileri ile,

$$\frac{\sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^2 \xi_{iT}}{N} = \frac{\sum_{i=1}^N \sigma_i^2 \xi_{iT}}{N} + O_p(T^{-1/2}) \quad (2.54)$$

sonucuna ulaşmışlardır²⁴. Buna ilaveten N birim boyutu ve T zaman boyutu sonsuza giderken;

$$\frac{\sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^2 \xi_{iT}}{\sqrt{N}} \xrightarrow{d} N(0, Q_*)$$

Burada $Q_* = \lim_{N \rightarrow \infty} N^{-1} \sum_{i=1}^N \sigma_i^2 Q_i$ ve $E\|Q_*\| < K$ 'dir²⁵. Buradan,

²³ Herhangi bir $\varepsilon > 0$ için, $c < \infty$ şeklinde c gibi bir sabit ve n tamsayı $n = n_0, \dots, \infty$ olmak üzere, bütün $n > n_0$ için $\Pr(|n^{-\varepsilon} b_n| > c) < \varepsilon$ ise, $\{b_n\}$ gibi bir tesadüfi değişkenler sayı dizisi için olasılıkta yakınsama hızı $n^{-\varepsilon}$ 'dir ve $b_n = O_p(n^{-\varepsilon})$ şeklinde ifade edilmektedir. Bknz. Jan F. Kiviet, "Monte Carlo Simulation for Econometricians", **Foundations and Trends in Econometrics**, C. V., Nos. 1-2., 2012, s. 175.

²⁴ M. Hashem Pesaran & Takashi Yamagata, **a.g.e.**, s. 75., Olasılıkta yakınsama hızını şöyle tanımlamıştır; $p \times p$ boyutunda olan D, $D = O_p(1)$ gibi olasılığı bir olacak şekilde tekil olmayan stokastik (olasılıklı) bir matris olmak üzere, $E(D) = O(1)$, $D - E(D) = O_p(T^{-1/2})$ ve $D^{-1} = [E(D)]^{-1} + O_p(T^{-1/2})$ 'dir.

²⁵ **A.e.** s. 77., $E\|N^{-1} \sum_{i=1}^n \sigma_i^2 Q_i\| \leq \sigma_{\min}^{-2} N^{-1} \sum_{i=1}^N E\|Q_i\| < K$ varsayımı dikkate alınmıştır.

$$\frac{\sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^{-2} \xi_{iT}}{\sqrt{N}} = O_p(1) + O_p(\sqrt{N/T}) \quad (2.55)$$

ve benzer şekilde, $\frac{\sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^{-2} Q_{iT}}{N} = \frac{\sum_{i=1}^N \sigma_i^{-2} Q_{iT}}{N} + O_p(T^{-1/2})$ eşitliği,

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^{-2} Q_{iT}}{N} \right)^{-1} = \left(\frac{\sum_{i=1}^N \sigma_i^{-2} Q_{iT}}{N} \right)^{-1} + O_p(T^{-1/2}) \quad (2.56)$$

eşitliğine halinde ifade edilmiştir. Yukarıdaki sonuçlardan yararlanarak,

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^{-2} \xi_{iT}}{\sqrt{N}} \right)' \left(\frac{\sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^{-2} Q_{iT}}{N} \right)^{-1} \left(\frac{\sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^{-2} \xi_{iT}}{\sqrt{N}} \right) = O_p(1) + O_p(T^{-1/2}) + O_p\left(\sqrt{\frac{N}{T}}\right) \quad (2.57)$$

ve,

$$\frac{1}{N} \hat{S} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\xi_{iT}' Q_{iT}^{-1} \xi_{iT}}{\hat{\sigma}_i^2} + O_p\left(\frac{1}{N}\right) + O_p\left(\sqrt{\frac{1}{NT}}\right) \quad (2.58)$$

elde edilmiştir. Ayrıca, $\frac{\xi_{iT}' Q_{iT}^{-1} \xi_{iT}}{\hat{\sigma}_i^2} = \left(\frac{\varepsilon_i' M_i \varepsilon_i}{T-k-1} \right)^{-1} \xi_{iT}' Q_{iT}^{-1} \xi_{iT} = \frac{(T-k-1) v_i' P_i v_i}{v_i' M_i v_i}$

eşitliğiyle beraber, parametrelerin homojen olduğu temel hipotezi altında (2.50)'de tanımlanan saçılım istatistiği \hat{S} aşağıdaki gibi yazılabilecektir,

$$N^{-1/2} \hat{S} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \hat{z}_{iT} + O_p(N^{-1/2}) + O_p(T^{-1/2}) \quad (2.59)$$

burada, $\hat{z}_{iT} = \frac{(T-k-1) v_i' P_i v_i}{v_i' M_i v_i}$ 'dir.

Benzer bir sonuç \tilde{S} test istatistiği için de elde edilebilmektedir. Temel hipotezin doğruluğu altında,

$$\frac{1}{N}\tilde{S} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\xi'_{iT} Q_{iT}^{-1} \xi_{iT}}{\hat{\sigma}_i^2} - \frac{1}{N} \left(\frac{\sum_{i=1}^N \tilde{\sigma}_i^{-2} \xi_{iT}}{\sqrt{N}} \right)' \left(\frac{\sum_{i=1}^N \tilde{\sigma}_i^{-2} Q_{iT}}{N} \right)^{-1} \left(\frac{\sum_{i=1}^N \tilde{\sigma}_i^{-2} \xi_{iT}}{\sqrt{N}} \right) \quad (2.60)$$

eşitliğine ulaşılmıştır. (2.35)'deki eşitlik kullanılarak, temel hipotez altında bazı cebirsel işlemlerin neticesinde,

$$\tilde{\sigma}_i^2 = \frac{\varepsilon_i' M_\tau \varepsilon_i}{T-1} + \frac{1}{N(T-1)} \xi'_{NT} Q_{NT}^{-1} Q_{iT} Q_{NT}^{-1} \xi_{NT} + \frac{2}{\sqrt{N}(T-1)} \xi'_{NT} Q_{NT}^{-1} \xi_{NT} \quad (2.61)$$

elde edilmiştir. Varsayım 1-2 ve (2.44)-(2.45) eşitliklerinden hareketle, (2.61)'deki eşitlikte yer alan $\xi'_{NT} Q_{NT}^{-1} Q_{iT} Q_{NT}^{-1} \xi_{NT}$ ve $\xi'_{NT} Q_{NT}^{-1} \xi_{NT}$ ifadelerinin yakınsama hızları $O_p(1)$ 'dir. Netice itibariyle (2.61)'deki varyans eşitliği,

$$\tilde{\sigma}_i^2 = \frac{\varepsilon_i' M_\tau \varepsilon_i}{T-1} + O_p(N^{-1/2} T^{-1}) \quad (2.62)$$

şeklini alarak,

$$\begin{aligned} N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \tilde{\sigma}_i^{-2} \xi_{iT} &= N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sigma_i^{-2} \xi_{iT} + O_p(T^{-1/2}), \\ N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \tilde{\sigma}_i^{-2} Q_{iT} &= N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sigma_i^{-2} Q_{iT} + O_p(T^{-1/2}) \end{aligned} \quad (2.63)$$

ve,

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\xi'_{iT} Q_{iT}^{-1} \xi_{iT}}{\hat{\sigma}_i^2} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{(T-1) \xi'_{iT} Q_{iT}^{-1} \xi_{iT}}{\hat{\sigma}_i^2} + O_p(N^{-1/2} T^{-1}) \quad (2.64)$$

sonuçları elde edilmiştir. Burada elde edilen sonuçlar (2.59) nolu eşitlikte yerine yazıldığında, $\tilde{z}_{iT} = \frac{(T-1)v_i' P_i v_i}{v_i' M_\tau v_i}$ olacak şekilde, (2.39)'da tanımlanan saçılım istatistiği

\tilde{S} aşağıdaki gibi yazılabilecektir;

$$N^{-1/2} \tilde{S} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \tilde{z}_{iT} + O_p(N^{-1/2}) + O_p(T^{-1/2}) \quad (2.65)$$

Özetle (2.1)'deki panel veri modeli ele alındığında ve varsayım 1-3 geçerli olduğunda, parametrelerin homojen olduğu temel hipotezi altında (2.37) ve (2.39)'da tanımlanan saçılım istatistikleri \hat{S} ve \tilde{S} sırasıyla aşağıdaki gibi yazılabilecektir:

$$N^{-1/2}\hat{S}=N^{-1/2}\sum_{i=1}^N\hat{z}_{iT}+O_p(N^{-1/2})+O_p(T^{-1/2}) \quad (2.66)$$

$$N^{-1/2}\tilde{S}=N^{-1/2}\sum_{i=1}^N\tilde{z}_{iT}+O_p(N^{-1/2})+O_p(T^{-1/2}). \quad (2.67)$$

Varsayım 1-3'ün geçerliliği altında birimlere göre, \hat{z}_{iT} ve \tilde{z}_{iT} 'nin sonlu ortalama ve varyansa sahip bağımsız (özdeş olmak zorunda değil) dağılan tesadüfi değişkenler olduğunu gösteren Pesaran ve Yamagata hata terimlerinin normal dağılmadığı durumda bu değişkenlerin momentleriyle ilgili,

$$E(\hat{z}_{iT})=k+O(T^{-1}), \quad \text{Var}(\hat{z}_{iT})=2k+O(T^{-1}) \quad (2.68)$$

$$E(\tilde{z}_{iT})=k+O(T^{-1}), \quad \text{Var}(\tilde{z}_{iT})=2k+O(T^{-1}) \quad (2.69)$$

$$E|\hat{z}_{iT}|^{2+\zeta/2}<K, \quad E|\tilde{z}_{iT}|^{2+\zeta/2}<K \quad (2.70)$$

sonuçlarına ulaşmışlardır²⁶.

Bu sonuçlar ile birlikte Pesaran ve Yamagata yaptıkları cebirsel işlemler neticesinde, (2.1)'de tanımlanan panel veri modelinde varsayım 1-3 geçerliyken temel hipotez altında hata terimlerinin normal dağılmadığı durum için N birim boyutu ve T zaman boyutu birlikte sonsuza gittikçe,

$$\begin{aligned} \sqrt{N}/T \rightarrow 0 \quad \text{iken} \quad \hat{\Delta} &\xrightarrow{d} N(0,1) \\ \sqrt{N}/T^2 \rightarrow 0 \quad \text{iken} \quad \tilde{\Delta} &\xrightarrow{d} N(0,1) \end{aligned} \quad (2.71)$$

olduğunu göstermişlerdir²⁷. Burada $\hat{\Delta}$ ve $\tilde{\Delta}$ standardize edilmiş saçılım istatistikleridir ve aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;

²⁶ A.e., s. 79.

²⁷ A.e., s. 80.

$$\hat{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \hat{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (2.72)$$

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (2.73)$$

Pesaran ve Yamagata, hata terimlerinin normal dağıldığı durum için \hat{z}_{it} ve \tilde{z}_{it} değişkenlerinin birinci ve ikinci momentlerini sırasıyla,

$$E(\hat{z}_{it}) = \frac{k(T-k-1)}{T-k-3}, \quad \text{Var}(\hat{z}_{it}) = \frac{2k(T-k-1)^2(T-3)}{(T-k-3)^2(T-k-5)} \quad (2.74)$$

$$E(\tilde{z}_{it}) = k, \quad \text{Var}(\tilde{z}_{it}) = \frac{2k(T-1) - 2k^2}{T+1} \quad (2.75)$$

şeklinde bulmuşlardır²⁸.

Netice itibariyle, (2.1)'de tanımlanan panel veri modelinde varsayım 1-3 geçerliiyken temel hipotez altında hata terimleri normal dağıldığında,

$$\sqrt{N}/T \rightarrow 0 \text{ şartıyla } \hat{\Delta} \xrightarrow{d} N(0,1),$$

$$(N,T) \rightarrow \infty \text{ iken } \tilde{\Delta} \xrightarrow{d} N(0,1),$$

sonuçlarına ulaşılmıştır²⁹.

(2.71)'de elde edilen sonuçlar, $\tilde{\Delta}$ testinin $\hat{\Delta}$ testine oranla asimptotik olarak daha iyi özelliklere sahip olduğunu göstermektedir. Şöyle ki T küçük olsa bile, $\tilde{\Delta}$ testi $\hat{\Delta}$ 'ya nazaran daha iyi sonuçlar vermektedir.

Pesaran ve Yamagata, saçılım istatistiklerinin küçük örnek özelliklerini iyileştirmek için hata terimlerinin normal dağıldığı varsayımı altında Δ testlerinin ortalama ve varyans sapması düzeltilmiş versiyonlarını geliştirmişlerdir. (2.74) ve (2.75) eşitliklerindeki momentler kullanılarak düzeltilmiş istatistikler,

²⁸ A.e., s. 81.

²⁹ A.e., s. 80.

$$\hat{\Delta}_{\text{adj}} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \hat{S} - E(\hat{z}_{it})}{\sqrt{\text{Var}(\hat{z}_{it})}} \right) \quad (2.76)$$

$$\tilde{\Delta}_{\text{adj}} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - E(\tilde{z}_{it})}{\sqrt{\text{Var}(\tilde{z}_{it})}} \right) \quad (2.77)$$

şeklinde elde edilmiştir.

2.2. Parametre Homojenliği Testlerinin Karşılaştırılmasında Monte Carlo Simülasyon ve Bootstrap Yöntemi

İkinci bölümde birçok parametre homojenlik testinden ve birbirlerine karşı üstünlüklerinden bahsedildi. Bu bölümde söz konusu testleri karşılaştırabilmek amacıyla Monte Carlo simülasyon yönteminden yararlanılacaktır. Öncelikle simülasyon yöntemi aşamalarından bahsedilecek daha sonra çeşitli N, T çiftleri için simülasyon sonuçları detaylı olarak karşılaştırılacaktır. Bu aşamada homojenlik testlerinin bootstrap versiyonları da ele alınacak ve karşılaştırmalara dahil edilecektir.

2.2.1. Monte Carlo Simülasyon Yöntemi ve Aşamaları

Simülasyon, işler durumdaki bir sistemin benzetim yapılarak özünü araştıran bir modelleme yaklaşımı olarak tanımlanmaktadır³⁰. Ekonometride de birçok çalışma, Monte Carlo simülasyon teknikleri ile desteklenmekte ve bu simülasyon sürecinden elde edilen örnekler kullanılarak alternatif ekonometrik yöntemler hakkında çıkarımlar yapılabilmektedir. Monte Carlo simülasyon teknikleri sayesinde asimptotik olarak geçerli olabilen birçok ekonometrik yöntemin, küçük örneklerde nasıl bir performans sergileyecekleri ve analitik olarak analiz edilmesi çok karmaşık olan modellerin etkileri açığa çıkarılabilmektedir³¹.

³⁰ Chris Brooks, **Introductory Econometrics for Finance**, 2.bs. Cambridge, Cambridge University Press, 2008, s. 547.

³¹ Jan F. Kiviet, **a.g.e.**, s. 1.

Monte Carlo simülasyon yöntemi ile katı dışsal açıklayıcı değişkenlerin bulunduğu panel veri modellerinde, testlerin karşılaştırılması farklı birim ve zaman boyutu çiftleri için test işleminin temel unsurlarından olan hata tiplerine bakılarak yapılacaktır. Çalışmada testlerin performansının karşılaştırılmasında, I. tip hata ile testin gücü olasılıklarından yararlanılmıştır. H_0 temel hipotezi gerçekte doğru iken test sonucunda reddedilme olasılığına I. tip hata denilmekte ve α notasyonu ile gösterilmektedir. H_0 temel hipotezi gerçekte yanlış iken test sonucunda reddedilme olasılığına ise, testin gücü denilmekte ve $1-\beta$ notasyonu ile gösterilmektedir³². Bu çalışmada, α anlamlılık düzeyi 0.05 olarak alınmıştır.

İlerleyen kısımda Monte Carlo simülasyon yönteminin aşamaları genel hatları ile anlatılacaktır. İlk aşama olan hata teriminin üretilmesinin ardından veri üretim süreci de tartışılacaktır.

2.2.1.1. Hata Teriminin Üretilmesi

Monte Carlo simülasyon yönteminin aşamalarından ilki, veri üretim sürecindeki hata teriminin üretilmesidir. Panel veri modellerinde hata terimi ile ilgili yapılan en temel varsayımlar hata teriminin birim içerisinde ve birimlere göre homoskedastik (sabit varyanslı), dönemsel ve uzamsal korelasyonsuz (otokorelasyonsuz ve birimlerarası korelasyonsuz) olmasıdır. Uygulamalı çalışmalarda bu temel varsayımlardan, en çok birimlere göre homoskedasite ve birimlerarası korelasyonsuzluk varsayımlarının bozulduğu durumlar ile karşılaşıldığı görülmektedir. Bu varsayımlardan sapmalar dikkate alınmadan panel veri modelinde tahminler yapılır ise, standart hatalar sapmalı sonuçlar vererek tahminlerde etkinlik kaybı yaşanmaktadır³³.

Literatür taraması yapıldığında bu çalışmada analiz edilen testler için, hata terimlerinin hem birimlere göre heteroskedasiteye hem de birimlerarası korelasyona sahip oldukları durumda nasıl bir performans sergileyeceklerini gösteren bir çalışmaya rastlanılmamıştır. Bu nedenlerden dolayı bu çalışmada, en çok karşılaşılan

³² Hamza Gamgam & Bülent Altunkaynak, **Parametrik Olmayan Yöntemler-SPSS Uygulamaları**, Ankara, Gazi Kitapevi, 2008, s. 13.

³³ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **a.g.e.**, s. 199.

varsayımlardan sapmalardan birimlere göre heteroskedasiteye ve birimlerarası korelasyona sahip hata terimleri üretilmiştir.

Çalışmada birimlere göre heteroskedasiteye ve birimlerarası korelasyona sahip hata terimlerinin üretilebilmesi için Sul ve Phillips'in (2003) kullanmış oldukları spesifikasyondan yararlanılmıştır³⁴. Buna göre, birimlerarası korelasyona sahip hata terimleri üretebilmek için panel veri modelinin içerisine ortak bir zaman etkisi eklenmektedir. Ortak zaman etkisini modele dâhil etmenin gerekçesi, ortak faktörlerin zaman serilerinin birlikte hareket etmelerine neden olabileceğidir. Örneğin, yatay kesit birimlerinin ülkeler olduğu panel veri modellerinde ortak zaman faktörü, bir uluslararası etkiyi (küresel şok ya da ortak bir iş çevrimi gibi) temsil edebilmekte iken; satın alma gücü paritesinin çalışıldığı bir panel veri modelinde ortak zaman faktörü ortak para birimi olarak düşünülebilmektedir.

Buradan hareketle çalışmada hata terimleri, panel veri modelinde yer alan yatay kesit birimleri farklı şekillerde etkileyebilen ortak zaman etkisine izin verecek şekilde oluşturulmaktadır;

$$\varepsilon_{it} = \lambda_i \theta_t + u_{it}, \quad \theta_t \sim \text{IIDN}(0,1) \quad i=1, \dots, N; \quad t=1, \dots, T. \quad (2.78)$$

Burada, θ_t , ortak zaman etkisi; λ_i ise, ortak zaman faktörünün birimler üzerindeki etkisini gösteren ve stokastik olmayan parametredir. (2.78)'de yer alan u_{it} , ε_{it} hata terimlerinin birimlere göre heterokedastik olabilmesi için $u_{it} \sim \text{IIDN}(0, \sigma_i^2)$ şeklinde üretilmiş ve $\sigma_i^2 \sim \text{IIDU}[0.5, 1.5]$ alınmıştır. Aynı zamanda, u_{it} ortak zaman etkisi θ_t ile ilişkisizdir.

(2.78)'deki eşitlikte, stokastik seri olan ortak zaman faktörü θ_t 'ye bağlı olarak birimlerarası korelasyon üretilmektedir ve korelasyonun büyüklüğü λ_i parametresinin yardımıyla ölçülmektedir³⁵. ε_{it} ile ε_{jt} arasındaki kovaryans,

$$E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}) = \lambda_i \lambda_j, \quad (i \neq j) \quad (2.79)$$

³⁴ Peter C. B. Phillips & Donggyu Sul, "Dynamic Panel Estimation And Homogeneity Testing Under Cross Section Dependence", **Econometrics Journal**, 2003, C. VI, pp. 217-259., s. 225.

³⁵ **A.e.**, s. 225.

gibidir. $\varepsilon_t=(\varepsilon_{t1},\dots,\varepsilon_{tN})'$ ve $\lambda=(\lambda_1,\dots,\lambda_N)$ olmak üzere (2.78)'de tanımlanan hata terimlerinin (ε_{it}) koşullu varyansı,

$$\text{Var}(\varepsilon_{it})=E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{it}'|\sigma_1^2,\dots,\sigma_N^2)=\Sigma+\lambda\lambda', \quad \Sigma=\text{diag}(\sigma_1^2,\dots,\sigma_N^2). \quad (2.80)$$

şeklindedir. Hata terimlerinin (ε_{it}) sahip oldukları birimlerarası korelasyon ise,

$$\rho_{ij}=\frac{\lambda_i'\lambda_j}{(\sigma_i^2+\lambda_i'\lambda_i)^{1/2}(\sigma_j^2+\lambda_j'\lambda_j)^{1/2}} \quad (2.81)$$

şeklinde hesaplanmaktadır ve görüldüğü gibi zaman faktörüne bağlıdır³⁶.

Bu çalışmada hata terimleri (2.81)'de tanımlanan korelasyon formülünden hareketle, 3 farklı şiddette (düşük, orta ve büyük) birimlerarası korelasyona izin verecek şekilde üretilmiştir.

Düşük Şiddette Birimlerarası Korelasyon: Düşük şiddette birimlerarası korelasyona sahip hata terimleri üretilebilmesi için $\lambda_i \sim \text{IIDU}[0,0.2]$ alınmıştır. Örneğin burada $N=30$ için hata terimleri arasındaki korelasyonun ortalaması 0.0107, minimum korelasyon 0.0043 ve en yüksek korelasyon ise 0.0188'dir.

Tablo 2.1. Düşük Şiddetli Birimlerarası Korelasyon Katsayıları

N	5	10	15	20	30	50	100
Minimum	0.0004	0.0015	0.0031	0.0024	0.0043	0.0057	0.0070
Ortalama	0.0105	0.0105	0.0108	0.0108	0.0107	0.0104	0.0106
Maksimum	0.0319	0.0288	0.0233	0.0230	0.0188	0.0163	0.0149

Not: Deney sayısı 2000'dir.

Orta Şiddette Birimlerarası Korelasyon: Orta şiddette birimlerarası korelasyona sahip hata terimleri üretilebilmesi için $\lambda_i \sim \text{IIDU}[0.2,0.4]$ alınmıştır. Örneğin burada $N=30$ için hata terimleri arasındaki korelasyonun ortalaması 0.0882, minimum korelasyon 0.0698 ve en yüksek korelasyon ise 0.1068'dir.

³⁶ M. Hashem Pesaran, "General Diagnostic Tests For Cross Section Dependence In Panels", **Cesifo Working Paper** No. 1229., 2004, s. 13.

Tablo 2.2. Orta Şiddetli Birimlerarası Korelasyon Katsayıları

N	5	10	15	20	30	50	100
Minimum	0.0488	0.0565	0.0656	0.0631	0.0698	0.0730	0.0780
Ortalama	0.0865	0.0863	0.0889	0.0894	0.0882	0.0863	0.0880
Maksimum	0.1301	0.1243	0.1162	0.1157	0.1068	0.1002	0.0980

Not: Deney sayısı 2000'dir.

Yüksek Şiddette Birimlerarası Korelasyon: Yüksek şiddette birimlerarası korelasyona sahip hata terimleri üretilebilmesi için $\lambda_i \sim \text{IIDU}[1,4]$ alınmıştır. Örneğin burada N=30 için hata terimleri arasındaki korelasyonun ortalaması 0.8221, minimum korelasyon 0.7464 ve en yüksek korelasyon ise 0.8864'tür.

Tablo 2.3. Yüksek Şiddetli Birimlerarası Korelasyon Katsayıları

N	5	10	15	20	30	50	100
Minimum	0.6106	0.6894	0.7199	0.7214	0.7464	0.7515	0.7802
Ortalama	0.8187	0.8194	0.8239	0.8248	0.8221	0.8185	0.8206
Maksimum	0.9310	0.9222	0.9053	0.9032	0.8864	0.8736	0.8546

Not: Deney sayısı 2000'dir

2.2.1.2. Veri Üretim Süreci

Çalışmada, kısım 2.1'de ele alınan testlerin tümünde H_0 temel hipotezini "eğim parametreleri homojendir" H_1 alternatif hipotezi ise "eğim parametreleri heterojendir" şeklinde kurulmuştur. Monte Carlo simülasyon analizinde testler için I. tip hata yapma olasılıkları hesaplanırken, H_0 temel hipotezinin doğruluğu altında eğim parametrelerinin homojenliğinin temsili için $\beta_i=1$ alınmıştır. Testin gücü hesaplanırken, H_1 alternatif hipotezinin doğruluğu altında eğim parametrelerini heterojen yapabilmek için β_i parametresi Swamy (1970) tesadüfi katsayılar modelindeki parametrelerdeki değişkenlikten hareketle,

$$\beta_i = \beta + v_i, \quad i=1, \dots, N \quad (2.82)$$

şeklinde üretilmiştir³⁷. Burada Pesaran vd. (2011) çalışmasındakine benzer şekilde, ortalaması 1 varyansı 0.04 olan normal dağılıma uygunluk gösteren,

$$\beta_i = 1 + v_i, \quad v_i \sim \text{IIDN}(0, 0.04) \quad (2.83)$$

bir yapı kullanılarak eğim parametrelerinde heterojenlik sağlanmıştır³⁸.

Bağımsız değişken X_{it} aşağıdaki gibi durağan otoregressif bir süreç,

$$X_{it} = \rho_i X_{i,t-1} + \eta_{it} \quad i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T, \quad (2.84)$$

olarak üretilmiştir. Burada, $\rho_i \sim \text{IIDU}[0.05, 0.95]$ ve $\eta_{it} \sim \text{IIDN}(0, 1)$ 'dir.

2.2.2. Bootstrap Yöntemi

Bootstrap, istatistiki çıkarsamalar için kullanılan veriye dayalı bir simülasyon yöntemidir³⁹. Ancak simülasyon yönteminden farklı olarak bootstrap yöntemi, gerçek verilerden yerine koyma yöntemi ile yinelemeli örnekler çekilerek tahmincilerin betimsel özelliklerinin elde edilmesinde kullanılmaktadır⁴⁰.

Bootstrap yöntemi ekonometride test istatistiklerinin küçük örnek özelliklerinin analiz edilmesinde bir araç olarak kullanılmaktadır. Ekonometride yer alan birçok testin, küçük örnek dağılımları genellikle bilinmemekte iken, yapılan çalışmaların neticesinde bilinen asimptotik dağılımlarından da büyük oranda farklılıklar gösterdikleri görülmektedir.

Asimptotik yakınsama ile karşılaştırıldığında bootstrap yöntemi, farklı istatistiklerin asıl dağılımlarına daha iyi yakınsama göstermektedir⁴¹. Test istatistiklerini bootstrap kritik değerleri ile değerlendirerek küçük örneklerde daha

³⁷ L. Matyas & P. Sevestre, **a.g.e.**, s. 187.

³⁸ G. Kapetanios, M. Hashem Pesaran, T. Yamagata, "Panels with Non-Stationary Multifactor Error Structures", **Journal of Econometrics**, 160, 2011, 326–348., s. 333.

³⁹ Bradley Efron & Robert J. Tibshirani, **An Introduction to the Bootstrap**, Londra, Chapman Hall, 1993, s. 5.

⁴⁰ Chris Brooks, **a.g.e.**, s. 553.

⁴¹ G. Kapetanios, "A Bootstrap Procedure For Panel Data Sets with Many Cross Sectional Units", **Econometrics Journal**, C. XI, pp. 377–395., 2008, s. 378.

doğru çıkarsamalar elde edilebilmekte, χ^2 ya da F yakınsaması kullanılmıyorsa, bootstrap yöntemi kullanılarak parametrelerin homojen olduğu temel varsayımı altında test istatistiklerinin örneklem dağılımlarında benzetim yapılabilir⁴².

Bu çalışmada, parametrik bootstrap yöntemi kullanılmıştır. Parametrik bootstrap yönteminde, temel hipotezin doğruluğu altında elde edilen kalıntılardan örnekleme yapılmaktadır. Burada zaman boyutuna göre örnekleme yapılarak her bir Monte Carlo deneyi için 200 farklı test istatistiğinden $\alpha=0.05$ anlamlılık düzeyinde bootstrap kritik değerleri elde edilmiştir.

Yukarıda bahsi geçen örnekleme şeması şöyle özetlenebilir:

- i. Parametrelerin homojen olduğu temel hipotezin doğruluğu altında kalıntılar elde edilerek $[\hat{\varepsilon}=(\hat{\varepsilon}_{1t}, \dots, \hat{\varepsilon}_{Nt})', t=1, \dots, T]$ kalıntı matrisi ($\hat{E}=(\hat{\varepsilon}_1, \dots, \hat{\varepsilon}_T)$) oluşturulur.
- ii. Kalıntıların ampirik dağılımından $1/T$ eşit olasılıkla yerine koyma yöntemi ile $\varepsilon^*=(\varepsilon_1^*, \dots, \varepsilon_T^*)$ bootstrap örneği elde edilir.
- iii. Veri matrisi X , homojen parametre $\tilde{\beta}$ ve kalıntılardan elde edilen ε^* yardımıyla $Y^*=X\tilde{\beta}+\varepsilon^*$ hesaplanarak bootstrap serisi Y^* elde edilir.
- iv. Y^* ve X verileri kullanılarak uygun model tahmin edildikten sonra bootstrap test istatistiği hesaplanır.

Örnekleme şemasındaki (ii-iv) adımları B defa tekrarlanarak B kadar bootstrap test istatistiği elde edilir. Daha önce belirtildiği gibi, çalışmada her bir Monte Carlo deneyi için B tekrar sayısı 200 alınmıştır.

Özet olarak, çalışmada bahsi geçen her test için bootstrap yöntemi kullanılarak 200 farklı test istatistiğinden 0.95 güven düzeyinde bootstrap kritik değerleri elde edilmiş ve testlerin bootstrap versiyonları da performans karşılaştırmasına dâhil edilmiştir.

⁴² Maurice J.G. Bun, **a.g.e.**, s. 89.

2.2.3. Simülasyon Sonuçları

Bu bölümde kısım 2.2.1.1’de detaylarıyla açıklanmış olan, birimlere göre heteroskedasiteye sahip hata terimlerinin farklı birimlerarası korelasyon durumlarında kısım 2.1’de bahsi geçen testler ve bootstrap versiyonları için elde edilen I. tip hata yapma olasılıkları ve testin gücü olasılıkları tablolaştırılmıştır. Tablolarda her test için farklı büyüklüklerdeki N ve T çiftlerinde I. tip hata ve testin gücü frekansları incelenerek testler arasında performans analizi yapılmıştır.

İlk olarak Klasik F testi ve bootstrap versiyonu tablolaştırılmıştır ve aşağıda yer almaktadır.

Tablo 2.4. Klasik F Testi Sonuçları

Klasik F Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
5	4.45	4.35	4.85	5.65	5.15	4.95	13.15	35.20	92.20	96.15	100	100
10	4.35	4.05	5.65	4.10	4.90	5.30	22.50	25.65	95.80	100	98.60	100
15	3.20	4.40	4.30	4.80	4.50	6.20	54.70	94.20	99.35	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
5	4.80	5.30	4.30	5.50	4.95	4.85	13.85	32.65	90.25	94.95	100	100
10	4.15	4.50	5.30	5.60	5.15	5.85	20.75	24.00	94.75	100	97.90	100
15	3.30	3.60	4.55	4.50	4.80	5.70	52.35	92.40	98.90	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
5	5.20	21.35	3.05	7.45	6.70	5.90	21.75	20.05	11.60	24.25	57.55	93.25
10	3.30	14.10	5.65	12.70	5.55	7.10	11.25	5.70	23.80	76.45	20.15	68.40
15	5.75	8.85	4.45	6.80	7.50	5.45	25.30	19.15	71.25	61.50	41.35	83.35
Bootstrap Klasik F Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
5	4.40	4.50	5.05	5.40	5.95	4.95	13.80	36.70	92.15	95.55	100	100
10	4.00	3.80	4.90	4.05	4.85	5.05	20.55	23.60	95.75	100	98.45	100
15	2.55	4.30	4.45	4.50	4.45	5.90	51.60	93.35	99.05	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
5	5.00	5.25	4.60	5.15	5.30	5.20	13.85	33.65	90.45	94.30	100	100
10	3.55	3.85	4.95	5.45	4.85	5.55	19.70	23.15	95.20	100	97.70	100
15	2.80	3.40	4.35	4.30	5.05	5.45	49.00	91.55	98.65	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
5	4.65	20.45	2.85	6.60	5.80	4.15	20.55	18.15	11.85	23.90	55.60	89.95
10	2.45	10.65	4.90	10.15	5.20	6.10	7.65	4.25	20.75	72.55	18.35	65.95
15	3.10	5.70	2.60	4.70	5.95	3.80	16.65	13.80	63.55	53.85	35.50	78.70

Tablo 2.4'te verilmiş olan sonuçlara göre, Klasik F testinin I. tip hata yapma olasılıklarının birimlerarası korelasyonun şiddetinin düşük ve orta olduğu durumlarda I. tip hata yapma olasılığının %5 civarında bulunduğu görülmektedir. Örneğin düşük şiddette korelasyon durumunda N=5 ve T=50 için, Klasik F testinin I. tip hata yapma olasılığı %4.85'tir ve %5 α anlamlılık düzeyine çok yakındır. Benzer bir şekilde, N birim boyutunun T zaman boyutuna daha yakın olduğu durumlarda da I. tip hata yapma olasılığı, %5 α anlamlılık düzeyine yakın değerler almaktadır. Örneğin N=10 iken düşük şiddette korelasyon durumunda T'nin 20 ve 30

değerlerinde I. tip hata yapma olasılığı sırasıyla %4.35 ve %4.05, orta şiddette korelasyon durumunda %4.15 ve %4.50'dir. Bu eğilim, T'nin N'den çok daha büyük olduğu durumlar içinde geçerlidir. Düşük ve orta şiddette korelasyon için T'nin 100 ve 200 olduğu sütunlara bakıldığında I. tip hata yapma olasılıkları, %5 α anlamlılık düzeyine çok yakın değerler almaktadır. Diğer yandan yüksek şiddette birimlerarası korelasyonlu hata terimlerinin olduğu örnekler için, N ve T'nin oldukça küçük olduğu durumlarda I. tip hata yapma olasılıklarının yüksek değerler alarak testin temel hipotezi aşırı reddetme eğiliminde olduğu görülmüştür. Örneğin N=5 ve T=30 olduğunda I. tip hata yapma olasılığı %21.35 bulunmuştur. Buna ek olarak N sabit tutulup T'nin arttırıldığı durumlarda I. tip hata yapma olasılıklarında anomaliler olduğu saptanmıştır. Örneğin N'in 10 olduğu satır incelendiğinde T zaman boyutunda artışa karşın, I. tip hata yapma olasılıkları sırasıyla %3.3, %14.10, %5.65, %12.70, %5.55 ve %7.10 değerlerini almaktadır. Öte yandan testin bootstrap versiyonu için elde edilen sonuçlara bakıldığında, düşük ve orta şiddette korelasyon durumunda Klasik F testindeki uygun sonuçlara paralel sonuçlar elde edilmiştir. Buna ek olarak hata terimleri yüksek şiddetteki birimlerarası korelasyona sahip iken, Klasik F testinin I. tip hata yapma olasılıklarında meydana gelen birçok bozulmada düzeltilmeler meydana geldiği görülmektedir. Örneğin N=15, T=30 değerlerini aldığı anda %8.85 olan I. tip hata yapma olasılığı, bootstrap kritik değerler kullanılıncaya %5.70'e düşmüştür. Buna benzer şekilde (5-100), (5-150), (10-200), (15-100) ve (15-150) N, T çiftlerinde meydana gelen I. tip hata olasılığının %5'ten aşırı şekilde sapmaları düzelmiştir. Klasik F testi ve bootstrap versiyonunda düşük ve orta şiddette korelasyon durumunda, N'in ve T'nin birlikte artmasıyla testin gücü olasılıklarının gittikçe %100'e yaklaşması uygun sonuçların elde edildiğini göstermektedir. Örneğin N=5 satırı incelendiğinde, T arttıkça hızlı artışlar meydana gelmiştir. Özellikle N=15 satırında, T'nin 20'den 30'a çıkmasıyla beraber testin gücünde hızla %100'e yakınsama meydana geldiği görülmektedir. Ancak yüksek birimlerarası korelasyon durumunda, N ve T de meydana gelen artışlara rağmen testin gücü olasılıklarında artış ve azalışların birbirini takip ettiği ciddi anomalilerle karşılaşmıştır.

Tablo 2.5. Klasik Wald Testi Sonuçları

Klasik Wald Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
5	5.35	4.70	5.25	5.85	5.35	5.10	14.85	36.80	92.60	96.40	100	100
10	4.95	4.40	6.00	4.40	5.05	5.40	24.60	27.05	96.00	100	98.60	100
15	3.50	4.85	4.60	4.85	4.70	6.20	57.40	94.50	99.35	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
5	5.90	5.70	4.55	5.60	5.10	4.90	15.35	34.55	90.70	95.00	100	100
10	4.75	4.85	5.65	5.60	5.20	5.90	23.00	25.05	95.00	100	97.90	100
15	3.60	3.85	4.70	4.65	4.90	5.70	54.55	93.00	98.90	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
5	6.00	22.40	3.25	7.50	6.70	5.90	23.15	21.35	12.45	24.70	57.90	93.30
10	3.85	14.55	5.90	12.95	5.65	7.20	12.65	6.20	24.30	76.75	20.35	68.65
15	6.25	9.35	4.65	6.95	7.55	5.50	27.15	19.95	71.70	62.00	41.70	83.55
Bootstrap Klasik Wald Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
5	4.40	4.50	5.05	5.40	5.95	4.95	13.80	36.70	92.15	95.55	100	100
10	4.00	3.80	4.90	4.05	4.85	5.05	20.55	23.60	95.75	100	98.45	100
15	2.55	4.30	4.45	4.50	4.45	5.90	51.60	93.35	99.05	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
5	5.00	5.25	4.60	5.15	5.30	5.20	13.85	33.65	90.45	94.30	100	100
10	3.55	3.85	4.95	5.45	4.85	5.55	19.70	23.15	95.20	100	97.70	100
15	2.80	3.40	4.35	4.30	5.05	5.45	49.00	91.55	98.65	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
5	4.65	20.45	2.85	6.60	5.80	4.15	20.55	18.15	11.85	23.90	55.60	89.95
10	2.45	10.65	4.90	10.15	5.20	6.10	7.65	4.25	20.75	72.55	18.35	65.95
15	3.10	5.70	2.60	4.70	5.95	3.80	16.65	13.80	63.55	53.85	35.50	78.70

Tablo 2.5'te verilmiş olan sonuçlara göre, Klasik Wald testinin I. tip hata yapma olasılıklarının düşük ve orta şiddetli birimlerarası korelasyon durumunda uygun değerler aldığı görülmektedir. Örneğin düşük şiddette korelasyon durumunda N=5 ve T=50 için, Klasik Wald testinin I. tip hata yapma olasılığı %5.25'tir ve %5 α anlamlılık düzeyine çok yakındır. Benzer bir şekilde N birim boyutunun T zaman boyutuna daha yakın olduğu durumlarda da I. tip hata yapma olasılığı, %5 α anlamlılık düzeyine yakın değerler almaktadır. Örneğin N=10 iken düşük şiddette korelasyon durumunda, T'nin 20 ve 30 değerlerinde I. tip hata yapma olasılığı sırasıyla %4.95 ve %4.40, orta şiddette korelasyon durumunda %4.75 ve %4.85'dir. Bu eğilim, T'nin N'den çok daha büyük olduğu durumlar içinde geçerlidir. Düşük ve orta şiddette korelasyon için T'nin 100 ve 200 olduğu sütunlara bakıldığında I. tip hata yapma olasılıkları, %5 α anlamlılık düzeyine çok yakın değerler almaktadır.

Diğer yandan yüksek şiddette birimlerarası korelasyonlu hata terimlerinin olduğu örnekler için, N birim boyutunun ve T zaman boyutunun göreceli olarak küçük olduğu durumlarda I. tip hata yapma olasılıklarının yüksek değerler olarak Klasik F testinde olduğu gibi temel hipotezi aşırı reddetme eğiliminin devam ettiği görülmektedir. Örneğin N=5 ve T=30 olduğunda I. tip hata yapma olasılığı %22.40 kadardır. Buna ek olarak N sabit tutulup T'nin arttırıldığı durumlarda I. tip hata yapma olasılıklarında anomaliler olduğu saptanmıştır. Örneğin N'in 10 olduğu satır incelendiğinde T zaman boyutunda artışa karşın, I. tip hata yapma olasılıkları sırasıyla %3.85, %14.55, %5.90, %12.95, %5.65 ve %7.20 değerlerini almaktadır.

Öte yandan testin bootstrap versiyonu için elde edilen sonuçlara bakıldığında, düşük ve orta şiddette korelasyon durumunda Klasik Wald testindeki uygun sonuçlara paralel sonuçlar elde edilmiştir⁴³. Buna ek olarak hata terimleri yüksek şiddetteki birimlerarası korelasyona sahip iken, Klasik Wald testinin I. tip hata yapma olasılıklarında meydana gelen birçok bozulmada düzeltilmeler meydana geldiği görülmektedir. Örneğin N=15 ve T=30 değerlerini aldığı anda %9.35 olan I. tip hata yapma olasılığı bootstrap kritik değerler kullanınca %5.70'e düşmüştür. Buna benzer şekilde (5-100), (5-150), (10-200), (15-100) ve (15-150) N, T çiftlerinde meydana gelen bozulmalar düzelmiştir. Klasik Wald testi ve bootstrap versiyonunda düşük ve orta şiddette korelasyon durumunda, N'in ve T'nin birlikte artmasıyla testin gücü olasılıklarının gittikçe %100'e yaklaştığı görülmektedir. Örneğin N=5 satırı incelendiğinde, T arttıkça hızlı artışlar meydana gelmiştir. Özellikle N=15 satırında, T'nin 20'den 30'a çıkmasıyla beraber testin gücünde hızla %100'e yakınsama meydana geldiği görülmektedir. Ancak yüksek birimlerarası korelasyon durumunda, N ve T de meydana gelen artışlara rağmen testin gücü olasılıklarında artış ve azalışların birbirini takip ettiği ciddi anomalilerle karşılaşmıştır.

⁴³ Not: Klasik Wald testinin bootstrap versiyonu Klasik F testinin bootstrap versiyonuyla aynı sonuçları vermektedir.

Tablo 2.6. Genelleştirilmiş F Testi Sonuçları

Genelleştirilmiş F Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
5	18.75	11.15	9.25	5.95	6.60	5.50	34.00	53.05	95.80	98.40	100	100
10	65.05	39.40	23.90	12.10	8.60	9.45	86.50	70.50	98.80	100	98.75	100
15	98.55	81.55	48.75	18.95	13.15	11.00	99.85	100	99.90	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
5	19.50	12.35	9.25	6.00	6.40	5.15	33.55	52.25	94.55	97.65	100.00	100
10	64.90	39.85	23.65	12.55	8.70	9.85	86.90	68.80	98.75	100	98.55	100
15	98.45	82.50	50.05	19.65	14.70	11.05	99.90	99.95	99.85	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
5	23.90	20.00	9.50	6.95	6.35	5.25	38.55	46.55	88.55	93.35	100	100
10	86.30	59.45	31.30	14.10	8.90	10.55	94.60	75.30	97.85	100	98.35	100
15	99.95	98.15	69.35	25.55	17.65	12.80	100	99.85	99.95	100	100	100
Bootstrap Genelleştirilmiş F Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
5	4.90	4.45	5.05	4.80	5.60	4.90	12.45	33.05	91.60	97.55	100	100
10	2.50	3.30	4.95	5.10	4.85	6.40	8.65	18.05	93.95	100	97.50	100
15	0.20	0.70	3.85	4.50	4.35	5.05	1.60	68.50	98.30	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
5	5.15	4.85	5.20	4.75	5.65	5.05	12.65	33.20	90.05	96.60	100	100
10	2.55	4.05	5.25	5.70	4.75	6.80	9.35	17.05	93.60	100	97.20	100
15	0.25	0.90	4.05	4.45	4.90	4.75	1.50	65.15	97.85	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
5	6.00	8.20	5.15	5.25	5.55	4.40	12.50	26.70	81.60	91.15	100	100
10	3.30	5.80	5.25	5.95	4.95	6.70	8.85	12.45	85.30	100	96.40	100
15	3.00	3.60	4.15	4.75	5.30	5.10	4.25	35.00	92.05	99.95	100	100

Tablo 2.6’da verilmiş olan sonuçlara göre, Genelleştirilmiş F testinin birimlerarası korelasyona sahip hata terimlerinin her 3 durumu için de I. tip hata yapma olasılıkları incelendiğinde testin aşırı reddetme eğiliminde olduğu görülmektedir. Örneğin düşük şiddette korelasyon durumunda N=15 ve T=20 için, testin I. tip hata yapma olasılığı %98.55, N=10 ve T=50 için testin I. tip hata yapma olasılığı %23.90 ve N=5, T=20 için testin I. tip hata yapma olasılığı %18.75’tir. Benzer şekilde I. tip hata yapma olasılığı, orta şiddette birimlerarası korelasyonda

N=10 ve T=20 iken %64.90, N=15 ve T=50 iken %50.05 ve N=5, T=20 için %19.50 değerlerini almaktadır. Ancak bu aşırı reddetme eğilimi T arttıkça azalmaktadır. Örneğin yüksek şiddette birimlerarası korelasyonda N=5 iken T'deki artış sonrasında I. tip hata yapma olasılığında düşüş yaşanarak ancak T, 100 ve 200 iken %5 α anlamlılık düzeyine yakın değerler alabilmiştir.

Bununla birlikte testin bootstrap versiyonunda elde edilen sonuçlara bakıldığında, Genelleştirilmiş F testinde meydana gelen bozulmaların büyük oranda düzeldiği görülmektedir. Örneğin düşük şiddette korelasyon durumunda N=5, T=20 iken %18.75 değerini alan I. tip yapma olasılığı bootstrap kritik değer kullanınca %4.90, N=15, T=100 iken %18.95 değerini alan I. tip hata yapma olasılığı bootstrap kritik değer kullanınca %4.50 ve N=5, T=50 iken %9.25 değerini alan I. tip hata yapma olasılığı bootstrap kritik değer kullanınca %5.05 değerini almıştır. Benzer şekilde yüksek şiddette korelasyon durumunda N=10, T=30 için %59.45 olan I. tip hata yapma olasılığı bootstrap kritik değer kullanınca %5.80, N=15, T=100 iken %25.50 değerini alan I. tip yapma olasılığı bootstrap kritik değer kullanınca %4.75 ve N=5, T=50 iken %9.50 değerini alan I. tip hata yapma olasılığı bootstrap kritik değer kullanınca %5.15 değerini almıştır. Genelleştirilmiş F testi ve bootstrap versiyonunda her 3 şiddetteki korelasyon durumu için, N'in ve T'nin birlikte artmasıyla testin gücü olasılıklarının gittikçe %100'e yaklaşması uygun sonuçların elde edildiğini göstermektedir. Buna ek olarak Klasik F testiyle karşılaştırıldığında Genelleştirilmiş F testinde ve bootstrap versiyonlarında testin gücü frekansları için daha iyi sonuçlar elde edilmiştir. Örneğin yüksek birimlerarası korelasyon durumunda Klasik F testinde görülen, N ve T de meydana gelen artışlara karşın testin gücü olasılıklarında meydana gelen bozulma eğilimleri Genelleştirilmiş F testinde görülmemektedir.

Tablo 2.7. Genelleştirilmiş Wald Testi Sonuçları

Genelleştirilmiş Wald Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
5	20.70	12.20	9.90	5.95	6.85	5.50	35.95	54.85	96.00	98.40	100	100
10	66.70	41.15	24.45	12.45	8.75	9.55	87.35	71.55	98.80	100	98.75	100
15	98.80	82.10	49.45	19.30	13.35	11.10	99.85	100	99.90	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
5	20.70	13.10	9.50	6.40	6.70	5.20	35.15	54.10	94.95	97.70	100	100
10	67.25	41.00	24.50	12.70	8.75	9.85	87.35	69.85	98.80	100	98.55	100
15	98.60	83.25	50.90	19.85	14.80	11.20	99.90	99.95	99.85	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
5	25.25	21.00	10.00	7.00	6.40	5.30	40.95	48.25	88.80	93.45	100	100
10	87.40	60.60	32.25	14.20	9.10	10.70	95.00	76.20	97.90	100	98.35	100
15	99.95	98.25	70.05	25.80	18.00	12.95	100	99.85	99.95	100	100	100
Bootstrap Genelleştirilmiş Wald Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
5	4.90	4.45	5.05	4.80	5.60	4.90	12.45	33.05	91.60	97.55	100	100
10	2.50	3.30	4.95	5.10	4.85	6.40	8.65	18.05	93.95	100	97.50	100
15	0.20	0.70	3.85	4.50	4.35	5.05	1.60	68.50	98.30	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
5	5.15	4.85	5.20	4.75	5.65	5.05	12.65	33.20	90.05	96.60	100	100
10	2.55	4.05	5.25	5.70	4.75	6.80	9.35	17.05	93.60	100	97.20	100
15	0.25	0.90	4.05	4.45	4.90	4.75	1.50	65.15	97.85	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
5	6.00	8.20	5.15	5.25	5.55	4.40	12.50	26.70	81.60	91.15	100	100
10	3.30	5.80	5.25	5.95	4.95	6.70	8.85	12.45	85.30	100	96.40	100
15	3.00	3.60	4.15	4.75	5.30	5.10	4.25	35.00	92.05	99.95	100	100

Tablo 2.7’de verilmiş olan sonuçlara göre, Genelleştirilmiş Wald testinin birimlerarası korelasyona sahip hata terimlerinin her 3 durumu için de I. tip hata yapma olasılıkları incelendiğinde Genelleştirilmiş F testinde olduğu gibi testin aşırı reddetme eğiliminde olduğu görülmektedir. Örneğin düşük şiddette korelasyon durumunda N=15 ve T=20 için, testin I. tip hata yapma olasılığı %98.80, N=10 ve T=50 için testin I. tip hata yapma olasılığı %24.45 ve N=5, T=20 için testin I. tip hata yapma olasılığı %20.70’tir. Benzer şekilde I. tip hata yapma olasılığı, orta şiddette

birimlerarası korelasyonda N=10 ve T=20 iken %67.25, N=15 ve T=50 iken %50.90 ve N=5, T=20 için %20.70 değerlerini almaktadır. Ancak bu aşırı reddetme eğilimi T arttıkça azalmaktadır. Örneğin yüksek şiddette birimlerarası korelasyonda N=5 iken T'deki artış sonrasında I. tip hata yapma olasılığında düşüş yaşanarak ancak T, 100 ve 200 iken %5 α anlamlılık düzeyine yakın değerler alabilmiştir.

Bununla birlikte testin bootstrap versiyonunda elde edilen sonuçlara bakıldığında, Genelleştirilmiş Wald testinde meydana gelen bozulmaların büyük oranda düzeldiği görülmektedir. Örneğin düşük şiddette korelasyon durumunda N=5, T=20 iken %20.70 değerini alan I. tip hata yapma olasılığı bootstrap kritik değer kullanıldığında %4.90, N=15, T=100 iken %19.30 değerini alan I. tip hata yapma olasılığı bootstrap kritik değer kullanıldığında %4.50 ve N=5, T=50 iken %9.90 değerini alan I. tip hata yapma olasılığı bootstrap kritik değer kullanıldığında %5.05 değerini almıştır⁴⁴. Benzer şekilde yüksek şiddette korelasyon durumunda N=10, T=30 için %60.60 olan I. tip hata yapma olasılığı bootstrap kritik değer kullanıldığında %5.80, N=15, T=100 iken %25.80 değerini alan I. tip yapma olasılığı bootstrap kritik değer kullanıldığında %4.75 ve N=5, T=50 iken %10.00 değerini alan I. tip yapma olasılığı bootstrap kritik değer kullanıldığında %5.15 değerini almıştır. Genelleştirilmiş Wald testi ve bootstrap versiyonunda her 3 şiddetteki korelasyon durumu için, N'in ve T'nin birlikte artmasıyla testin gücü olasılıklarının gittikçe %100'e yaklaşması uygun sonuçların elde edildiğini göstermektedir. Buna ek olarak Klasik Wald testiyle karşılaştırıldığında Genelleştirilmiş Wald testinde ve bootstrap versiyonlarında testin gücü frekansları için daha iyi sonuçlar elde edilmiştir. Örneğin yüksek birimlerarası korelasyon durumunda Klasik Wald testinde görülen, N ve T de meydana gelen artışlara karşın testin gücü olasılıklarında meydana gelen bozulma eğilimleri Genelleştirilmiş Wald testinde görülmemektedir.

⁴⁴ Genelleştirilmiş Wald testinin bootstrap versiyonu Genelleştirilmiş F testinin bootstrap versiyonuyla aynı sonuçları vermektedir.

Tablo 2.8. Hausman (H) Testi Sonuçları

H Testi												
N/T	I. Tip Hata						Testin Gücü					
	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
10	5.70	4.80	5.00	4.10	5.30	5.75	13.30	42.75	24.55	10.10	16.85	99.85
20	4.30	4.60	4.55	4.10	4.60	4.75	23.75	28.65	84.05	44.95	24.30	99.70
30	4.65	3.35	4.75	5.00	5.25	5.00	11.45	12.45	36.20	53.95	57.05	47.45
50	3.45	4.70	4.00	4.45	4.50	4.60	12.95	22.75	16.55	41.80	75.20	48.00
100	4.65	4.25	4.30	5.00	4.70	4.10	14.00	29.85	18.10	73.45	32.15	93.25
Orta Düzey Korelasyon												
10	6.15	5.20	5.50	4.75	4.95	5.70	13.20	40.10	24.30	10.45	17.95	99.75
20	4.20	5.15	4.90	4.30	4.40	5.10	22.40	27.35	80.90	41.45	23.70	99.75
30	4.70	3.35	4.95	4.75	5.35	4.95	11.45	11.50	33.95	53.40	54.45	46.25
50	3.15	4.80	4.05	4.50	4.35	4.80	12.75	21.75	16.50	39.60	73.70	52.10
100	4.75	4.00	4.00	4.80	4.80	3.70	14.70	30.05	17.05	70.70	31.65	92.80
Yüksek Düzey Korelasyon												
10	8.80	6.15	8.20	5.40	4.70	4.50	7.30	8.05	10.45	5.65	17.50	24.90
20	4.65	7.35	5.20	3.60	5.50	5.35	7.55	6.30	13.55	36.85	9.40	87.35
30	3.45	3.65	5.95	6.05	6.55	4.35	3.65	3.80	6.40	9.45	14.20	5.60
50	3.95	3.90	6.00	5.10	5.00	5.70	6.35	5.70	7.35	8.70	8.75	20.45
100	3.20	2.10	3.80	3.70	4.35	4.10	9.05	9.65	7.30	8.00	26.15	52.20
Bootstrap H Testi												
N/T	I. Tip Hata						Testin Gücü					
	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
10	6.20	5.55	5.35	4.70	5.30	6.25	14.20	42.75	24.65	11.55	17.70	99.80
20	5.05	5.30	6.05	4.90	5.30	5.15	25.30	30.40	84.60	46.00	25.50	99.70
30	5.80	4.30	5.40	5.55	5.55	5.60	12.35	13.95	37.90	54.70	57.50	48.45
50	4.70	5.70	5.35	4.95	5.00	5.25	15.15	24.30	17.55	42.40	75.15	49.25
100	5.80	5.10	4.40	5.85	5.00	4.70	16.00	31.60	19.15	74.15	33.05	93.45
Orta Düzey Korelasyon												
10	7.00	5.75	5.55	5.05	5.40	6.25	13.65	40.35	24.60	11.30	18.60	99.75
20	5.25	6.00	5.65	4.60	5.05	5.45	23.70	28.85	81.25	42.30	25.00	99.70
30	5.85	4.45	5.60	5.65	6.15	5.40	12.70	13.25	35.45	53.95	54.60	47.40
50	4.35	6.15	4.90	4.95	5.15	5.35	14.65	23.35	17.35	40.40	73.80	52.95
100	6.10	5.25	4.40	5.30	5.40	4.35	16.40	31.20	18.45	71.40	32.95	93.15
Yüksek Düzey Korelasyon												
10	10.25	6.85	9.65	5.65	5.00	4.80	8.25	8.50	11.65	6.05	18.95	26.20
20	5.35	8.70	5.90	4.55	5.75	6.05	9.15	7.50	14.85	38.00	9.85	88.10
30	4.85	4.90	6.40	6.75	7.15	5.15	5.25	5.20	7.55	10.40	15.25	6.10
50	5.15	5.30	6.15	5.90	5.60	6.20	7.95	7.45	8.50	9.50	9.50	21.75
100	5.00	2.70	5.05	3.70	5.00	4.65	10.60	11.55	8.90	8.60	27.70	54.45

Tablo 2.8’de verilmiş olan Hausman testi sonuçlarına göre, düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumlarında neredeyse tüm N, T çiftleri için I. tip hata yapma olasılıkları %5 α anlamlılık düzeyine yakın değerler almaktadır. Örneğin düşük şiddette birimlerarası korelasyon durumunda N’in 10, T’nin 20 olduğu örnek çifti için I. tip hata yapma olasılığı %5.70, N’in 30, T’nin 50 olduğu örnek çifti için I. tip hata yapma olasılığı %4.75 ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumunda N=30, T=20 iken %4.70 ve N’in 50, T’nin 100 olduğu örnek çifti için %4.50 elde edilmiştir. Ancak yüksek şiddette birimlerarası korelasyon durumunda N’in T’den büyük olduğu durumlar için I. tip hata yapma olasılıklarının %5 α anlamlılık düzeyinden düşük değerler aldığı gözlemlenmiştir. Örneğin N’in ve T’nin 30 olduğu örnek çifti için I. tip hata yapma olasılığı %3.65 iken, N=100 ve T=20 ve T=30 olduğu durumlarda sırasıyla %3.20 ve %2.10 I. tip hata yapma olasılıkları elde edilmiştir. Ancak %5 α anlamlılık düzeyi ile karşılaştırıldığında daha düşük değerlerin elde edildiği I. tip hata yapma olasılıklarının, T’nin artmasıyla düzeldiği görülmektedir. Örneğin N’in 100 olduğu satırda, T’nin 50’den 150’ye çıkmasıyla I. tip hata yapma olasılıklarında düzelmeler meydana gelmiş ve %5 α anlamlılık düzeyine yakın değerler gözlemlenmiştir.

Bununla birlikte testin bootstrap versiyonunda elde edilen sonuçlara bakıldığında, birim boyutunun zaman boyutuna göre küçük olduğu örneklerde görülen bozulmaların büyük oranda düzeldiği tespit edilmiştir. Örneğin her 3 şiddetteki birimlerarası korelasyon durumları için, N’in 50, T’nin 20 olduğu örnek çiftlerinde sırasıyla %3.45, %3.15 ve %3.95 değerini alan I. tip yapma olasılıkları, bootstrap kritik değer kullanınca sırasıyla %4.70, %4.35 ve %5.15 değerlerini almaktadır. Benzer şekilde yüksek şiddette birimlerarası korelasyon durumunda N=100, T=20 örnek çifti için %3.20 değerini alan I. tip hata yapma olasılığı, bootstrap kritik değer kullanınca %5.00 ve N=100, T=50 iken %3.80 değerini alan I. tip hata yapma olasılığı, bootstrap kritik değer kullanınca %5.05 değerini almıştır. Testin gücünde elde edilen olasılık değerlerine bakıldığında ise her üç şiddetteki birimlerarası korelasyon durumları için birçok N, T örnek çiftinde oldukça yavaş hızda %100 değerine ulaşıldığı gözlemlenmektedir. Örneğin düşük, orta ve yüksek şiddette korelasyon durumlarında N’in 10, T’nin 20 olduğu örnek çiftlerinde için testin gücü sırasıyla %13.30, %13.20 ve %7.30 çıkmış ve N’de ve/veya T’de artışlar

meydana gelmesine rağmen %100 değerine hiç ulaşamamaktadır. Hausman testinin bootstrap versiyonunda ise 3 farklı birimlerarası korelasyon durumlarında testin gücünde elde edilen olasılık değerleri yükselmiş fakat bu yükseliş istenilen seviyede olmamıştır. Örneğin Hausman testinde 3 farklı birimlerarası korelasyon durumları için N'in 30, T'nin 150 olduğu örnek çiftlerinde sırasıyla %57.05, %54.45 ve %14.20 elde edilen testin gücü olasılıkları bootstrap kritik değerler kullanıldığında sırasıyla %57.50, %54.60 ve %15.25 değerlerine çıkmıştır.

Tablo 2.9. Swamy (\hat{S}) Testi Sonuçları

\hat{S} Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
10	8.00	6.20	6.15	4.55	4.75	4.75	31.25	96.55	89.15	87.50	100	100
20	10.30	8.75	6.10	5.30	6.10	4.60	90.25	99.70	99.75	100	100	100
30	9.55	7.55	6.80	5.85	5.40	5.55	79.10	95.45	99.90	100	100	100
50	12.10	10.50	6.45	6.50	5.50	5.55	98.05	100	100	100	100	100
100	19.75	10.40	6.90	6.50	5.50	5.10	99.95	100	100	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
10	10.15	7.50	6.85	4.75	4.50	4.60	28.80	95.55	87.45	83.05	100	100
20	10.80	9.70	6.35	5.50	6.85	5.15	88.45	99.25	99.60	100	100	100
30	9.20	7.15	6.95	6.30	6.00	5.05	76.95	94.10	99.70	100	100	100
50	11.95	11.05	6.50	7.25	6.05	6.40	96.70	100	100	100	100	100
100	17.95	7.10	6.60	5.15	5.55	4.15	99.95	100	100	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
10	32.10	15.70	17.20	6.90	6.15	3.45	28.95	32.60	47.95	12.05	79.55	92.65
20	10.00	32.00	7.20	3.80	8.70	10.10	40.15	42.35	43.40	93.60	82.85	96.50
30	5.25	6.55	13.25	9.80	7.60	1.95	21.35	22.85	34.00	99.30	99.75	99.90
50	9.70	9.90	13.70	12.85	11.10	14.25	52.95	57.05	73.05	100	100	100
100	2.75	0.00	2.25	0.20	5.80	0.65	96.60	93.80	57.40	99.90	100	100
Bootstrap \hat{S} Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
10	4.50	3.70	5.50	4.10	4.55	5.30	21.60	95.15	87.30	85.80	100	100
20	4.15	5.10	4.15	4.80	5.75	4.60	81.05	99.10	99.65	100	100	100
30	3.60	3.20	5.10	4.90	5.65	5.05	62.90	91.15	99.80	100	100	100
50	2.90	4.80	4.20	5.80	4.75	5.10	91.00	100	100	100	100	100
100	3.15	2.10	3.45	4.55	4.40	4.80	99.85	100	100	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
10	5.65	4.80	5.90	4.45	4.70	4.80	19.60	93.65	85.65	81.60	100	100
20	4.35	5.50	5.25	5.15	6.25	5.40	78.05	98.60	99.45	100	100	100
30	3.40	3.50	5.30	5.10	6.10	4.80	58.45	88.95	99.45	100	100	100
50	2.80	4.40	4.20	6.00	5.50	6.00	88.40	99.95	100	100	100	100
100	2.80	1.20	3.15	3.65	5.00	4.05	99.70	100	100	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
10	21.20	10.35	14.00	6.35	5.65	3.25	18.40	23.80	43.35	10.85	78.05	91.90
20	3.10	19.80	4.20	2.65	7.25	9.65	21.00	26.75	33.30	91.40	79.95	96.15
30	0.50	2.15	6.90	7.40	6.45	1.70	5.80	10.65	22.80	98.90	99.70	99.90
50	1.30	2.30	5.55	8.35	7.40	11.55	15.40	26.60	55.30	100	100	100
100	0.00	0.00	0.10	0.00	2.75	0.40	50.75	50.45	19.60	99.80	100	100

Tablo 2.9’da elde edilen sonuçlara göre, Hausman testi sonuçlarında görülen genel görünümün aksine, Swamy \hat{S} testinde düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumlarında testin gücünde yüksek oranda olasılıklar elde edilerek %100 değerine Hausman testinden daha hızlı ulaşılmaktadır. Her iki şiddetteki birimlerarası korelasyon durumlarında N’in 20 olduğu satırı incelendiğinde, T’nin artmasıyla testin gücünde çok hızlı %100 olma eğilimi dikkat çekicidir. Örneğin N’in 50 olduğu satırda, T’deki artışa rağmen diğer iki duruma nazaran daha yavaş toparlanma eğilimi görülmektedir. Ancak I. tip hata yapma olasılıklarına bakıldığında, testin düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumlarında temel hipotezi aşırı düzeyde reddetme eğiliminde olduğu ve bu durumun T’nin artmasıyla düzeldiği gözlemlenmektedir. Örneğin, düşük ve orta şiddette korelasyon durumunda N=100, T=20 örnek çifti için sırasıyla %19.75 ile %17.95 değerlerini alan I. tip hata yapma olasılıkları ancak T’nin 150 değerini almasıyla %5 α anlamlılık düzeyine yakın sonuçlar elde edilebilmiştir. Buna ek olarak düşük N ve T çiftlerinde görülen aşırı reddetme eğilimi bootstrap kritik değerler kullanıldığında düzelmektedir. Örneğin düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumlarında N’in ve T’nin 20 olduğu örnek çifti için sırasıyla %10.30 ve %10.80 elde edilen I. tip hata yapma olasılıkları testin bootstrap versiyonlarında sırasıyla %4.15 ve %4.35 elde edilmiştir. Yüksek şiddette birimlerarası korelasyon durumunda ise \hat{S} testi ve bootstrap versiyonu için I. tip hata yapma olasılıklarında %5 α anlamlılık düzeyinden aşağı veya yukarı sapma biçiminde bozulmalar meydana gelmektedir. Örneğin N’in 30 olduğu satır incelenirse, I. tip hata yapma olasılıklarında %5 α anlamlılık düzeyinden aşağı veya yukarı sapma şeklinde bozulmaların olduğu görülecektir. Buna ek olarak N’in büyümesiyle beraber I. tip hata yapma olasılıklarında görülen bozulmalar artmakta, büyük N, küçük T örnekleri için de temel hipotezin aşırı reddedilmesi eğiliminin olduğu gözlemlenmektedir. Diğer iki korelasyon durumunda görülen genel eğilimin aksine, meydana gelen bu bozulmalar N ve T’nin birlikte artmasıyla ya da bootstrap kritik değerlerin kullanılmasıyla düzelmemektedir.

Tablo 2.10. Swamy (\tilde{S}) Testi Sonuçları

\tilde{S} Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
10	3.35	3.55	4.05	3.65	4.05	4.15	18.40	94.35	86.45	86.00	100	100
20	3.30	3.85	3.70	4.05	5.25	4.30	77.45	99.15	99.50	100	100	100
30	2.90	2.90	4.25	4.40	5.00	4.55	53.50	89.55	99.65	100	100	100
50	1.85	3.95	3.85	4.90	4.15	4.85	90.20	100	100	100	100	100
100	2.55	2.00	3.55	4.10	3.80	4.10	99.90	100	100	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
10	4.20	4.15	4.85	3.90	3.85	4.10	16.50	92.80	84.95	81.35	100	100
20	3.40	4.95	3.70	4.25	5.85	4.75	74.15	98.55	99.40	100	100	100
30	2.55	2.85	4.30	4.75	5.15	4.55	48.55	87.75	99.40	100	100	100
50	1.95	3.70	3.95	5.55	4.65	5.10	87.10	99.95	100	100	100	100
100	2.40	1.25	2.65	3.25	3.90	3.35	99.65	100	100	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
10	19.00	10.70	13.65	6.00	5.30	3.05	16.75	23.85	42.55	10.80	78.00	92.00
20	2.95	20.90	4.25	2.85	6.95	9.10	20.45	29.45	36.00	91.85	80.70	96.30
30	0.75	2.90	8.30	7.65	6.40	1.40	7.45	12.40	24.95	99.00	99.75	99.90
50	1.90	3.85	7.35	10.00	9.10	12.25	23.55	37.15	62.80	100	100	100
100	0.05	0.00	0.70	0.10	4.25	0.50	82.25	82.85	40.40	99.90	100	100
Bootstrap \tilde{S} Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
10	4.60	4.00	5.25	4.05	4.45	5.20	21.60	94.85	87.85	86.15	100	100
20	4.30	5.15	4.15	4.80	5.50	4.60	79.75	99.45	99.65	100	100	100
30	3.50	3.85	5.20	5.05	5.95	5.10	58.00	91.20	99.75	100	100	100
50	2.85	4.75	4.25	5.80	4.70	5.15	91.70	100	100	100	100	100
100	3.30	2.30	3.60	4.85	4.50	4.90	99.85	100	100	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
10	5.80	4.90	5.95	4.10	4.65	4.75	19.85	93.55	86.20	81.65	100	100
20	4.55	5.80	5.20	5.25	6.40	5.45	77.25	98.75	99.55	100	100	100
30	3.30	3.60	5.15	5.30	6.10	4.90	53.05	88.85	99.40	100	100	100
50	2.75	4.35	4.10	6.05	5.45	6.20	88.85	99.95	100	100	100	100
100	2.40	1.30	3.25	3.55	4.80	4.05	99.55	100	100	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
10	21.50	10.60	13.95	6.40	5.60	3.40	18.80	23.95	43.60	10.85	78.30	91.95
20	3.10	19.85	4.35	2.55	7.25	9.70	20.55	27.30	33.05	90.85	80.05	96.15
30	0.40	2.15	6.90	7.20	6.30	1.90	5.15	10.20	21.60	98.90	99.70	99.90
50	0.80	2.35	5.20	8.30	7.60	11.60	15.10	25.25	54.00	100	100	100
100	0.00	0.00	0.15	0.05	2.75	0.45	50.80	50.45	18.40	99.80	100	100

Tablo 2.10'da elde edilen sonuçlara göre, \hat{S} testi sonuçlarının paralelinde, Swamy \tilde{S} testinde de düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumlarında testin gücünde yüksek oranda olasılıklar elde edilmiştir. Her iki şiddetteki korelasyon durumunda N'in 20 olduğu satırı incelendiğinde, T'nin artmasıyla testin gücünde çok hızlı %100 olma eğilimi dikkat çekicidir. Sadece yüksek şiddette birimlerarası korelasyon durumunda testin gücünde düşüşler görülmektedir. Örneğin N'in 50 olduğu satırda, T'deki artışa rağmen diğer iki duruma nazaran testin gücü olasılığında daha yavaş toparlanma eğilimi olduğu görülmektedir. Bootstrap kritik değerler kullanıldığında da testin gücünde elde edilen olasılıklar Swamy \tilde{S} testinde elde edilen sonuçlarla paralellik göstermekte, düşük ve orta şiddetteki birimlerarası korelasyon durumlarında testin gücünde çok hızlı %100'e yakınsama gerçekleşirken yüksek birimlerarası korelasyon durumunda testin gücü %100'e daha yavaş yakınsamaktadır. I. tip hata yapma olasılıklarına bakıldığında, testin düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumlarında \hat{S} testinden farklı olarak %5 α anlamlılık düzeyine yakın değerlerin olduğu gözlemlenmekte, sadece N'in T'den çok büyük olduğu durumlarda I. tip hata yapma olasılıklarında düşüşler görülmektedir. Örneğin, orta şiddette birimlerarası korelasyon durumunda T'nin 20 olduğu sütun incelendiğinde N birim boyutu arttıkça I. tip hata yapma olasılıklarında azalışlar meydana gelmektedir. Ancak bu eğilim T'nin artmasıyla değişmekte ve I. tip hata yapma olasılıkları, T'nin N'den büyük olduğu örnek çiftleri için %5 α anlamlılık düzeyine yakın değerler almaktadır. Buna ek olarak, bootstrap kritik değerler kullanıldığında N'in T'ye eşit ve büyük olduğu örnek çiftlerinde görülen düşük olasılıkların bir kısmında düzelme meydana geldiği görülmektedir. Örneğin, düşük şiddette birimlerarası korelasyon durumunda N'in ve T'nin 20 olduğu örnek çifti için %3.30 çıkan I. tip hata yapma olasılığı testin bootstrap versiyonunun kullanılmasıyla %4.30'a, N'in ve T'nin 50 olduğu örnek çifti için %3.85'ten %4.25'e, orta şiddette birimlerarası korelasyon durumunda N'in ve T'nin 20 olduğu örnek çifti için %3.40 çıkan I. tip hata yapma olasılığı testin bootstrap versiyonunun kullanılmasıyla %4.55'e, N'in ve T'nin 50 olduğu örnek çifti için %3.95'ten %4.10'a ve N'in 50 ve T'nin 30 olduğu örnek çifti için %3.70'ten, %4.35'e çıkmıştır. Yüksek şiddette birimlerarası korelasyon durumunda ise \hat{S} testinde olduğu gibi I. tip hata yapma olasılıklarında %5 α anlamlılık düzeyinden aşağı veya yukarı sapma biçiminde

bozulmalar meydana gelmektedir. Diğer iki korelasyon durumunda görülen genel eğilimin aksine, meydana gelen bu bozulmalar N ve/veya T zaman boyutunun artmasıyla ya da bootstrap kritik değerlerin kullanılmasıyla düzelmemektedir.

Tablo 2.11’de verilmiş olan sonuçlara göre, $\hat{\Delta}$ testinin I. tip hata yapma olasılığı düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumunda %5 α anlamlılık düzeyine yakın değerler alırken, N’in T’den büyük olduğu örnek çiftlerinde bozulmalar yaşanmıştır. Örneğin düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumunda, N’in 50, T’nin 20 ve 30 olduğu örnek çiftleri için sırasıyla I. tip hata yapma olasılıkları %8.85 ve %8.30 ile %9.10 ve %7.65 çıkmıştır. Bu sonuçlar düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumları için, \tilde{S} testinde I. tip hata yapma olasılıklarında görülen eğilimin aksine $\hat{\Delta}$ testinin temel hipotezi aşırı reddetme eğiliminde olduğunu göstermektedir.

Bunun yanı sıra N’in T’den büyük olduğunda görülen bu aşırı reddetme eğiliminin bootstrap kritik değerler kullanıldığında düzeldiği görülmektedir. T’nin 20 ve 30 olduğu sütunlara dikkat edilirse, $\hat{\Delta}$ testinde temel hipotezin aşırı reddedilmesi eğiliminin görüldüğü N, T örnek çiftlerinde meydana gelen bozulma testin bootstrap versiyonunda düzelerek I. tip hata yapma olasılıkları %5 anlamlılık düzeyine yakın değerler almıştır. Ek olarak, düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumlarında T’nin N’den çok büyük olduğu örnek çiftlerinde düşük I. tip hata yapma olasılıkları bootstrap kritik değerler kullanılınca düzelmeye göstermektedir. Örneğin N’in 10 olduğu satırlar incelenirse T’nin 50 olmasıyla beraber I. tip hata yapma olasılıkları düşük çıkarken testin bootstrap versiyonunda bu durum düzelerek I. tip hata yapma olasılıklarının %5 anlamlılık düzeyine yakın değerler aldığı görülecektir. Yüksek şiddette birimlerarası korelasyon durumunda ise daha önce değinilen testlerde elde edilen sonuçların aksine bazı N, T örnek çiftleri için $\hat{\Delta}$ testinin I. tip hata yapma olasılıklarında %5 anlamlılık düzeyine yakın değerler elde edilmiştir. Özellikle T’nin N’den büyük olduğu örnek çiftlerinde bu eğilim geçerlidir. Ancak N’in T’den büyük olduğu örnek çiftleri için diğer testlerde görülen bozulma durumu $\hat{\Delta}$ testinde de devam etmektedir. Örneğin N’in 100 olduğu satırı incelendiğinde, T’deki artışa karşın I. tip hata yapma olasılıklarında %5 anlamlılık

düzeyinden yukarı yönlü sapma biçiminde gerçekleşen bozulmaları, %5'e yakın değerlerin takip ettiği görülecektir.

Tablo 2.11. Pesaran ve Yamagat ($\hat{\lambda}$) Testi Sonuçları

$\hat{\lambda}$ Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
10	5.15	4.10	3.20	2.40	2.60	2.60	23.10	94.85	84.60	81.30	100	100
20	7.00	6.50	4.85	3.85	4.55	3.85	85.95	99.35	99.50	100	100	100
30	7.10	5.45	5.10	4.55	4.85	4.45	73.30	92.90	99.90	100	100	100
50	8.85	8.30	5.95	5.90	4.35	5.15	96.40	100	100	100	100	100
100	15.85	7.60	6.35	5.45	4.40	4.55	99.95	100	100	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
10	6.85	4.70	3.80	3.05	2.50	2.40	20.85	93.10	82.70	76.10	100	100
20	7.75	6.95	4.70	3.90	5.05	4.30	84.05	98.90	99.40	100	100	100
30	7.55	5.90	5.50	5.15	5.15	4.55	69.85	91.10	99.50	100	100	100
50	9.10	7.65	5.85	5.90	5.05	5.10	94.70	100	100	100	100	100
100	13.50	5.75	6.35	5.55	4.90	5.00	99.95	100	100	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
10	24.60	11.30	11.85	4.25	3.55	1.90	22.00	25.05	39.25	7.80	71.05	87.70
20	7.05	24.70	4.60	2.95	5.30	6.40	33.05	34.30	35.25	90.10	75.75	94.50
30	5.10	5.30	8.95	7.00	5.45	3.55	15.70	17.05	25.75	98.90	99.50	99.90
50	7.95	6.80	8.50	9.15	7.20	9.50	43.80	48.45	65.15	100	100	100
100	9.55	37.85	6.25	15.50	5.05	8.95	93.85	90.25	46.95	99.90	100	100
Bootstrap $\hat{\lambda}$ Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
10	5.80	4.80	4.65	5.75	5.40	5.05	13.95	91.95	80.20	78.90	100	100
20	5.25	4.70	5.65	5.55	6.15	5.20	71.80	98.40	99.15	100	100	100
30	4.05	5.25	4.35	5.10	6.15	5.35	51.95	86.15	99.60	100	100	100
50	5.45	4.70	5.55	6.35	5.35	5.65	85.05	100	100	100	100	100
100	4.90	3.85	5.25	5.50	4.95	5.25	99.40	100	100	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
10	5.80	4.85	5.00	5.60	4.95	4.65	13.65	89.30	79.20	74.15	100	100
20	5.45	5.25	5.45	5.15	6.20	5.20	68.70	97.35	98.80	100	100	100
30	4.95	4.60	4.40	5.40	6.30	5.65	48.75	82.95	99.20	100	100	100
50	5.15	4.25	5.50	6.30	5.65	5.70	81.25	99.90	100	100	100	100
100	5.60	4.70	5.10	5.60	4.80	5.45	99.05	100	100	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
10	14.45	6.10	10.65	5.15	5.05	4.65	12.40	15.45	32.90	7.75	69.00	86.00
20	2.95	11.80	3.55	3.90	4.30	6.50	13.65	17.05	23.55	85.05	70.70	93.40
30	2.60	2.85	4.20	4.50	5.35	5.05	3.75	5.75	13.85	98.05	99.20	99.80
50	2.25	1.85	3.15	5.40	4.60	8.00	7.40	14.90	41.90	100	100	100
100	3.05	14.40	2.70	11.05	2.60	7.60	31.25	29.25	9.60	99.50	100	100

Tablo 2.12. Pesaran ve Yamagata ($\tilde{\Lambda}$) Testi Sonuçları

$\tilde{\Lambda}$ Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
10	2.15	1.65	1.90	1.80	2.20	2.15	10.75	90.60	80.10	78.95	100	100
20	1.90	2.40	3.10	2.90	4.20	3.45	67.30	98.50	99.20	100	100	100
30	2.10	3.15	3.25	3.60	4.45	4.00	42.00	84.00	99.45	100	100	100
50	2.95	3.70	4.10	4.60	3.70	4.60	84.00	100	100	100	100	100
100	3.60	3.10	4.60	4.55	3.90	4.15	99.60	100	100	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
10	2.45	1.95	2.35	2.35	2.25	2.05	10.80	88.40	79.00	73.55	100	100
20	2.15	3.20	2.85	3.00	4.40	3.65	64.05	97.40	98.80	100	100	100
30	2.15	2.95	3.40	3.65	4.35	3.90	37.25	80.75	99.00	100	100	100
50	2.85	3.65	4.15	4.95	4.20	4.35	80.15	99.90	100	100	100	100
100	4.20	3.70	4.40	4.60	4.05	4.20	99.30	100	100	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
10	12.55	6.40	8.65	3.60	3.00	1.75	10.45	15.55	32.85	6.40	68.50	86.25
20	2.20	14.15	2.95	2.60	4.45	5.55	12.95	20.00	27.55	87.35	72.70	93.90
30	2.80	2.70	5.25	5.55	4.70	3.45	4.20	7.35	17.70	98.45	99.45	99.85
50	3.30	3.25	5.35	7.20	5.90	8.40	15.50	26.95	53.45	100	100	100
100	14.70	46.95	7.35	17.10	4.20	9.40	73.65	75.00	29.30	99.80	100	100
Bootstrap $\tilde{\Lambda}$ Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
10	5.85	4.90	4.75	5.70	5.50	5.10	15.15	91.85	80.70	79.30	100	100
20	5.00	4.95	5.50	5.40	6.20	5.25	71.35	98.60	99.20	100	100	100
30	4.10	5.10	4.60	4.95	6.15	5.45	46.15	85.65	99.30	100	100	100
50	5.15	4.85	5.55	6.30	5.25	5.60	85.45	100	100	100	100	100
100	4.75	3.90	5.40	5.40	4.80	5.20	99.50	100	100	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
10	6.05	4.95	5.15	5.60	4.90	4.40	13.95	89.20	80.05	74.40	100	100
20	5.55	5.20	5.45	4.95	6.35	5.15	68.15	97.35	98.95	100	100	100
30	4.65	4.60	4.40	5.15	6.55	5.55	41.45	82.70	99.00	100	100	100
50	5.15	4.55	5.40	6.35	5.60	5.65	82.00	99.75	100	100	100	100
100	5.40	4.80	5.10	5.65	4.80	5.45	99.20	100	100	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
10	14.35	6.45	10.50	5.25	5.15	4.70	12.15	15.25	33.90	7.75	68.85	86.15
20	3.00	12.30	3.35	4.00	4.40	6.50	11.90	17.40	23.45	84.50	70.45	93.60
30	2.35	2.90	4.05	4.65	5.25	5.10	3.00	5.95	13.15	98.05	99.25	99.80
50	2.15	1.55	2.90	5.45	4.60	8.05	7.65	13.75	40.70	100	100	100
100	2.75	14.85	2.65	11.05	2.50	7.70	30.10	28.40	8.70	99.60	100	100

Benzer bozulma durumları bootstrap kritik deęerler kullanıldığında da devam etmekte fakat birçok N, T örnek çifti içinde I. tip hata yapma olasılıklarında düzelme meydana gelmektedir. Örneęin, $\hat{\Delta}$ testinde N'in 20, T'nin 100 olduęu örnek çifti için %2.95 elde edilen I. tip hata yapma olasılığı testin bootstrap versiyonunda %3.90, N'in 30, T'nin 100 olduęu örnek çifti için %7.00 elde edilen I. tip hata yapma olasılığı %4.50 ve N'in 50, T'nin 150 olduęu örnek çifti için %7.20 elde edilen I. tip hata yapma olasılığı %4.60 elde edilmiştir. Testin gücünde elde edilen olasılık deęerleri analize konu olan dięer testlerin sonuçlarıyla paralellik göstermektedir. Buna göre testin gücü olasılıkları, düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumlarında çok hızlı %100'e yakınsama eğiliminde iken, yüksek şiddette birimlerarası korelasyonun etkisiyle bu hızlı yakınsama durumunun yavaşladığı görülmektedir. Testin orijinal versiyonunda görülen bu durum bootstrap kritik deęerler kullanıldığında da devam etmektedir.

Tablo 2.12'de verilmiş olan sonuçlara göre, $\tilde{\Delta}$ testinin I. tip hata yapma olasılığı düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumunda %5 α anlamlılık düzeyine yakın deęerler alırken, temel hipotezin aşırı reddedilmesi eğiliminin görülebildiği $\hat{\Delta}$ testinin aksine bazı N, T örnek çiftleri için I. tip hata yapma olasılıklarında %5 anlamlılık düzeyinden aşağı yönlü sapmaların olduęu görülmektedir. Örneęin T'nin 20'ye ve 30'a eşit olduęu sütunlarda I. tip hata yapma olasılıkları, %2 ile %3 arasında deęişmektedir. Ancak bu aşağı yönlü sapmalar, testin bootstrap versiyonunda düzelmeye göstermektedir. Aşağı yönlü sapmaların görüldüğü T'nin 20'ye ve 30'a eşit olduęu sütunlar için bootstrap kritik deęerlerden elde edilen sonuçlarda, düşük I. tip hata yapma olasılıklarının düzelererek %5 anlamlılık düzeyine yakın deęerler elde edilmiştir. Benzer şekilde düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumunda küçük N deęerleri için I. tip hata yapma olasılıklarında %5 α anlamlılık düzeyinden aşağı yönlü sapmalar meydana gelmiştir. Örneęin N'in 10 ve 20 olduęu satırlar incelenirse, T zaman boyutundaki artışa karşın I. tip hata yapma olasılıklarının %2 civarında deęerler aldığı görülecektir. Küçük N, büyük T örnek çiftleri için görülen bu aşağı yönlü sapma eğilimi de bootstrap kritik deęerler kullanıldığında düzelmektedir. Yüksek şiddette birimlerarası korelasyon durumunda ise $\hat{\Delta}$ testinde olduęu gibi bazı N, T örnek çiftleri için $\tilde{\Delta}$ testinin I. tip hata yapma olasılıklarında %5 anlamlılık düzeyine yakın deęerler elde edilmiştir. Ancak elde

edilen olasılık deęerleri göz önüne alındığında, genel eğilimin dięer testlerde de karşılaşıldığı gibi I. tip hata yapma olasılıklarının %5 anlamlılık düzeyinden aşıęı veya yukarı sapma biçiminde bozulmaların olduęu şeklindedir. Özellikle N'in T'den büyük olduęu örnek çiftlerinde bu eğilim görülmektedir. Örneğin N'in 100 olduęu satır incelendiğinde, T'deki artışa karşın I. tip hata yapma olasılıklarında %5 anlamlılık düzeyinden yukarı yönlü sapma biçiminde bozulmalar meydana gelerek $\tilde{\Delta}$ testinde temel hipotezin aşırı reddetme eğiliminde olduęu görülecektir. T'nin N'den büyük olduęu örnek çiftlerinde ise aşıęı yönlü sapmalar öne çıkmaktadır. Ancak bootstrap kritik deęerler kullanıldığında aşıęı yönlü sapmaların olduęu örnek çiftlerinde düzeltilmelerin meydana geldięi görülmektedir. Örneğin, $\tilde{\Delta}$ testinde N'in 10 olduęu satırda, T=100 için %3.60 elde edilen I. tip hata yapma olasılığı testin bootstrap versiyonunda %5.25, T=150 için %3.00 elde edilen I. tip hata yapma olasılığı %5.15 ve T=200 için %1.75 elde edilen I. tip hata yapma olasılığı %4.70 elde edilmiştir. Testin gücünde elde edilen olasılık deęerleri analize konu olan dięer testlerin sonuçlarıyla paralellik göstermektedir. Buna göre testin gücü olasılıkları, düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumlarında çok hızlı %100'e yakınsama eğiliminde iken, yüksek şiddette birimlerarası korelasyonun etkisiyle bu hızlı yakınsama durumunun yavaşladıęı görülmektedir. Testin orijinal versiyonunda görülen bu durum bootstrap kritik deęerler kullanıldığında da devam etmektedir.

Tablo 2.13'te verilmiş olan sonuçlara göre, $\hat{\Delta}_{adj}$ testinin I. tip hata yapma olasılığı düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumunda %5 anlamlılık düzeyine yakın deęerler alırken, temel hipotezin aşırı reddedilmesi eğiliminin görülebildięi $\hat{\Delta}$ testinin aksine bazı N, T örnek çiftleri için I. tip hata yapma olasılıklarında %5 α anlamlılık düzeyinden aşıęı yönlü sapmaların olduęu görülmektedir. Örneğin düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumunda T'nin 20 ve 30 olduęu sütunlar ile N'in 10, 20 ve 30 olduęu satırlarda, I. tip hata yapma olasılıklarında düşük deęerli gözlemler elde edilmiştir. Ancak bu eğilim, N ve T'nin birlikte artmasıyla deęişmekte ve I. tip hata yapma olasılıkları %5 α anlamlılık düzeyine yakın deęerler almaktadır. Bu sonuçlar $\tilde{\Delta}$ testinde görülen eğilim ile benzerlik göstermektedir. Buna ek olarak, bootstrap kritik deęerler kullanıldığında düşük olasılıkların görüldüğü N, T örnek çiftleri için düzeltilmeler meydana gelerek bütün N, T örnek çiftleri için I. tip hata yapma olasılıkları %5 α anlamlılık düzeyine

yakın deęerler almıştır. Yüksek şiddette birimlerarası korelasyon durumunda elde edilen sonuçlara göre, I. tip hata yapma olasılıklarında %5 anlamlılık düzeyinden aşıęı veya yukarı sapma biçiminde bozulmalar meydana gelmiştir. Örneęin N'in 20 olduęu satır incelenirse, I. tip hata yapma olasılıklarında %5 α anlamlılık düzeyinden aşıęı veya yukarı sapma şeklinde bozulmaların olduęu görülecektir. Buna ek olarak N'in büyümesiyle beraber I. tip hata yapma olasılıklarında görülen bozulmalar artmakta, büyük N, küçük T örnekleri için de temel hipotezin aşırı reddedilmesi eğiliminin olduęu gözlemlenmektedir. Dięer iki korelasyon durumunda görülen genel eğilimin aksine, meydana gelen bu bozulmalar N ve T'nin birlikte artmasıyla ya da bootstrap kritik deęerlerin kullanılmasıyla düzelmemektedir. Sadece T'nin N'den çok büyük olduęu örnek çiftleri için bootstrap kritik deęerler kullanıldığında bozulmaların meydana geldięi örnek çiftlerinde düzelmeler görülmektedir. Örneęin N'in 10 olduęu satır için, T'nin 100 deęerini almasıyla beraber I. tip hata yapma olasılıkları %5 α anlamlılık düzeyine yakın deęerler almaktadır. Testin gücünde elde edilen olasılık deęerleri analize konu olan dięer testlerin sonuçlarıyla paralellik göstermektedir. Buna göre testin gücü olasılıkları, düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumlarında çok hızlı %100'e yakınsama eğiliminde iken, yüksek şiddette birimlerarası korelasyonun etkisiyle bu hızlı yakınsama durumunun yavaşladıęı görülmektedir. Testin orijinal versiyonunda görülen bu durum bootstrap kritik deęerler kullanıldığında da devam etmektedir.

Tablo 2.13. Pesaran ve Yamagata ($\hat{\Lambda}_{adj}$) Testi Sonuçları

$\hat{\Lambda}_{adj}$ Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
5	2.45	1.90	2.10	1.90	2.15	2.25	13.30	92.05	80.65	79.30	100	100
10	2.60	2.80	3.30	2.90	4.25	3.45	73.10	98.70	99.25	100	100	100
20	2.60	3.30	3.70	3.75	4.60	4.15	55.45	86.75	99.55	100	100	100
30	4.10	4.30	4.60	4.80	3.90	4.65	87.10	100	100	100	100	100
50	4.60	3.70	5.05	5.00	4.05	4.25	99.80	100	100	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
10	3.00	2.30	2.75	2.45	2.30	2.15	12.75	90.10	79.45	73.80	100	100
20	2.85	4.05	3.10	3.20	4.55	3.85	70.40	97.70	98.95	100	100	100
30	2.90	3.15	3.85	3.90	4.45	4.15	50.45	83.55	99.30	100	100	100
50	3.50	4.35	4.45	5.05	4.65	4.65	83.35	99.95	100	100	100	100
100	5.15	4.35	4.80	4.95	4.15	4.40	99.55	100	100	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
10	14.55	7.00	9.80	3.85	3.20	1.85	12.70	18.15	34.30	6.55	69.20	86.65
20	2.60	15.85	3.15	2.70	4.60	5.80	17.20	23.10	29.20	88.70	73.10	94.25
30	3.05	3.00	5.95	6.15	4.75	3.40	6.15	9.15	19.55	98.55	99.45	99.85
50	3.90	3.70	6.00	7.65	6.25	8.55	18.60	30.75	56.15	100	100	100
100	16.70	48.95	8.00	17.65	4.55	9.55	75.70	77.35	32.05	99.85	100	100
Bootstrap $\hat{\Lambda}_{adj}$ Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
10	5.80	4.80	4.65	5.75	5.40	5.05	13.95	91.95	80.20	78.90	100	100
20	5.25	4.70	5.65	5.55	6.15	5.20	71.80	98.40	99.15	100	100	100
30	4.05	5.25	4.35	5.10	6.15	5.35	51.95	86.15	99.60	100	100	100
50	5.45	4.70	5.55	6.35	5.35	5.65	85.05	100	100	100	100	100
100	4.90	3.85	5.25	5.50	4.95	5.25	99.40	100	100	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
10	5.80	4.85	5.00	5.60	4.95	4.65	13.65	89.30	79.20	74.15	100	100
20	5.45	5.25	5.45	5.15	6.20	5.20	68.70	97.35	98.80	100	100	100
30	4.95	4.60	4.40	5.40	6.30	5.65	48.75	82.95	99.20	100	100	100
50	5.15	4.25	5.50	6.30	5.65	5.70	81.25	99.90	100	100	100	100
100	5.60	4.70	5.10	5.60	4.80	5.45	99.05	100	100	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
10	14.45	6.10	10.65	5.15	5.05	4.65	12.40	15.45	32.90	7.75	69.00	86.00
20	2.95	11.80	3.55	3.90	4.30	6.50	13.65	17.05	23.55	85.05	70.70	93.40
30	2.60	2.85	4.20	4.50	5.35	5.05	3.75	5.75	13.85	98.05	99.20	99.80
50	2.25	1.85	3.15	5.40	4.60	8.00	7.40	14.90	41.90	100	100	100
100	3.05	14.40	2.70	11.05	2.60	7.60	31.25	29.25	9.60	99.50	100	100

Tablo 2.14’te verilmiş olan sonuçlara göre, $\tilde{\Delta}_{adj}$ testinin I. tip hata yapma olasılığı düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumunda %5 anlamlılık düzeyine yakın değerler alırken, bazı N, T örnek çiftleri için I. tip hata yapma olasılıklarında %5 α anlamlılık düzeyinden aşağı yönlü sapmaların olduğu görülmektedir. Örneğin düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumunda N’in 10, 20 ve 30 olduğu satırlarda, I. tip hata yapma olasılıklarında düşük değerli gözlemler elde edilmiştir. Ancak bu eğilim N ve T’nin birlikte artmasıyla değişmekte ve I. tip hata yapma olasılıkları %5 α anlamlılık düzeyine yakın değerler almaktadır. Bu sonuçlar $\hat{\Delta}_{adj}$ testinde elde edilen bulgularla benzerlik göstermektedir. Buna ek olarak, bootstrap kritik değerler kullanıldığında düşük olasılıkların görüldüğü N, T örnek çiftleri için düzeltilmeler meydana gelerek bütün N, T örnek çiftleri için I. tip hata yapma olasılıkları %5 α anlamlılık düzeyine yakın değerler almıştır.

Yüksek şiddette birimlerarası korelasyon durumunda elde edilen sonuçlara göre, I. tip hata yapma olasılıklarında %5 anlamlılık düzeyinden aşağı veya yukarı sapma biçiminde bozulmalar meydana gelmiştir. Örneğin N’in 20 olduğu satır incelenirse, I. tip hata yapma olasılıklarında %5 α anlamlılık düzeyinden aşağı veya yukarı sapma şeklinde bozulmaların olduğu görülecektir. Buna ek olarak N’in büyümesiyle beraber I. tip hata yapma olasılıklarında görülen bozulmalar artmakta, büyük N, küçük T örnekleri için de temel hipotezin aşırı reddedilmesi eğiliminin olduğu gözlemlenmektedir.

Tablo 2.14. Pesaran ve Yamagata ($\tilde{\Lambda}_{adj}$) Testi Sonuçları

$\tilde{\Lambda}_{adj}$ Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
10	2.80	1.90	2.05	2.00	2.40	2.30	13.45	91.80	81.35	79.30	100	100
20	3.80	3.25	3.50	3.55	4.30	3.55	71.35	98.65	99.20	100	100	100
30	3.60	3.95	3.60	4.05	4.75	4.20	46.90	85.80	99.45	100	100	100
50	4.60	4.55	4.70	4.80	3.85	4.65	86.70	100	100	100	100	100
100	5.55	4.20	5.15	5.05	4.00	4.30	99.80	100	100	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
10	3.45	2.45	2.80	2.55	2.35	2.10	12.50	89.35	80.20	74.10	100	100
20	3.70	4.10	3.55	3.40	4.70	3.85	68.20	97.65	98.95	100	100	100
30	3.75	3.85	3.75	3.90	4.65	4.20	42.30	82.70	99.05	100	100	100
50	4.50	4.25	4.45	5.10	4.60	4.60	83.85	99.90	100	100	100	100
100	6.10	5.35	5.25	5.15	4.25	4.40	99.50	100	100	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
10	14.50	7.30	9.65	3.70	3.25	1.85	12.20	17.35	34.20	6.55	68.80	86.60
20	3.15	16.35	3.45	2.85	4.55	5.85	15.10	22.60	28.95	87.75	73.25	93.95
30	4.95	4.05	5.90	5.95	4.85	3.55	5.85	8.60	19.10	98.50	99.50	99.85
50	5.00	3.95	5.85	7.80	6.15	8.55	18.70	29.30	55.05	100	100	100
100	20.30	52.15	8.70	18.25	4.50	9.90	78.00	77.55	31.15	99.80	100	100
Bootstrap $\tilde{\Lambda}_{adj}$ Testi												
	I. Tip Hata						Testin Gücü					
N/T	20	30	50	100	150	200	20	30	50	100	150	200
Düşük Düzey Korelasyon												
10	5.85	4.90	4.75	5.75	5.50	5.10	15.15	91.85	80.70	79.30	100	100
20	5.00	4.95	5.50	5.40	6.20	5.25	71.35	98.60	99.20	100	100	100
30	4.10	5.10	4.60	4.95	6.15	5.45	46.15	85.65	99.30	100	100	100
50	5.15	4.85	5.55	6.30	5.25	5.60	85.45	100	100	100	100	100
100	4.75	3.90	5.40	5.40	4.80	5.20	99.50	100	100	100	100	100
Orta Düzey Korelasyon												
10	6.05	4.95	5.15	5.60	4.90	4.40	13.95	89.20	80.05	74.40	100	100
20	5.55	5.20	5.45	4.95	6.35	5.15	68.15	97.35	98.95	100	100	100
30	4.65	4.60	4.40	5.15	6.55	5.55	41.45	82.70	99.00	100	100	100
50	5.15	4.55	5.40	6.35	5.60	5.65	82.00	99.75	100	100	100	100
100	5.40	4.80	5.10	5.65	4.80	5.45	99.20	100	100	100	100	100
Yüksek Düzey Korelasyon												
10	14.35	6.45	10.50	5.25	5.15	4.70	12.15	15.25	33.90	7.75	68.85	86.15
20	3.00	12.30	3.35	4.00	4.40	6.50	11.90	17.40	23.45	84.50	70.45	93.60
30	2.35	2.90	4.05	4.65	5.25	5.10	3.00	5.95	13.15	98.05	99.25	99.80
50	2.15	1.55	2.90	5.45	4.60	8.05	7.65	13.75	40.70	100	100	100
100	2.75	14.85	2.65	11.05	2.50	7.70	30.10	28.40	8.70	99.60	100	100

Diğer iki korelasyon durumunda görülen genel eğilimin aksine, meydana gelen bu bozulmalar N ve T'nin birlikte artmasıyla ya da bootstrap kritik değerlerin kullanılmasıyla düzelmemektedir. Sadece T'nin N'den çok büyük olduğu örnek çiftleri için bootstrap kritik değerler kullanıldığında bozulmaların meydana geldiği örnek çiftlerinde düzelmeler görülmektedir. Örneğin N'in 10 olduğu satır için, T'nin 100 değerini almasıyla beraber I. tip hata yapma olasılıkları %5 α anlamlılık düzeyine yakın değerler almaktadır. Testin gücünde elde edilen olasılık değerleri analize konu olan diğer testlerin sonuçlarıyla paralellik göstermektedir. Buna göre testin gücü olasılıkları, düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyon durumlarında çok hızlı %100'e yakınsama eğiliminde iken, yüksek şiddette birimlerarası korelasyonun etkisiyle bu hızlı yakınsama durumunun yavaşladığı görülmektedir. Testin orijinal versiyonunda görülen bu durum bootstrap kritik değerler kullanıldığında da devam etmektedir.

2.2.4. Sonuçların Değerlendirilmesi

Bu bölümde, I. tür (Klasik F, Wald ve Genelleştirilmiş F, Wald), II. tür (Hausman) ve III. tür (Swamy S ile Pesaran ve Yamagata Δ) testlerin performansları bootstrap versiyonlarıyla beraber Monte Carlo simülasyon yöntemiyle karşılaştırılmıştır.

Sonuçlara göre, I. tür testlerden Klasik F ve Wald testleri I. tip hata yapma olasılığında daha iyi sonuçlar verirken; Genelleştirilmiş F ve Wald testleri testin gücünde daha iyi performans sergilemiştir. Genelleştirilmiş F ve Wald testlerinin bootstrap versiyonlarında özellikle yüksek düzey birimlerarası korelasyon olduğu durumda büyük T küçük N çiftlerinde hem I. tip hata yapma olasılıkları hem de testin gücünde güvenilir sonuçlar alınmış, bozulmalar düzelmiştir. Sonuç olarak araştırmacılar, parametre homojenliğinin testinde I. Tür testleri kullanacaklarsa, birimlerarası korelasyon düşük ya da orta düzeyde iken bu testlere güvenebileceklerini, fakat yüksek birimlerarası korelasyon durumunda bu testlerin bootstrap versiyonlarına güvenebileceklerini bilmelidirler.

II. tür testi olan Hausman testinde ise, düşük ve orta düzey korelasyon durumunda iyi sonuçlar elde edilen; I. tip hata yapma olasılığı, yüksek düzey korelasyon durumunda bozulmuştur. Testin bootstrap versiyonunun kullanılmasıyla beraber, bu bozulmalar düzelmiştir. Fakat, I. tür testlerde görülen N ve T'nin arttırılmasıyla testin gücündeki hızlı düzelmeye Hausman testinde elde edilememiş, testin bootstrap versiyonunun kullanılmasıyla da bu durum düzelmemiştir. Sonuç olarak parametre homojenliğinin sınanmasında Hausman testi kullanılırken dikkatli olunmalı, mümkünse N ve T boyutlarını yüksek tutmalı ve test sonuçları diğer testlerle desteklenmelidir.

III. tür testlerden Swamy S testlerinde, düşük ve orta düzey korelasyon durumunda I. tip hata yapma olasılıklarında görülen bozulma, bootstrap versiyonlarının kullanılmasıyla düzelmiştir. Ancak, yüksek düzey korelasyonun varlığında bootstrap performansı düşük çıkmıştır. Hausman testiyle karşılaştırıldığında ise, testin gücünde çok daha iyi sonuçlara ulaşılmıştır. Δ testlerinde ise, diğer testlerle karşılaştırıldığında hem I. tip hata yapma olasılıklarında hem de testin gücünde daha iyi sonuçlar elde edilmiştir. Testlerin bootstrap versiyonlarının kullanılmasıyla beraber küçük örneklerde görülen bozulmalar düzelmiş, sadece yüksek düzey korelasyon durumunda bu düzelmeye büyük örneklerde elde edilebilmiştir. III. tür testlerin kullanılmasında dikkat edilecek nokta ise, özellikle Pesaran ve Yamagata (Δ) testlerinin düşük ve orta şiddette birimlerarası korelasyonun olduğu durumlarda ve tüm N ve T çiftleri için güvenilir olacağı; ancak yüksek birimlerarası korelasyon durumunda N ve T büyükken daha iyi sonuçlar vereceğidir.

Genel olarak, literatürde kullanılmakta olan parametre homojenlik testlerinin bootstrap kritik değerleriyle beraber kullanılmasıyla küçük ve büyük örneklerde daha iyi sonuçlar elde edildiği söylenebilmektedir. Bunun yanı sıra, birimlerarası korelasyon gibi varsayımlardan sapma durumlarının ciddi düzeyde olduğu durumlarda bootstrap alternatiflerinin yanı sıra bu testlerin daha dirençli hale getirilmelerine şiddetle ihtiyaç duyulmaktadır. Bu durumda, birkaç testin birarada kullanılıp birbirlerini desteklemesi önerilmektedir.

3. BÖLÜM

RİSK VE BEKLENEN GETİRİ ORANI ARASINDAKİ İLİŞKİNİN PARAMETRE HOMOJENLİK TESTLERİ ÇERÇEVESİNDE ANALİZİ

Çalışmanın üçüncü ve son kısmını oluşturan bu bölümde, birinci kısımda ele alınan modeller arasından Borsa-İstanbul'da işlem gören ve BİST-Mali endeksi kapsamında yer alan şirketler için risk ve beklenen getiri oranı arasındaki ilişkiyi ifade edebilecek uygun modele karar verilebilmesi noktasında, ikinci bölümde ele alınan parametre homojenlik testlerinden faydalanılacaktır. Bu çerçevede, parametre homojenlik testlerinin farklı birim boyutu (Mali sektör ve alt sektörleri) ve farklı zaman boyutuna sahip (aylık, üç aylık ve yıllık) veri grupları için performansları incelenecektir. Böylelikle, ekonometrik açıdan ikinci bölümde elde edilen sonuçlarla kıyaslama yapılabilecek ve finansal açıdan ise her bir sektör için farklı zaman dönemlerinde parametre homojenliği test edilebilecektir.

Parametre homojenlik testlerinin uygulanmasına geçilmeden önce risk ve beklenen getiri oranı arasındaki ilişki teorik açıdan ele alınacaktır.

3.1. Risk Ve Beklenen Getiri Oranı Arasındaki İlişki

Modern finans teorisinin Harry Markowitz'in risk kavramını istatistiksel olarak tanımlaması ile başladığı kabul edilmektedir¹. Markowitz bir varlığın riskini, o varlığın getiri oranının standart sapması ya da varyansı şeklinde tanımlamaktadır². Sermaye piyasasında varlık fiyatlama teorileri, finansal varlıkların fiyatlarını ve

¹ Erdinç Altay, **Sermaye Piyasası'nda Varlık Fiyatlama Teorileri: "Sermaye Piyasası Teorisi – Arbitraj Fiyatlama Teorisi"**, İstanbul, Derin Yayınevi, 2004, s.13.

² Bkz. Harry Markowitz, "Portfolio Selection", **The Journal of Finance**, C.VII, No:1, Mart-1952, s. 77-91.

dolayısı ile de getirilerini etkileyen çeşitli faktörleri belirlemeyi amaçlamaktadır³. Sermaye piyasasında varlık fiyatlama teorileri kapsamında yer alan teori ya da modellerin kullanılmasından önce, yatırım kararını belirleyen iki temel faktör olan risk ve beklenen getiri oranının açıklanması gerekmektedir.

Risk, gelecekte beklenmeyen bir durumun ortaya çıkma olasılığı, yaralanma, incinme ve zarara uğrama ihtimali anlamlarında kullanılabilir⁴. Bir başka ifade ile risk, gelecekte gerçekleşmesi beklenen sonuçların gerçekleşmeme olasılığı şeklinde tanımlanmaktadır⁵. Finans teorisinde ise risk, bir yatırımcının yatırımlarından elde etmeyi beklediği ortalama getiriden farklı bir getiri elde etme olasılığı olarak tanımlanmaktadır⁶. Gerçekleşen getiri oranı ile beklenen getiri oranı arasındaki oluşabilecek fark, birçok faktöre bağlıdır. Bu faktörler, firmanın içinde bulunduğu sektörden veya kendisinden kaynaklanabileceği gibi sosyal, ekonomik ve politik çevredeki değişimlerden de kaynaklanabilmektedir⁷. Söz konusu faktörlerin neler olduğunun açıklanması, yatırım kararlarının alınması açısından büyük önem arz etmektedir⁸. Bir şirketin günlük hayatta bu gibi faktörler nedeniyle karşılaşılabilecekleri toplam riski, sistematik risk ve sistematik olmayan risk olmak üzere ikiye ayrılmaktadır.

Piyasada yer alan menkul kıymetlerin fiyatlarını, aynı yönde fakat farklı derecelerde etkileyen faktörlerin yarattığı risk, sistematik risk olarak adlandırılmaktadır⁹. Sistematik risk, satın alma gücü riski, faiz oranı riski, piyasa riski, politik risk ve kur riski olmak üzere birçok unsurdan meydana gelmektedir.

³ Tülin Akkum, Bengü Vuran, “Türk Sermaye Piyasasındaki Hisse Senedi Getirilerini Etkileyen Makroekonomik Faktörlerin Arbitraj Fiyatlama Modeli ile Analizi”, **Mali Çözüm**, Sayı:65, Aralık 2003, s.65, (Çevrimiçi)

<http://www.ismmmo.org.tr/htmldergikonu.asp?id=8550&did=68&dad=MALI%20ÇÖZÜM%20DERGİSİ%20Sayı:65%20EKİM%20KASIM%20ARALIK%202003>, 15.05.2009.

⁴ Turhan Korkmaz, Nurhan Aydın, Güven Sayılğan, **Portföy Yönetimi**, Eskişehir, Anadolu Üniversitesi, 2013, s.12.

⁵ Frank K. Reilly & Keith C. Brown, **Investment Analysis & Portfolio Management**, 7. bs., A.B.D., South-Western Cengage Learning, 2012, s. 10.

⁶ Aswath Damodaran, **Investment Valuation: Tools and Techniques for Determining the Value of Any Asset**, 2. bs., Kanada, John Wiley & Sons, Inc., 2002, s. 60.

⁷ Mehmet Sabri Topak, “Ekonomik Katma Değer ve Hisse Senedi Verimini Belirlemedeki Etkisi”, İstanbul, İ.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü, **Yayınlanmamış Doktora Tezi**, 2010, s. 74.

⁸ Korkmaz, Aydın, Sayılğan **a.g.e.**, s. 20.

⁹ Mehmet Sabri Topak, **a.g.e.**, s. 75.

Tüm menkul kıymetler üzerinde farklı derecelerde de olsa etkili olan sistematik risk, portföy çeşitlendirmesi yoluyla elimine edilememektedir.

Toplam riskin diğer bir unsuru olan sistematik olmayan risk, bir şirket veya sektöre özgü riski ifade etmektedir¹⁰. Bir varlığın riski çeşitlendirme yoluyla ortadan kaldırılabiliyorsa, bu riske sistematik olmayan risk denilmektedir¹¹. Sistematik olmayan riske çeşitlendirilebilir risk de denilmektedir¹². Bu risk türünün kaynağı, finansal varlıkların ait oldukları işletmeler ya da bu işletmelerin faaliyette buldukları endüstriye ait özellik ve değişimlerdir¹³. Bir varlığa özgü olarak ortaya çıkan sistematik olmayan risk, finansal risk, yönetim riski ve iş riski olmak üzere üç kısımdan meydana gelmektedir. Sistematik olmayan risk faktörleri, piyasayı etkileyen risk faktörlerinden bağımsız olması sebebiyle iyi çeşitlendirilmiş bir portföy ile elimine edilebilirler¹⁴.

Bir piyasadaki tüm varlıkları etkileyen ve piyasanın genel değişkenliğinden kaynaklanan risk, sistematik risk olarak tanımlanmakta iken herhangi bir finansal varlığın getiri oranının pazara bağımlı kısmının varyansı ise sistematik riskin düzeyini göstermektedir. Benzer şekilde, getiri oranının pazardan bağımsız kısmının varyansı da sistematik olmayan risk düzeyinin bir ölçütü olmaktadır. Bunun yanı sıra, bir varlığın getiri oranı, pazara bağımlı getiri oranı ile pazardan bağımsız getiri oranından meydana gelmektedir. Herhangi bir varlığın toplam riski ve getiri oranı şu şekilde gösterilebilir¹⁵;

Varlığın Toplam Riski = Sistematik Risk + Sistematik Olmayan Risk

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_M^2 + \sigma_e^2 \quad (3.1)$$

Varlığın Getiri Oranı = Pazara Bağlı Getiri Oranı + Pazardan Bağımsız Getiri Oranı

$$R_{it} = \beta_i R + \alpha_i + e_{it} \quad (3.2)$$

¹⁰ Korkmaz, Aydın, Sayılğan **a.g.e.**, s. 26.

¹¹ Megginson & Smart, **Introductin to Corporate Finance**, 2. bs., A.B.D., South-Western Cengage Learning, 2008, s. 265.

¹² Korkmaz, Aydın, Sayılğan **a.g.e.**, s. 27.

¹³ Altay, **a.g.e.**, s. 9.

¹⁴ Ali Ceylan, Turhan Korkmaz, **İşletmelerde Finansal Yönetim**, 10. bs., Bursa, Ekin Basım Yayın Dağıtım, 2008, s.671.

¹⁵ Altay, **a.g.e.**, s.90-93.

Risk ve getiri, yatırım kararını belirleyen iki temel unsurdur. Bir yatırımcının herhangi bir yatırımdan beklediği getiri oranı, yatırımın riski ile doğru orantılıdır. Alınan yatırım kararına bağlı olarak gerçekleşebilecek olası kayıplar kadar potansiyel kazançlar da risk olarak değerlendirilebilmektedir. Riskin gerçekleşen getiriden beklenen getirinin sapma olasılığı olmasından dolayı yatırımcılar yapacakları yatırımlar ile ilgili olarak beklenen getirisi ile birlikte riskini de dikkate almaktadırlar. Modern finans teorisinde beklenen getiri oranını hesaplanmasında genel kabul görmüş ortak yöntem, risksiz getiri oranı üzerine yatırıma özgü bir risk priminin eklenmesidir¹⁶. Bu çerçevede beklenen getiri oranı;

$$\text{Beklenen Getiri Oranı} = \text{Risksiz Getiri Oranı} + \text{Risk Primi} \quad (3.3)$$

eşitliği ile ifade edilmektedir¹⁷. (3.3) numaralı denklemde yer alan risksiz getiri oranı, toplam riski sıfır olan bir yatırımın beklenen getirisini ifade etmektedir. Bir yatırımın risksiz olabilmesi için beklenen getiri oranı ile gerçekleşen getiri oranının aynı olması gerekmektedir¹⁸. Herhangi bir finansal varlığın beklenen getiri oranı ile gerçekleşen getiri oranının aynı olmasının iki koşulu bulunmaktadır. Bunlar;

- i. Yatırımın geri ödenememe riskinin sıfır olmasıdır¹⁹.
- ii. Yeniden yatırım riskinin olmamasıdır²⁰.

Sistemik ve sistemik olmayan riskten meydana gelen toplam risk ve yatırımcıların mevcut risk davranışları çerçevesinde, bir varlıktan bekledikleri getiri oranının belirlenmesinde finans literatüründe kabul gören modeller arasında uygulama alanı oldukça geniş olan Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli (FVFM) ön plana çıkmaktadır²¹.

¹⁶ A.e., s. 93.

¹⁷ Damodaran, a.g.e., s. 182.

¹⁸ Frank K. Reilly & Keith C. Brown, a.g.e., s. 17.

¹⁹ Damodaran, a.g.e., s.154

²⁰ Eugene F. Brigham, Louis C. Gapenski, **Intermediate Financial Management**, 3. bs., Florida, The Dryden Press, 1990, s. 135.

²¹ Tim Koller, Marc Goedhart, David Wessels, **Valuation: Measuring and Managing the Value of Companies**, New Jersey, McKinsey and Company, 2005, s. 294.

İlk olarak William Sharpe (1964) tarafından ortaya konan ve daha sonra Lintner (1965) ve Mossin (1966) tarafından geliştirilen FVFM, tüm riskli finansal varlıkların getirilerini pazar portföyünün getirileri ile açıklayan bir modeldir²². Modele göre finansal varlıkların getirileri, pazar portföyü tarafından açıklanmaktadır.

FVFM, modern finans teorisinde yer alan diğer varlık fiyatlama teorileri gibi sermaye piyasasında bir varlıktan beklenen getiri oranı ile risksiz faiz oranı arasındaki farkı gösteren risk primini belirli varsayımlar altında ortaya koymaya çalışmaktadır²³. FVFM'ye göre bir varlığın beklenen getiri oranı ile riski arasındaki ilişkiyi gösteren denklem aşağıdaki şekilde gösterilmektedir.

$$E(R_i) = R_f + [E(R_M) - R_f] \beta_i \quad (3.4)$$

Bu denklemde, $E(R_i)$, ilgili varlığın beklenen getiri oranını; R_f , risksiz getiri oranını; $E(R_M)$, pazar portföyünün beklenen getiri oranını; β_i ise, finansal varlık veriminin pazar portföyü verimine olan duyarlılığını göstermektedir. FVFM'ye göre sistematik riskin standardize ölçüsü olan beta katsayısı β_i ,

$$\beta_i = \frac{\sigma_{i,M}}{\sigma_M^2} \quad (3.5)$$

şeklinde hesaplanmaktadır²⁴. Burada $\sigma_{i,M}$, i. varlığın ve pazar portföyünün getiri oranları arasındaki kovaryans, σ_M^2 ise pazar portföyünün varyansıdır. Pazar portföyü, pazarda bulunan tüm riskli varlıklara bu varlıkların nispi piyasa değerleri oranında yapılan yatırımlardan oluşmaktadır. Beta katsayısı, bir varlığın sistematik riski nedeniyle iyi çeşitlendirilmiş bir portföyün riskine olan duyarlılığının ölçütüdür. Bu anlamda β_i , ilgili finansal varlığın sistematik riskinin miktarını göstermektedir. Beta katsayısı yüksek olan bir varlığın sistematik risk düzeyi göreceli olarak yüksektir. Bu nedenle, denklemde yer alan beta katsayısı yükseldikçe finansal varlığın riskinin artması sonucunda beklenen getiri oranının da yükselmesi gerekir.

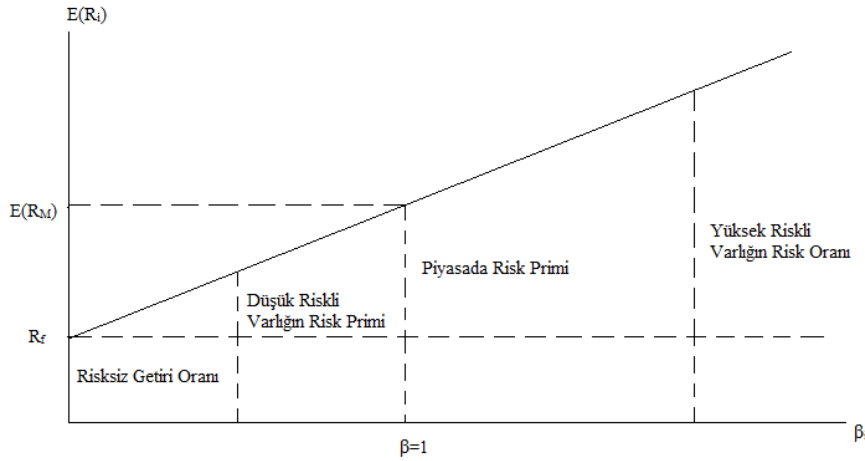
²² Nevin Yörük, **Finansal Varlık Fiyatlama Modelleri ve Arbitraj Fiyatlama Modelinin İMKB'de Test Edilmesi**, İstanbul, İMKB Yayınları, 2000, s.29.

²³ Brigham, Gapenski, **a.g.e.**, s.134.

²⁴ Reilly & Brown, **a.g.e.**, s. 248.

Denklemden yer alan beta katsayısının sıfır olması durumunda, varlığın beklenen getirisi sadece risksiz faiz oranı kadar olacaktır. Pazar portföyünün beklenen getirisi oranının risksiz getirisi oranını aşan kısmını gösteren $E(R_M) - R_f$ ise sistematik riskin piyasa fiyatını, bir başka ifade ile piyasa risk primini göstermektedir. Denklemden riskin piyasa fiyatını gösteren $E(R_M) - R_f$ ile finansal varlığın taşıdığı risk miktarını gösteren β_i 'nin çarpılması sonucunda ilgili finansal varlığın risk primine ulaşılabilmektedir. Denklemden R_f ile gösterilen risksiz getirisi oranı zamanın fiyatını ifade etmektedir. FVFM denkleminde göre bir finansal varlığın teorik açıdan beklenen getirisi oranı, zamanın fiyatı ile finansal varlığın kendisine özgü taşıdığı sistematik risk karşılığında risk priminin toplamına eşit olmaktadır.

FVFM'den hareketle risk ve beklenen getirisi oranı arasındaki doğrusal ilişki, Şekil 3.1. de yer alan Finansal Varlıkları Fiyatlandırma Doğrusu (FVFD) ile aşağıdaki gibi gösterilebilir.



Şekil 3.1. Finansal Varlıkları Fiyatlandırma Doğrusu²⁵

Burada risksiz varlığın betası 0'a, pazar portföyünün betası ise 1'e eşittir²⁶. FVFM'ye göre bir varlığın beklenen getirisi oranı, betasının doğrusal bir fonksiyonudur ve aralarındaki ilişki pozitif yönlüdür. FVFD'nin eğim katsayısı, $E(R_M) - R_f$ 'ye eşittir ve pazar portföyünün beklenen getirisi ile risksiz varlığın getirisi arasındaki farkı

²⁵ Altay, a.g.e., s. 103.

²⁶ Megginson & Smart, a.g.e., s. 299.

göstermektedir. Piyasa risk primi olarak da ifade edilen $E(R_M) - R_f$, pazar portföyünü elinde bulundurdukları takdirde yatırımcıların elde edecekleri kazancı göstermektedir²⁷.

FVFM, piyasanın nasıl oluştuğundan ziyade, belirli varsayımlar altında teorik olarak nasıl oluşması gerektiğini açıklamaya çalışmaktadır²⁸. Markowitz Modern Portföy Teorisini temel alan FVFM, risk ve getiri kavramlarını Etkin Pazar Hipotezi'nin varsayımları altında ele almaktadır. Ancak modelin söz konusu hipotezin varsayımlarına ilave olarak ek varsayımları da bulunmaktadır²⁹. FVFM'nin yatırımcı davranışına ve sermaye piyasasına ilişkin varsayımları aşağıdaki şekilde özetlenebilir³⁰;

- i) Yatırımcılar alternatif portföyler arasında, bu portföylerin beklenen getiri oranlarına ve risklerine (standart sapmalarına) göre karar olarak seçim yaparlar.
- ii) Yatırımcılar beklenen getiri oranları aynı, fakat riskleri farklı olan varlıklar arasından seçim yaparken daha az riskli varlığı tercih ederler.
- iii) Yatırımcılar alternatif yatırım seçeneği içinde diğer şartlar aynı kalmak koşuluyla beklenen getiri oranı en yüksek olan yatırımı tercih etmektedir.
- iv) Sermaye piyasasındaki tüm yatırımcılar için bütün varlıklara ilişkin bekledikleri getiri oranları, riskleri ve kovaryansları ile ilgili tahminleri aynıdır.
- v) Bütün yatırımcılar için, aynı tek dönemlik yatırım ufku geçerlidir.
- vi) Bütün yatırımcılar, herkes için geçerli olan risksiz bir faiz oranı üzerinden diledikleri miktarda borçlanabilirler.
- vii) Bütün yatırım seçenekleri sonsuz sayıda küçük parçalara bölünebilir.

²⁷ A.e., s. 300.

²⁸ Mehmet Sabri Topak, a.g.e., s. 80.

²⁹ Akkum, Vuran, a.g.e., s. 65.

³⁰ Altay, a.g.e., s. 37-46.

- viii) Varlıklar alım satımlarında işlem maliyetleri ve vergi yoktur.
- ix) Faiz oranları üzerinde bir enflasyon veya başka herhangi bir risk faktörünün etkisi yoktur ya da bu etkiler tamamen öngörülmüş ve yatırım pozisyonları buna göre alınmıştır.
- x) Piyasada düşük ya da yüksek değerlenmiş varlık bulunmamakta, bir başka ifade ile sermaye piyasası dengededir.
- xi) Bütün bilgiler anında, maliyetsiz ve eksiksiz olarak sermaye piyasasındaki tüm yatırımcılara ulaşmaktadır.
- xii) Yatırımcılar alım ve satım kararları ile tek başlarına varlık fiyatlarını etkileyemez.
- xiii) Sermaye piyasasında açığa satışla ilgili herhangi bir sınırlama bulunmamaktadır.

3.2. Değişkenlerin Seçimi ve Veri Setlerinin Oluşturulması

Çalışmanın bu bölümünde, risk ile beklenen getiri oranı arasındaki ilişkiyi analiz eden FVFM için kurulması gereken panel veri modelinin homojen mi heterojen mi olması gerektiğine karar verilebilmesi noktasında ilk adım testler niteliğinde olan parametre homojenlik testleri kullanılacaktır. Parametre homojenlik testlerinin performanslarına ilişkin sonuçların elde edildiği simülasyon çalışmasının, bu bölümde yapılacak olan çalışmayı destekleyebilmesi amacıyla mali sektörde yer alan şirketlerin verileri kullanılarak farklı N, T çiftleri oluşturulmuştur. Bu kapsamda BİST-Mali endeksi içerisinde yer alan 64 şirket ve mali sektör bünyesinde yer alan alt sektörler³¹ ve farklı frekansta³² zaman boyutu ile kombinasyonlu analizler yapılmış ve bu sektörler için uygun modeller belirlenmeye çalışılmıştır.

³¹ Mali sektör kapsamında ele alınan şirketler, Bankacılık (XBANK), Finansal Faktoring(XFINK), Gayri Menkul Yatırım Ortaklığı (GMYO), Holdingler (HOLD) ve sigorta (SGRT) şirketleri olmak üzere 5 farklı alt sektörden meydana gelmektedir. Şirket isimleri EK Tablo 2’de verilmiştir.

³² Analizde, 2005-2013 yılları arasındaki günlük verilerden hareketle aylık, üç aylık ve yıllık frekansta olmak üzere 3 farklı zaman boyutu oluşturulmuştur.

(3.4) numaralı eşitlikte verilen Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli tüm riskli finansal varlıkların getirilerini, pazar portföyünün getirileri ile açıklamaya çalışmakta ve pazar portföyü tek belirleyici değişken olarak kabul edilmektedir³³. Söz konusu modele göre, $E(R_i)$, ilgili varlığın beklenen getiri oranı; R_f , risksiz getiri oranına; $E(R_M)$, pazar portföyünün beklenen getiri oranına ve ilgili finansal varlığın sistematik riskinin miktarı β_i 'ye bağlıdır. Risksiz getiri oranı, dönemler bazında değişebilmekle birlikte ilgili dönemde tüm finansal varlıklar için aynıdır. Pazar portföyünün beklenen getiri oranının risksiz getiri oranını aşan kısmını gösteren $[E(R_M)-R_f]$ ise, sistematik riskin piyasa risk primini göstermekle birlikte tüm finansal varlıklar için ilgili dönemde aynıdır. Bu nedenle modelde, pazar portföyü tek belirleyici değişkendir. Sonuç itibariyle analizde kullanacağımız temel panel veri modeli aşağıdaki şekli almaktadır;

$$E_{it} = \gamma_{0i} + \gamma'_{1i} \beta_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i=1, \dots, N; t=1, \dots, T \quad (3.6)$$

Burada γ_{0i} sabit parametre, sıfır betalı portföyün beklenen getiri oranını; γ'_{1i} eğim parametresi ise, i. varlık için piyasa risk primini göstermektedir. Bağımlı değişken E_{it} , i. varlığın t. zamanındaki beklenen getiri oranı, bağımsız değişken β_{it} ise i. varlığın t. zamanındaki sistematik riskin standardize ölçüsü (miktarı) olan beta katsayısıdır.

Bu çalışmada kullanılan veri setleri, hisse senetlerine ait gün sonu fiyatlardan hareketle oluşturulmuştur. Beklenen getiri oranı E_{it} , günlük getiri oranının ortalamasıdır. Günlük getiri oranlarının hesaplanmasında, P_{it} i. varlığın t. zamanda piyasada oluşan gün sonu fiyatı olmak üzere $R_{it} = \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}\right)$ sürekli getiri oranı formülü kullanılmıştır.

³³ Nevin Yörük, **a.g.e.**, s.29.

Sistemik risk ölçüsü β_{it} ise (3.2) numaralı eşitlikten hareketle elde edilmiştir. Pazar portföyünü temsilen BİST-100 fiyat endeksi kullanılmış, fiyat endeksinin varyansı σ_M^2 ,

$$\sigma_M^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (M - \bar{M})^2 \quad (3.7)$$

formülünden hesaplanmıştır. Burada yer alan M , kesikli getiri oranı formülü, $M = \frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}}$ kullanılarak elde edilmiştir, \bar{M} ise M 'nin ortalama değeridir. X_t , BİST-100 fiyat endeksinin t . zamanda almış olduğu gün sonu kapanış değeridir. i . varlık ile BİST-100 fiyat endeksi arasındaki kovaryans $\sigma_{i,M}$,

$$\sigma_{i,M} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (R'_{it} - \bar{R})(M - \bar{M}) \quad (3.8)$$

formülü ile elde edilmiştir. Burada yer alan R'_{it} kesikli getiri oranı olmak üzere i . varlığın t . zamanda piyasada oluşan fiyatı P_{it} 'den hareketle $R'_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}}$ formülünden hesaplanmıştır. Çalışmada mevsimsellikten arındırılmış aylık, üçer aylık ve yıllık verilerden faydalanılmıştır.

3.3. Homojenlik Testi Sonuçları

(3.6) numaralı eşitlikte verilmiş temel panel veri modelinden hareketle, H_0 hipotezi eğim parametrelerinin homojen olduğunu, H_1 hipotezi ise eğim parametrelerinin heterojen olduğunu göstermek üzere temel ve alternatif hipotezler,

$$\begin{aligned} H_0: \gamma_{li} &= \gamma_{lj} \\ H_1: \gamma_{li} &\neq \gamma_{lj} \end{aligned} \quad (3.9)$$

şeklinde kurulmaktadır. Burada i ve j alt indisleri, bu çalışmada farklı birimler için finansal varlıkları temsil etmektedir. Homojenlik testlerinin sonunda H_0 temel

hipotezinin reddedilememesi durumunda, FVFM'nin geçerliliğinin sınanabilmesi için, birinci bölümde detayları ile ele alınmış olan panel veri modellerinden, klasik model ya da sabit parametresi heterojen modeller içerisinde yer alan modeller arasından uygun olan modelin belirlenmesi gerekmektedir. H_0 temel hipotezinin reddedilmesi durumunda ise, tüm parametreleri heterojen modeller içerisinde yer alan modeller arasından uygun olan model belirlenmelidir. Daha sonraki aşamada ise, üzerinden parametre tahminleri elde edilerek FVFM'nin geçerliliği ve piyasa risk primi ile ilgili iktisadi yorumlar yapılabilecektir.

Hatırlanacağı gibi parametre homojenlik testleri I., II. ve III. tür testler olmak üzere 3 başlık altında toplanmıştı. Çalışmanın bu kısmında elde edilen sonuçlar bu sınıflamaya bağlı olarak, bootstrap olasılık değerleri ile birlikte verilecektir. Bootstrap olasılık değerleri 5000 yineleme sonucunda elde edilmiştir.

Tablo 3.1. BİST-MALİ için I. ve II. Tür Testlerin Sonuçları

BİST-MALİ N=64	Klasik F Test İstatistiği	Klasik F Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	3.0000	0.0000	0.0000
T=36[*]	2.3115	0.0000	0.0000
T=9[‡]	0.7579	0.9126	0.6498
	Klasik Wald Test İstatistiği	Klasik Wald Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	189.0014	0.0000	0.0000
T=36[*]	145.6229	0.0000	0.0000
T=9[‡]	47.7449	0.9232	0.6498
	Genelleştirilmiş F Test İstatistiği	Genelleştirilmiş F Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	16.4930	0.0000	0.0036
T=36[*]	-	-	-
T=9[‡]	-	-	-
	Genelleştirilmiş Wald Test İstatistiği	Genelleştirilmiş Wald Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	1039.0586	0.0000	0.0000
T=36[*]	-	-	-
T=9[‡]	-	-	-
	H Test İstatistiği	H Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	6.5877	0.0103	0.0124
T=36[*]	3.5935	0.0580	0.0950
T=9[‡]	0.0668	0.7961	0.7798

Not: † aylık, * üçer aylık, ‡ yıllık frekansta verilerin kullanıldığını göstermektedir. $\alpha=0.05$ alınmıştır.

Tablo 3.1 ve Tablo 3.2’de farklı zaman boyutları için mali sektör kapsamında yer alan 64 şirketin hisse senetleri getirileri ile riskleri arasındaki ilişkiyi ifade etmek üzerine kurulan modelin heterojenliğinin I., II. ve III. tür test sonuçları yer almaktadır. Buna göre aylık veriler kullanıldığında, bu testlerin test istatistiklerine ait olasılık değerleri α anlamlılık düzeyinden küçük çıkmıştır, dolayısıyla tüm testlerde eğim parametrelerinin homojen olduğunu söyleyen temel hipotez reddedilmiştir. Benzer bir sonuç, testlerin bootstrap olasılık değerleri kullanıldığında da elde edilmiştir. İkinci bölümde yapılan simülasyon çalışmasında da, tüm testlerin büyük N ve T çiftleri ile bootstrap versiyonlarında I. tip hata yapma ve testin gücünde elde edilen iyi sonuçlar, N=64 ve T=108 iken testlere güvenilebileceğini göstermektedir. Buna göre mali sektör kapsamında yer alan şirketler için aylık gözlemler kullanıldığında, FVFM çerçevesinde kurulacak olan panel veri modelinin tüm parametrelerinin heterojen olduğuna karar verilmiştir.

Tablo 3.2. BİST-MALİ için III. Tür Testlerin Sonuçları

BİST-MALİ N=64	\hat{S} Test İstatistiği	\hat{S} Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	209.0300	0.0000	0.0000
T=36[*]	145.6520	0.0000	0.0000
T=9[‡]	60.5571	0.5639	0.6604
	\tilde{S} Test İstatistiği	\tilde{S} Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	193.2618	0.0000	0.0000
T=36[*]	113.5169	0.0000	0.0000
T=9[‡]	46.3925	0.9422	0.7518
	$\hat{\Delta}$ Test İstatistiği	$\hat{\Delta}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	12.8190	0.0000	0.0000
T=36[*]	6.9519	0.0000	0.0000
T=9[‡]	-0.3043	0.3804	0.3270
	$\tilde{\Delta}$ Test İstatistiği	$\tilde{\Delta}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	11.4252	0.0000	0.0000
T=36[*]	4.3767	0.0000	0.0000
T=9[‡]	-1.5563	0.0598	0.2556
	$\hat{\Delta}_{adj}$ Test İstatistiği	$\hat{\Delta}_{adj}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	12.2909	0.0000	0.0000
T=36[*]	5.9212	0.0000	0.0000
T=9[‡]	-1.2966	0.0974	0.3340
	$\tilde{\Delta}_{adj}$ Test İstatistiği	$\tilde{\Delta}_{adj}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	11.5858	0.0000	0.0000
T=36[*]	4.5657	0.0000	0.0000
T=9[‡]	-1.8601	0.0314	0.2442

Not: † aylık, * üçer aylık, ‡ yıllık frekansta verilerin kullanıldığını göstermektedir. $\alpha=0.05$ alınmıştır.

Üçer aylık veriler kullanıldığında ise I. tür testler içerisinde ele alınmış olan Klasik F ve Wald testi ile III. tür testler ve bu testlerin bootstrap versiyonları, %95 güven düzeyinde eğitim parametrelerinin heterojen olduğunu göstermektedir. Sadece Hausman testinde, tam tersi bir sonuç elde edilerek eğitim parametrelerinin homojen olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Simülasyon çalışmasında N'in T'den büyük olduğu durumlarda Hausman testi için testin gücünde görülen anomaliler, çalışmamızda N=64 ve T=36 olduğundan Hausman testinin kullanılmasında dikkat edilmesi gerektiğini göstermektedir. Genelleştirilmiş F ve Wald testleri ise, N'in T'den büyük olduğu durumlar için sonuç vermemektedir. Üçer aylık frekansta veriler

kullanıldığında, Klasik F ve Wald testleri ile III. tür testler neticesinde 64 hisse senedi için risk ile beklenen getiri oranı arasındaki ilişkiyi göstermek üzere kurulacak olan FVFM’de, tüm parametreleri heterojen panel veri modellerinin incelenmesi gerektiği sonucu ortaya çıkmaktadır.

Yıllık veriler kullanıldığında ise, tüm testler ile bootstrap versiyonları için temel hipotez reddedilemeyerek eğim parametrelerin homojen olduğu sonucuna ulaşılmıştır. I. tür testlerin simülasyon çalışmasında küçük örneklerde I. tip hata yapma olasılığı ve testin gücünde görülen bozulmalar, N=64 ve T=9 olan çalışmamızda I. tür testlerin sonuçlarına şüphe ile bakılması gerektiğini göstermektedir. Simülasyon çalışmasında, II. tür test olan Hausman testi ve bootstrap versiyonunun büyük N, küçük T durumlarında I. tip hata yapma olasılıklarında elde edilen iyi sonuçlar yıllık veriler kullanıldığı durum için güvenilir olabileceğini ancak testin gücünde görülmüş olan bozulmaların bu analizde dikkate alınması gerektiğini göstermektedir. Swamy S testleri testin gücünde iyi sonuçlar vermesine rağmen büyük N küçük T çiftlerinde görülen aşırı reddetme eğilimi, yıllık veriler kullanıldığında yapılacak bu analizde dikkat edilmesi gerektiğini göstermektedir. Bootstrap kritik değerler, sadece küçük N ve T çiftlerinde görülen aşırı reddetme eğilimini düzeltebildiği için böyle bir analizde Swamy S testlerinin de kullanılmasında dikkat edilmesi gerektiğini işaret etmektedir. Benzer şekilde, Δ testleri de büyük N küçük T örnek çiftlerinde aşırı reddetme eğilimindedir. Ancak Swamy S testlerinden farklı olarak Δ testlerinin bootstrap versiyonları bu eğilimi düzelterek çok daha iyi sonuçlar vermektedir. Böylelikle 64 hisse senedinin yıllık veriler kullanıldığında, Δ testlerinin bootstrap versiyonlarına güvenilebileceği, eğim parametrelerinin homojen olduğunu gösteren temel hipotezin reddedilemeyeceği FVFM’de, homojen panel veri modellerinin dikkate alınması gerektiği sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 3.3. BİST-BANK için I. ve II. Tür Testlerin Sonuçları

BİST-BANK N=12	Klasik F Test İstatistiği	Klasik F Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	2.3986	0.0060	0.0084
T=36[*]	0.3931	0.9586	0.9034
T=9[‡]	0.8596	0.5823	0.5170
	Klasik Wald Test İstatistiği	Klasik Wald Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	26.3846	0.0057	0.0084
T=36[*]	4.3246	0.9594	0.9034
T=9[‡]	9.4552	0.5800	0.5170
	Genelleştirilmiş F Test İstatistiği	Genelleştirilmiş F Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	2.0670	0.0200	0.0784
T=36[*]	1.4188	0.1614	0.7478
T=9[‡]	-	-	-
	Genelleştirilmiş Wald Test İstatistiği	Genelleştirilmiş Wald Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	22.7375	0.0192	0.0784
T=36[*]	15.6064	0.1564	0.7478
T=9[‡]	-	-	-
	H Test İstatistiği	H Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	0.1338	0.7146	0.7408
T=36[*]	0.1424	0.7059	0.7022
T=9[‡]	0.1562	0.6927	0.7120

Not: † aylık, * üçer aylık, ‡ yıllık frekansta verilerin kullanıldığını göstermektedir. $\alpha=0.05$ alınmıştır.

Tablo 3.3 ve Tablo 3.4’de, farklı zaman boyutları için bankacılık sektöründe yer alan 12 şirketin hisse senetlerinin getirileri ile riskleri arasındaki ilişkiyi ifade etmek üzerine kurulan FVFM’nin heterojenliğine ilişkin I., II. ve III. tür test sonuçları yer almaktadır. Hausman hariç tüm testler için aylık veriler kullanıldığında, test istatistiklerine ait olasılık değerleri α anlamlılık düzeyinden küçük çıkmış, tüm testlerde eğim parametrelerinin homojen olduğunu söyleyen temel hipotez reddedilmiştir. Testlerin bootstrap olasılık değerleri kullanıldığında da, benzer bir sonuca ulaşılmıştır. İkinci bölümde yapılan simülasyon çalışmasında ise, Klasik F ve Wald testlerinin küçük N büyük T örnek çiftlerinde güvenilir sonuçlar elde edilmişti. I. tür testlerden Genelleştirilmiş F ve Wald testlerinde ise, küçük N, büyük T örnek çiftlerinde aşırı reddetme eğilimi gözlenmişti. II. ve III. tür testler, küçük N ve büyük T çiftlerinde bazı örnek çiftleri dışında iyi performans sergilemişlerdi. Tüm testler

için, bozulma durumlarının meydana geldiği örnek çiftlerinde ise bootstrap versiyonlarının kullanılmasına bu bozulma durumlarının düzeldiği görülmüştü.

Tablo 3.4. BİST-BANK için III. Tür Testlerin Sonuçları

BİST-BANK N=12	\hat{S} Test İstatistiği	\hat{S} Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	31.9970	0.0000	0.0000
T=36[*]	4.8273	0.9392	0.8948
T=9[‡]	15.2142	0.1729	0.3316
	\tilde{S} Test İstatistiği	\tilde{S} Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	30.8300	0.0012	0.0010
T=36[*]	4.7131	0.9443	0.8944
T=9[‡]	9.8959	0.5398	0.5154
	$\hat{\Delta}$ Test İstatistiği	$\hat{\Delta}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	4.0819	0.0000	0.0020
T=36[*]	-1.4641	0.0716	0.1096
T=9[‡]	0.6561	0.2559	0.3184
	$\tilde{\Delta}$ Test İstatistiği	$\tilde{\Delta}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	3.8436	0.0000	0.0000
T=36[*]	-1.4874	0.0684	0.0972
T=9[‡]	-0.4295	0.3338	0.4968
	$\hat{\Delta}_{adj}$ Test İstatistiği	$\hat{\Delta}_{adj}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	3.9017	0.0000	0.0016
T=36[*]	-1.4513	0.0734	0.1138
T=9[‡]	-0.1635	0.4351	0.6792
	$\tilde{\Delta}_{adj}$ Test İstatistiği	$\tilde{\Delta}_{adj}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	3.8977	0.0000	0.0012
T=36[*]	-1.5517	0.0604	0.1024
T=9[‡]	-0.5134	0.3039	0.4834

Not: † aylık, * üçer aylık, ‡ yıllık frekansta verilerin kullanıldığını göstermektedir. $\alpha=0.05$ alınmıştır.

Neticesinde bankacılık sektörü için yapılan bu çalışmada aylık frekansta veri kullanılması durumunda I. tür testlerden Klasik F ve Wald testleriyle II. ve III. tür testlere N=12 ve T=108 olduğunda güvenilebilecek, tüm testlerin bootstrap versiyonlarının kullanılmasıyla da daha güvenilir sonuçlar elde edilecektir. Bankacılık sektöründe yer alan şirketlerin hisse senetlerine ait aylık veriler kullanılarak risk ile beklenen getiri oranı arasındaki ilişki FVFM kapsamında analiz

edildiğinde, kurulacak uygun modelin belirlenmesi aşamasında I. tür testlerden Genelleştirilmiş F ve Wald testleri dışında diğer tüm testlerle analiz yapılabilir, yapılan bu analizlere ek olarak testlerin bootstrap versiyonları da kullanılmalıdır. Bu çerçevede FVFM için kurulacak olan panel veri modelinin tüm parametreleri heterojendir.

Üçer aylık veriler kullanıldığında, bootstrap versiyonlarıyla beraber tüm testler için, eğim parametrelerinin homojen olduğunu söyleyen temel hipotez reddedilememiştir. %95 güven düzeyinde bankacılık sektöründe yer alan şirketlerin hisse senetlerine ilişkin risk ile beklenen getiri oranı arasındaki ilişkiyi gösteren FVFM ile ilgili olarak, klasik model ya da eğim parametresi homojen sabit parametresi heterojen modellerden birinin uygun olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Sonuçların güvenilirliğinin değerlendirilmesinde, tüm testler için simülasyon çalışmasında N birim boyutunun 10 olduğu satırlarda elde edilen sonuçlar incelenmelidir. Klasik F ve Wald testleri ile Hausman testi ve bu testlerin bootstrap versiyonları için, I. tip hata yapma olasılıkları % 5 α anlamlılık düzeyine yakın çıkmıştı. Zaman boyutunun artırılmasıyla da, testlerin gücünde çok hızlı bir artış görülmüştü. Genelleştirilmiş F ve Wald testleri ile Swamy \hat{S} testlerinin aşırı reddetme eğiliminde oldukları, T zaman boyutunun artmasıyla testlerin gücünde çok hızlı artışların yaşanmadığı, ancak testlerin bootstrap versiyonları kullanıldığında bu bozulmanın düzeldiği görülmüştü. Swamy \tilde{S} ve Δ testlerin de ise aşağı yönlü sapmalar ya da aşırı reddetme eğilimlerinin bulunduğu ancak bu bozulmaların testlerin bootstrap versiyonlarının kullanılmasıyla düzeldiği saptanmıştı. Bu bulgulara düşük ve orta şiddette korelasyon durumunda elde edilen bulguların neticesinde ulaşılmış, yüksek şiddette korelasyon durumunda ise tüm testlerde ciddi bozulmalar yaşanmakla beraber testlerin bootstrap versiyonlarında ise pek az örnek çifti için düzelme elde edilebilmişti. Bu çerçevede, çeyrek dönemlik veriler kullanıldığında bankacılık sektöründe yer alan 12 şirketin hisse senedi verileri için tüm testlerin bootstrap versiyonlarıyla ele alınması gerekliliği ortaya çıkmaktadır.

Çeyreklik verilerin kullanılmasıyla elde edilen sonuçlara benzer şekilde yıllık veriler kullanıldığında da, tüm testler ile bootstrap versiyonları için temel hipotez

reddedilemeyerek eğim parametrelerin homojen olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bankacılık sektöründe yer alan şirketlerin hisse senedi verileri kullanılarak yıllık gözlemler ile analiz yapıldığında FVFM için kurulması gereken panel veri modelinin, klasik model veya eğim parametresi sabit, sabit parametresi değişen modeller arasından seçilmesi gerekliliği sonucuna ulaşılmıştır. Tüm testler için küçük örnek özellikleri incelendiğinde ise, I. tip hata yapma olasılıklarında ve testlerin gücünde görülen bozulma durumlarının ancak düşük ve orta şiddette korelasyon durumlarında bootstrap versiyonlarına düzeldiği, yüksek korelasyon durumunda düzelmenin yavaşladığı görülmüştü. Neticede bu analizde olduğu gibi küçük örneklerde uygun model belirlenmesi aşamasında tüm testler bootstrap versiyonlarıyla ele alınmalı birden fazla testin sonucu birlikte ele alınarak karar verilmelidir.

Tablo 3.5. BİST-FINK için I. ve II. Tür Testlerin Sonuçları

BİST-FINK N=6	Klasik F Test İstatistiği	Klasik F Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	3.1535	0.0080	0.0098
T=36[*]	1.4506	0.2077	0.1122
T=9[‡]	0.7372	0.5998	0.4798
	Klasik Wald Test İstatistiği	Klasik Wald Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	15.7673	0.0075	0.0098
T=36[*]	7.2530	0.2025	0.1122
T=9[‡]	3.6859	0.5955	0.4798
	Genelleştirilmiş F Test İstatistiği	Genelleştirilmiş F Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	5.1830	0.0000	0.0000
T=36[*]	1.6988	0.1364	0.2894
T=9[‡]	4.7457	0.0016	0.5188
	Genelleştirilmiş Wald Test İstatistiği	Genelleştirilmiş Wald Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	25.9150	0.0000	0.0000
T=36[*]	8.4941	0.1310	0.2894
T=9[‡]	23.7285	0.0000	0.5188
	H Test İstatistiği	H Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	0.1627	0.6867	0.6606
T=36[*]	0.2182	0.6404	0.5696
T=9[‡]	0.8792	0.3484	0.3366

Not: † aylık, * üçer aylık, ‡ yıllık frekansta verilerin kullanıldığını göstermektedir. $\alpha=0.05$ alınmıştır.

Tablo 3.6. BİST-FINK için III. Tür Testlerin Sonuçları

BİST-FINK N=6	\hat{S} Test İstatistiği	\hat{S} Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	209.0300	0.0000	0.0000
T=36[*]	6.5747	0.2542	0.1730
T=9[‡]	3.6688	0.5980	0.5748
	\tilde{S} Test İstatistiği	\tilde{S} Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	193.2618	0.0000	0.0000
T=36[*]	6.4003	0.2692	0.1666
T=9[‡]	3.7284	0.5891	0.5282
	$\hat{\Delta}$ Test İstatistiği	$\hat{\Delta}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	12.8190	0.0000	0.0000
T=36[*]	0.1659	0.4341	0.1736
T=9[‡]	-0.6730	0.2505	0.4336
	$\tilde{\Delta}$ Test İstatistiği	$\tilde{\Delta}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	11.4252	0.0000	0.0000
T=36[*]	0.1156	0.4540	0.1546
T=9[‡]	-0.6558	0.2560	0.4634
	$\hat{\Delta}_{adj}$ Test İstatistiği	$\hat{\Delta}_{adj}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	12.2909	0.0000	0.0000
T=36[*]	0.0517	0.4794	0.1692
T=9[‡]	-0.6898	0.2452	0.4452
	$\tilde{\Delta}_{adj}$ Test İstatistiği	$\tilde{\Delta}_{adj}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	11.5858	0.0000	0.0000
T=36[*]	0.1205	0.4520	0.1658
T=9[‡]	-0.7838	0.2166	0.4644

Not: † aylık, * üçer aylık, ‡ yıllık frekansta verilerin kullanıldığını göstermektedir. $\alpha=0.05$ alınmıştır.

Mali sektör kapsamında finansal kiralama şirketlerinin oluşturduğu alt sektör için şirketlerin hisse senetlerine ilişkin risk ile getiri oranı arasındaki ilişkiyi gösteren FVFM'ye uygun panel veri modelinin belirlenebilmesi için I., II. ve III. tür testlerin kullanılmasıyla elde edilen sonuçlar Tablo 3. 5. ve Tablo 3.6.'da verilmiştir. Finansal kiralama şirketleri için elde edilen sonuçlar, bankacılık sektöründe yer alan şirketler için elde edilen sonuçlarla paralellik göstermektedir. Aylık verilerin kullanıldığı çalışma için, eğim parametrelerinin homojen olduğunu söyleyen temel hipotez, Hausman testi hariç diğer tüm testler tarafından reddedilirken çeyreklik ve yıllık gözlemler için reddedilememiştir. Testlerin küçük örnek özellikleri dikkate

alındığında, 6 finansal kiralama şirketi için elde edilen bu sonuçlar, bankacılık sektöründe bulunan 12 şirket için elde edilen sonuçlarla paralellik göstermesi şaşırtıcı olmamaktadır. Bu sonuçlar, küçük N ve T veri setine sahip panel veriler için parametre homojenlik testlerinin uygulanmasında hem bootstrap versiyonlarıyla değerlendirilmelerini, hem de birden fazla test yaparak sonuçların karşılaştırılması gerekliliğini işaret etmektedir.

Tablo 3.7. BİST-GMYO için I. ve II. Tür Testlerin Sonuçları

BİST-GMYO N=11	Klasik F Test İstatistiği	Klasik F Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	1.0622	0.3887	0.3114
T=36[*]	1.1543	0.3207	0.2524
T=9[‡]	1.6556	0.1069	0.0676
	Klasik Wald Test İstatistiği	Klasik Wald Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	10.6220	0.3877	0.3114
T=36[*]	11.5427	0.3168	0.2524
T=9[‡]	16.5560	0.0848	0.0676
	Genelleştirilmiş F Test İstatistiği	Genelleştirilmiş F Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	1.2322	0.2655	0.4172
T=36[*]	1.9387	0.0390	0.4134
T=9[‡]	-	-	-
	Genelleştirilmiş Wald Test İstatistiği	Genelleştirilmiş Wald Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	12.3222	0.2641	0.4172
T=36[*]	19.3873	0.0356	0.4134
T=9[‡]	-	-	-
	H Test İstatistiği	H Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	1.4252	0.2326	0.2274
T=36[*]	0.0989	0.7532	0.7306
T=9[‡]	0.5522	0.4574	0.4350

Not: † aylık, * üçer aylık, ‡ yıllık frekansta verilerin kullanıldığını göstermektedir. $\alpha=0.05$ alınmıştır.

Tablo 3.8. BİST-GMYO için III. Tür Testlerin Sonuçları

BİST-GMYO N=11	\hat{S} Test İstatistiği	\hat{S} Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	12.2107	0.2712	0.2474
T=36[*]	13.6546	0.1893	0.1586
T=9[‡]	21.8934	0.0157	0.0740
	\tilde{S} Test İstatistiği	\tilde{S} Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	12.0354	0.2827	0.2336
T=36[*]	13.2608	0.2095	0.1388
T=9[‡]	14.4684	0.1527	0.0776
	$\hat{\Delta}$ Test İstatistiği	$\hat{\Delta}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	0.2581	0.3982	0.2426
T=36[*]	0.5660	0.2857	0.1570
T=9[‡]	2.3225	0.0101	0.0710
	$\tilde{\Delta}$ Test İstatistiği	$\tilde{\Delta}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	0.2208	0.4126	0.2322
T=36[*]	0.4820	0.3149	0.1432
T=9[‡]	0.7395	0.2298	0.0768
	$\hat{\Delta}_{adj}$ Test İstatistiği	$\hat{\Delta}_{adj}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	0.2060	0.4184	0.2338
T=36[*]	0.3764	0.3533	0.1574
T=9[‡]	0.6992	0.2422	0.0678
	$\tilde{\Delta}_{adj}$ Test İstatistiği	$\tilde{\Delta}_{adj}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	0.2239	0.4114	0.2340
T=36[*]	0.5028	0.3075	0.1400
T=9[‡]	0.8838	0.1884	0.0774

Not: † aylık, * üçer aylık, ‡ yıllık frekansta verilerin kullanıldığını göstermektedir. $\alpha=0.05$ alınmıştır.

Testlerin küçük örneklerde nasıl sonuç verdiklerinin analiz edilebilmesi için mali sektör kapsamında yer alan 11 gayrimenkul yatırım ortaklığı da ele alınmıştır. Parametre homojenlik testlerine ait sonuçlar Tablo 3.7 ve Tablo 3.8’de verilmiştir. Burada elde edilen sonuçlar finansal kiralama ve bankacılık sektöründe yer alan şirketlerin hisse senedi verileri için elde edilen sonuçlarla paralellik göstermektedir. Bunun yanı sıra, bankacılık ve finansal kiralama şirketleri için aylık frekansta elde edilen sonuçların aksine, gayrimenkul yatırım ortaklıkları için aylık frekansta da eğim parametrelerinin homojen olduğunu söyleyen temel hipotez reddedilememiştir. Buna göre 11 gayrimenkul yatırım ortaklığına ait hisse senetlerinde risk ile beklenen

getiri oranı arasındaki ilişkiyi analiz eden FVFM için klasik model ya da eğim parametreleri sabit, sabit parametresi heterojen modellerden uygun olan panel veri modeli kurularak tahmin edilmesi gerekmektedir. Bankacılık ve finansal kiralama şirketleri için elde edilen sonuçların aksine gayrimenkul yatırım ortaklıklarının aylık frekansta veriler için ayrışma yaşanması ve tüm testlerin bootstrap versiyonlarıyla beraber bu sonucu vermesi, gayrimenkul yatırım ortaklıklarının diğer iki sektöre nazaran daha spesifik ve homojen bir sektör olma ihtimaline bağlanabilmekle beraber, nedenleri ve sonuçlarıyla çalışmanın birinci ve ikinci kısmında ele alınan birimlerarası korelasyon durumunun yüksek olma ihtimali de bu sonucun ortaya çıkmasında etkili olabilecektir. Nihayetinde test sonuçları birbirlerini destekler nitelikte olsa da, birimlerarası korelasyon durumunun göz önüne alınması gerekliliği ortaya çıkmaktadır.

Tablo 3.9. BİST-HOLD için I. ve II. Tür Testlerin Sonuçları

BİST-HOLD N=22	Klasik F Test İstatistiği	Klasik F Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	3.2448	0.0000	0.0020
T=36[*]	2.9583	0.0000	0.0000
T=9[‡]	0.2968	0.9990	0.9912
	Klasik Wald Test İstatistiği	Klasik Wald Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	68.1415	0.0000	0.0020
T=36[*]	62.1244	0.0000	0.0000
T=9[‡]	6.2337	0.9992	0.9912
	Genelleştirilmiş F Test İstatistiği	Genelleştirilmiş F Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	4.3194	0.0000	0.0000
T=36[*]	15.0415	0.0000	0.0304
T=9[‡]	-	-	-
	Genelleştirilmiş Wald Test İstatistiği	Genelleştirilmiş Wald Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	90.7064	0.0000	0.0000
T=36[*]	315.8717	0.0000	0.0304
T=9[‡]	-	-	-
	H Test İstatistiği	H Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	8.4307	0.0037	0.0018
T=36[*]	0.0864	0.7688	0.7626
T=9[‡]	2.4963	0.1141	0.1502

Not: † aylık, * üçer aylık, ‡ yıllık frekansta verilerin kullanıldığını göstermektedir. $\alpha=0.05$ alınmıştır.

Tablo 3.10. BİST-HOLD için III. Tür Testlerin Sonuçları

BİST-HOLD N=22	\hat{S} Test İstatistiği	\hat{S} Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	55.8423	0.0000	0.0000
T=36[*]	51.4408	0.0000	0.0012
T=9[‡]	7.1759	0.9978	0.9958
	\tilde{S} Test İstatistiği	\tilde{S} Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	53.3783	0.0000	0.0000
T=36[*]	38.0951	0.0126	0.0046
T=9[‡]	7.2522	0.9976	0.9968
	$\hat{\Delta}$ Test İstatistiği	$\hat{\Delta}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	5.1019	0.0000	0.0000
T=36[*]	4.4384	0.0000	0.0000
T=9[‡]	-2.2348	0.0127	0.0036
	$\tilde{\Delta}$ Test İstatistiği	$\tilde{\Delta}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	4.7305	0.0000	0.0000
T=36[*]	2.4264	0.0076	0.0050
T=9[‡]	-2.2233	0.0131	0.0056
	$\hat{\Delta}_{adj}$ Test İstatistiği	$\hat{\Delta}_{adj}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	4.8719	0.0000	0.0000
T=36[*]	3.7969	0.0000	0.0010
T=9[‡]	-1.7988	0.0360	0.0040
	$\tilde{\Delta}_{adj}$ Test İstatistiği	$\tilde{\Delta}_{adj}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	4.7969	0.0000	0.0000
T=36[*]	2.5312	0.0057	0.0048
T=9[‡]	-2.6574	0.0039	0.0052

Not: † aylık, * üçer aylık, ‡ yıllık frekansta verilerin kullanıldığını göstermektedir. $\alpha=0.05$ alınmıştır.

Tablo 3.9 ve Tablo 3.10'de farklı zaman boyutları için mali sektör kapsamında yer alan 22 holdingin hisse senetleri getirileri ile riskleri arasındaki ilişkiyi ifade etmek üzere kurulan FVFM için homojen ya da heterojenliğine ait I., II. ve III. tür test sonuçları yer almaktadır. Buna göre aylık veriler kullanıldığında, bu testlerin test istatistiklerine ait olasılık değerleri α anlamlılık düzeyinden küçük çıkmış ve tüm testlerde eğim parametrelerinin homojen olduğunu söyleyen temel hipotez reddedilmiştir. Benzer bir sonuç, testlerin bootstrap olasılık değerleri kullanıldığında da elde edilmiştir. Simülasyon çalışmasında ise, tüm testlerin büyük N ve T çiftleri ile bootstrap versiyonlarında I. tip hata yapma ve testin gücünde elde

edilen iyi sonuçlar, 22 holdingin 108 aylık gözlemleri kullanılarak yapılan bu analizde testlere güvenilebileceğini göstermektedir. Buna göre, mali sektör kapsamında yer alan holdingler için aylık gözlemler kullanıldığında FVFM çerçevesinde kurulacak olan panel veri modeli, tüm parametreleri heterojen olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Üçer aylık veriler kullanıldığında ise, I. ve III. tür testler ile Hausman testinin verdiği sonuçlar farklılaşmaktadır. Hausman testi holdinglerin çeyreklik verileri kullanıldığında eğim parametrelerinin homojenliğini reddedememekte iken I. ve III. tür testler temel hipotezi reddetmektedir. Simülasyon çalışmasında N'in 20, T'nin 30 olduğu hücreler incelenirse, Hausman testi için testin gücünde görülen anomaliler, holdingler için N=22 ve T=36 olduğundan Hausman testinin kullanılmasında dikkat edilmesi gerektiğini göstermektedir. Özellikle yüksek şiddette korelasyon durumunda testin gücünde görülen düşüş, testin sapmalı sonuç verebileceğini, I. ve III. tür testlere güvenilmesi gerektiği sonucunu doğurmuştur. Sonuç olarak üçer aylık frekansta veriler kullanıldığında, I. ve III. tür testler holdinglere ait hisse senetleri için risk ile beklenen getiri oranı arasındaki ilişkiyi göstermek üzere kurulacak olan FVFM'de, tüm parametreleri heterojen panel veri modellerinin incelenmesi gerektiği sonucu ortaya çıkmaktadır.

Yıllık veriler kullanıldığında ise, III. tür testlerden Δ testleri, diğer testlerden ayrılmaktadır. Δ testleri dışındaki testler ile bootstrap versiyonları için temel hipotez reddedilemeyerek eğim parametrelerinin homojen olduğu sonucuna ulaşılmış, Δ testleri ve bootstrap versiyonları neticesinde ise, eğim parametrelerinin heterojen olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Simülasyon çalışması incelendiğinde, Δ testlerinin diğer testler ile karşılaştırıldığında küçük örneklerde daha iyi sonuçlar vermesi, bu analizde Δ testleri ile bootstrap versiyonlarına güvenilmesi gerektiği sonucunu vermektedir. Böylelikle, I. ve II. tür testlerin kullanılması durumunda holdingler için 22 hisse senedinin yıllık verileri kullanıldığında, eğim parametrelerinin homojen olduğunu gösteren temel hipotez reddedilememiştir. FVFM'de, klasik model veya eğim parametreleri sabit, sabit parametresi değişen modeller içerisinde uygun olan modelin seçilmesi gerektiği, Δ testlerinin dikkate alınması durumunda ise holdinglere

ait hisse senetlerinin risk ile beklenen getiri oranı arasındaki ilişkiyi yansıtan FVFM için tüm parametreleri heterojen panel veri modelleri kapsamında ele alınmalıdır.

Tablo 3.11. BİST-SGRT için I. ve II. Tür Testlerin Sonuçları

BİST-SGRT N=7	Klasik F Test İstatistiği	Klasik F Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	1.5925	0.1464	0.0982
T=36[*]	1.0685	0.3821	0.2220
T=9[‡]	1.1249	0.3619	0.1498
	Klasik Wald Test İstatistiği	Klasik Wald Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	9.5551	0.1447	0.0982
T=36[*]	6.4112	0.3787	0.2220
T=9[‡]	6.7493	0.3447	0.1498
	Genelleştirilmiş F Test İstatistiği	Genelleştirilmiş F Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	1.6340	0.1349	0.1924
T=36[*]	3.0797	0.0064	0.0554
T=9[‡]	18.3098	0.0000	0.3122
	Genelleştirilmiş Wald Test İstatistiği	Genelleştirilmiş Wald Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	9.8039	0.1332	0.1924
T=36[*]	18.4785	0.0051	0.1924
T=9[‡]	109.8587	0.0000	0.3122
	H Test İstatistiği	H Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	3.4328	0.0639	0.0670
T=36[*]	0.6708	0.4128	0.3432
T=9[‡]	0.0017	0.9670	0.9462

Not: † aylık, * üçer aylık, ‡ yıllık frekansta verilerin kullanıldığını göstermektedir. $\alpha=0.05$ alınmıştır.

Parametre homojenlik testlerinin kullanılmasıyla, gayrimenkul yatırım ortaklıkları için yapılmış olan çalışmadan elde edilen sonuçların, geçerliliğinin analiz edilebilmesi için mali sektör kapsamında yer alan 7 sigorta şirketi için hisse senetlerine ait veriler kullanılarak bir çalışma daha yapılmıştır. Tablo 3.11 ve Tablo 3.12’de verilen sonuçlar, sigorta şirketleri ele alındığında da aylık, üçer aylık ve yıllık frekanslarda genelleştirilmiş F ve Wald testleri hariç diğer tüm testlerin temel hipotezi reddedemeyerek %95 güven düzeyinde FVFM’ eğim parametrelerinin homojen olması gerektiğini göstermiştir. Çeyreklik ve yıllık gözlemlerde diğer testlerden ayrılan Genelleştirilmiş F ve Wald testleri için aylık gözlemlerin, yıllık ve çeyreklik gözlemlerle elde edilen sonuçlarla benzerlik göstermemesi ve Monte Carlo

simülasyon çalışmasında küçük N , T çiftlerinde söz konusu testlerin sapmalı sonuçlar vermesi bu sonuçları güvenilmesi noktasında dikkat edilmesi gerekliliğini göstermektedir. Nihayetinde bu testlerin bootstrap versiyonlarında elde edilen sonuçlar diğer testlerin sonuçlarıyla benzerlik göstermesiyle, bu örnek için bu testlerin bootstrap versiyonlarının kullanılması gerekliliği ortaya çıkmaktadır. Bunun yanı sıra, tıpkı gayrimenkul yatırım ortaklıklarında olduğu gibi sigorta şirketleri için de hisse senetlerine ait risk ile getiri arasındaki ilişki, klasik model ya da eğitim parametreleri sabit, sabit parametresi değişen modellerden uygun olan model çerçevesinde belirlenmelidir. Gayrimenkul yatırım ortaklıkları örneğinde olduğu gibi sigorta şirketlerinin de birim boyutu diğer örneklere nazaran daha küçüktür. Böylelikle N birim boyutunun daha az olduğu sigorta sektörü örneğinde benzer sonuçların elde edilmesiyle, gayrimenkul yatırım ortaklıkları örneğinde elde edilen sonuçların tesadüfi olmadığı anlaşılmaktadır. Buna ilaveten, bootstrap tekniği eğitim parametrelerinin homojenliğini sınavan testleri daha güvenilir kılmakta, ancak ekonometrik varsayımların ciddi biçimde bozulduğu durumlar için yeterli olmamaktadır.

Tablo 3.12. BİST-SGRT için III. Tür Testlerin Sonuçları

BİST-SGRT N=7	\hat{S} Test İstatistiği	\hat{S} Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	10.1557	0.1182	0.0814
T=36[*]	6.1104	0.4109	0.2476
T=9[‡]	5.9971	0.4235	0.2716
	\tilde{S} Test İstatistiği	\tilde{S} Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	10.0350	0.1232	0.0808
T=36[*]	6.1007	0.4120	0.2328
T=9[‡]	5.1397	0.5260	0.2920
	$\hat{\Delta}$ Test İstatistiği	$\hat{\Delta}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	0.8434	0.1995	0.0872
T=36[*]	-0.2378	0.4060	0.7532
T=9[‡]	-0.2680	0.3943	0.7236
	$\tilde{\Delta}$ Test İstatistiği	$\tilde{\Delta}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	0.8111	0.2086	0.0764
T=36[*]	-0.2403	0.4050	0.7660
T=9[‡]	-0.4972	0.3095	0.7098
	$\hat{\Delta}_{adj}$ Test İstatistiği	$\hat{\Delta}_{adj}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	0.7808	0.2175	0.0814
T=36[*]	-0.3183	0.3751	0.7522
T=9[‡]	-0.5133	0.3039	0.7186
	$\tilde{\Delta}_{adj}$ Test İstatistiği	$\tilde{\Delta}_{adj}$ Testi Olasılık Değeri	Bootstrap Olasılık Değeri
T=108[†]	0.8225	0.2054	0.0798
T=36[*]	-0.2507	0.4010	0.7648
T=9[‡]	-0.5942	0.2762	0.7142

Not: † aylık, * üçer aylık, ‡ yıllık frekansta verilerin kullanıldığını göstermektedir. $\alpha=0.05$ alınmıştır.

Nihayetinde, literatürde yer edinmiş parametre homojenlik testlerinin büyük ve küçük örnek özellikleri birbirleriyle farklılaşmakla birlikte, N birim boyutu veya T zaman boyutundan birinin ya da ikisinin 10'dan az olması durumunda bu testlerin geçerliliklerinin tartışmalı olduğunun dikkatle ele alınması gerekmektedir.

SONUÇ

İktisadi ilişkilerin analiz edilmesinde panel veri kullanımıyla beraber, birim ve/veya zaman boyutunun kendine özgü özelliklerinin, panel veri modellerinde davranışsal farklılıklara neden olduğu görülmektedir. Panel veri modellerinde yer alan parametrelerin homojen ya da heterojen varsayılmasıyla, bu davranışsal farklılıklara yeterince izin verebilen çeşitli panel veri modelleri kurulabilmektedir. Homojen panel veri modelleri, parametreler sabit varsayılarak havuzlanmış model kapsamında ele alınmakta; heterojen panel veri modellerinde ise, parametrelerin birimlere ve/veya zamana göre değişmesine izin verilmektedir. Homojen ve heterojen panel veri modelleri arasından hangisinin seçileceği konusunda literatürde çeşitli testler yer almaktadır. Ancak bu testlerin zayıf yönleri, birbirlerine karşı üstünlükleri ve hangisinin hangi durumlarda daha iyi performans sergileyeceği konusunda literatürde eksiklik bulunmaktadır. Bu boşluğu doldurmak amacıyla homojenlik testlerinin performansları çeşitli N, T çiftleri için ve varsayımdan sapmalar ilave edilerek Monte Carlo simülasyon teknikleri ile karşılaştırılmıştır.

Testler arasında performans ölçümü yapıldığında, III.tür testlerin daha iyi sonuçlar verdiği görülmüştür. Buna ek olarak, simülasyon çalışması neticesinde bütün testlerin istatistiki olarak eksik yönlerinin olduğu durumlar tespit edilmiştir. Bu noktada, alternatif bir çözüm olarak testlerin bootstrap versiyonları üretilerek performans analizine dahil edilmiştir. Ancak, bootstrap yöntemiyle simülasyon çalışmasında elde edilen istatistiki sonuçlar bir noktaya kadar düzelebilmştir.

Monte Carlo çalışmasına ek olarak, homojenlik testleri ve bootstrap versiyonları, Borsa İstanbul kapsamında mali sektör ve alt sektörlerinde yer alan şirketlerin hisse senetleri için risk ile beklenen getiri ilişkisi farklı zaman boyutları ele alınarak birçok veri seti oluşturulmasıyla incelenmiştir. N birim boyutu ve T zaman boyutunun 20'den büyük olduğu örneklerde (mali sektör ve holding; aylık ve üçer aylık veriler) FVFM için heterojen panel veri modellerinin geçerli olduğu, N'in 20'den büyük T'nin 20'den küçük olduğu örneklerde (mali sektör ve holding; yıllık

veriler) ise homojen panel veri modellerinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. N'in ve T'nin 20'den küçük olduğu örneklerde (bankalar, gayrimenkul yatırım ortaklıkları, finansal kiralama ve sigorta; yıllık veriler) FVFM için homojen panel veri modellerinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. N'in 20'den küçük T'nin 20'den büyük olduğu örnekler için ise farklı sonuçlar elde edilmiştir. Örneğin, N=7 ve N= 11 olan GMYO ile SGRT'de tüm zaman boyutları için parametrelerin homojen olduğu sonucuna ulaşılmışken; BANK ve FINK'te aylık verilerle çalışılırken heterojen, yıllık ve çeyreklik verilerle çalışırken homojen model geçerlidir. Sonuç olarak, risk ile beklenen getiri ilişkisinin analizinde kurulması gereken panel veri modelinin karar verilmesi aşamasında parametre homojenlik testlerinin bootstrap versiyonlarıyla beraber kullanılmasının uygun olacağı sonucuna ulaşılmıştır.

Sonuçta N ve T büyükken tüm testler paralel sonuçlar vermekte; fakat örnek boyutu küçüldükçe testler homojenlik temel hipotezini reddedememe eğiliminde olmaktadır. Bu nedenle, birim ve zaman boyutunun küçük olduğu örnekler için literatürde yer edinmiş parametre homojenlik testlerinden elde edilen iktisadi çıkarsamalar dikkatle ele alınmalıdır. Parametre homojenlik testlerinin eksik yönlerini kapatması amacıyla analize dahil edilen bootstrap yönteminin katkıları çok fazla olmakla beraber ciddi ekonometrik problemlerin görülebileceği durumlar söz konusu olduğunda bu yöntem yetersiz kalmakta, ilerleyen çalışmalar için bu testlerin küçük örneklerde de doyurucu sonuçlar verebilmeleri amacıyla non-parametrik yöntemler önerilmektedir.

KAYNAKÇA

- Akkum, Tülin,
Bengü Vuran: “Türk Sermaye Piyasasındaki Hisse Senedi Getirilerini Etkileyen Makroekonomik Faktörlerin Arbitraj Fiyatlama Modeli ile Analizi”, **Mali Çözüm**, Sayı:65, Aralık 2003, s.65, (Çevrimiçi)
- Altay, Erdinç: **Sermaye Piyasasında Varlık Fiyatlama Teorileri**, İstanbul, Derin Yayınları, 2012.
- Baltagi, Badi H.: **Econometric Analysis of Panel Data**, 3. bs, Chichester, John Wiley & Sons Ltd, 2005.
- Baltagi, Badi H.: **Econometrics**, 5. bs., Berlin, Springer, 2011.
- Bao Yong & Ullah Aman: ”Expectation of Quadratic Forms in Normal and Nonnormal Variables with Econometric Applications”, (Çevrimiçi), <http://economics.ucr.edu/repec/ucr/wpaper/09-07.pdf> 2009.
- Brooks, Chris: **Introductory Econometrics for Finance**, 2.bs. Cambridge, Cambridge University Press, 2008.
- Brigham, Eugene F., Gapenski Louis C.: **Intermediate Financial Management**, 3rd ed., Florida, The Dryden Press, 1990.
- Bun, Maurice J.G.: “Testing poolability in a system of dynamic regressions with nonspherical disturbances”, **Empirical Economics**, (2004) 29:89–106 DOI 10.1007/s00181-003-0191-3.
- Ceylan, Ali: **İşletmelerde Finansal Yönetim**, Ekin Kitabevi, Bursa, 2003.
- Damodaran, Aswath: **Investment Valuation: Tools and Techniques for Determining the Value**

- of Any Asset**, 2. bs., Kanada, John Wiley & Sons, Inc., 2002.
- Efron Bradley & Tibshirani Robert J.: **An Introduction to the Bootstrap**, Londra, Chapman Hall, 1993.
- Frees, Edward W.: **Longitudinal and Panel Data: Analysis And Applications In The Social Sciences**, Birleşik Krallık, Cambridge University Press, 2004.
- Hogg, Robert V. & Craig, Allen T.: **Introduction to Mathematical Statistics**, 4. bs., New York, Macmillan Publishing Co., Inc., 1978.
- Hsiao, Cheng: **Analysis of Panel Data**, 2. bs., Birleşik Krallık, Cambridge University Press, 2003
- Hsiao, Cheng: "Statistical Inference for a Model with Both Random Cross-Sectional and Time Effects", **International Economic Review**, XV. 15, No. 1, 1974, pp. 12-30 1974.
- Hsiao, Cheng: "Some Estimation Methods for a Random Coefficient Model", **Econometrica**, C. XLIII, No. 2, 1975, pp. 305-325,
- Gamgam, Hamza & Altunkaynak, Bülent: **Parametrik Olmayan Yöntemler-SPSS Uygulamaları**, Ankara, Gazi Kitapevi, 2008.
- Greene, William H.: **Econometric Analysis**, 5. bs., A.B.D., Prentice Hall, 2003.
- Greene, William H.: **Econometric Analysis**, 7. bs., A.B.D., Prentice Hall, 2012.
- Gujarati, Damodar N.: **Basic Econometrics**, 4. bs. A.B.D., McGraw -Hill, 2006.
- Johsnton, Jack & Dinardo, John: **Econometric Methods**, 4. bs. A.B.D. McGraw-Hill,

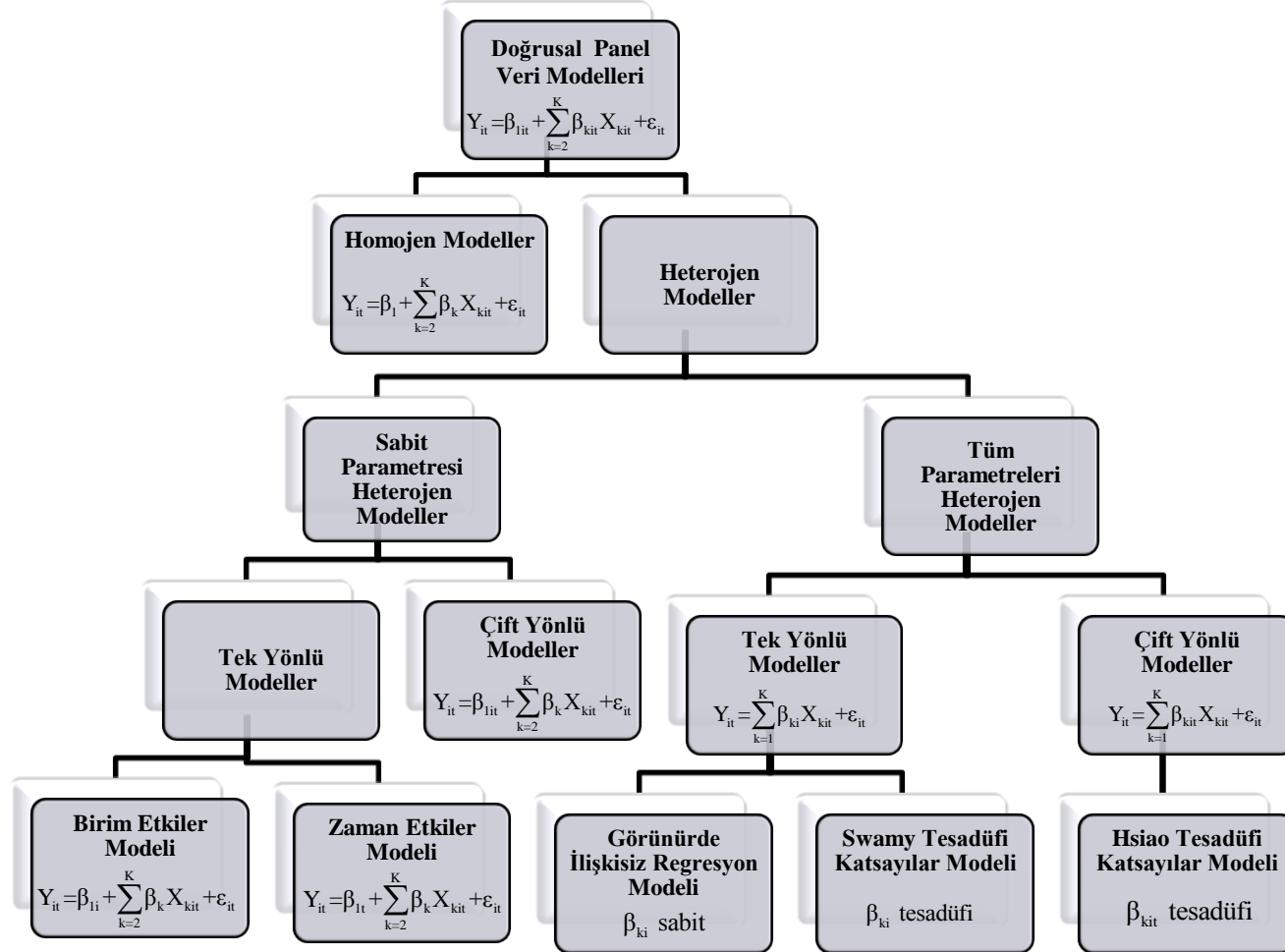
- Judge, George G., v.d.: **Theory and Practice of Econometrics**, 2. bs, ABD, John Wiley & Sons Ltd, 1984.
- Matyas, Laszlo & Sevestre, Patrick: **The Econometrics of Panel Data**, 3. bs, Berlin, Springer, 2008.
- Kapetanios, G., Pesaran, M. Hashem, Yamagata T.: "Panels with Non-Stationary Multifactor Error Structures", **Journal of Econometrics**, 160, 2011, 326–348.
- Kapetanios, G.: "A Bootstrap Procedure For Panel Data Sets with Many Cross Sectional Units", **Econometrics Journal**, C. XI, pp. 377–395., 2008.
- Koller Tim, Goedhart Marc, Wessels David: **Valuation: Measuring and Managing the Value of Companies**, New Jersey, McKinsey and Company, 2005.
- Korkmaz, Turhan & Ceylan, Ali: **İşletmelerde Finansal Yönetim**, 10. bs., Bursa, Ekin Basım Yayın Dağıtım, 2008.
- Korkmaz Turhan, Aydın Nurhan, Sayılğan Güven: **Portföy Yönetimi**, Eskişehir, Anadolu Üniversitesi, 2013.
- Kiviet, Jan F.: "Monte Carlo Simulation for Econometricians", **Foundations and Trends in Econometrics**, C. V., Nos. 1-2., 2012.
- Markowitz, Harry: "Portfolio Selection", **The Journal of Finance**, C.VII, No:1, Mart-1952, s. 77-91.
- Matyas, Laszlo & Sevestre, Patrick: **The Econometrics of Panel Data**, 3. bs, Berlin, Springer, 2008.
- Megginson, William L. & Smart, Scott B.: **Introduction to Corporate Finance**, 2.bs., A.B.D., South-Western Cengage Learning, 2012.
- Reilly, Frank K. & Brown, Keith C.: **Investment Analysis & Portfolio Management**, 7. bs., A.B.D., South-Western Cengage Learning, 2012.
- Roy, S. N.: "A Report on Some Aspects of

- Multivariate Analysis**", Institute of Statistics, 1954.
- Pesaran M. Hashem & Yamagata Takashi: "Testing Slope Homogeneity in Large Panels", **Journal of Econometrics**, 142 2008. 50–93,.
- Pesaran, M. Hashem: "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with A Multifactor Error Structure", **Econometrica**, C. LXXIV, No. 4, 2006, 967–1012,
- Pesaran, M. Hashem: "General Diagnostic Tests For Cross Section Dependence In Panels", **Cesifo Working Paper** No. 1229., 2004.
- Phillips, Peter C. B. & Sul, Donggyu: "Dynamic Panel Estimation And Homogeneity Testing Under Cross Section Dependence", **Econometrics Journal**, C. VI, pp. 217-259.
- Swamy, P.A.V.B.: "Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model", **Econometrica**, C. XXXVIII, No. 2., 1970, pp. 311-323.
- Yerdelen Tatođlu, Ferda: **Panel Veri Ekonometrisi**, 2. bs, İstanbul, BETA Basım A.Ş., 2012, s. 40.
- Topak, M.Sabri: "Ekonomik Katma Deđer ve Hisse Senedi Verimini Belirlemedeki Etkisi", İstanbul, İ.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü, **Yayınlanmamış Doktora Tezi**, 2010.
- Toshihisa, Toyoda: "Use of the Chow Test under Heteroscedasticity", **Econometrica**, C. XLII., No. 3., 1974., pp. 601-608.
- Yörük, Nevin: **Finansal Varlık Fiyatlama Modelleri ve Arbitraj Fiyatlama Modelinin İMKB'de Test Edilmesi**, İstanbul, İMKB Yayınları, 2000.
- Wooldridge, Jeffrey M.: **Introductory Econometrics: A Modern Approach**, 2. bs.,A.B.D., South-Western College Publishing, 2000.

Zellner, Arnold:

“An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias”, **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 57, No. 298 (Jun., 1962), pp. 348-368,

EK: Tablo 1: Doğrusal Panel Veri Modellerinin Sınıflandırması



Tablo 2: BİST-MALİ Endeksi Kapsamında Yer Alan 64 Şirketin İsimleri

Akiş GMYO	Egeli & Co Tarım Girişim	T. Ekonomi Bank.	Ray Sigorta
Akbank	Finans Fin. Kir.	Tekstilbank	Sabancı Holding
Garanti Faktoring	Finansbank	T. Kalkınma Bank.	Şişe Cam
Aksigorta	Garanti Bankası	Creditwest Faktoring	Şekerbank
Egeli&Co Girişim	Pera GMYO	T.S.K.B.	Dagi Yatırım Holding
Alarko Holding	Global Yat. Holding	Vakıf Fin. Kir.	Yazıcılar Holding
Alarko GMYO	GSD Holding	Metro Holding	Yapı ve Kredi Bank.
AlternatifBank	Güneş Sigorta	Egeli&Co Yatırım Holding	Yapı Kredi Koray GMYO
Anadolu Hayat Emek.	Yapı Kredi Sigorta	Rhea Girişim	Atakule GMYO
Anadolu Sigorta	Yeşil GMYO	Vakıf GMYO	Şeker Fin. Kir.
Aviva Sigorta	İhlas Holding	Ata G.M.Y.O.	Koç Holding
Deniz G.M.Y.O.	Işıklar Yat. Holding	Atlantis Yatırım Holding	Işıklar Enerji Yapı Hol.
Doğan Holding	İş Bankası (C)	Avrasya GMYO	Net Holding
Doğan Yayın Hol.	İş Fin. Kir.	Borusan Yat. Paz.	Nurol GMYO
Eczacıbaşı İlaç	İş GMYO	Kervansaray Yat. Holding	Doğuş GMYO
Eczacıbaşı Yatırım	Özderici GMYO	Denizbank	İş Girişim