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

YÜKSEK LİSANS TEZİ

HETEROJEN BİRİMLER ARASI KORELASYONLU DİNAMİK PANEL VERİ MODELLERİ: OECD ÜLKELERİNDE ENERJİ TALEBİNİN MODELLENMESİ

ADNAN SEVİNÇ
2501161110

TEZ DANIŞMANI
Prof. Dr. FERDA YERDELEN TATOĞLU

İSTANBUL – 2020

T.C.
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

YÜKSEK LİSANS
TEZ ONAYI

ÖĞRENCİNİN;

Adı ve Soyadı	:	ADNAN SEVİNÇ	Numarası	:	2501161110
Anabilim Dalı / Anasanat Dalı / Programı	:	EKONOMETRİ	Danışmanı	:	PROF. DR. FERDA YERDELEN TATOĞLU
Tez Savunma Tarihi	:	29.01.2020	Saati	:	11.00
Tez Başlığı	:	HETEROJEN BİRİMLER ARASI KORELASYONLU DİNAMİK PANEL VERİ MODELLERİ: OECD ÜLKELERİNDE ENERJİ TALEBİNİN MODELLENMESİ			

TEZ SAVUNMA SINAVI, İÜ Lisansüstü Eğitim-Öğretim Yönetmeliği'nin **36. Maddesi** uyarınca yapılmış, sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin KABULÜNE OYBİRLİĞİ / ~~OYÇOKLUĞUYLA~~ karar verilmiştir.

JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATİ (KABUL / RED / DÜZELTME)
1- PROF. DR. FERDA YERDELEN TATOĞLU		KABUL
2- PROF. DR. NURCAN METİN		Kabul
3- DOÇ. DR. BURCU KIRAN BAYGIN		Kabul

YEDEK JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATİ (KABUL / RED / DÜZELTME)
1- PROF. DR. KUTLUK KAĞAN SÜMER		
2- PROF. DR. MAHMUT ZORTUK		

ÖZ

HETEROJEN BİRİMLER ARASI KORELASYONLU DİNAMİK PANEL VERİ MODELLERİ: OECD ÜLKELERİNDE ENERJİ TALEBİNİN MODELLENMESİ

ADNAN SEVİNÇ

Dinamik panel veri modellerinde bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkisi daha sonraki dönemlerde ortaya çıkabilmekte veya birden fazla zaman dilimine yayılabilmektedir. Dinamik panel veri modelleri *otoregresif panel veri modelleri, dağıtılmış gecikmeli panel veri modelleri* ve *otoregresif dağıtılmış gecikmeli panel veri modelleri* olmak üzere üç grup altında incelenebilmektedir. Bu tezde dinamik panel veri modellerinden otoregresif modeller üzerinde durulmuştur. Dinamik panel veri modellerinde, içsellik probleminin yanı sıra heterojenlik ve birimler arası korelasyonun dikkate alınması tahmincilerin etkin ve sapmasız olabilmesi için önem arz etmektedir. Bu tez çalışmasında literatürde dinamik panel veri modellerinin tahmini için önerilen tüm tahmin yöntemlerine ilaveten araç değişkenli görünürde ilişkisiz regresyon (IV-SUR) tahmincisi türetilmiştir. Kullanılan tüm tahminciler birim etkiyi, içsellik problemini, heterojenliği ve birimler arası korelasyonu dikkate alıp almamalarına göre gruplandırılmış ve enerji talebini modellemede kullanılmıştır. Çoğu tahminciden elde edilen sonuçlar birbirine yakın olmasına rağmen türetilen araç değişkenli görünürde ilişkisiz regresyon tahmincisi, içsellik problemini çözmesi, heterojenlik ve birimler arası korelasyonu dikkate alması ve analizde kullanılan örnekte N'in küçük olması nedenleriyle en uygun tahminci olarak seçilmiştir. Dolayısıyla, bu tahminci enerji talebi modelinin hem genel hem de birimler bazında yorumlarında kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar iktisadi açıdan beklenilen yöndedir.

Anahtar Kelimeler: Dinamik Panel Veri, Birimler Arası Korelasyon, Heterojenlik, İçsellik, Enerji Talebi.

ABSTRACT

HETEROGENEOUS DYNAMIC PANEL DATA MODELS WITH CROSS-SECTIONAL DEPENDENCE: MODELLING ENERGY DEMAND of OECD COUNTRIES

ADNAN SEVİNÇ

In dynamic panel data models, the effect of independent variables on the dependent variable can occur in later periods or span multiple time periods. Dynamic panel data can be divided into three groups as autoregressive panel data models, distributed lag panel data model, autoregressive distributed lag panel data models. This study examines autoregressive dynamic panel data models. In dynamic panel data models, it is important for efficient and unbiased estimators to take into account heterogeneity and cross-sectional dependency as well as the endogeneity problem. In this thesis, in addition to all the estimation methods, which proposed for the estimation of dynamic panel data models in the literature, also derived instrumental variable seemingly unrelated regression (IV-SUR) has been performed for estimation. All estimators that used have been grouped according to whether they take into account unobservable individual-specific effect, endogeneity problem, heterogeneity and cross-sectional dependency. In this study instrumental variable seemingly unrelated regression has been derived which take into account heterogeneity, endogeneity and cross-sectional dependency and IV-SUR has been chosen as the well appropriate method for analyzing energy demand model in this study. Obtained result are economically expected.

Key Words: Dynamic Panel Data, Cross-Sectional Dependence, Heterogeneity, Endogeneity, Energy Demand.

ÖNSÖZ

Dinamik model, bağımlı ve/veya bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerleri modelin sağ tarafında yer alan modeller olarak tanımlanabilmektedir. Dinamik yapı ile zaman serisi verileriyle karşılaşıldığı gibi panel veri modelleri ile çalışırken de karşılaşılabilmektedir. Bu tez çalışmasında dinamik panel veri modellerinin açıklaması yapıldıktan sonra literatürde dinamik panel veri modellerinin tahmini için önerilen tüm tahmin yöntemleri açıklanıp tahminler gerçekleştirilmiştir. Son olarak N küçük iken dinamik modellerde karşılaşılabilen tüm problemleri çözmede başarılı araç değişkenli görünürde ilişkisiz regresyon tahmincisi (IV-SUR) türetilmiştir. Tüm modeller dinamik olarak kurulan enerji talebi modelini tahmin etmek için kullanılmıştır.

Tez konusunun belirlenmesinde ve çalışma sürecinin her aşamasında öneri ve yardımlarıyla yanımda olan değerli danışman hocam Prof. Dr. Ferda YERDELEN TATOĞLU'na ve çalışmalarım süresince desteklerini esirgemeyen aileme sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

İstanbul-2020

Adnan SEVİNÇ

İÇİNDEKİLER

ÖZ …… iii

ABSTRACT ……..…….…… iv

ÖNSÖZ ……..……..…… v

TABLOLAR LİSTESİ ..…… ……..……. ix

ŞEKİLLER LİSTESİ ……...……...…… x

KISALTMALAR LİSTESİ ……...…….…..…..… xi

GİRİŞ …… 1

BİRİNCİ BÖLÜM

DİNAMİK PANEL VERİ MODELLERİ

1.1. Dinamik Panel Veri Modelleri İçin Tahmin Yöntemleri 6

1.1.1. Anderson ve Hsiao Tahmincisi 6

1.1.2. Arellano ve Bond Tahmincisi..... 9

1.1.3. Arellano ve Bover Tahmincisi 13

1.1.4. Blundell- Bond Sistem GMM Tahmincisi 20

1.1.5. Birinci Farklar Yöntemine Dayanan Tahminciler İçin Moment ve Başlangıç Koşulları ……..……23

1.1.5.1. Standard Moment Koşulları (SMC)..... 23

1.1.5.2. Ahn ve Schmidt Moment Koşulları 24

1.1.5.3. Doğrusal Olmayan Moment Koşulları..... 28

1.1.5.4. Başlangıç Koşulları..... 29

1.1.6. Varsayımdan Sapmalar ve Karşılaşılan Problemler..... 30

1.1.6.1. Heteroskedasite Problemi 30

1.1.6.2. Otokorelasyon Problemi 30
1.1.6.3. İçsellik ve Zayıf Araçlar Problemi..... 31
1.1.7. Keane ve Runkle Yöntemi……..…….32
1.1.8. Dinamik Panel Veri Modellerinde Testler 35
1.1.8.1. İçsellik Testleri 35
1.1.8.2. Aşırı Tanımlama Kısıtlarının Testleri..... 37
1.1.8.3. Otokorelasyon Testi..... 39

İKİNCİ BÖLÜM

HETEROJEN BİRİMLER ARASI KORELASYONLU

DİNAMİK PANEL VERİ MODELLERİ

2.1. Havuzlanmış En Küçük Kareler (POLS) Tahmincisi 42
2.2. Araç Değişkenler (IV) Tahmincisi..... 42
2.3. Ortalama Grup (MG) Tahmincisi..... 43
2.4. Swamy'nin Tesadüfi Katsayılar Modeli (RC) 43
2.5. Yatay Kesit Ortalamadan Farklar Regresyonu 43
2.6. Ortak Korelasyonlu Etkiler (CCE) Tahmincisi..... 44
2.6.1. Ortak Korelasyonlu Etkiler Ortalama Grup (CCEMG) Tahmincisi 50
2.6.2. Havuzlanmış Ortak Korelasyonlu Etkiler (CCEP) Tahmincisi..... 50
2.7. Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler (DCCE) Tahmincisi..... 52
2.7.1. Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler Ortalama Grup (DCCEMG) Tahmincisi..... 59
2.7.2. Havuzlanmış Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler (DCCEP) Tahmincisi.. 63
2.8. Görünürde İlişkisiz Regresyon (SUR) Tahmincisi 64
2.9. Araç Değişkenli Görünürde İlişkisiz Regresyon (IVSUR) Tahmincisi..... 66
2.10. Araç Değişkenli Görünürde İlişkisiz Regresyon Ortalama Grup (IVSURMG) Tahmincisi 68
2.11. Panel Medyan Sapmasız (PMU) Tahminci..... 69
2.11.1 Tam Panel Medyan Sapmasız (PEMU) Tahminci 71

2.11.2. Panel Görünürde İlişkisiz Medyan Sapmasız (PSURMU) Tahminci 73
2.11.3. Panel Esnek Genelleştirilmiş Medyan Sapmasız (PFGMU) Tahminci..... 75
2.12. Birimler Arası Korelasyon Testleri 78
2.12.1. Friedman Testi 79
2.12.2. Breusch ve Pagan Lagrange Çarpanı (LM) Testi 79
2.12.3. Frees Testi 80
2.12.4. Pesaran CD Testi 81
2.12.5. Pesaran, Ullah ve Yamagata Düzeltilmiş LM Testi (LM_{adj}) 82
2.12.6. Pesaran NLM Testi 84
2.13. Heterojenlik Testleri 86
2.13.1. F Testi 87
2.13.2. Pesaran, Smith ve Im Hausman Tipi Testi 88
2.13.3. Phillips ve Sul G Testi 90
2.13.4. Swamy Testi 92
2.13.5. Pesaran ve Yamagata Delta (Δ) Testleri 93

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

OECD ÜLKELERİNDE ENERJİ TALEBİNİN ANALİZİ

3.1. Enerji 99
3.2. Enerji Kaynakları ..... .100
3.3. Enerji Tüketimi 101
3.4. Literatür Özeti 104
3.5. Modelde Kullanılan Veriler 106
3.6. Tahmin Sonuçları ve Yorumlanması 110
SONUÇ…… 127
KAYNAKÇA..…….…… 132

TABLOLAR LİSTESİ

Tablo 3.1. Birincil Enerji Tüketim Miktarları (Mtoe) ……..…..…….. 102
Tablo 3.2. Yenilenebilir Enerji Üretimi: Kaynağa Göre Üretim (TWh) 103
Tablo 3.3. Kullanılan Değişkenlere Ait Bilgiler ve Veri Kaynakları ….....107
Tablo 3.4. Betimsel İstatistikler ……...……..…… 107
Tablo 3.5. Birimler Bazında Betimsel İstatistikler …….…… 108
Tablo 3.6. Tüm Parametreleri Homojen Birimler Arası Korelasyonsuz Tahminciler …….....…….... 111
Tablo 3.7. Sabit Parametresi Heterojen Eğim Parametreleri Homojen Birimler Arası Korelasyonsuz Tahminciler... ……..... 112
Tablo 3.8. Sabit Parametresi Heterojen Eğim Parametreleri Homojen Birimler Arası Korelasyonsuz Araç Değişkenli Tahminciler-.... 113
Tablo 3.9. Tüm Parametreleri Homojen Birimler Arası Korelasyonlu Tahminciler……...……...…… 115
Tablo 3.10. Heterojen Birimler Arası Korelasyonsuz Tahminciler ..…..... 116
Tablo 3.11. Heterojen Birimler Arası Korelasyonlu Tahminciler …..…… 117
Tablo 3.12. İçselliği Dikkate Alan Homojen Birimler Arası Korelasyonlu Tahminciler ……...….... 118
Tablo 3.13. İçselliği Dikkate Alan Heterojen Birimler Arası Korelasyonlu Tahminciler……...……..…….. 118
Tablo 3.14. Heterojen Birimler Arası Korelasyonsuz Tahminciler (Birimler Bazında) …..……. 120
Tablo 3.15. Araç Değişkenli 2SLS İçin İstatistikler ve İçsellik Testleri ….121
Tablo 3.16. Heterojen Birimler Arası Korelasyonlu Tahminciler (Birimler Bazında)…….122
Tablo 3.17. Görünürde İlişkisiz Regresyon İçin İstatistikler……...……... 123
Tablo 3.18. İçselliği Dikkate Alan Heterojen Birimler Arası Korelasyonlu Tahminciler (Birimler Bazında) ……...…… 124
Tablo 3.19. Araç Değişkenli Görünürde İlişkisiz Regresyon İçin İstatistikler …….……...125

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 2.1. Dinamik Panel Veri Modellerinin Tahmin Yöntemleri …… 98
Şekil 3.1. Enerji Kaynakları ……..…...……. 101
Şekil 3.2. Enerji Fiyatı …….…….…..……. 103
Şekil 3.3. Ortalama Enerji Tüketimi ……..…. 109
Şekil 3.4. Ortalama Kişi Başına GSYİH ……..…..……. 109

KISALTMALAR LİSTESİ

AR (1) : Birinci Mertebeden Otoregresif Süreç
3EKK : Üç Aşamalı En Küçük Kareler
ARDL : Otoregresif Dağıtılmış Gecikme
CCE : Ortak Korelasyonlu Etkiler
CCEMG : Ortak Korelasyonlu Ortalama Grup Etkiler
CCEP : Havuzlanmış Ortak Korelasyonlu Etkiler
CSD : Birimler Arası Korelasyon
DCCE : Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler
DCCEMG : Dinamik Ortak Korelasyonlu Ortalama Grup Etkiler
DCCEP : Havuzlanmış Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler
DWH : Durbin-Wu-Hausman
EC : Enerji Tüketimi
EÇO : En Çok Olabilirlik
EKK : En Küçük Kareler
EP : Enerji Fiyatı
FE : Sabit Etkiler
GDP : Gayri Safi Yurt İçi Hasıla
GEKK : Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
GMM : Genelleştirilmiş Momentler Metodu
IV : Araç değişkenler
IVMG : Araç Değişkenli En Küçük Kareler Ortalama Grup
IV2SLS : Araç Değişkenli İki Aşamalı En Küçük Kareler
IV2SLSFE : Araç Değişkenli İki Aşamalı Sabit Etkiler
IV2SLSP : Araç Değişkenli İki Aşamalı En Küçük Kareler
IV2SLSRE : Araç Değişkenli İki Aşamalı Tesadüfi Etkiler
IVSUR : Araç Değişkenli SUR
IVSURMG : Araç Değişkenli Görünürde İlişkisiz Regresyon Ortalama Grup
LM : Lagrange Çarpanı
LSDV : Gölge Değişkenli En Küçük Kareler

MA : Hareketli Ortalamalar Süreci

MG : Ortalama Grup

NLS : National Longitudinal Surveys

PEMU : Tam Panel Medyan Sapmasız

PFGMU : Panel Esnek Genelleştirilmiş Medyan Sapmasız

PMU : Panel Medyan Sapmasız

POLS : Havuzlanmış En Küçük Kareler

POLS$_{DEMEAN}$: Havuzlanmış En Küçük Kareler Yatay Kesit Ortalamadan Farklar

PSID : Panel Study of Income Dynamics

PSURMU : Panel Görünürde İlişkisiz Medyan Sapmasız

RC : Tesadüfi Katsayılar

RE : Tesadüfi Etkiler

SMC : Standard Moment Koşulları

SSB : Küçük Örneklem Sapması

SUR : Görünürde İlişkisiz Regresyon

SURMG : Görünürde İlişkisiz Regresyon Ortalama Grup

2SLS : İki Aşamalı En Küçük Kareler

GİRİŞ

Dinamik panel veri modelleri, bağımlı ve/veya bağımsız değişken(ler)in modelin sağ tarafında yer aldığı modellerdir ve gecikmeli değişkenlerin türüne göre üç grupta ele alınabilmektedir. Bunlardan ilki, bağımlı değişkenin gecikmeli değer(ler)inin bağımsız değişkenler olarak yer aldığı *otoregresif panel veri modelleri*; ikincisi, bağımsız değişken(ler)in gecikmeli değer(ler)inin bağımsız değişkenler olarak yer aldığı *dağıtılmış gecikmeli panel veri modelleri* ve son olarak üçüncüsü hem bağımlı hem de bağımsız değişken(ler)in gecikmeli değer(ler)in bağımsız değişkenler olarak yer aldığı *otoregresif dağıtılmış gecikmeli panel veri modelleridir*. Doğurduğu problemlerden dolayı literatürde dinamik panel veri modelleri denilince otoregresif panel veri modelleri anlaşılmaktadır. Bu tezde dinamik panel veri modellerinden otoregresif panel veri modelleri üzerinde durulacaktır.

Dinamik panel veri modellerinden bağımlı değişkenin gecikmeli değer(ler)inin bağımsız değişkenler olarak yer aldığı otoregresif panel veri modellerinde karşılaşılan problemlerden biri içsellik problemidir. İçselliğe sebebiyet veren değişkenler yerine uygun araç değişkenler kullanılarak içsellik probleminin çözülmesi önerilmektedir. Literatürde dinamik panel veri modellerin tahmininde kullanılabilecek birçok tahmin yöntemi mevcuttur. Literatürdeki tahmin yöntemlerin çoğu birimler arası korelasyonu hatta heterojenliği dikkate almamaktadır. Birimler arası korelasyonun varlığı ve heterojenliği dikkate almadan yapılan tahmin sonuçları sapmalı olacak ve etkin olamayacaktır.

Dinamik panel veri modellerinde etkin ve sapmasız tahminler elde etmek için içsellik probleminin üstesinden gelmesinin yanı sıra varsa birimler arası korelasyon ve heterojenliğin dikkate alınarak tahminler yapılması gerekmektedir. Bu tezde araç değişken kullanılarak içsellik problemini çözen ve yapısı gereği birimler arası korelasyonu ve heterojenliği dikkate alan araç değişkenli görünürde ilişkisiz regresyon tahmincisi türetilecek ve 11 OECD ülkesi için dinamik enerji talebi modeli analiz edilecektir.

Çalışmanın birinci bölümünde dinamik modeller anlatılacak ve literatürde dinamik panel veri modellerinin tahmininde önerilen yöntemler detaylı bir şekilde ele alınacaktır.

İkinci bölümde birimler arası korelasyonu dikkate alan dinamik homojen ve heterojen tahminciler detaylı bir şekilde anlatılacaktır. N küçükken dinamik, birimler arası korelasyonlu ve heterojen panel veri modellerinin tahmini için türetilen araç değişkenli iki aşamalı görünürde ilişkisiz regresyon (IVSUR) tahmincisi tanıtılacaktır. Daha sonra birimler arası korelasyon ve heterojenlik sınanması için kullanılan testler anlatılacaktır.

Üçüncü bölümde ise, 1984-2018 yılları arasında 11 OECD ülkesinde enerji talebinin birinci ve ikinci bölümde anlatılan tahmincilerin yanı sıra türetilen araç değişkenli görünürde ilişkisiz regresyon modeli (IVSUR) ile tahmini gerçekleştirilip tüm tahmincilerden elde edilen sonuçlar karşılaştırılacaktır. Daha sonra dinamik yapıdaki enerji talebi modelinin IVSUR tahmin sonuçları tüm panel için ve birimler bazında detaylı bir şekilde yorumlanacaktır.

BİRİNCİ BÖLÜM

DİNAMİK PANEL VERİ MODELLERİ

Ekonometrik bir model oluşturulurken bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken ile ilişkilerinin genelde aynı zaman diliminde gerçekleştiği düşünülmektedir. Buna rağmen iktisadi değişkenler arasındaki ilişkiler çoğu zaman dinamik olarak gerçekleşebilmekte; bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkileri daha sonraki dönemlerde ortaya çıkabilmekte veya birden fazla zaman dilimine yayılabilmektedir. Bu şekilde etkiler olduğunda dinamik modeller ile karşılaşılmaktadır.

Dinamik modeller gecikmeli değişkenlerin türüne göre üç grupta ele alınabilmektedir. Bunlar;

1. ***Bağımlı değişkeni gecikmeli dinamik modeller (Otoregresif modeller)***

   Bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin bağımsız değişkenler olarak yer aldığı n gecikmeli dinamik bir model,

   $$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i Y_{t-i} + u_t$$

   şeklinde ifade edilebilmektedir.

2. ***Bağımsız değişkeni gecikmeli dinamik modeller (Dağıtılmış gecikmeli modeller)***

   Bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerinin bağımsız değişkenler olarak yer aldığı m gecikmeli dinamik bir model,

   $$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^{m} \beta_i X_{t-i} + u_t$$

   şeklinde ifade edilebilmektedir.

3. ***Hem bağımlı hem de bağımsız değişkeni gecikmeli dinamik modeller (Otoregresif dağıtılmış gecikmeli modeller)***

Hem bağımlı hem de bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin bağımsız değişkenler olarak yer aldığı sırasıyla n ve m gecikmeli dinamik bir model,

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{m} \beta_i X_{t-i} + u_t$$

şeklinde ifade edilebilmektedir. Dinamik yapı, yukarıda örnekleri verilen ekonometrik analizlerde kullanılan veri türlerinden zaman serileri ile çalışılırken görülebilmekte, yatay kesit veride zaman boyutu söz konusu olmadığından görülmemektedir. Panel verilerde de birim boyutunun yanı sıra zaman zaman boyutu yer aldığından dinamik yapı ile karşılaşılabilmektedir.

Bu çalışmada dinamik panel veri modelleri üzerinde durulacağından panel veri ile ilgili birkaç temel bilgi vermekte fayda vardır.

'**Panel veri**' hane halkı, ülkeler, firmalar vb. yatay kesit birimlerinin birden fazla zaman boyunca bir araya getirilmesi olarak, ya da yatay kesit ve zaman serisi verilerinin bir araya getirilmesi olarak tanımlanabilmektedir. Panel veri setleri için en iyi bilinen örnekler Michigan Üniversitesi Sosyal Araştırmalar Enstitüsü tarafından 1968 yılında 4800 aile ile toplanmaya başlanan Panel Study of Income Dynamics (**PSID**) ve Bureau of Labor Statistics sponsorluğunda yayınlanan National Longitudinal Surveys (**NLS**)'dir.

Statik panel veri modellerinde, modelde yer alan bağımsız değişken(ler)in gecikmeli değerlerinin yer almadığı anlık ilişki söz konusu iken dinamik panel veri modellerinde bağımsız değişken(ler)in gecikmeli değerleri de modelde yer almaktadır. Dinamik panel veri modelleri de dinamik zaman serisi modelleri gibi ***otoregresif panel veri modelleri, dağıtılmış gecikmeli panel veri modelleri*** ve ***otoregresif dağıtılmış gecikmeli dinamik panel veri modelleri*** olarak üç grup altında incelenebilmektedir. Literatürde ise dinamik panel veri denilince doğurduğu problemler sebebiyle otoregresif panel veri modelleri anlaşılmaktadır.[1] Bu tezde dinamik panel veri modellerinden otoregresif modeller üzerinde durulacaktır.

Bir gecikmeli dinamik bir panel veri modeli,

[1] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **İleri Panel Veri Analizi**, Beta Basım A.Ş., 3. bs., İstanbul, 2018, s.113.

$$y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + x'_{i,t}\beta + u_{i,t} \qquad (i = 1, \dots, N,\ t = 1, \dots, T\ için) \qquad (1.1)$$

şeklinde ifade edilebilmektedir. Burada $u_{i,t}$ hata bileşenleridir,

$$u_{i,t} = \mu_i + v_{i,t}$$

şeklinde ifade edilebilir. $y_{i,t}$, μ_i ve $v_{i,t}$ $NT \times 1$ boyutlu, sırasıyla bağımlı değişken, birim etki ve hata terimi vektörüdür. $y_{i,t-1}$, $NT \times 1$ boyutlu bağımlı değişkenin 1 dönem gecikmeli değeri ve $NT \times k$ boyutlu $x_{i,t}$ ise, diğer bağımsız değişkenler ve 1'ler vektörünü içeren matristir. Hata terimin iki öğesi için $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$ ve $v_{i,t} \sim IID(0, \sigma_v^2)$ varsayımları yapılmasının yanı sıra μ_i ve $v_{i,t}$'lerin korelasyonsuz oldukları varsayımı da yapılmaktadır. $y_{i,t}$, μ_i' nin bir fonksiyonu olduğundan $y_{i,t-1}$ de μ_i'nin doğrusal bir fonksiyonu olmakta dolayısıyla bağımlı değişkenin gecikmeli değeri ile birim etkiler ilişkili olmaktadır, $E(Y_{i,t-1}, \mu_i) \neq 0$ ilişkisinden dolayı dinamik modellerde içsellik problemi meydana gelmektedir.[2]

Madalla'nın da (1971) belirttiği gibi eğer birim etkiler ile açıklayıcı değişken(ler) ilişkili ise, ($E(\mu_i | X_{i,t}) \neq 0$) ***En Küçük Kareler (EKK)***, ***Tesadüfi Etkiler (RE)*** ve ***Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GEKK)*** tahmincileri sapmasız ve tutarlı değillerdir. Dinamik panel veri modelleri ***Havuzlanmış En Küçük Kareler (POLS)*** Yöntemi ile de tahmin edilebilmektedir. Dinamik modellerde yer alan bağımlı değişkenin gecikmeli değeri olan bağımsız değişken ile hata terimi arasındaki korelasyondan dolayı (birim etkinin olduğu ve olmadığı tüm durumlarda) POLS yönteminin temel varsayımlarından da olan katı dışsallık varsayımı bozulmaktadır. Bu durumda $u_{i,t}$ otokorelasyonsuz olsa bile, POLS yöntemi ile sapmalı ve tutarsız tahminler elde edilmektedir.

İçsellik problemin üstesinden gelebilmek için kullanılan geleneksel yöntem modelden birim etkileri elimine etmektir, birim etkileri modelden düşürmek için ise

[2] Badi H.Baltagi, **Econometric Analysis of Panel Data**, John Wıley & Sons, 4. bs., Chichester , 2008, s. 147.

genelde ***sabit etkiler tahmincisi*** kullanılmaktadır. Bir diğer yöntem ise, değişken(ler) yerine ***araç değişken (IV)*** kullanılmasıdır.[3]

Sabit etkiler tahmincisi grup için dönüşüm sonucunda μ_i'yi modelden düşürmektedir, fakat bu dönüşüm sonucunda $(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i.-1})$ ile $(v_{i,t} - \bar{v}_{i.})$ ilişkili olmaya devam edecektir. Ayrıca $N \to \infty$ ve T küçük iken modelin gölge değişkenli en küçük kareler ile tahmininde "***Nickell ya da dinamik panel sapması***" ile karşılaşılmaktadır. Dolayısıyla ***sabit etkiler tahmincisi (FE)*** sapmalı ve tutarsız sonuçlar verecektir.[4]

(1.1)'deki modelde birim etkileri modelden düşürmek için kullanabilecek başka bir dönüşüm de birinci farklar dönüşümüdür. Birinci farklar dönüşümü yardımıyla μ_i modelden elimine edilebilir, fakat burada da gecikmeli bağımlı değişken içseldir yani modelin bağımsız değişkeni olan $\Delta Y_{i,t}$ $(y_{i,t} - y_{i,t-1})$ değişkeni, hata terimi $\Delta v_{i,t}$ $(v_{i,t} - v_{i,t-1})$ ile ortogonal değildir, bu sebeple sapmalı tahminler elde edilmektedir. Bu nedenlerden dolayı birinci fark dönüşümü işlemi yapıldıktan sonra, gecikmeli bağımlı değişken ile hata terimi arasındaki korelasyonun araç değişkenler ile kontrol edilmesi önerilmektedir.[5]

1.1. Dinamik Panel Veri Modelleri İçin Tahmin Yöntemleri

Bu bölümde dinamik panel veri modellerin tahmini için önerilen tahmin yöntemleri tartışılacaktır.

1.1.1. Anderson ve Hsiao Tahmincisi

Dinamik panel veri modellerinin alt başlığında ifade edildiği gibi modelde yer alan gecikmeli bağımlı değişken(ler) ile hata terimi ilişkisinden dolayı dinamik

[3]Jerry A. Hausman, William E. Taylor, **"Panel Data and Unobservable Individual Effects"**, Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1981, C:49, N:6, s. 1377.
[4] Badi H.Baltagi, **a.g.e.**, 2008, s. 147.
[5] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **İleri Panel Veri Analizi**, **a.g.e.**, 2018, s. 124.

modellerin tahmininde **POLS** ve benzer şekilde ***En Çok Olabilirlik*** (**EÇO**) tahmincisi tutarlı bir tahminci olmamaktadır.

Anderson ve Hsiao ilk etapta dinamik panel veri modellerinin birinci farklarının alınmasını ikinci etapta ise hata terimi ile ilişkili olan bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin yerine araç değişken kullanarak dinamik panel veri modellerinin tahmin edilmesini önermiştir. Araç değişken yöntemi ile içsel yani hata terimleri ile ilişkili olan değişkenler yerine araç değişkenler kullanarak içsellik problemine çözüm getirilmektedir. Araç değişken seçimi konusunda çeşitli yaklaşımlar mevcuttur ve genel olarak seçilen araç değişkenler aşağıdaki şartları sağlamalıdır.[6]

I. Araç değişkenler hata terimleri ile korelasyonsuz olmalıdır.

II. Araç değişkenler yerine geçecekleri değişken ile yüksek derecede korelasyonlu olmalıdır.

İlk aşamada 1.1.'deki dinamik panel veri modelinde yer alan birim etkileri elimine etmek için modelin birinci farkı alınır,

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \delta\left(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}\right) + \beta\left(x_{i,t} - x_{i,t-1}\right) + \left(v_{i,t} - v_{i,t-1}\right) \qquad (1.2)$$

ya da:

$$\Delta y_{i,t} = \delta \Delta y_{i,t-1} + \beta \Delta x_{i,t} + v_{i,t} \qquad (1.3)$$

Görüldüğü gibi bu dönüşümle sabit parametre be birim etki modelden düşmektedir. Birinci farklar dönüşümden sonra içsel olan $\Delta y_{i,t-1}$ değişkeni yerine $y_{i,t-2}$ veya $\Delta y_{i,t-2} = (y_{i,t-2} - y_{i,t-3})$ araç değişken[7] olarak kullanılmakta ve bu modelin parametreleri $(\beta \; ve \; \delta)$ araç değişkenler kullanılarak tahmin edilmektedir. Zaman boyutu T veya birim boyutu N veya her ikisinin sonsuza gittiği ve başlangıç

[6] **A.e.**, s. 124.

[7] y_{it-2} ve $\Delta y_{i,t-2} = (y_{i,t-2} - y_{i,t-3})$, $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ ile korelasyonlu olup $\left(v_{it} - v_{i,t-1}\right)$ ile korelasyonsuzdur.

koşullarından bağımsız olduğu durumlarda araç değişkenler tahmincileri olan $\hat{\beta}_{IV}$ ve $\hat{\gamma}_{IV}$ tutarlı olacaklardır.[8]

Arellano ve Bond (1989) araç değişkenler için $y_{i,t-2}$ kullanımının $\Delta y_{i,t-2}$'den daha iyi sonuçlar verdiğini ispatlamıştır ayrıca $y_{i,t-2}$'nin kullanımında daha az gözlem kaybı olmaktadır.[9] δ ve β parametreleri araç değişken metodu ile aşağıdaki gibi tutarlı olarak tahmin edilmektedir, ilkinde araç değişken $\Delta y_{i,t-2}$ iken, ikincisinde $y_{i,t-2}$'dir:[10]

$$\begin{pmatrix}\hat{\delta}_{iv}\\ \hat{\beta}_{iv}\end{pmatrix} =$$

$$\left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=3}^{T}\begin{pmatrix}(y_{i,t-1}-y_{i,t-2})(y_{i,t-2}-y_{i,t-3}) & (y_{i,t-2}-y_{i,t-3})\,(x_{i,t}-x_{i,t-1})'\\ (x_{i,t}-x_{i,t-1})(y_{i,t-2}-y_{i,t-3}) & (x_{i,t}-x_{i,t-1})(x_{i,t}-x_{i,t-1})'\end{pmatrix}\right]^{-1}\times$$

$$\left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=3}^{T}\begin{pmatrix}(y_{i,t-2}-y_{i,t-3})\\ (x_{i,t}-x_{i,t-1})\end{pmatrix}(y_{i,t}-y_{i,t-1})\right] \qquad (1.4)$$

ve,

$$\begin{pmatrix}\tilde{\delta}_{iv}\\ \tilde{\beta}_{iv}\end{pmatrix} = \left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\begin{pmatrix}y_{i,t-2}(y_{i,t-1}-y_{i,t-2}) & y_{i,t-2}\,(x_{i,t}-x_{i,t-1})'\\ (x_{i,t}-x_{i,t-1})\,y_{i,t-2} & (x_{i,t}-x_{i,t-1})(x_{i,t}-x_{i,t-1})'\end{pmatrix}\right]^{-1}\times$$

$$\left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\begin{pmatrix}y_{i,t-2}\\ (x_{i,t}-x_{i,t-1})\end{pmatrix}(y_{i,t}-y_{i,t-1})\right] \qquad (1.5)$$

(1.5)'deki tahmincinin minimum zaman dilimi 2 olmasına karşın (1.4)'de 3'tür. Bundan dolayı (1.5)'deki tahminci daha avantajlıdır. Bunun yanı sıra (1.4) ve (1.5)'deki tahminciler arasındaki asıl seçim $(y_{i,t-1}-y_{i,t-2})$'nin $y_{i,t-2}$ ve $(y_{i,t-2}-y_{i,t-3})$ arasındaki korelasyonuna bağlıdır. Yukarıda da belirtildiği gibi Arellano ve Bond (1989) çalışmasında $\Delta y_{i,t-2}=(y_{i,t-2}-y_{i,t-3})$'nin daha iyi sonuçlar verdiğini ispatlamıştır.

---

[8] T.W. Anderson, Cheng Hsiao, **"Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data"**, Journal of Econometrics, 1982, C:18, s. 78.

[9] Manuel Arellano, **"A Note on the Anderson-Hsiao Estimator for Panel Data"**, Economics Letters, 1989, C:31, s. 340.

[10] Cheng Hsiao, **Analysis of Panel Data**, Cambridge University Press, 2. bs., İngiltere, 2003, s. 85.

İkinci aşamada ise δ ve β tahmini değerleri aşağıdaki eşitlikte δ ve β parametrelerin yerine yerleştirilmektedir:

$$\bar{y}_i - \delta\bar{y}_{i-1} - \beta'\bar{x}_i = \boldsymbol{\rho}' z_i + \mu_i + \bar{v}_{i,t} \qquad (i = 1, \dots, N\ için) \tag{1.6}$$

Burada $\bar{y}_i = \sum_{t=1}^{T} y_{i,t} \,/\, T$, $\bar{y}_{i-1} = \sum_{t=1}^{T} y_{i,t-1} \,/\, T$, $\bar{x}_i = \sum_{t=1}^{T} x_{i,t} \,/\, T$ ve $\bar{v}_t = \sum_{t=1}^{T} v_{i,t} \,/\, T$ dir. $\boldsymbol{\rho}$, EKK ile tahmin edilmektedir.

Üçüncü aşamada ise, σ_v^2 ve σ_μ^2 aşağıdaki gibi tahmin edilmektedir:

$$\hat{\sigma}_v^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\left[(y_{i,t}-y_{i,t-1}) - \hat{\delta}(y_{i,t-1}-y_{i,t-2}) - \hat{\beta}\prime\,(x_{i,t}-x_{i,t-1})\right]^2}{2N(T-1)} \tag{1.7}$$

$$\hat{\sigma}_\mu^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N}\left[\bar{y}_i - \hat{\delta}\bar{y}_{i-1} - \widehat{\rho'} z_i - \widehat{\beta\prime}\,\bar{x}_i\right]^2}{N} - \frac{1}{T}\,\hat{\sigma}_u^2 \tag{1.8}$$

β , δ ve σ_v^2 tahmincileri N veya T'nin veya her ikisinin sonsuza gittiği durumlarda tutarlıdırlar. ρ ve σ_μ^2 tahmincileri ise, sadece N'nin sonsuza doğru gittiği durumlarda tutarlı iken, N'in sabit ve T'nin sonsuza gittiği durumlarda tutarlı olmamaktadırlar.[11]

1.1.2. Arellano ve Bond Tahmincisi

Arellano ve Bond (1991), her bir dönem için mevcut olan gecikmeleri birinci farklar eşitliğinde araç değişkenler olarak kullanan Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM) tahmincisini önermiştir.[12] Dinamik bir panel veri modeli,[13]

$$y_{i,t} = \delta y_{i,(t-1)} + \mu_i + \nu_{i,t} \tag{1.9}$$

şeklinde ele alındığında. Zaman boyutu T'nin küçük ve birim boyutu N'nin büyük olduğu durumlarda kullanımı uygundur. $\nu_{i,t}$'nin sınırlı momentlere sahip olduğu varsayılmaktadır. Özellikle $t \neq s$ için $E(\nu_{i,t}) = E(\nu_{i,t}\nu_{i,s}) = 0$'dir, bu varsayım otokorelasyonun olmadığını ifade etmekte, fakat zaman boyunca bağımsızlılığı

[11] **A.e.**

[12] Javier Alvarez, Manuel Arellano, **"The Time Series and Cross-Section Asymptotics of Dynamic Panel Data Estimators"**, Econometrica, 2003, C:71, N:4 (2003), s. 1122.

[13] Manuel Arellano, Stephen Bond, **"Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations"**, The Review of Economic Studies, 1991, C:58, No:2, s. 278.

gerektirmemektedir. Bu varsayımlar ile y'nin iki ve daha fazla gecikmeli değerleri birinci farklar modelinde geçerli araç değişkenlerdir. $T \geq 3$ için bu model $m = \frac{(T-2)(T-1)}{2}$ aşağıdaki doğrusal moment koşullarını ifade etmektedir;[14]

$$E\left[\left(\bar{y}_{i,t} - \delta\bar{y}_{i,t-1}\right)y_{i,(t-j)}\right] = 0 \qquad (j = 2, \dots, (t-1); t = 3, \dots, T) \tag{1.10}$$

burada $\bar{y}_{i,t} = y_{i,t} - y_{i,t-1}$'dir. Buradaki moment koşullarına dayanarak N sonsuza doğru giderken ve sonlu T için δ'nin optimal tahmincisi elde edilmeye çalışılmaktadır.

(1.10)'deki moment koşulları $E(z_i'\bar{v}_i) = 0$ olarak vektör formatında yazılabilmektedir. Burada $\bar{v}_i = \left(\bar{v}_{i,3} \dots \bar{v}_{i,T}\right)$ ve Z_i, $(T-2) \times m$ boyutunda blok diyagonal matristir. GMM Tahmincisi $\hat{\delta}$, örnek momentlere dayalıdır $N^{-1}\sum_{i=1}^{N} Z_i'\bar{v}_i = N^{-1}Z'\bar{v}$. Burada $\bar{v} = \bar{y} - \delta\bar{y}_{-1} = (\bar{v}_1', \dots, \bar{v}_N')' \quad N(T-2) \times 1$ boyutlu bir vektördür ve $Z = (z_1', \dots, z_N')' \quad N(T-2) \times m$ boyutunda bir matristir[15].

$$\bar{\delta} = argmin_{\delta}(\bar{v}'Z)A_N(Z'\bar{v}') = \frac{\bar{y}'_{-1}ZA_NZ'\bar{y}}{\bar{y}'_{-1}ZA_NZ'\bar{y}_{-1}} \tag{1.11}$$

Tek aşamalı tahminci $\hat{\delta}_1$ $A_N = (N^{-1}\sum_i Z_i'HZ_i)^{-1}$'den hareketle elde edilmektedir, burada H iki ana diyagonale sahip $(T-2)$ boyutlu bir kare matristir.

$$\text{avar}\,(\hat{\delta}) = N\frac{\bar{y}'_{-1}ZA_N\hat{V}_NA_NZ'\bar{y}_{-1}}{(\bar{y}'_{-1}ZA_NZ'\bar{y}_{-1})^2}$$

A_N için optimal seçenek, iki aşamalı tahminci $\hat{\delta}_2$'yi üreten $\hat{V}^{-1}{}_N$'dir. (Hansen (1982)).

$\bar{v}_{i,t}$ hem birimler hem de zaman boyunca bağımsız ve homoskedastik ise $\hat{\delta}_1$ ve $\hat{\delta}_2$ asimptotik olarak eşit olmaktadır.

Aşağıdaki gibi dinamik bir panel veri modeli ele alındığında:[16]

$$y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + u_{i,t} \qquad (i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T\ için)$$

$$u_{i,t} = \mu_i + v_{i,t}$$

[14] **A.e.**, s. 279.
[15] **A.e.**
[16] Badi H.Baltagi, **a.g.e.**, 2008, s. 149.

$\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$ ve $v_{i,t} \sim IID(0, \sigma_v^2)$ birbirleri ve kendileri arasında bağımsızdırlar ve δ'nın tutarlı tahminini elde etmek için T'nin sabit ve N'nin sonsuza doğru gitmesi gerekmektedir. Birim etkiyi ortadan kaldırmak için birinci farkları alındığında,

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \delta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (v_{i,t} - v_{i,t-1}) \quad (1.12)$$

burada $(v_{i,t} - v_{i,t-1})$ MA(1) birim köklüdür.

t=3 için,

$$y_{i,3} - y_{i,2} = \delta(y_{i,2} - y_{i,1}) + (v_{i,3} - v_{i,2}) \quad (1.13)$$

iken $y_{i,1}$ geçerli araç değişkendir. $(v_{i,3} - v_{i,2})$ otokorelasyonlu olmadığı müddetçe $y_{i,1}$, $(y_{i,2} - y_{i,1})$ ile yüksek dereceden korelasyonlu olup $(v_{i,3} - v_{i,2})$ ile korelasyonsuzdur.

t=4 için ise,

$$y_{i,4} - y_{i,3} = \delta(y_{i,3} - y_{i,2}) + (v_{i,4} - v_{i,3}) \quad (1.14)$$

$y_{i,2}$' nin yanında $y_{i,1}$'de $(y_{i,3} - y_{i,2})$ için geçerli araç değişkenlerdir, çünkü $y_{i,2}$ ve $y_{i,1}$ $(v_{i,4} - v_{i,3})$ ile korelasyonlu değildir.

Gelecek her period için ekstra geçerli bir araç değişken eklendiğinde T dönemi için araç değişkenler aşağıdaki gibi oluşmaktadır:[17]

$$y_{i,T} - y_{i,T-1} = \delta(y_{i,T-1} - y_{i,T-2}) + (v_{i,T} - v_{i,T-1}) \quad (1.15)$$

$(y_{i,1}, y_{i,2}, \dots, y_{i,T-2})$

Bu araç değişken süreci (1.12)' deki hata terimleri farkını hesaba katmamaktadır.[18] Aslında,

$$E(\Delta v_i \Delta v'_i) = \sigma_v^2 G \quad (1.16)$$

[17] Andreas Behr, **"A Comparison of Dynamic Panel Data Estimators: Monte Carlo Evidence and an Application to the Investment Function"**, Discussion Paper, 2003, s. 11.
[18] Badi H.Baltagi, **a.g.e.**, 2008, s. 149.

burada $\Delta v'_i = (v_{i,3} - v_{i,2}, \ldots, v_{i,T} - v_{i,T-1})$'dir ve $(T-2) \times (T-2)$ boyutlu toeplitz matrisi aşağıdaki gibidir:

$$G = \begin{pmatrix} 2 & -1 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 2 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 2 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & -1 & 2 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & -1 & 2 \end{pmatrix} \quad (1.17)$$

Δv_i MA(1) birim köklüdür.

$$W_i = \begin{pmatrix} [y_{i,1}] & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & [y_{i,1}, y_{i,2}] & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & & [y_{i,1}, \ldots, y_{i,T-2}] \end{pmatrix} \quad (1.18)$$

Araç değişkenler matrisi $W = [W'_1, \ldots, W'_N]'$ şeklinde ifade edildiğinde moment denklemi yukarıdaki gibi ifade edilip $E(W'_i \Delta v_i) = 0$ şeklindedir.

(1.12)'deki fark denklemi ile vektör formdaki W' çarpıldığında aşağıdaki eşitlik elde edilmektedir:[19]

$$W'\Delta y = W'(\Delta y_{-1})\delta + W'\Delta v \quad (1.19)$$

(1.19)'deki denkleme GEKK uygulandığında Arellano ve Bond'un (1991) tek aşamalı tutarlı tahmincisi aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$\hat{\delta}_1 = [(\Delta y_{-1})'W(W'(I_N \otimes G)W)^{-1}W'(\Delta y_{-1})]^{-1} \times [(\Delta y_{-1})'W(W'(I_N \otimes G)W)^{-1}W'(\Delta y)] \quad (1.20)$$

$N \to \infty \; ve \; sabit \; T$ için Hansen (1982) $\hat{\delta}_1$'in GMM tahmincisini elde etmek için aşağıdaki eşitlik hariç (1.20)'deki aynı moment kısıtlamalarını kullanmıştır:

[19] **A.e.**, s. 150.

$$W'(I_N \otimes G)W = \sum_{i=1}^{N} W'_i G W_i \quad (1.21)$$

(1.21)'deki eşitlik şöyle de yazılabilir,

$$V_N = \sum_{i=1}^{N} W'_i (\Delta v_i)(\Delta v_i)' W_i$$

buradaki GMM tahmincisi v_i ve μ_i'nin dağılımları veya başlangıç koşulları ile ilgili ek bir bilgiye gereksinim duymamaktadır. Bu tahminciyi elde etmek için Δv, ilk tutarlı tahminci $\hat{\delta}_1$'den elde edilen fark kalıntılar ile değiştirilmektedir. Dolayısıyla iki aşamalı Arellano ve Bond (1991) GMM tahmincisi,[20]

$$\hat{\delta}_2 = \left[(\Delta y_{-1})' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y_{-1})\right]^{-1} \times \left[(\Delta y_{-1})' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y)\right] \quad (1.22)$$

şeklinde elde edilmektedir tutarlı asimptotik $var(\hat{\delta}_2)$'nin tahmincisi ise,

$$\widehat{var}(\hat{\delta}_2) = \left[(\Delta y_{-1})' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y_{-1})\right]^{-1}$$

şeklinde tahmin edilir. v_{it} $IID(0, \sigma_v^2)$ ise, $\hat{\delta}_1$ ve $\hat{\delta}_2$ asimptotik olarak eşit olacaklardır.

1.1.3. Arellano ve Bover Tahmincisi

Bir önceki bölümde bahsedildiği gibi Arellano ve Bond (1995) dinamik panel veri modellerinde araç değişkenlerin etkinliğini artırmak için GMM tahmincisini geliştirmiştir. Fakat Arellano ve Bond birinci farklar GMM tahmincisinin performansı otoregresif parametre sayısı çok fazla ya da birim etkinin varyansının artık hatanın varyansına oranı çok yüksek ise $\left(\sigma_\mu^2 / \sigma_v^2\right)$ zayıf kalmaktadır[21]. Bunlara ek olarak dengesiz panel verilerde ya da zaman boyutu T küçükken, birinci fark dönüşümü sürecinde fazla sayıda veri kaybına neden olmaktadır. Veri kaybını azaltmak için birinci fark dönüşümü yerine "ileri ortogonal sapmalar" ya da "ortogonal sapmalar" dönüşümü önerilmiştir. Arellano ve Bover (1995), dinamik panel veri modellerinin

[20] **A.e.**
[21] Richard Blundell, Stephen Bond, **" GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions "**, Econometric Reviews, 2000, C:19, N:3, s. 325.

tahmini için "ortogonal sapmalar"'dan hareketle, araç değişkenlerin etkin tahmincisini önermişlerdir. Aşağıdaki ***statik panel veri*** modeli ele alındığında,[22]

$$y_{i,t} = \beta' x_{i,t} + \gamma' f_i + u_{i,t}, \qquad (i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \text{ için}) \tag{1.23}$$
$$u_{i,t} = \mu_{i,t} + v_{i,t}$$

burada $E(v_{i,t}|x_{i,1}, \dots, x_{i,T}, f_i, \mu_i) = 0$'dir dolayısıyla $x_{i,t}$ ve f_i değişkenlerin katı dışsal oldukları varsayılmıştır. Bu varsayımla β tanımlanabilmektedir.[23] γ'nin tanımlanabilmesi için aşağıdaki ilave varsayıma da gerek duyulmaktadır:

$$E(\mu_i |\, x_{1,i1}, \dots, x_{1,iT}, f_{1,i}) = 0 \tag{1.24}$$

Zaman boyutu T'nin küçük ve birim boyutu N'in büyük olduğu durumda $x_{it} = \left(x'_{1,it}, x'_{2,it}\right)'$ ve $f_i = \left(f'_{1,i}, f'_{2,i}\right)'$ dir. Bu model sabit ve tesadüfi etkiler tahmincileri arasında bir ara durum olarak kabul edilebilmektedir.

(1.23)'deki eşitliği vektör formatında,[24]

$$y_i = W_i \delta + u_i \tag{1.25}$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada $y_i = (y_{i1,\dots,} y_{iT})'$, $u_i = (u_{i1,\dots,} u_{iT})'$, $\delta = (\beta', \gamma')'$, $W_i = [X_i | \iota f'_i]$, $X_i = (x_{i1,\dots,} x_{iT})'$'dir ve ι, Tx1 boyutunda birim vektörüdür.[25]

Hata teriminin w_i'ye koşullu varyansı,

$$E(u_i u'_i | w_i) = E(v_i v'_i | w_i) + E(\mu_i^2 | w_i)\, u' = \Omega(w_i).$$

Burada iki durum söz konusu olabilir:

<u>Durum1</u>: *Sabit kısıtsız Ω, $v_{i.t}$ yapısındaki otokorelasyon ve tesadüfi zaman serileri için heteroskedasite olasılığına izin vermektedir.*

[22] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **İleri Panel Veri Analizi** , **a.g.e.**, 2018, s. 136.
[23] Manuel Arellano, Olympia Bover, **"Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models",** Journal of Econometrics, 1995, C:68, s. 31.
[24] **A.e**., s. 32.
[25] **A.e.**

Durum2: *Hata terimi bileşimi* $\Omega = \sigma^2 I_T + \sigma_\mu^2 u'$ *şeklindedir.*

T eşitlilikli sistem tekil olmayan $T \times T$ dönüşüm matrisi kullanılarak dönüştürülmektedir;[26]

$$H=\begin{bmatrix} K \\ T^{-1}\iota' \end{bmatrix}$$

burada K, $K\iota = 0$ olacak şekilde $(T-1)$ ranklı herhangi bir $(T-1) \times T$ boyutlu matrisidir. Örneğin K, birinci fark operatörü veya grup içi operatörün ilk (T-1) satırı olabilir. Dönüştürülmüş kalıntı,

$$u_i^+ = H_{u_i=} \begin{bmatrix} K_{u_i} \\ \overline{u_\iota} \end{bmatrix}$$

şeklindedir. Bu tür dönüşüm grup içi ve gruplar arası bileşenleri ayrıştırmakta ve modelde ortogonal kısıtlamaları uygulamak için yardımcı olmaktadır.

Hausman ve Taylor'ın (1981) çalışmasında $X = [X_1, X_2]$ ve $Z = [Z_1, Z_2]$'dir, burada X_1 ve Z_1 sırasıyla $NTxk_1$ ve Nxg_1 boyutlu dışsal değişkenlerdir, X_2 ve Z_2 sırasıyla $NTxk_2$ ve Nxg_2 boyutlu birim etki ile korelasyonlu değişkenlerdir. Bu durumda m_i , X_1 ve Z_1 değişkenlerini içermektedir.[27]

Bu bilgilerden hareketle tam dönüştürülmüş sistem için geçerli araç değişken matrisi,[28]

$$Z_i = \begin{bmatrix} w_i' & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \vdots & & w_i' \\ 0 & \cdots & \mathrm{m}_i' \end{bmatrix}$$

şeklinde ifade edilebilmektedir. Burada moment eşitliklerinden yararlanarak δ'nin optimal GMM tahmincisi sabit Ω ile yazabilmektedir.

---

[26] **A.e.**
[27] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **İleri Panel Veri Analizi**, **a.g.e.**, 2018, s. 137.
[28] Manuel Arellano, Olympia Bover, 1995, **a.g.e.**, s. 33.

Moment denklemi,

$$E(Z_i' H u_i) = 0$$

şeklinde iken (1.25)'deki eşitliğin $Z'\bar{H}$ ile önden çarpılması ile aşağıdaki eşitlik elde edilmektedir:[29]

$$Z'\bar{H}Y = Z'\bar{H}W\mu + Z'\bar{H}u \tag{1.26}$$

(1.26)'daki eşitliğin genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmesi neticesinde Arellano ve Bover'un (1995) tahmincisi elde edilmektedir,

$$\hat{\delta} = [W'\bar{H}'Z(Z'\bar{H}\bar{\Omega}\bar{H}'Z)^{-1}Z'\bar{H}W]^{-1}W'\bar{H}'Z(Z'\bar{H}\bar{\Omega}\bar{H}'Z)^{-1}Z'\bar{H}y \tag{1.27}$$

burada $W = (W'_1 \dots W'_N)'$, $y = (y'_1 \dots y'_N)'$, $Z = (Z'_1 \dots Z'_N)'$, $\bar{H} = I_N \otimes H$ ve $\bar{\Omega} = I_N \otimes \Omega$ eşitlikleri vardır.

Uygulamada dönüştürülmüş sistemin varyans kovaryans matrisi $\widehat{\Omega}^+ = H\Omega H'$ yerine, tutarlı olan bir tahmincisi kullanılmaktadır,

$$\widehat{\Omega}^+ = \frac{\sum_{i=1}^{N} \hat{u}_i^+ \hat{u}_i^{+\prime}}{N} \tag{1.28}$$

burada $\hat{u}_i^+$, tutarlı başlangıç tahmininden elde edilen kalıntılardır.

Etkinliğin daha fazla olması için Chamberlain (1982) veya Hansen'in (1982) GMM tipi tahmincileri kullanılabilmektedir. (1.27)'deki eşitlikte yer alan $(\sum_i Z'_i \widehat{\Omega}^+ Z_i)$ yerine $(\sum_i Z'_i \hat{u}_i^+ \hat{u}_i^{+\prime} Z_i)$ kullanılmaktadır.[30] Alternatif olarak kısıtlı tahmin $\widehat{\Omega}^+ = H\,\widehat{\Omega}H'$, $\widehat{\Omega} = \hat{\sigma}^2 I_T + \hat{\sigma}^2{}_\mu u'$ ile beraber ele alınabilmektedir, burada $\hat{\sigma}^2$ ve $\hat{\sigma}^2{}_\mu$ sırasıyla σ^2 ve $\sigma^2{}_\mu$'nin tutarlı tahminleridir.

Hausman ve Taylor'ın (1981) tahmincisinde $\hat{\delta}$ için $\widehat{\Omega}^+$ ve $m_i = (f'_{1i}, \bar{x}'_{1i})'$ kullanılırken, Amemiya ve MaCurdy (1986) tahmincisinde $\widehat{\Omega}^+$ ve $m_i = (f'_{1i}, x'_{1i1} \dots x'_{1iT})'$ kullanılmaktadır.[31]

[29] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **İleri Panel Veri Analizi**, **a.g.e.**, 2018, s. 138.
[30] Badi H.Baltagi, **a.g.e.**, 2008, s. 157.
[31] Manuel Arellano, Olympia Bover, 1995, s. 33.

Bhargava ve Sargan (1983) ve Breusch, Mizon ve Schmidt (1989) x_{2it} ve μ_i arasındaki korelasyonun zaman boyunca sabit olduğu durumlarda ek moment kısıtlarından yararlanmışlardır. Bu durumda, zaman ortalamalarından sapmalar $\check{x}_{2,it} = x_{2,it} - \bar{x}_{2,i}$ son denklemin dönüştürülmüş sistemi için geçerli araçlardır. (1.24)'deki varsayım daha güçlü olarak ele alındığında,

$$E\left(\mu_i | x_{1,i}, f_{1,i}, \check{x}_{2,i}\right) = 0 \tag{1.29}$$

$$m_i = (f'_{1,i}, x'_{1,i1} \dots x'_{1,iT}, \check{x}'_{2,i2} \dots \check{x}'_{2,iT})' \tag{1.30}$$

şeklindedir ve $\widetilde{\Omega}^{+}$kullanılarak, Breusch, Mizon ve Schmidt'nin δ tahmincisi elde edilmektedir. Ayrıca eğer tüm değişkenler birim etkiler ile korelasyonsuz ise, $m_i = w_i$ oluşturulabilmektedir. Bu durumda $\widetilde{\Omega}^{+}$ kullanılarak $\hat{\delta}$, Balestra ve Nerlove'nın (1996) GEKK tahmincisini vermektedir. Diğer taraftan eğer tüm değişkenler birim etkiler ile korelasyonlu ise düzey denklemi düşmekte, y'nin katsayıları tanımlanamamakta ve β'nın tahmini $Z_{di} = I_{(T-1)} \otimes w'_i$ ile $E(Z'_{di} K u_i) = 0$'e dayanmaktadır.[32]

$K\Omega\mathrm{K}' = \sigma^2 KK'$ den dolayı kısıtlı Ω durumda ve $\overline{K} = I_N \otimes K$, $X = (X'_1 \dots X'_N)'$ ve $Z_d = (Z'_{d1} \dots Z'_{dN})'$ iken β'nın tahmini aşağıdaki gibi elde edilmektedir,

$$\hat{\beta} = [X'\overline{K}'Z_d(Z'_d\overline{K}\overline{K}'Z_d)^{-1}Z'_d\overline{K}X]^{-1}X'\overline{K}'Z_d(Z'_d\overline{K}\overline{K}'Z_d)^{-1}Z'_d\overline{K}y \tag{1.31}$$

$\hat{\delta}$, K'nın dönüşümünde değişmezdir. θ'nın en iyi tahmincisi $E[\xi_i(\theta)] = 0$'ın minimize edilmesine dayanmaktadır.

$$s = (\textstyle\sum_i \xi_i)'\hat{A}^{-1}(\sum_i \xi_i) \tag{1.32}$$

Burada $\hat{A}$, $E(\xi_i \xi'_i)$ nin tutarlı bir tahmincisidir. F tekil olmayan bir dönüşüm matrisi ise $\xi^*_i = F\xi_i$'dir burada, ξ^*_i'nin minimize edilmesi ile θ'nın optimal tahmincisi elde edilmektedir,

$$s^* = \left(\textstyle\sum_i \xi^*_i\right)'\hat{A}^{*-1}\left(\sum_i \xi^*_i\right) \tag{1.33}$$

[32] **A.e.**, s. 34.

$A^* = F\hat{A}F'$ ve $s = s^*$ koşuluyla ξ_i'den elde edilen tahminciye eşittir. Bu durumda,[33]

$$\xi_i = Z'_i H u_i = \begin{bmatrix} K u_i \otimes w_i \\ \bar{u}_i m_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} K \otimes I_{p_1} & 0 \\ 0 & T^{-1}\iota' \otimes I_{p_2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} vec(u_i w'_i) \\ vec(u_i m'_i) \end{bmatrix} \quad (1.34)$$

Burada p_1 ve p_2 sırasıyla w_i ve m_i'nin eleman sayılarıdır ve vec ise matrisin satır elemanlarıdır.

$H^* = (K^{*\prime} k^* \iota')'$ dönüşümü kullanıldığı durumda. $K^* = \phi K$ ve $k^* = \varphi T^{-1}$ iken,

$\xi^*_i = Z'_i H^* u_i = F\xi_i$ yazılabilmektedir. Burada,

$$F = \begin{bmatrix} \phi \otimes I_{p_1} & 0 \\ 0 & \varphi I_{p_2} \end{bmatrix}$$

şeklindedir. Bu şekilde Hausman ve Taylor, Amemiya ve MaCurdy, Breusch, Mizon ve Schmidt gibi tahminciler, $\Omega^{-1/2}$ için uygun dönüşümünü belirtmeye gerek kalmaksızın ve tutarsızlıklardan kaçınmak için araçlar matrisini değiştirmeksizin Ω için çeşitli spesifikasyonlarla bu tahminciler kolayca elde edebilmektedir .

Eğer Ω^+, $\widehat{\Omega}^+$ olarak tahmin edilirse (1.27)'deki eşitlik aşağıdaki gibi yazılabilmektedir,[34]

$$\hat{\delta} = [\textstyle\sum_i W'_i \varrho W_i + \tilde{\theta}^2 T \sum_i \bar{w}_i m'_i (\sum_i m_i m'_i)^{-1} \sum_i m_i \bar{w}'_i]^{-1} \times [\sum_i W'_i \varrho y_i + \tilde{\theta}^2 T \sum_i \bar{w}_i m'_i (\sum_i m_i m'_i)^{-1} \sum_i m_i \bar{y}'_i]^{-1}$$ [35] (1.35)

burada ϱ grup içi operatörüdür,

$$\varrho = I_T - u'/T = K'(KK')^{-1}K \quad (1.36)$$

ve,

$$\bar{w}_i = W'_{i1} / T, \ \tilde{\theta}^2 = \tilde{\sigma}^2 / (\tilde{\sigma}^2 + T\tilde{\sigma}_\eta^2) \quad (1.37)$$

[33] **A.e.**
[34] **A.e.**, s. 35.

eşitlikleri vardır. (1.27)'deki formülün avantajı, $\widehat{\Omega}^{+}$ yerine Hausman ve Taylor, Amemiya ve MaCurdy veya Breusch, Mizon ve Schmidt tahmincileri elde edilir ve bu tahminciler $E(v_i v'_i) = \sigma^2 I_T$ olduğu zaman (1.24)'deki varsayım altında asimptotik olarak etkin ve $E(v_i v'_i) \neq \sigma^2 I_T$ olduğu zaman ise daha etkindir.

Şimdiye kadar yapılan açıklamalar statik model içindi (1.23)'deki modelin sağ tarafına bağımlı değişkenin bir dönem gecikmeli değeri eklendiğinde aşağıdaki gibi dinamik bir model elde edilmektedir,[36]

$$y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + \beta' x_{i,t} + \gamma' f_i + u_{i,t} \qquad u_{i,t} = \mu_i + v_{i,t} \tag{1.38}$$

$$E\left(v_{i,t} | x_{i,0}, \dots, x_{i,T}, f_i, \mu_i\right) = 0$$

$t = 0$ varsayımları altında ve $y_{i,(-1)} = \left(y_{i,0,\dots,} y_{i,(T-1)}\right)'$ ile (1.25)'deki δ ve W_i'ler sırasıyla $W_i = [y_{i-1}, X_i, \iota f'_i]$ $\delta = (\alpha, \beta', \gamma')'$, şeklinde yeniden tanımlandığında (1.27)'de verilen δ'nin GMM tahmincisi bu model için de tutarlı olmaya devam etmektedir. $w_i = [x'_{i0}, \dots, x_{iT}, Z'_i]'$ eşitliğini sağlamak için buradaki araç değişkenler matrisi olan Z_i statik modeldeki gibidir.[37]

KX_i'nin satırı m_i'nin doğrusal kombinasyonudur. Bunun anlamı, aynı araç setinin tüm eşitlikler için geçerli olduğudur ve tahminci değiştirilmeden $Z_\iota = I_T \otimes m'_i$ kullanılabilmektedir. Bunun sonucu olarak dönüşüm gerekmemektedir ve tüm eşitlikler için araç vektörü olarak m_i kullanılarak tahminci orijinal denklemler sistemine ***Üç Aşamalı En küçük Kareler*** (**3EKK**) uygulanarak elde edilebilmektedir:[38]

$$\hat{\delta} = \left[\sum_i (W_i \otimes m_i)' (\widehat{\Omega} \otimes \sum_i m_i m'_i)^{-1} \sum_i (W_i \otimes m_i)\right]^{-1} \sum_i (W_i \otimes m_i)' \times \left(\widehat{\Omega} \otimes \sum_i m_i m'_i\right)^{-1} \sum_i (y_i \otimes m_i) \tag{1.39}$$

Birim etkilerin varlığı önemli olmaksızın, $v_{i.t}$'de kısıtsız otokorelasyonun var olduğu varsayılmaktadır ve bu katsayı $y_{i,t-1}$'nin içsel bir değişken olduğunu ifade

[36] **A.e.**, s. 38.
[37] **A.e.**, s. 39.
[38] Badi H.Baltagi, **a.g.e.**, 2008, s. 157.

etmektedir. Eğer $v_{i.t}$ otokorelasyonlu değilse, önceki koşullara ek olarak K matrisin dönüşümü üst üçgenel olması koşuluyla, ilave ortogonallik kısıtlamaları (1.38)'nin tahminine kolayca dahil edilebilmektedir. Bu durumda, $(y_{i,0}, y_{i,1}, \dots, y_{i,t-1})$'yi bu eşitlik için geçerli araç değişkenler yapmak amacıyla t dönemi için eşitlikteki dönüştürülmüş hata, μ_i ve $(v_{i,1}, \dots, v_{i,t-1})$'den bağımsızdır. Böylece araç değişkenler matrisi Z aşağıdaki gibi elde edilmektedir.[39]

$$Z_i = \begin{bmatrix} w_i' y_{i0} & \cdots & 0 \\ \vdots & w_i' y_{i0} y_{i1} & \vdots \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \vdots & w_i' y_{i0} \cdots y_{i(T-2)} & \\ 0 & \cdots \cdots \cdots & m_i' \end{bmatrix} \quad (1.40)$$

Genel olarak ifade etmek gerekirse iki sistemli bir eşitlik kurulmakta ve bir sistem olarak tahmin edilmektedir. Bu nedenle tahminci "***Sistem GMM***" olarak bilinmektedir.[40]

1.1.4. Blundell- Bond Sistem GMM Tahmincisi

Blundell ve Bond (1998), zaman boyutu T'nin küçük olduğu durumda ($N > T$) dinamik panel veri modellerinin etkin tahmincisini elde etmek için ekstra moment koşulunun önemi vurgulamışlardır.

Otoregresif dağıtılmış gecikmeli bir panel veri modeli,[41]

$$y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + \beta'_1 x_{i,t} + \beta'_2 x_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \text{ için}) \quad (1.41)$$

şeklinde ifade edildiğinde $(u_{i,t})$ hata bileşenleri:

$$u_{i,t} = \mu_i + v_{i,t} \quad (1.42)$$

[39] Manuel Arellano, Olympia Bover, 1995, **a.g.e.**, s. 40.
[40] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **İleri Panel Veri Analizi**, **a.g.e.**, 2018, s. 138.
[41] Richard Blundell, Stephen Bond, **"Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models"**, Journal of Econometrics, 1998, C:87, s. 117.

Zaman boyutu T'nin sabit ve birim boyutu N'nin büyük olduğu durumlarında ve $|\delta| < 1$'nın olduğu varsayılmaktaydı.

Blundell ve Bond (1998) dinamik panel veri modellerinde zaman boyutu T'nin küçük olduğu durumlarda tahmincilerin etkinliğini oluşturan başlangıç koşullarını tekrar ele almıştır. Gözlenemeyen birim etkilerle Otoregresif bir AR(1) model,[42]

$$y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + \mu_i + v_{i,t} \quad (i = 1, \dots, N,\ t = 2, \dots, T \text{ için}) \tag{1.43}$$

şeklinde iken,

$$i = 1, \dots, N,\ t = 2, \dots, T \text{ için } E(\mu_i) = 0, E(v_{i,t}) = 0,\ E(v_{i,t}\mu_i) = 0 \tag{1.44}$$

ve,

$$i = 1, \dots, N\ \forall t \neq s \text{ için } E(v_{i,t}v_{i,s}) = 0 \tag{1.45}$$

varsayımları yapılmaktadır.

Bunlara ilave olarak $y_{i,1}$ başlangıç koşulları için standart bir varsayım vardır ve aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

$$E(y_{i,1}v_{i,t}) = 0 \quad (i = 1, \dots, N,\ t = 2, \dots, T \text{ için}) \tag{1.46}$$

(1.44), (1.45) ve (1.46) koşulları $T \geq 3$ olduğunda, δ'yı tahmin etmek için yeterli moment kısıtlarıdır. $E(u_{i,t}\Delta y_{i,t-1}) = 0$ ve $E(u_{i,3}\Delta y_{i,2}) = 0$ moment koşulları kullanılarak hesaplanan GMM tahmincileri, tüm (T-2) birinci fark eşitliğine ve t=3,…,T için (T-2) düzey eşitliğine bağlıdır.

Sistem için araç değişkenler matrisi aşağıdaki gibi yazılabilmektedir:[43]

[42] **A.e.**

[43] Stephen R Bond, Anke Hoeffler, Jonathan Temple , **"Gmm Estimation of Empirical Growth Models"**, Discussion Paper Series, 2001, N:3048, s. 8.

$$\mathbf{Z}^{+}_{i} = \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_i & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i2} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i3} & \ldots & 0 \\ . & . & . & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \ldots & \Delta y_{i,T-1} \end{bmatrix} \tag{1.47}$$

(1.47)'deki $\mathbf{Z}_i$,

$$Z_i = \begin{bmatrix} y_1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & y_1 & y_2 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ . & . & . & \ldots & . & \ldots & . \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & y_1 & \cdots & y_{T-2} \end{bmatrix}$$

şeklinde ifade edilmektedir.

Tek aşamalı sistem GMM tahmincisi,[44]

$$\hat{\delta}_1 = \left[\overline{y}'_{-1} \mathrm{ZWZ}\overline{\mathrm{y}}_{-1} \right]^{-1} \times \overline{y}'_{-1} \mathrm{WZ}\overline{\mathrm{y}}$$

şeklinde tahmin edilmektedir. Buradaki tahminci (1.51) deki ile aynıdır. Burada $\mathrm{W} = Z\left(I_N \otimes H_s\right), H_s = \begin{pmatrix} H_d & 0 \\ 0 & \mathrm{I}_{T-2} \end{pmatrix}$ ve H_d, (T-2) boyutlu kare matristir.

İki aşamalı sistem GMM tahmincisi ise, ilk aşamada kullanılan ağırlık matrisi $\left(\mathrm{W}\right)$ yerine, $\mathrm{W} = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} Z' \hat{\overline{u}}_1 \, \hat{\overline{u}}'_1 Z' \right)^{-1}$ kullanılarak elde edilmektedir. Burada $\hat{\overline{u}}_1$ ilk aşamadaki kalıntılarını ifade etmektedir.

Blundell ve Bond (1998), $\delta \to 1$ ve $(\sigma_\mu^2 \,/\, \sigma_v^2)$ oranı artarken sistem GMM tahmincisinin birinci farklar GMM tahmincisine göre daha etkin olduğu göstermişlerdir.

[44] Almila Hacıoğlu, **A COMPARISON OF GMM ESTIMATORS FOR LINEAR DYNAMIC PANEL MODELS**, Master Thesis, Dokuz Eylül Üniversitesi,2017, s.21.

1.1.5. Birinci Farklar Yöntemine Dayanan Tahminciler için Moment ve Başlangıç Koşulları

1.1.5.1. Standard Moment Koşulları (SMC)

Başlangıç koşullarını oluşturan süreçle ilgili herhangi bir ilave kısıtlamanın olmaması durumunda, otoregresif hata bileşenleri modeli (1.43)-(1.46), δ parametresinde doğrusal olan aşağıdaki $m = 0.5(T-1)(T-2)$ ortogonal koşulları ifade etmektedir,[45]

$$E(y_{i,t-s}\Delta v_{i,t}) = 0 \quad (t = 3, \dots, T \quad s \geq 2 \text{ için}) \tag{1.48}$$

burada, $\Delta v_{i,t} = v_{i,t} - v_{i,t-1}$'dir.

(1.48)'daki moment kısıtlamaları aşağıdaki gibi de ifade edilebilmektedir,

$$E(\boldsymbol{Z'_i}\bar{\boldsymbol{u}}_{\boldsymbol{i}}) = 0 \tag{1.49}$$

burada $\boldsymbol{Z_i}$ aşağıdaki gibi $(T-2) \times m$ boyutlu bir matrisidir,

$$Z_i = \begin{bmatrix} y_1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & y_1 & y_2 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ . & . & . & \cdots & . & \cdots & . \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & y_1 & \cdots & y_{T-2} \end{bmatrix} \tag{1.50}$$

$\bar{\boldsymbol{u}}_{\boldsymbol{i}}$, $(T-2)$ boyutlu $(\Delta v_{i,3}, \Delta v_{i,4}, \dots, \Delta v_{i,T})'$ şeklinde bir vektörüdür.

Genelleştirilmiş momentler metot tahmincisi buradaki moment koşullarının $\boldsymbol{A_N}$ için $(\bar{\boldsymbol{u}}'\boldsymbol{Z}\boldsymbol{A_N}\boldsymbol{Z}'\bar{\boldsymbol{u}})'$'nin minimize edilmesine dayanmaktadır. Burada $\boldsymbol{Z'}$, $m \times N(T-2)$ boyutlu $(\boldsymbol{Z'_1}, \boldsymbol{Z'_2}, \dots, \boldsymbol{Z'_N})$ ve $\bar{\boldsymbol{u}}'$, $N(T-2)$ boyutlu $(\bar{\boldsymbol{u}}'_{\boldsymbol{1}}, \bar{\boldsymbol{u}}'_{\boldsymbol{2}}, \dots, \bar{\boldsymbol{u}}'_{\boldsymbol{N}})$ matrislerdir.

δ'nin GMM tahmincisi,[46]

$$\hat{\delta}_{dif} = \left(\bar{\boldsymbol{y}}'_{\boldsymbol{-1}}\boldsymbol{Z}\boldsymbol{A_N}\boldsymbol{Z}'\bar{\boldsymbol{y}}_{\boldsymbol{-1}}\right)^{\boldsymbol{-1}} \bar{\boldsymbol{y}}'_{\boldsymbol{-1}}\boldsymbol{Z}\boldsymbol{A_N}\boldsymbol{Z}'\bar{\boldsymbol{y}} \tag{1.51}$$

[45] Stephen R Bond, Anke Hoeffler, Jonathan Temple, **a.g.e.**, 2001, s. 118.
[46] **A.e.**, s. 119.

şeklinde tahmin edilmektedir. Burada $\bar{\boldsymbol{y}}'_{\boldsymbol{i}}$, $(T-2)$ boyutlu $(\Delta y_{i3}, \Delta y_{i4}, \dots, \Delta y_{iT})$ vektörüdür; $\bar{\boldsymbol{y}}'_{\boldsymbol{i-1}}$, $(T-2)$ boyutlu $(\Delta y_{i2}, \Delta y_{i3}, \dots, \Delta y_{iT-1})$ vektörüdür. $\bar{\boldsymbol{y}}$ ve $\bar{\boldsymbol{y}}_{-1}$, $\bar{\boldsymbol{u}}$ ile aynı şekilde ifade edilmektedir. Alternatif $\boldsymbol{A_N}$ tartıları, (1.48) eşitliğindeki moment koşullarına bağlı olarak GMM tahmincileri oluşmaktadır. Tahmincilerin hepsi büyük N ve sabit T için tutarlıdırlar, fakat asimptotik etkinlikleri farklıdırlar. Genel olarak,[47]

$$\boldsymbol{A_N} = \left(\boldsymbol{N^{-1}} \sum_{\boldsymbol{i=1}}^{\boldsymbol{N}} \boldsymbol{Z'}_{\boldsymbol{i}} \widehat{\boldsymbol{u}_{\boldsymbol{i}}} \widehat{\boldsymbol{u'}_{\boldsymbol{i}}} \boldsymbol{Z_i}\right)^{\boldsymbol{-1}} \tag{1.52}$$

optimal tartılar olarak kabul edilmektedir. Burada başlangıç $\widehat{\boldsymbol{u}_{\boldsymbol{i}}}$ tutarlı tahmincinin kalıntılarıdır.[48]

1.1.5.2. Ahn ve Schmidt Moment Koşulları

Dinamik bir panel modeli aşağıdaki gibi ele alındığında,

$$y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + u_{i,t}, \qquad (i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \text{ için}) \tag{1.53}$$
$$u_{i,t} = \mu_i + v_{i,t}$$

y`nin ilk gözlem değeri $y_{i,0}$ olmak üzere (1.53) eşitliği,[49]

$$y_i = \delta y_{i-1} + u_i \tag{1.54}$$

şeklinde yazılabilmektedir. Burada $y'_i = (y_{i,1}, \dots, y_{i,T})$'dir ve y_{i-1} ve u_i aynı şekilde tanımlanmaktadır. (1.53)'deki modelde görüldüğü gibi gecikmeli bağımlı değişkenin dışında herhangi bir açıklayıcı değişken yer almamaktadır. μ_i ve $v_{i,t}$'nin tüm i ve t'ler

---

[47] **A.e.**

[48] Arellano ve Bover (1991) $\boldsymbol{A_N} = \left(\boldsymbol{N^{-1}} \sum_{\boldsymbol{i=1}}^{\boldsymbol{N}} \boldsymbol{Z'}_{\boldsymbol{i}} \boldsymbol{H} \boldsymbol{Z_i}\right)^{\boldsymbol{-1}}$ eşitliğini önermiştir. Burada **H,**

$$H = \begin{pmatrix} 2 & -1 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 2 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 2 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & -1 & 2 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & -1 & 2 \end{pmatrix}$$

şeklinde $(T-2) \times (T-2)$ matrisidir. Bu modelde $v_{i,t}$ IID olduğu zaman bir ve iki aşamalı tahminciler asimptotik olarak eşit olacaklardır.

[49] Seung C. Ahn, Peter Schmidt, **"Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data"**, Journal of Econometrics, 1995, C:68, s. 7.

için sıfır ortalamaya sahip olduğu ve tüm değişkenlerin birimler boyunca bağımsız olduğu varsayılmaktadır.

Aşağıda ***standart varsayımlar*** yer almaktadır,[50]

(SA.1) Tüm i ve tüm t'ler için $v_{i,t}$ ile y_{i0} korelasyonsuzdur.

(SA.2) Tüm i ve tüm t'ler için $v_{i,t}$ ile μ_i korelasyonsuzdur.

(SA.3) Tüm i'ler için, $v_{i,t}$ karşılıklı korelasyonsuzdur.

Ahn ve Schmidt'in (1995), ilk değer y_{i0} için yaptığı varsayımlar literatürde diğer araştırmacılar tarafından y_{i0} için yapılan varsayımlardan daha zayıftır. (Örneğin, Bhargava ve Sargan (1983), Hsiao (1986) ve Blundell ve Smith (1991) ilk değer y_{i0} için daha güçlü varsayımlar yapmışlardır). Standart varsayımlar altında, aşağıdaki ***moment koşulları*** elde edilmektedir,

$$E(y_{i,s}\Delta u_{i,t}) = 0 \qquad (t = 2, \dots, T, s = 0, \dots, t-2 \text{ için}) \tag{1.55}$$

burada, $T(T-1)\,/\,2$ koşullu vardır. Burada kullanılan moment koşulları Arellano ve Bond (1991) tarafından kullanılan moment koşulları ile aynıdır, fakat Ahn ve Schmidt (1.55)'deki $T-2$ ekstra moment koşullarının kullanılmadığını belirtmiştir.[51] $T-2$ ekstra moment koşulu aşağıdaki gibi gösterilmektedir,[52]

$$E(u_{i,T}\Delta u_{i,t}) = 0 \qquad (t = 2, \dots, T-1 \text{ için}) \tag{1.56}$$

Böylece (1.55)-(1.56)'de verilen koşullar $T(T-1)/2 + (T-2)$ moment koşullarından oluşmakta ve $v_{i,t}$'nin karşılıklı korelasyonsuz ve μ_i ile $y_{i,0}$'nin korelasyonsuz olduğu varsayımlarını da içermektedir. μ_i veya $v_{i,t}$ tek tek gözlemlenemez olmasına rağmen $u_{it} = \mu_i + v_{i,t}$ gözlemlenebilmektedir[53]. u_{it} için standart varsayımlar özet olarak aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir;

[50] **A.e.**
[51] Badi H.Baltagi, **a.g.e.**, 2008, s. 158.
[52] Ahn ve Schmidt, 1995, **a.g.e.**, s. 8.
[53] **A.e.**

– $E(y_{i,0}u_{i,t})$ tüm t'ler için aynıdır (1.57)

– $E(u_{i,s}u_{i,t})$ tüm $t \neq s$'ler için aynıdır (1.58)

Bu koşulların (1.55) – (1.56) koşullarıyla eşdeğer olduğu kolayca gösterilebilmektedir. (1.55) ile (1.56)'in (1.57) – (1.58)'ye göre avantajı, sadece doğrusal moment koşullarının sayısının maksimize edilmesidir. Standart varsayımların ifade ettiği kısıtlamalar matris formatında aşağıdaki gibi de gösterilebilmektedir. Yapılan bu varsayımlar için kovaryans matrisi $\sum$:[54]

$$\sum = \text{cov}\begin{bmatrix} v_{i1} \\ v_{i2} \\ \vdots \\ v_{iT} \\ y_{i0} \\ \mu_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1T} & \sigma_{10} & \sigma_{1\mu} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2T} & \sigma_{20} & \sigma_{2\mu} \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots \\ \sigma_{T1} & \sigma_{T2} & \cdots & \sigma_{TT} & \sigma_{T0} & \sigma_{T\mu} \\ \sigma_{01} & \sigma_{02} & \cdots & \sigma_{0T} & \sigma_{00} & \sigma_{0\mu} \\ \sigma_{\mu 1} & \sigma_{\mu 2} & \cdots & \sigma_{\mu T} & \sigma_{\mu 0} & \sigma_{\mu\mu} \end{bmatrix} \quad (1.59)$$

şeklindedir. Burada μ_i ve $v_{i,t}$ ayrı ayrı gözlenemediğinden gözlemlenebilir kovaryans matrisi Λ aşağıdaki gibi yazılabilir:[55]

$$\Lambda = \text{cov}\begin{bmatrix} \mu_i + v_{i1} \\ \mu_i + v_{i2} \\ \vdots \\ \mu_i + v_{iT} \\ y_{i0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \cdots & \lambda_{1T} & \lambda_{10} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \cdots & \lambda_{2T} & \lambda_{20} \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ \lambda_{T1} & \lambda_{T2} & \cdots & \lambda_{TT} & \lambda_{T0} \\ \lambda_{01} & \lambda_{02} & \cdots & \lambda_{0T} & \lambda_{00} \end{bmatrix} \quad (1.60)$$

$$= \begin{bmatrix} (\sigma_{\mu\mu} + \sigma_{11} + 2\sigma_{\mu 1}) & (\sigma_{\mu\mu} + \sigma_{12} + \sigma_{\mu 1} + \sigma_{\mu 2}) & \cdots & (\sigma_{\mu\mu} + \sigma_{1T} + \sigma_{\mu 1} + \sigma_{\mu T}) & (\sigma_{0\mu} + \sigma_{01}) \\ (\sigma_{\mu\mu} + \sigma_{12} + \sigma_{\mu 1} + \sigma_{\mu 2}) & (\sigma_{\mu\mu} + \sigma_{22} + 2\sigma_{\mu 2}) & \cdots & (\sigma_{\mu\mu} + \sigma_{2T} + \sigma_{\mu 2} + \sigma_{\mu T}) & (\sigma_{0\mu} + \sigma_{02}) \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ (\sigma_{\mu\mu} + \sigma_{1T} + \sigma_{\mu 1} + \sigma_{\mu T}) & (\sigma_{\mu\mu} + \sigma_{2T} + \sigma_{\mu 2} + \sigma_{\mu T}) & \cdots & (\sigma_{\mu\mu} + \sigma_{TT} + 2\sigma_{\mu T}) & (\sigma_{0\mu} + \sigma_{0T}) \\ (\sigma_{0\mu} + \sigma_{01}) & (\sigma_{0\mu} + \sigma_{02}) & \cdots & (\sigma_{0\mu} + \sigma_{0T}) & \sigma_{00} \end{bmatrix}$$

[54] **A.e.**
[55] **A.e.**

Standart varsayımlar altında, tüm t'ler için ve $t \neq s$ olmak üzere, $\sigma_{\mu t} = 0$, $\sigma_{0t} = 0$ ve $\sigma_{ts} = 0$'dir. Bu eşitliklerle Λ aşağıdaki gibi sadeleştirilebilir,

$$\Lambda = \begin{bmatrix} (\sigma_{\mu\mu} + \sigma_{11}) & \sigma_{\mu\mu} & \cdots & \sigma_{\mu\mu} & \sigma_{0\mu} \\ \sigma_{\mu\mu} & (\sigma_{\mu\mu} + \sigma_{22}) & \cdots & \sigma_{\mu\mu} & \sigma_{0\mu} \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ \sigma_{\mu\mu} & \sigma_{\mu\mu} & \cdots & (\sigma_{\mu\mu} + \sigma_{TT}) & \sigma_{0\mu} \\ \sigma_{0\mu} & \sigma_{0\mu} & & \sigma_{0\mu} & \sigma_{00} \end{bmatrix} \quad (1.61)$$

burada $t = 1, \ldots, T$ için $\lambda_{0,t} = E(y_{i,0}u_{i,t})$ ile $T-1$ ve t , $s = 1, \ldots, T$ ve $t \neq s$ için $\lambda_{t,s} = E(u_{i,s}u_{i,t})$ ile $[T(T-1)/2] - 1$ kısıtlamaları vardır. Bu kısıtların ilavesi ise kısıt sayısı $T(T-1)/2 + (T-2)$ olarak elde edilir.[56] Bu ekstra moment koşullarının kullanımını görmek amacıyla, (1.53)'deki model farkı alınmış şekilde aşağıdaki gibi yazılırsa:

$$\Delta y_{i,t} = \delta \Delta y_{i,t-1} + \Delta u_{i,t} \qquad (t = 2,3, \ldots, T \text{ için}) \quad (1.62)$$

$$y_{i,T} = \delta y_{i,T-1} + u_{i,T} \quad (1.63)$$

Araç değişkenler tahmincisi (1.62)'deki birinci farklar denklemine üç aşamalı en küçük kareler uygulanarak elde edilen tahmin ile aynıdır, burada araç değişken seti $t = 1$ için $y_{i,0}$, $t = 2$ için $(y_{i,0}, y_{i,1})$ $t = 3, \ldots$, için $(y_{i,0}, \ldots, y_{i,T-2})$ t=T'dir. (1.63)'deki düzey eşitliği için gözlenebilir araçlar türetmek zordur, fakat bu eşitliğin tahmini kovaryans kısıtlamalarından ($u_{i,T}$ ile $\Delta u_{i,t}$ korelasyonsuzdur, $t = 2 \ldots, T-1$) dolayı hala kullanışlıdır. (1.62)'deki denklemde de ekstra moment koşulları vardır, örneğin Δu_4 ile Δu_2 korelasyonsuzdur. Buradaki ekstra kovaryans kısıtlamaları tahminde ilave fayda sağlamamasına rağmen, (1.56)'deki kovaryans kısıtlamaları hariç, (1.55)'deki temel moment koşulları tarafından ifade edilebilmektedir. [57]

(1.56), (1.57) ve (1.58)'deki moment koşulları standart varsayımlardan daha zayıf moment koşullarına ihtiyaç duymaktadır.

[56] Badi H.Baltagi, **a.g.e.**, 2008, s. 145.
[57] Ahn ve Schmidt, 1995, **a.g.e.**, s. 9.

Modifiye edilmiş varsayımlar seti aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:[58]

(MA.1) Tüm i'ler ve t'ler için, $cov(v_{i,t}, y_{i0})$ aynıdır.

(MA.2) Tüm i'ler ve tüm t'ler için, $cov(v_{i,t}, \mu_i)$ aynıdır.

(MA.3) Tüm i'ler ve tüm $t \neq s$'ler için , $cov(v_{i,t}, v_{i,s})$ aynıdır.

Standart varsayımlarda sıfır kovaryans varsayımı iken, halde modifiye edilmiş varsayımlarda eşit kovaryans varsayımı yapılmaktadır. Bununla birlikte standart varsayımlar tarafından ifade edilen moment koşulları, modifiye varsayımlar tarafından da ifade edilmektedir. Böylece $cov(v_{i,t}, \mu_i)$'nin t'lere göre sabit olup olmadığı test edilebilmekte, fakat sıfır olup olmadığı test edilememektedir. Benzer şekilde $cov(v_{i,t}, y_{i0})$'ın sabitliği test edebilmekte, fakat sıfır olup olmadığı test edilememektedir.[59]

1.1.5.3. Doğrusal Olmayan Moment Koşulları

Bazı araştırmacılar etkinliği arttırmak için (1.44)-(1.46)'daki moment koşullarına ilave olarak T-3 doğrusal olmayan moment koşulların kullanılmasını önermişlerdir:[60]

$$E\left(u_{i,t}\Delta u_{i,t-1}\right) = 0 \qquad (t = 4,5,\dots,T \text{ için}) \tag{1.64}$$

Bu koşullar $v_{i,t}$'de otokorelasyonun olmaması ile doğrudan ilişkilidir ve homoskedasiteye gerek duyulmamaktadır. $E\left({v_{i,t}}^2\right) = \sigma_i^2$ (t=2,…,T için) varsayımı altında, Ahn ve Schmidt (1995) ilave doğrusal olmayan moment koşullarının varlığını göstermektedir,

$$E\left(\bar{u}_i \Delta u_{i,3}\right) = 0 \tag{1.65}$$

burada $\bar{u}_i = \frac{1}{T-1}\sum_{t=2}^{T} u_{i,t}$'dir.

[58] **A.e.**
[59] **A.e.**
[60] Richard Blundell, Stephen Bond, 1998, **a.g.e.**, s. 123.

Ahn ve Schmidt (1995), δ 1'e yakınlaştığı zaman ve/veya $\sigma_\mu^2 / \sigma_v^2$ oranı yüksek ise doğrusal olmayan momentlerin geçerli olduklarını doğrulamışlardır.

1.1.5.4. Başlangıç Koşulları

(1.64)'deki doğrusal olmayan moment kısıtlamaları, aşağıdaki gibi ilave T-3 doğrusal moment koşullarını da doğurmaktadır,[61]

$$E\left(u_{i,t}\Delta y_{i,t-1}\right) = 0 \qquad (t = 4,5,\dots,T \text{ için}) \tag{1.66}$$

Düzey eşitlikleri için gecikmeli farkların mümkün araçlar olarak kullanılması Arellano ve Bover (1995) tarafından önerilmişti. (1.66)'deki eşitliğin (1.64)'daki eşitlikten farkı çok açıktır. $\Delta y_{i,2}$ gözlendiği için, ekstra bir kısıtlama mevcuttur:

$$E\left(u_{i,3}\Delta y_{i,2}\right) = 0 \tag{1.67}$$

Ayrıca dikkat edilmesi gereken nokta ilave moment koşulların geçerliliğinin $y_{i,1}$ üreten başlangıç koşulları üzerindeki kısıtlamaların geçerliliğine bağlıdır. (1.67)'deki koşulun iki önemli çıkarımı bulunmaktadır. Bunlardan ***İlki*** t=2,…,T için (1.67)'deki eşitlik ile (1.43)-(1.46)'deki eşitliklerin birleşimi (1.66)'deki doğrusal moment kısıtlamalarının geçerliliğini ifade etmektedir. **İkincisi** ise, (1.66) ve (1.67)'deki eşitliklerin bileşiminin (1.64)'deki doğrusal olmayan kısıtlamaları ifade etmektedir.

δ, 1'e yakınlaştığı veya $\sigma_\mu^2 / \sigma_v^2$ oranı yükseldiği zaman (1.66) ve (1.67)'deki moment koşulların hala geçerli olduğunu göstermek için, T=3 durumunu tekrar ele alınmaktadır.[62]

$$y_{i,3} = \delta y_{i,2} + \left(\mu_i + v_{i,3}\right) \tag{1.68}$$

burada mevcut araç değişken $\Delta y_{i,2}$'dir ve eşitliğin indirgenmiş formu aşağıdaki gibidir,

$$y_{i,2} = \pi \Delta y_{i,2} + r_i \tag{1.69}$$

[61] **A.e.**, s. 124.
[62] **A.e.**, s. 125.

bu durumda $plim\ \hat{\pi}$ şöyle elde edilmektedir:[63]

$$p\lim\ \hat{\pi} = \frac{1}{2}\left(\frac{1-\delta}{1-\delta^2}\right) \tag{1.70}$$

$\hat{\delta}_{dif}$'de olduğu gibi, düzey eşitliğinden elde edilen GMM tahmincinin performansının $\delta \to 1$ iken kötüleştiği görülebilmektedir. Buna rağmen, bu moment koşulları $|\delta| < 1$ için $\hat{\delta}_{dif}$ tahmincisinin aksine geçerli olmaktadır.

1.1.6. Varsayımdan Sapmalar ve Karşılaşılan Problemler

1.1.6.1. Heteroskedasite Problemi

Dinamik panel veri modelinde heteroskedasite görülebilmektedir. Bu da etkin tahminciler elde edilmesini engellemektedir. Ahn ve Schmidt (1995), $v_{i,t}$'nin zaman boyunca homoskedastik olduğu durumda ilave moment koşullarının varlığından bahsetmiştir.

$$E\left(v_{i,t}{}^2\right) = \sigma_i^2 \qquad \text{(t=2,…,T için)} \tag{1.71}$$

Moment koşulları,

$$E\left(y_{i,t-2}\Delta v_{i,t-1} - y_{i,t-1}\Delta v_{i,t}\right) = 0 \quad \text{(t=4,…,T için)} \tag{1.72}$$

iken T-3 adet ortogonal kısıtlamaları ifade etmekte ve araç değişkenler matrisine $(\boldsymbol{Z_i})$ ilave T-3 kadar sütün eklenmesine izin vermektedir.[64]

1.1.6.2. Otokorelasyon Problemi

GMM tahmincilerin etkinliği için gerekli koşullardan bir tanesi de modelde ikinci mertebeden otokorelasyonun olmamasıdır. Burada yapısı gereği otoregresif modelde birinci mertebeden otokorelasyonun var olması beklenen bir durumdur,

---

[63] **A.e.**

[64] $$Z'_{Hi} = \begin{pmatrix} y_2 & -y_3 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & y_3 & -y_4 & \cdots & 0 & 0 \\ . & . & . & \cdots & . & . \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & y_{T-2} & -y_{T-1} \end{pmatrix}$$

bununla birlikte ikinci mertebeden otokorelasyonun olmaması önem arz etmektedir. Otokorelasyon konusu, testlerle birlikte daha sonra tekrar ele alınacaktır.

1.1.6.3. İçsellik ve Zayıf Araçlar Problemi

Dinamik panel veri modellerinde gecikmeli bağımlı değişkenden kaynaklı içsellik problemi araç değişken kullanımı ile kontrol edilmektedir. Arellano ve Bond'un standart ilk farklar GMM tahmincisinde kullanılan araçlar,[65]

1. δ değerinin 1'e yaklaşması,
2. $\sigma_\mu^2 \,/\, \sigma_v^2$ oranının artması,
3. Dengesiz panel verilerle çalışılması ya da T'nin küçük olması

gibi nedenlerden dolayı geçerli olmayabilmektedirler. [66]

T=3 için, $\hat{\delta}$'yi tam tanımlamak için (1.48)'daki moment koşulları tek ortogonale düşürülmektedir. (1.51) eşitliğindeki momentler metot tahmincisi $\hat{\delta}_{dif}$, indirgenmiş form eşitliği ile basit araç değişken ile;

$$\Delta y_{i,2} = \pi y_{i,1} + r_i \quad \text{(i=1,…,N için)} \tag{1.73}$$

Yeterince büyük δ veya μ_i varyansı için, indirgenmiş form katsayısı π'ın en küçük kareler tahmini tesadüfi olarak sıfıra yakın çıkabilir. Bu durumda araç değişken $y_{i,1}$, $\Delta y_{i,2}$ ile zayıf korelasyonlu olur. (1.43)'deki model aşağıdaki gibi ifade edildiğinde:[67]

$$\Delta y_{i,2} = (\delta - 1) y_{i,1} + \eta_i + v_{i,2} \quad (i = 1, \dots, N \text{ için}) \tag{1.74}$$

$E(y_{i,1}\mu_i) > 0$ beklenildiği için $(\alpha - 1)$'ın EKK tahmincisi genelde yukarı doğru sapmalı olacaktır. Durağanlık varsayımı altında, $\sigma_\mu^2 = var(\mu_i)$ ve $\sigma_v^2 = var(v_{it})$ olmak üzere,

---

[65] Richard Blundell, Stephen Bond, 1998, **a.g.e.**, s. 120.
[66] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **İleri Panel Veri Analizi**, **a.g.e.**, 2018, s. 138-139.
[67] Richard Blundell, Stephen Bond, 1998, **a.g.e.**, s. 120.

$$plim\ \hat{\pi} = (\delta - 1)\frac{k}{(\sigma_{\mu}^2/\sigma_v^2)+k} \tag{1.75}$$

şeklinde tahmin edilmektedir, burada $k = \frac{(1-\delta)^2}{(1-\delta^2)}$ eşitliği vardır.

$\delta \to 1$ veya $\left(\sigma_{\mu}^2/\sigma_v^2\right) \to \infty$ iken $plim\ \hat{\pi} \to 0$'dır.

Nelson ve Startz (1990) ve Straiger ve Stock (1997) konsantrasyon parametresini kullanarak zayıf araçlar problemini karakterize etmişlerdir. Araç değişkenler regresyonun ilk aşaması için F istatistiği bir serbestlik dereceli merkezi olmayan Ki-Kare'ye yakınsamaktadır. Bu durumda konsantrasyon parametresi merkezi olmayan parametresine karşılık gelmektedir. Bunun sonucunda τ sıfıra yaklaştığı zaman araç değişkenler kötü performans göstermektedir. Durağanlık varsayımı altında, AR modelinin parametreleri açısından τ aşağıdaki gibi karakterize edilebilmektedir,[68]

$$\tau = \frac{\left(\sigma_v^2 k\right)^2}{\sigma_{\mu}^2 + \sigma_v^2 k} \tag{1.76}$$

burada $k = \frac{\left(1-\delta\right)^2}{1-\delta^2}$ 'dir. $\delta \to 1$ iken AR(1) spesifikasyonundaki $\hat{\delta}_{dif}$ tahmincisinin performansı kötüleşirken, σ_v^2 değerin azalmasının yanı sıra σ_{μ}^2 değerinin de artması $\hat{\delta}_{dif}$'nin performansını kötüleştirmektedir. δ, 1'e yakınlaştığı zaman veya $\sigma_{\mu}^2\ /\ \sigma_v^2$ oranı yüksek ise ilave moment koşulları önemli olacaklardır.

1.1.7. Keane ve Runkle Yöntemi

Aşağıdaki gibi bir panel veri modeli ele alındığında,[69]

$Y_{i,t} = X_{i,t}\beta + u_{i,t}$ (i=1,2,…,N , t=1,2,…,T için) (1.77)

burada içsel değişkenler yerine, önceden belirlenmiş fakat katı dışsal olmayan $Z_{i,t}$ araç değişkenleri kullanılmaktadır.

---

[68] **A.e.**, s. 121.

[69] Michael P. Keane, David E. Runkle, **"On the Estimation of Panel-Data Models with Serial Correlation When Instruments Are Not Strictly Exogenous "**, Journal of Business and Economic Statistics, 1992, C:10, No:1, s. 3.

$$E\left(u_{i,t}|Z_{i,s}\right) = 0 \qquad (\text{tüm } s \leq t\text{'ler için}) \tag{1.78}$$

fakat,

$$E(u_{it}|Z_{is}) \neq 0 \quad (\text{tüm } s > t\text{'ler için}) \tag{1.79}$$

dir. (1.77)'deki hata terimleri araç değişkenler ile ilişkisiz ise eşitlik ***İki Aşamalı En Küçük Kareler*** (**2SLS**) Yöntemi ile tahmini yapılabilmektedir. Fakat ilişki varsa ya da otokorelasyon olması durumda $\Omega_{TS} = \left(I_N \otimes \sum_{TS}\right) = E\left(uu'\right)$[70] diyagonal olamayacağından İki Aşamalı En Küçük Kareler tahmincisi etkin olmayacaktır.

Keane ve Runkle eğer (1.77)'deki araç değişkenler katı dışsallıktan ziyade önceden belirlenmiş ise yeni GEKK tahmincisini önermiştir, (1.77)'deki hata terimlerinin otokorelasyonlu olması durumunda En Küçük Karelere göre daha etkin olacaktır. Bu tahmin metodunda, verideki genel otokorelasyon yapısı elimine edilmektedir.

İlk aşamada $\sum_{TS}^{-1}$'nin tutarlı tahmini elde edilmektedir ve bu Cholesky ayrıştırmasına denktir ($\hat{P}_{TS}$). Daha sonra (1.77)'deki model $\hat{Q}_{TS} = (I_N \otimes \hat{P}_{TS})$ ile önden çarpılmakta ve orjinal araçlar kullanılarak, model En Küçük Kareler yöntemi ile tahmin edilmektedir[71]. Keane ve Runkle'nın yeni tahmincisi olan $\hat{\beta}_{KR}$ aşağıdaki gibidir:[72]

$$\hat{\beta}_{KR} = (X'\hat{Q}_{TS}^{'}Z(Z'Z)^{-1}Z'\hat{Q}_{TS}X)^{-1} \times X'\hat{Q}_{TS}^{'}Z(Z'Z)^{-1}\hat{Q}_{TS}Y \tag{1.80}$$

Bu yeni tahminci, Hayashi ve Sims'in (1983) zaman serisi modelleri ile ilgili görüşlerinin panel verilere uygulanması ile elde edilmiştir. Hayashi ve Sims (1983), eğer bir zaman serisi eşitliği otokorelasyona ve önceden belirlenmiş araçlara sahipse buradaki otokorelasyonun dönüşümler ile elimine edilebileceğini ifade etmişlerdir. Bu dönüşüm t dönemi için dönüştürülmüş bağımlı değişkeni, t ve daha sonraki dönemler

[70] TS = Two Stages (İki Aşamalı)
[71] Badi H.Baltagi, **a.g.e.**, 2008, s. 162.
[72] Michael P. Keane, David E. Runkle, 1992, **a.g.e.**, s. 4.

için orjinal bağımlı değişkenin değerlerinin doğrusal bir kombinasyonuna dönüştürmektedir.

Arellano ve Bover (1990), önceden belirlenmiş fakat katı dışsal olmayan araçlar modellerinde ileriye yönelik ortalama[73] alınma önerisinde bu düşünceler neden olmuştur. $\hat{Q}_{TS}$ ile önden çarpılmasına rağmen Keane ve Runkle'ın önerdiği yöntem tüm otokorelasyon formlarını elimine etmemekte; böylece ileri filtreleme daha genel uygulanabilirliğe sahip olmaktadır.[74]

Zaman serisi modellerinde $\widehat{\Omega}$'deki eleman sayısı gözlem sayısından daha fazla olmasına rağmen panel veri modellerinde, Ω_{TS}'deki eleman sayısı $[T(T+1)/2]$ genellikle gözlem sayısından daha küçüktür, böylece $\widehat{\Omega}_{TS}$ doğrudan tahmin edilebilmektedir, $\hat{\Sigma}_{TS}$ 'nin tutarlı tahmini,

$$\hat{\Sigma}_{TS} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\hat{U}_{TS}^{i}\hat{U}_{TS}^{i'} \tag{1.81}$$

şeklinde elde edilirken, Ω_{TS}'nin tutarlı tahmincisi ise $\widehat{\Omega}_{TS} = (I_N \otimes \widehat{\sum}_{TS})$ gibi elde edilmektedir. Burada $\widehat{U}^{i}{}_{TS}$, 2SLS eşitliğinde yer alan birimlerin kalıntılardır.

Keane ve Runkle'ın GEKK tahmincisi ile Hausman ve Taylor (1981), Amemiya ve MaCurdy (1986) ve Breusch (1989) tarafından önerilen tahminciler arasındaki temel fark $\hat{Q}_{TS}$ oluşturmak için kullanılan $\hat{P}_{TS}$'dir. İsmi sayılan araştırmacılar $Y_{i,t} = X_{i,t}\beta + \mu_i + v_{i,t}$ eşitliğini, $\sum_{TS}^{-1/2}$ ile önden çarpmaktadırlar. Burada,

$$\sum_{TS}^{-1/2} = Q_{v} + \delta P_v$$

$$\delta^2 = \sigma_v^2 / (\sigma_v^2 + T\sigma_\mu^2)$$

burada,

[73] ***İleriye yönelik ortalama***, sadece mevcut ve gelecek değerlerin üzerinden alınan ortalamalardır.
[74] Michael P. Keane, David E. Runkle, 1992, **a.g.e.**, s. 4.

$$P_v \equiv v(v'v)^{-1}v'$$

$$Q_v \equiv I - P_v$$

eşitlikleri vardır. Eğer araçlar önceden belirlenmiş ve katı dışsal değilse, bu yazarlar tarafından önerilen tahminciler kullanıldığında parametreler tutarsız olarak tahmin edilir, çünkü dönüştürülmüş denklem orijinal denklemin ortogonal koşullarını ihlal etmektedir[75].

Birinci fark hata terimi MA(1) tipi birim kök ile otokorelasyonlu olduğu için birinci fark modeline Keane Runkle süreci uygulanarak etkinlik kazanılabilmektedir. Özet olarak ***ilk etapta***, birinci fark 2SLS yönteminden tahmin edilen kalıntılardan $\widehat{\sum}_{FD}$ elde edilmekte ve sonra $\hat{Q}_{FD} = (\mathrm{I}_N \otimes \hat{P}_{FD})$ elde edilmektedir. ***İkinci etapta ise***, orijinal araçlar kullanılarak 2SLS yöntemi ile dönüştürülmüş model tahmin edilmektedir[76].

1.1.8. Dinamik Panel Veri Modellerinde Testler

Dinamik panel veri modellerinin tahmininde kullanılan yöntemler için bazı koşulların sağlanması gerekmektedir. Bu koşulların gerçekleşip gerçekleşmediği test edilmelidir. Bu bölümde içsellik testleri, otokorelasyon testleri ve aşırı tanımlama kısıtlarının testleri ele alınacaktır.

1.1.8.1. İçsellik Testleri

İçsellliği test etmek için literatürde Durbin (1954), Wu (1973) ve Hausman (1978) testleri en çok kullanılan testlerdendir. Aşağıdaki ekonometrik model ele alındığında,

$$y = X\beta + u \tag{1.82}$$

dışsallık,

[75] **A.e.**
[76] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **İleri Panel Veri Analizi**, **a.g.e.**, 2018, s. 145.

$$E(u|X) = 0 \text{ (veya büyük örneklerde) } p\lim \frac{1}{T} X'u = 0 \quad (1.83)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Ayrıca,

$$V(u / \mathrm{X}) = \sigma^2 I \quad (1.84)$$

dir. (1.83)'deki eşitlikler ortogonallik varsayımı olarak adlandırılmakta ve bunun ihlali sapmalı tahminlere sebebiyet vermektedir, (1.84)'deki sabit varyans varsayımın ihlali ise etkinliğin kaybedilmesine neden olmaktadır.[77]

Panel veri modelleri ile çalışılırken bağımsız değişkenler artık hata ile korelasyonsuz olsa bile μ_i ile korelasyonlu olabilmekte ve bu da içsellik problemine sebep olabilmektedir. (1.83)'deki varsayımın bozulduğu yani içsellik problemi olduğu zaman (1.82)'de verilen modelde içsel değişken yerine uygun araç değişkenler kullanılarak 2SLS yöntemi ile tahmin edilmektedir. (1.82)'deki model için Durbin-Wu-Hausman (DWH) testi $\hat{\beta}_{2EKK} - \hat{\beta}_{EKK}$ farkına dayanmaktadır. Eğer tüm x'ler dışsal ise (ayrıca z dışsalsa), 2SLS ile EKK sadece örneklem hatasında farklılık göstermektedir. Böyle bir farklılığı belirlemek için, $\sqrt{N}(\hat{\beta}_{2EKK} - \hat{\beta}_{EKK})$'in asimptotik varyansını hesaplamak gerekmektedir,

$$\mathrm{Avar}\left[\sqrt{N}(\hat{\beta}_{2EKK} - \hat{\beta}_{EKK})\right] = \sigma^2\left[E(\mathrm{x}^{*\prime}\,\mathrm{x}^{*})\right]^{-1} - \sigma^2\left[E(\mathrm{x}'\mathrm{x})\right]^{-1} \quad (1.85)$$

burada x^{*}'ler, x'lerin araç değişkenlerle dönüştürülmüş halidir. (1.85) eşitliği asimptotik varyanslar arasındaki farkı ifade etmektedir.

Durbin-Wu-Hausman istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır;[78]

$$\mathrm{H}: (\hat{\beta}_{2AEKK} - \hat{\beta}_{EKK})'\left[A\mathrm{var}\left(\hat{\beta}_{2AEKK}\right) - A\mathrm{var}\left(\hat{\beta}_{EKK}\right)\right]^{-1}(\hat{\beta}_{2AEKK} - \hat{\beta}_{EKK}) \quad (1.86)$$

[77] J. A. Hausman, **"Specification Tests in Econometrics"**, Econometrica, 1978, C:46, N:6, s. 1252.
[78] Jeffrey M. Wooldridge, **Econometric Analysis of Cross Section And Panel Data,** The MIT Press, 2. bs., London, 2010, s. 130.

Hausman (1978) testi için temel hipotezi,[79]

$$H_0 : E(\mu_i \mid X_{i,1},..., X_{i,T}, Z_i) = 0 \quad (1.87)$$

şeklinde kurulmaktadır ve μ_i'nin $X_{i,1},..., X_{i,T}$ ve Z_i ile korelasyonsuz olduğunu ifade etmektedir. Test istatistiği k (bağımsız değişken sayısı) serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına uymaktadır. Durbin'in score testi de χ^2 dağılımına uyarken, Wu-Hausman testi (1954) F dağılımına uymaktadır. Yukarıdaki açıklamalarda belirtildiği gibi temel hipotezin reddi durumunda içsellik problemi ortaya çıkmakta ve EKK ile GEKK tahmincileri sapmalı ve tutarsız olmaktadırlar.

1.1.8.2. Aşırı Tanımlama Kısıtlarının Testleri

Daha önce de belirtildiği gibi dinamik panel veri modellerinin tahmininde içsellik probleminden dolayı araç değişkenler kullanılarak tahminler yapılması önerilmektedir. GMM tahmincisinde kullanılan araç değişkenlerin dışsal olması GMM yönteminin önemli varsayımlardan biridir. Bu varsayımın testi için Arellano ve Bond (1991) Sargan testini önermişlerdir.

Bir denklemde tanımlanması gerekenden daha fazla araç değişken varsa, bu değişkenlerin geçerli olup olmadığı test edilmelidir. Geçerlilik için araçların hata terimi ile korelasyonsuz olması gerekmektedir. Aşağıdaki model ele alındığında,

$$y_1 = z_1\delta_1 + y_2\alpha_1 + u_1 \quad (1.88)$$

Burada z_1, $1 \times L_1$ ve y_2 ise $1 \times G_1$ boyutlu vektörlerdir. Tüm dışsal değişkenler $1 \times L$ boyutlu vektör olup z ile ifade edildiğinde, $z = (z_1, z_2)$ iken burada z_2 $1 \times L_2$ boyutlu ve $L = L_1 + L_2$ dir. $L_2 > G_1$ olduğu için bu model aşırı tanımlanmıştır. Dolayısıyla hatırlatmak gerekirse aşırı tanımlama, araç değişkenlerin içsel değişkenlerden daha fazla olması olarak tanımlanabilmektedir. Standart tanımlama koşulları altında

[79] Seung C. Ahn , Stuart Low, **"A Reformulation of the Hausman Test for Regression Models with Pooled Cross-Section-Time-Series Data"**, Journal of Econometrics, 1996, C:71, s. 311.

(1.88)'daki denklemin tahmininde z_2'nin altkümesi y_2 için araç değişkenler olarak kullanabilmektedir.[80]

Hausman (1978), tüm mümkün araçların kullanılarak tahmin edilen 2SLS tahmincisini (1.88)'daki denklemde tanımlanan araç değişkenlerin alt kümeleri kullanılarak tahmin edilen 2SLS tahminciler ile karşılaştırılmasını önermiştir. Eğer tüm araçlar geçerli ise, iki tahminci sadece örnekleme hatası kadar farklılık göstermelidir. Sonuç olarak aşırı tanımlama, araç değişkenlerin içsel değişkenlerden daha fazla olmasıdır. Fark moment koşulların geçerliliği için Sargan testi aşağıdaki gibi ifade edilmektedir,

$$S = \Delta\hat{v}'\mathrm{Z}(\sum_{i=1}^{N} Z_i'\Delta\hat{v}_i\Delta\hat{v}'_i Z_i)^{-1}\mathrm{Z}'\Delta\hat{\mathrm{v}} \qquad (1.89)$$

burada $Z = (\mathrm{Z}'_1,...,\mathrm{Z}'_N)$, $\Delta\hat{v} = (\Delta\hat{v}'_1,...,\Delta\hat{v}'_N)$, $\Delta\hat{v}_i = (\Delta\hat{v}_{i3},...,\Delta\hat{v}_{iT})'$, $\Delta\hat{v}_{it} = \Delta y_{it} - \hat{\alpha}\,\Delta y_{i,t-1}$'dir. $t = 3,...\mathrm{T}$ için Sargan test istatistiği $p-k-1$ serbestlik dereceli χ^2 dağılıma uymaktadır. Burada p, Z'nin sütün sayısını göstermekte ve $p > k$ koşulunun sağlanması gerekmektedir.[81] O halde Sargan test istatistiğinin temel hipotezi aşırı kısıtlamalarının geçerli olduğu başka bir deyişle araç değişkenlerin geçerli olduğu şeklindedir. Temel hipotezin reddi durumunda araç değişkenler hata terimleri ile ilişkilidir. Bu durumda model yanlış belirlenmiş olmaktadır.

Genelleştirilmiş momentler sistem tahmininde, modele ilave edilmiş olan araç değişkenlerin geçerliliği için fark sargan testi yapılmaktadır. Bu test genelleştirilmiş momentler sistem ve genelleştirilmiş momentler fark tahminleri ile hesaplanan iki ayrı sargan testi arasındaki fark ile hesaplanmaktadır. Bu testin heteroskedasite altında da tutarlı olan fark Hansen testi versiyonu da vardır ve bu testler C testi olarak da bilinmektedir. Araç değişken sayısı çok arttığında, çok sayıda aşırı tanımlama kısıtlamalarının test edilmesi gerekmekte ve bu testler zayıf kalmaktadır; p-value 1.000 olmakta ya da 0.1'in altında kalmaktadır. 1.000 ya da 0.25'in altında kalan p-

[80] Jeffrey M. Wooldridge, **a.g.e.**, 2010, s. 135.
[81] Manuel Arellano, Stephen Bond, 1991, **a.g.e.**, s. 282.

value'ler güvenilir değildir[82]. Sargan istatistiği, koşullu homoskedasite varsayımı altında Hansen J istatistiğinin özel bir durumudur.

1.1.8.3. Otokorelasyon Testi

Arellano ve Bond (1991), dinamik panel veri modelinde otokorelasyonu sınamak için bir test önermiştir. Bu test birinci fark modelinin kalıntıları için ikinci mertebeden otokorelasyon yoktur temel hipotezini sınamak ile aynı şeyi ifade etmektedir. Bu testin uygulanması önem arz etmektedir, çünkü GMM tahmincisinin etkin olabilmesi için modelde ikinci mertebeden otokorelasyonun olmaması gerekmektedir.[83]

Dinamik bir panel veri modeli aşağıdaki gibi ele alındığında[84],

$$y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + \beta' x^*_{i,t} + \mu_i + \nu_{i,t} \tag{1.90}$$

burada $x_{i,t} = \left(y_{i,t-1} x^*_{i,t}\right)'$ yazılabilmektedir ve (1.90) eşitliliği $y_{i,t} = \delta' x_{i,t} + \mu_i + \nu_{i,t}$ olarak tanımlanabilir. $\nu_{i,t}$ otokorelasyonsuzdur ve $x_{i,t}$*' in μ_i ile korelasyonlu olduğu varsayılmaktadır. Dengesiz panel veri için birinci fark modeli;

$$y = X\delta + \nu \tag{1.91}$$

şeklinde ifade edilebilmektedir. (1.91)'deki modelin kalıntıları aşağıdaki gibi gösterildiğinde,

$$\hat{\nu} = y - X\hat{\delta} = \nu - X(\hat{\delta} - \delta) \tag{1.92}$$

burada $\hat{\delta}$ genelleştirilmiş momentler tahmincisidir ve $\hat{\delta} = \left(\bar{X}' Z A_N Z' \bar{X}\right)^{-1} \bar{X}' Z A_N Z' \bar{y}$ şeklinde elde edilmektedir. Birinci farklarda $E(\nu_{i,t}\nu_{i,t-1})$'ın sıfır olması gerekmemekte, genelleştirilmiş momentler tahmincilerin

[82] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **İleri Panel Veri Analizi, a.g.e.**, 2018, s. 148.
[83] **A.e.,** s.149.
[84] Manuel Arellano, Stephen Bond, 1991, **a.g.e.**, s. 281.

etkinliği $E(v_{i,t}v_{i,t-2})=0$ olmasına bağlı olmaktadır. Burada $v_{i,t-2}$ iki kez farkı alınmış kalıntı vektörüdür.[85]

Arellano ve Bond otokorelasyon testinde temel hipotez otokorelasyon yoktur şeklinde kurulmaktadır. İkinci mertebeden otokorelasyon için test istatistiği birinci farklar eşitliğindeki kalıntılara dayanmaktadır. Arellano ve Bond'un otokorelasyon yoktur şeklindeki temel hipotezi,

$$\mathrm{H}_0 : E(v_{i,t}v_{i,t-2})=0$$

şeklinde kurulmaktadır ve test istatistiği aşağıdaki gibi elde edilmektedir,

$$m_2=\frac{\hat{v}_{-2}^{'}\hat{v}_{*}}{\hat{v}^{1/2}} \tag{1.93}$$

burada $\hat{v}$,

$$\hat{v}=\sum_{i=1}^{N}v_{i(-2)}^{'}\hat{v}_{i*}v_{i*}^{'}\hat{v}_{i(-2)}-2\hat{v}_{-2}^{'}X_{*}(X'ZA_NZ'X)^{-1}X'ZA_N(\sum_{i=1}^{N}Z_i^{'}\hat{v}_i\hat{v}_{i*}^{'}\hat{v}_{i(-2)})+\hat{v}_{-2}^{'}X_{*}av\hat{a}r(\hat{\delta})X_{*}^{'}\hat{v}_{-2} \tag{1.94}$$

gibidir ve m_2 yalnızca $T_i\geq 5$ iken hesaplanabilinmektedir. m_2 test istatistiği, birinci fark kalıntılarındaki ikinci mertebeden otokorelasyonun varlığını sınamak içindir. Düzey kalıntılar rassal yürüyüşe uyarsa, birinci fark modelinde hem EKK hem de GMM tahmincileri etkin olmaktadır.

[85] $E(v_{i,t}v_{i,t-1})\neq 0$ durumu modelde birinci mertebeden otokorelasyonun var olduğunu ifade etmektedir.

İKİNCİ BÖLÜM

HETEROJEN BİRİMLER ARASI KORELASYONLU DİNAMİK PANEL VERİ MODELLERİ

Birinci bölümde panelin zaman serilerinin $\left\{ y_{i,t} \right\}_{t=0}^{T}$ birimler boyunca bağımsız olduğu varsayılmıştı. Buna rağmen ülke veya bölgesel verilerin kullanıldığı birçok makroekonomik uygulamalarda zaman serilerin eş zamanlı olarak ilişkili bir başka ifade ile birimler arası korelasyonlu olduğu ortaya konulmuştur. Birimler arası korelasyon; ***dışlanan gözlenen ortak faktörler***, ***mekânsal yayılma etkileri***, ***gözlenemeyen ortak faktörler*** veya ***gözlenen*** **veya** ***gözlenemeyen tüm ortak etkiler*** gibi nedenlerle ortaya çıkabilmektedir.[86] Dolayısıyla birimler arası korelasyon ***mekânsal korelasyon***, ***ekonomik yakınlık*** ve ***gözlenemeyen ortak şoklar nedenleriyle görülebilmektedir***.

Aşağıdaki gibi bir panel veri modeli ele alındığında:[87]

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta' \mathrm{x}_{i,t} + u_{i,t} \quad \text{(i=1,2,...N t=1,2,.. T için)} \tag{2.1}$$

bu modelin hata teriminde $u_{i,t}$ birimler arası korelasyonun var olup olmadığını araştırmak için kullanılan hipotez testleri aşağıdaki gibi kurulmaktadır:

$$\mathrm{H}_0 : \mathrm{E}\left(u_{i,t}, u_{\mathrm{j},t}\right) = 0 \qquad \left(\forall \mathrm{t} \text{ ve tüm } i \neq j \text{ için}\right) \tag{2.2}$$

$$\mathrm{H}_1 : \mathrm{E}(u_{i,t} u_{j,t}) \neq 0 \qquad \left(\text{bazı } t \text{ ve bazı } i \neq j \text{ için}\right) \tag{2.3}$$

Temel hipotezin reddi durumunda, modelde birimler arası korelasyonun varlığından bahsedilmektedir. Birimler arası korelasyonun testlerine 2.12. alt başlığında değinilecektir.

---

[86] Laszlo Matyas , Patrick Sevestre, **The Econometrics of Panel Data**, Springer, 3. bs., Springer, 2008, s. 295.

[87] Vasilis Sarafidis, Takashi Yamagata, Donald Robertson, **''A Test of Cross Section Dependence for a Linear Dynamic Panel Model With Regrossors''** Journal of Econometrics, C:148 ,2009, s.150.

Genelde dinamik panel veri analizi için kullanılan yöntemlerden elde edilen tahminciler iki sebepten ötürü iyi performans gösteremeyebilirler. Bunlardan ***ilki***, daha önce bahsedilen ***dinamik panel sapması***' veya '***Nickell Sapması'*** dır**.** Nickell (1981) çalışmasında panel veri modellerinin sabit ekiler varsayımıyla elde edilen Gölge Değişkenli En Küçük Kareler (**GEKK**) Tahmincisinin N büyük ve T küçükken (N>T) karşılaşılan bu sapma nedeniyle tutarsız olduğunu göstermiştir.[88] **Nickell Sapması** ile karşılaşmamak için N büyük ve T küçük iken alternatif tahminciler kullanılmaktadır.

İkincisi ise birimler arası korelasyondur. Genel olarak literatürde içsellik problemlerinden dolayı dinamik panel veri modellerinin tahmininde genelde GMM tipi tahminler kullanılmakta, fakat birimler arası korelasyonlu modellerde GMM tipi tahminciler sapmalı olmakta ve birimler arası korelasyonun arttığı durumlarda sapmanın daha ciddi bir hal aldığı gözlemlenmektedir.[89]

Bu nedenle birimler arası korelasyonlu dinamik panel veri modellerinin tahmini için çeşitli tahminciler üretilmiştir. Tahmincilerin ortak özelliği, dinamik modellerde meydana gelmesi muhtemel içsellik problemini çözmesi, panelin heterojenliğini ve birimler arası korelasyonlu yapısını dikkate almalıdır. Bu bölümde tüm mümkün tahminciler ele alınacak ve uygunlukları tartışılacaktır.

2.1. Havuzlanmış En Küçük Kareler (POLS) Tahmincisi

Dinamik birimler arası korelasyonlu panel veri modelleri POLS yöntemi ile tahmin edildiğinde, varsa birim etkiler; gecikmeli bağımlı değişkenin hata terimi ile olan korelasyonunu ve muhtemel birimler arası korelasyonu göz ardı ettiği için sapmalı, tutarsız ve etkin değildirler.

2.2. Araç Değişkenler (IV) Tahmincisi

Dinamik panel veri modelleri, 1.11. başlığında verilen araç değişkenler tahmincileri ile tahmin edilebilir, uygun araç değişkenler kullanıldığında içsellik

[88] Ferda Yerdelen Tatoğlu, , **İleri Panel Veri Analizi**, **a.g.e.**, 2018, s. 119.
[89] Vasilis Sarafidis ,Donald Robertson, **''On the Impact of Error Cross-Sectional Dependence in Short Dynamic Panel Estimation''**, Econometrics Journal, C:12 , 2009, s. 65.

problemi çözülebilir, fakat bu tahminciler birim etki varsa sapmalı ve birimler arası korelasyon durumda ise etkin değildir. Bu tahminciler birim etkinin varlığında sabit ya da tesadüfi etkiler varsayımı ile de kullanılabilir.

2.3. Ortalama Grup (MG) Tahmincisi

T'nin büyük olduğu durumda birimler bazında elde edilen EKK tahmincilerinin ortalaması olarak tanımlanabilecek ortalama grup tahmincisi panelin heterojen yapısını dikkate almakta, fakat içsellliği ve birimler arası korelasyonu çözmediği için sapmalı ve etkin olmayan tahminler türetmektedir.

2.4. Swamy'nin Tesadüfi Katsayılar Modeli (RC)

Heterojenlik sapmasını hata terimi içerisine dahil etme yoluyla elde edilen Swamy'nin Tesadüfi Katsayılar tahmincisi de panelin heterojen yapısını dikkate almakta, fakat içsellliği ve birimler arası korelasyonu çözmediği için sapmalı ve etkin olmayan tahminler elde etmektedir.

2.5. Yatay Kesit Ortalamadan Farklar Regresyonu

Levin,Lin ve Chu (2002) yatay kesit ortalamalardan fark alınması durumunda birimler arası korelasyonun etkisinin azaltılacağını belirtmiştir.

Bir gecikmeli dinamik bir panel veri modeli,

$$y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + \beta x_{it} + u_{it}$$

şeklinde ele alındığında zaman ortalamalarından fark alarak dönüştürülmüş model aşağıdaki gibidir:

$$y_{i,t} - \bar{y}_{.t} = \delta\left(y_{i,t-1} - \bar{y}_{.t-1}\right) + \beta\left(x_{it} - \bar{x}_{.t}\right) + \left(u_{it} - \bar{u}_{.t}\right)$$

$$\tilde{y}_{i,t} = \delta \tilde{y}_{i,t-1} + \beta \tilde{x}_{it} + \tilde{u}_{it}$$

Zaman ortalamalarından fark alınarak dönüştürülmüş model havuzlanmış en küçük kareler ile tahmin edilmektedir. Yatay kesit ortalamalarından farkı alındığı için

birimler arası korelasyonun etkisinin azaltılacağı belirtilmektedir, fakat panelin heterojen yapısını dikkate almadığı ve içsellliği problemini çözmediği için sapmalı ve etkin olmayan tahminler elde etmektedir.

2.6. Ortak Korelasyonlu Etkiler (CCE) Tahmincisi

Pesaran (2006) çalışmasında, gözlemlenmemiş ortak korelasyonlu etkilerin varlığında T sabit ve N sonsuza giderken veya N ve T sonsuza giderken tutarlı ve asimptotik olarak normal dağılan parametre tahminleri için yeni bir yaklaşım önermiştir.

Doğrusal heterojen bir panel veri modeli,[90]

$$y_{i,t} = \alpha_i' \mathrm{d}_t + \beta_i' \mathrm{x}_{i,t} + e_{i,t} \qquad \text{(i=1,2,...N t=1,2,.. T için)} \tag{2.4}$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada d_t, $n \times 1$ boyutunda gözlemlenen ortak etkiler vektörünü ifade etmektedir. $\mathrm{x}_{i,t}$, t zaman ve i yatay kesit biriminde $k \times 1$ boyutunda bağımsız değişkenler matrisidir. Hata terimi çok faktörlü bir yapıya sahiptir ve,

$$e_{i,t} = \gamma_i' \mathrm{f}_t + \varepsilon_{i,t} \tag{2.5}$$

şeklinde ifade edilebilmektedir. Burada f_t, $m \times 1$ boyutunda gözlenemeyen ortak etkiler vektörünü ifade etmektedir. $\varepsilon_{i,t}$'in d_t ve $\mathrm{X}_{i,t}$'den bağımsız dağılması varsayımı yapılmasına rağmen gözlemlenmeyen faktörler f_t, d_t ve $\mathrm{X}_{i,t}$ ile korelasyonlu olabilmektedir. γ_i faktör yüklerini ifade etmekte ve $\mathrm{X}_{i,t}$ ile $e_{i,t}$ arasındaki ilişkiyi modellemek için, $\mathrm{X}_{i,t}$'nin gözlenemeyen ortak faktörleri içermesi gerekmektedir,[91]

$$\mathrm{x}_{i,t} = \mathrm{A}_i' \mathrm{d}_t + \Gamma_i' \mathrm{f}_t + \mathrm{v}_{i,t} \tag{2.6}$$

---

[90] M. Hashem Pesaran, **"Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure"**, Econometrica, C:74, N:4 , 2006, s. 971.

[91] Bai Huang, Tae-Hwy Lee, Aman Ullah, **"Stein-like Shrinkage Estimation of Panel Data Models with Common Correlated Effects"**, 2018, s. 2.

burada Γ_i ve A_i sırasıyla, $n\times k$ ve $m\times k$ boyutlarında sabit bileşenli faktör yükleri matrisleridir, $x_{i,t}$ ortak etkiler olan f_t 'den bağımsızdır.

(2.4) ve (2.6)'daki eşitliklerin birleşimi ile aşağıdaki sistem eşitliği elde edilmektedir,[92]

$$z_{i,t}=\begin{pmatrix} y_{i,t} \\ x_{i,t} \end{pmatrix}=B_i'd_t+C_i'f_t+u_{i,t} \tag{2.7}$$

burada ,

$$u_{i,t}=\begin{pmatrix} \varepsilon_{i,t}+\beta_i'v_{i,t} \\ v_{i,t} \end{pmatrix} \quad , \; B_i=(\alpha_i \;\; A_i)\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \beta_i & I_k \end{pmatrix} \text{ ve } C_i=(\gamma_i \;\; \Gamma_i)\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \beta_i & I_k \end{pmatrix}$$

dir. I_k, k dereceden tanımlanmış matristir ve C_i'nin rankı gözlenemeyen faktör yüklerinin $m\times(k+1)$ boyutlu matrisinin rankı tarafından belirlenmektedir.

$$\tilde{\Gamma}_i'=(\gamma_i \;\; \Gamma_i) \tag{2.8}$$

CCE tahmini için aşağıdaki varsayımlar yapılmaktadır:[93]

Varsayım 1: Ortak Etkiler:

$m\times(k+1)$ boyutlu ortak etkiler vektörleri, $g_t=(d_t'f_t')'$, mutlak toplanabilir otokovaryansla kovaryans durağandır ve tüm i,t ve t' ler için birimlere özgü hatalar $(\varepsilon_{i,t'})$ ve $v_{i,t'}$ 'den bağımsız olarak dağılmaktadır.

Varsayım 2: Birimlere Özgü Hatalar:

Birimlere özgü hatalar tüm i,j,t ve t''ler için $\varepsilon_{i,t}$ ve $v_{j,t'}$ bağımsız olarak dağılmaktadırlar. Her bir i için, $\varepsilon_{i,t}$ ve $v_{i,t}$ mutlak toplanabilir otokovaryansla doğrusal durağan süreçleri izlemektedir,

[92] M. Hashem Pesaran, **a.g.e.**, 2006, s. 971.
[93] **A.e.**, s.972.

$$\varepsilon_{i,t} = \sum_{\ell=0}^{\infty} a_{i\ell}\zeta_{i,t-\ell} \tag{2.9}$$

ve,

$$\mathrm{v}_{i,t} = \sum_{\ell=0}^{\infty} s_{i\ell}\mathrm{v}_{i,t-\ell} \tag{2.10}$$

şeklinde gösterilebilmektedir. Varyansları ise tüm i'ler bazı sabitler $\bar{\sigma}^2$ ve $\bar{\sum}$ için aşağıdaki gibidir;

$$\mathrm{Var}\left(\varepsilon_{i,t}\right) = \sum_{\ell=0}^{\infty} a_{i\ell}^2 = \sigma_i^2 \le \bar{\sigma}^2 < \infty \tag{2.11}$$

$$\mathrm{Var}\left(\mathrm{v}_{i,t}\right) = \sum_{\ell=0}^{\infty} \mathrm{S}_{i\ell}\mathrm{S}'_{i\ell} = \sum_{I} \le \bar{\sum} < \infty \tag{2.12}$$

burada $\sigma_i^2 > 0$ ve $\sum_i$ pozitif tanımlı bir matristir.

Varsayım 3: Faktör Yükleri:[94]

Gözlenemeyen faktör yükleri γ_i ve Γ_i hem i'ler boyunca hem de $\varepsilon_{j,t}$ ve $\mathrm{v}_{j,t}$'lerden bağımsız benzer dağılım göstermektedirler, ayrıca ortak faktörler $\mathrm{g}_t = \left(\mathrm{d}'_t \mathrm{f}'_t\right)$ ve sınırlı varyanstan da bağımsız benzer bir dağılım göstermektedirler.

$$\gamma_i = \gamma + \mu_i, \qquad \mu_i \sim IID(0, \Omega_\mu) \quad \left(i = 1,2,3...\mathrm{N}\ \text{için}\right) \tag{2.13}$$

burada Ω_μ, $\mathrm{m} \times \mathrm{m}$ boyutlu negatif olmayan simetrik tanımlı bir matristir ve $K < \infty$ için $\|\gamma\| < K$, $\|\Gamma\| < K$, ve $\|\Omega_\eta\| < K$'dir.

Varsayım 4: Tesadüfi Eğim Katsayıları:

Tesadüfi katsayılar modelinde eğim katsayıları β_i aşağıdaki gibi ifade edilmektedir,

[94] **A.e.**, s.973.

$$\beta_i = \beta + v_i \quad v_i \sim IID(0,\Omega_v) \quad (i = 1,2,3...\text{N için}) \tag{2.14}$$

Burada $\|\beta\| < K$, $\|\Omega_v\| < K$'dir, Ω_v $k \times k$ boyutlu negatif olmayan simetrik tanımlı matristir ve tesadüfi sapmalar v_i, $(\text{tüm } i, j \text{ ve } t \text{ için})$ γ_j, Γ_j, $\varepsilon_{j,t}$, $v_{j,t}$ ve g_t'den bağımsız bir dağılım göstermektedir.

Varsayım 5: β_i ve β'nin Tanımı:[95]

Birimlere özgü değişkenlerin z_{it} yatay kesit ortalamaları, $\bar{z}_{wt} = \sum_{j=1}^{N} w_j z_{jt}$ olarak tanımlanabilmektedir. Koşulları sağlayan $\{w_j\}$ ağırlıklarla,

$$w_i = 0\left(\frac{1}{N}\right) \;,\; \sum_{i=1}^{N} w_i = 1 \;,\; \sum_{i=1}^{N} |w_i| < K \tag{2.15}$$

$$\bar{M}_W = I_T - \bar{H}_w \left(\bar{H}'_w \bar{H}\right)^{-} \bar{H}'_w \tag{2.16}$$

ve,

$$M_g = I_T - G\left(G'G\right)^{-} G'$$

eşitlikleri vardır. Burada $\bar{H}_w = \left(D, \bar{Z}_w\right)$ ve $G = \left(D, F\right)$'dir. $D = \left(d_1, d_2, d_3, ..., d_T\right)'$ ve $F = \left(f_1, f_2, f_3, ..., f_T\right)'$, sırasıyla $T \times n$ ve $T \times m$ boyutlu gözlenen ve gözlenemeyen ortak faktörler veri matrisleridir. $\bar{Z}_w = \left(\bar{z}_{w1}, \bar{z}_{w2}, \bar{z}_{w3}, ..., \bar{z}_{wT}\right)'$, $T \times \left(k+1\right)$ boyutlu yatay kesit ortalamalar matrisidir. $\left(\bar{H}'_w \bar{H}_w\right)^{-}$ ve $\left(G'G\right)^{-}$ sırasıyla $\left(\bar{H}'_w \bar{H}_w\right)$ ve $\left(G'G\right)$'nin genelleştirilmiş tersleridir. Ayrıca $T \times k$ boyutlu bağımsız değişkenler matrisi $X = \left(x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, ..., x_{iT}\right)'$ olarak ifade edilmektedir.

[95] **A.e.**, s.973.

β_i, $k \times k$ boyutlu $\hat{\psi}_{iT} = T^{-1}\left(\mathrm{X}_i^{'}\bar{\mathrm{M}}_w\mathrm{X}_i\right)$ ve $\psi_{ig} = T^{-1}\left(\mathrm{X}_i^{'}\mathrm{M}_g\mathrm{X}_i\right)$ tekil olmayan matrisler tarafından belirlenmektedir. $\hat{\psi}_{iT}^{-1}$ ve ψ_{ig}^{-1}, tüm i'ler için sonlu ikinci dereceden momentlere sahiptir. β $ise\, k \times k$ boyutlu tekil olmayan havuzlanmış gözlemler matrisi $\hat{\psi}_{NT} = \sum_{i=1}^{N}\theta_i\left(\frac{\mathrm{X}_i^{'}\bar{\mathrm{M}}_w\mathrm{X}_i}{T}\right)$ tarafından tanımlanmaktadır. θ_i aşağıdaki koşulları sağlamaktadır:

$$\theta_i = O\left(\frac{1}{N}\right), \quad \sum_{i=1}^{N}\theta_i = 1, \quad \sum_{i=1}^{N}|\theta_i| < K.$$

Gözlenen faktörlerin sayısı n ve birimlere özgü bağımsız değişken sayısı k'nın sabit olduğu ve bilindiği varsayılmasına rağmen, gözlenemeyen faktörlerin sayısı m'in sabit olduğu varsayılmakta fakat bilinmesine ihtiyaç bulunmamaktadır.

(2.7)'deki sistem eşitliğinin yatay kesit ortalamaları alındığında,[96]

$$\bar{\mathrm{z}}_{w,t} = \bar{\mathrm{B}}_w^{'}\mathrm{d}_t + \bar{\mathrm{C}}_w^{'}\mathrm{f}_t + \bar{\mathrm{u}}_{w,t} \tag{2.17}$$

elde edilmektedir. Burada $\bar{z}_{w,t} = \sum_{j=1}^{N} w_j z_{j,t}$, $\bar{B}_w = \sum_{i=1}^{N} w_i B_i$, $\bar{C}_w = \sum_{i=1}^{N} w_i C_i$ ve $\bar{\mathrm{u}}_{w,t} = \sum_{i=1}^{N} w_i \mathrm{u}_{i,t}$ şeklinde ifade edilmektedirler. $Rank(\bar{C}_w)$'nin aşağıdaki gibi olduğu varsayılmaktadır:

$$Rank(\bar{C}_w) = m \le k+1 \ \text{(tüm N'ler için)} \tag{2.18}$$

Ortak faktörler aşağıdaki gibi yazılabilmektedir,[97]

[96] Yves Croissant, Giovanni Millo, **Panel Data Econometrics with R** , John Wiley & Sons Ltd, 2019, s. 196.
[97] M. Hashem Pesaran, **a.g.e.**,2006, s. 976.

$$\mathrm{f}_t = \left(\bar{C}_w \bar{C}'_w\right)^{-1} \bar{C}_w \left(\bar{z}_{wt} - \bar{B}'_w \mathrm{d}_t - \bar{\mathrm{u}}_{wt}\right) \tag{2.19}$$

$N \to \infty$ iken tüm t'ler için $\bar{\mathrm{u}}_{wt} \overset{q.m.}{\to} 0$ dir ve,

$$\bar{C}_w \overset{p}{\to} C = \tilde{\Gamma} \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \beta & \mathrm{I}_k \end{pmatrix} \tag{2.20}$$

şeklinde ifade edilmektedir. Burada $\tilde{\Gamma} = \left(E\left(\gamma_i\right), E\left(\Gamma_i\right)\right) = \left(\gamma, \Gamma\right)$ şeklindedir ve $Rank(\tilde{\Gamma}) = m$'dir.

$$N \to \infty \text{ iken } \mathrm{f}_t - \left(CC'\right)^{-1} C\left(\bar{z}_{wt} - \bar{B}'_w \mathrm{d}_t\right) \overset{p}{\to} 0 \tag{2.21}$$

dir. $\bar{\mathrm{h}}_{wt} = (\mathrm{d}'_t, \bar{z}'_{wt})'$'nin f_t için gözlemlenebilir faktörler olarak kullanılması önerilmektedir.

Pesaran (2006), bağımsız değişkenlerin $\left(\bar{X}_t\right)$ ve bağımlı değişkenin $\left(\bar{y}_t\right)$ yatay kesit ortalamalarının gözlemlenemeyen ortak faktörlerin tutarlı tahmincileri olduğunu göstermiştir ve bu ortalamalar gözlemlenebilir faktörler olarak kullanılabilmektedir. Regresyonun bu ortalamalar ile genişletilmesi ***Ortak Korelasyonlu Etkiler (CCE)*** prensibi olarak bilinir. Ortalamalarla genişletilmiş regresyona en küçük kareler uygulanması ile β_i parametreleri tutarlı bir şekilde tahmin edilmektedir. [98]

Aşağıdaki model ele alındığında,

$$y_{it} = \alpha_i + d_{it} + \beta_i^{'} X_{it} + g_i^{'} W_t + e_{it} \tag{2.22}$$

burada $\mathrm{W} = (\bar{\mathrm{y}}_t, \bar{\mathrm{X}}_t)'$ dir. Her bir birim için eğim katsayısı,

$$\hat{\mathrm{b}}_{\mathrm{CCE},i} = (X_i^{'} \bar{M}_w X_i)^{-1} X_i^{'} \bar{M}_w y_i \tag{2.23}$$

[98] Yves Croissant, Giovanni Millo, 2019, **a.g.e.**, s. 197.

şeklinde tahmin edilebilmektedir. Burada $y_i = (y_{i1}, y_{i2}, y_{i3}, ..., y_{iT})'$, $\bar{M}_W = I_T - \bar{H}_W \left(\bar{H}'_W \bar{H}_W\right)^{-1} \bar{H}'_W$ ve $\bar{\mathrm{H}}_w = (\mathrm{D}, \bar{\mathrm{Z}}_w)$'dir ve D ve $\bar{\mathrm{Z}}_w$ sırasıyla $T \times n$ ve $T \times (k+1)$ boyutlu d_t ve $\bar{z}_{wt}$ gözlemlerinin matrisleridir.

2.6.1. Ortak Korelasyonlu Etkiler Ortalama Grup (CCEMG) Tahmincisi

Ortak korelasyonlu etkiler ortalama grup tahmincisi, birimler bazında ortak korelasyonlu etkiler tahmincisinin $\left(\hat{\mathrm{b}}_{\mathrm{CCE},i}\right)$ ortalaması olarak elde edilmektedir:[99]

$$\hat{\mathrm{b}}_{\mathrm{CCEMG}} = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \hat{\mathrm{b}}_{\mathrm{CCE},i} \tag{2.24}$$

Kovaryans matrisi ortalama grup tahmincide olduğu gibi birim katsayılarından yararlanarak elde edilmektedir:[100]

$$\mathrm{V}(\hat{\mathrm{b}}_{\mathrm{CCEMG}}) = \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N} \left(\hat{\mathrm{b}}_{\mathrm{CCE},i} - \hat{\mathrm{b}}_{\mathrm{CCEMG}}\right)\left(\hat{\mathrm{b}}_{\mathrm{CCE},i} - \hat{\mathrm{b}}_{\mathrm{CCEMG}}\right)' \tag{2.25}$$

Ortak korelasyonlu etkiler tahmincisi tutarlı ve birimler arası korelasyonun güçlü formlarına karşı ve zayıf mekânsal korelasyona karşı dirençlidir (Pesaran ve Tosetti, 2011).

2.6.2. Havuzlanmış Ortak Korelasyonlu Etkiler (CCEP) Tahmincisi

Birimler bazında eğim parametrelerinin sabit $\left(\beta_i = \beta\right)$ ve varyansın sabit $\left(\sigma_i^2 = \sigma^2\right)$ olduğu durumda, havuzlanmış **CCE** ile etkinlik sağlanabilmektedir. Ortak

[99] M. Hashem Pesaran, **a.g.e.**, 2006, s. 982.
[100] Yves Croissant, Giovanni Millo, 2019, **a.g.e.**, s. 197.

etkilerin eğim katsayılarının birimlere göre farklı olmasına izin verilmektedir. β 'nin havuzlanmış **CCE** tahmincisi **(CCEP),**[101]

$$\hat{\mathrm{b}}_{\mathrm{CCEP}} = \left(\sum_{i=1}^{N} \theta_i \mathrm{X}_i^{'} \bar{\mathrm{M}}_w \mathrm{X}_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^{N} \theta_i \mathrm{X}_i^{'} \bar{\mathrm{M}}_w \mathrm{y}_i \tag{2.26}$$

şeklinde tahmin edilmektedir. β 'ların havuzlanmış olarak elde edilmesine rağmen havuzlanmış ağırlıklar θ_i heteroskedasite yoksa $1/N$ 'e eşit; heteroskedasite varsa (σ^2 'ler birimlere göre değişiyorsa σ_i^2) $\sigma_i^2 / \sum_{j=1}^{N} \sigma_j^{-2}$ eşittir. Uygulamada σ_i^2 bilinmemekte tahmin edilmektedir, fakat T 'nin küçük olduğu durumlarda etkinlik kaybı yaşanmaktadır. Ayrıca (2.18)'deki rank koşulu sağlanmadığı taktirde de **CCEP** tahmincisi etkin olmayacaktır.

Pesaran'a (2006) göre **CCEP** tahmincisinin varyansı, parametre homojenliği varsayımının gerçekleşip gerçekleşmediğine göre heterojen veya parametrik olmayan tahminci olmak üzere iki farklı şekilde hesaplanabilmektedir.[102]

<u>Heterojenlik durumunda Varyans</u>,

$$\mathrm{V}(\hat{\mathrm{b}}_{\mathrm{CCEP}}) = \left(\sum_{i=1}^{N} w_i^2 \right) \hat{\psi}^{*-1} \hat{R}^{*} \hat{\psi}^{*-1} \tag{2.27}$$

şeklinde hesaplanabilmektedir. Bu durumda, β_i homojendir yani $\Omega_v = 0$ 'dır. Burada,

$$\hat{\psi}^{*} = \sum_{i=1}^{N} w_i \left(\frac{\mathrm{X}_i^{'} \bar{\mathrm{M}}_w \mathrm{X}_i}{T} \right) \tag{2.28}$$

ve,

$$\hat{R}^{*} = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{N} \tilde{w}_i^2 \left(\frac{\mathrm{X}_i^{'} \bar{\mathrm{M}}_w \mathrm{X}_i}{T} \right) (\hat{\mathrm{b}}_i - \hat{\mathrm{b}}_{MG})(\hat{\mathrm{b}}_i - \hat{\mathrm{b}}_{MG})^{'} \left(\frac{\mathrm{X}_i^{'} \bar{\mathrm{M}}_w \mathrm{X}_i}{T} \right) \tag{2.29}$$

[101] M. Hashem Pesaran, **a.g.e.**, 2006, s. 986.
[102] Yves Croissant, Giovanni Millo, 2019, **a.g.e.**, s. 199.

eşitlikleri vardır.

Homojenlik durumunda Varyans[103];

$$V(\hat{b}_{CCEP}) = \frac{1}{T}\left(\sum_{i=1}^{N} w_i \hat{\Psi}_{iT}\right)^{-1}\left(\sum_{i=1}^{N} w_i^2 \hat{S}_{i\varepsilon}\right)\left(\sum_{i=1}^{N} w_i \hat{\Psi}_{iT}\right)^{-1} \quad (2.30)$$

şeklinde elde edilmektedir. Burada $\Psi = {}_N\underline{\lim}_{\infty}\left(\sum_{i=1}^{N} w_i \Sigma_i\right)$ ve $S_{i\varepsilon} = p_T \underline{\lim}_{\infty}\left[T^{-1}\left(X_i' M_g \Omega_{\varepsilon i} M_g X_i\right)\right]$ eşitlikleri vardır.

Pesaran (2006) büyük N ve T durumda, **CCEMG** ve **CCEP** tahmincilerin etkin olduğunu ispatlamışlardır. Küçük örneklemlerde ise, **CCEP'**nin **CCEMG'**den daha iyi performansı olduğu ifade edilmiştir.

2.7. Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler (DCCE) Tahmincisi

Pesaran (2006) tarafından önerilen CCE tahmincisi, birimler arası korelasyonun farklı türlerine, faktörlerdeki birim köke ve eğim heterojenliğine karşı dirençlidir. Buna rağmen CCE yaklaşımı ***gecikmeli bağımlı değişkenin ve/veya zayıf dışsal bağımsız değişkenlerin*** varlığında dirençli değildir. Chudik ve Pesaran (2015) ***gecikmeli bağımlı değişkenin ve/veya zayıf dışsal bağımsız değişkenlerin*** varlığında dirençli olmayan Pesaran (2006) **CCE** yaklaşımını bu tür değişkenler (***gecikmeli bağımlı değişkenin ve/veya zayıf dışsal bağımsız değişkenler***) için genişletmiştir. DCCE tahmincisinde, **CCE** tahmincisindeki gibi değişkenlerin yatay kesit ortalamaları gözlenemeyen faktörleri temsil etmek üzere modele eklenmektedir. Birinci farkların yatay kesit ortalamaları modele ilave edilerek global şokların heterojen etkileri giderilmektedir[104].

Doğrusal kovaryans durağan heterojen dinamik panel veri modeli,[105]

[103] M. Hashem Pesaran, **a.g.e.**, 2006, s. 988.
[104] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **Panel Zaman Serileri Analizi,** Beta Basım A.Ş., 2. bs., İstanbul, 2018, s.311.
[105]Alexander Chudik, M. Hashem Pesaran, **"Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressors"**, Journal of Econometrics, 2015, C:188, s. 394.

$$y_{i,t} = c_{y,i} + \phi_i y_{i,t-1} + \beta_{0,i}^{'} \mathrm{x}_{i,t} + \beta_{1,i}^{'} \mathrm{x}_{i,t-1} + u_{i,t} \qquad \text{(i=1,2,…,N , t=1,2,…,T için)} \qquad (2.31)$$

şeklinde ifade edildiğinde burada,

$$u_{i,t} = \gamma_i^{'} \mathrm{f}_t + \varepsilon_{i,t}$$

iken sistem olarak,

$$w_{i,t} = \begin{pmatrix} \mathrm{x}_{i,t} \\ g_{i,t} \end{pmatrix} = c_{w,i} + \alpha_i y_{i,t-1} + \Gamma_i^{'} \mathrm{f}_t + \mathrm{v}_{i,t} \qquad (2.32)$$

şeklinde gösterilmektedir. Bu eşitliklerde $c_{y,i}$ ve $c_{w,i}$ birimlere özgü sabit etkileri, $\mathrm{x}_{i,t}$, $k_x \times 1$ boyutlu dışsal değişkenler vektörünü ve $g_{i,t}$, $k_g \times 1$ boyutlu ortak bileşenler vektörünü ifade etmektedir, $k_g \geq 0$, $k_x + k_g = k$ 'dır. f_t, $m \times 1$ boyutlu gözlenemeyen ortak faktör vektörünü, $\varepsilon_{i,t}$ birimlere özgü hataları, Γ_i, $m \times k$ boyutlu faktör yükleri matrisini ve α_i, $k \times 1$ boyutlu bilinmeyen parametreler vektörünü göstermektedir. $\mathrm{v}_{i,t}$ 'nin birimlere özgü hatalardan bağımsız dağıldığı kovaryans durağan olduğu varsayılmaktadır.

Moon ve Weidner (2013) $\beta_{i0} = \beta_0$, $\beta_{i1} = \beta_1$ ve $\phi_i = \phi$ varsayımlarını yaparken, *Bai (2019)* $\beta_{i0} = \beta_0$, $\beta_{i1} = \beta_1$ ve $\phi_i = 0$ olarak varsaymaktadır.

$$\beta_{1i} = -\phi_i \beta_{0i} \qquad (2.33)$$

kısıtlaması altında (2.31)'deki denklem yeniden aşağıdaki gibi yazılabilmektedir;

$$y_{i,t} - \theta_i^{'} \mathrm{x}_{i,t} = c_{y,i} + \phi_i (y_{i,t-1} - \theta_i^{'} \mathrm{x}_{i,t-1}) + u_{i,t} \qquad (2.34)$$

burada $\theta_i = -\beta_{1i} / \phi_i$ eşitliği vardır. (2.34)'deki eşitlik düzenlendiğinde,

$$y_{i,t} = c^*_{y,i} + \theta_i^{'} \mathrm{x}_{i,t} + \gamma_i^{*'} \mathrm{f}^*_t + \varepsilon^*_{i,t} \qquad (2.35)$$

elde edilmektedir. Burada $c^*_{yi} = c_{yi}/(1-\phi_i), \varepsilon^*_{it} = (1-\phi_i L)^{-1}$ şeklindedirler. ε_{it} otokorelasyonlu hata terimi iken f^*_t gözlenemeyen ortak faktörlerin yeni setidir. (2.33)'deki β_{0i}, β_{1i} üzerine olan kısıtlamalar kullanılmadığı takdirde CCE yaklaşımı geçerli olamayacak ve ciddi derecede sapmalı hatta asimptotik olarak da sapmalı olacaklardır.[106]

Chudik ve Pesaran (2015), (2.31)-(2.32)'deki panel **ARDL**(Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeli Model) modeli tahmin etmeyi ve yorumlamayı amaçlamışlardır. (2.33)'de parametreler üzerine kurulan kısıtlamayı kullanmamış ve Moon ve Weidner (2013) ve Bai (2019) tarafından yapılan parametrelerin birimler boyunca sabit olduğu kısıtını değiştirerek $\pi_i = (\phi_i, \beta'_{0i}, \beta'_{1i})'$'nin değişmesine izin vermişlerdir.

Tahmin,

$z_{i,t} = (y_{i,t}, x'_{i,t}, g'_{i,t})'$ ve (2.31)-(2.32)'deki denklemler beraber yazılırsa,

$$A_{0,i} z_{i,t} = c_i + A_{1,i} z_{i,t-1} + c_i f_t + e_{i,t}, \tag{2.36}$$

eşitliği ele edilmektedir. Burada $c_i = (c_{y,i}, c'_{w,i})'$, $c_i = (\gamma_i, \Gamma_i)'$, $\Gamma_i = (\Gamma_{x,i}, \Gamma_{g,i})$ sırasıyla $m \times k_x$ ve $m \times k_g$ boyutlu $\Gamma_{x,i}$ ve $\Gamma_{g,i}$ matrisleri ifade etmek üzere,

$$A_{0i} = \begin{pmatrix} 1 & -\beta'_{0i} & \underset{1 x k_g}{0} \\ \underset{k_x \times 1}{0} & I_{k_x} & \underset{k_x \times k_g}{0} \\ \underset{k_g \times 1}{0} & \underset{k_g \times k_x}{0} & I_{kg} \end{pmatrix}, \qquad A_{1i} = \begin{pmatrix} \phi_i & \beta'_{1i} & \underset{1 x k_g}{0} \\ \alpha_{xi} & \underset{k_x x k_x}{0} & \underset{k_x \times k_g}{0} \\ \alpha_{gi} & \underset{k_g \times k_x}{0} & \underset{k_g \times k_g}{0} \end{pmatrix}, \qquad e_{it} = (\varepsilon_{it}, v'_{it})'$$

$\alpha_i = (\alpha'_{x,i}, \alpha'_{g,i})'$ sırasıyla $k_x \times 1$ ve $k_g \times 1$ boyutlu α_{xi} ve α_{gi} vektörlerini ve $e_{i,t} = (\varepsilon_{i,t}, v'_{i,t})$'deki $v_{i,t} = (v'_{xit}, v'_{xit})'$ sırasıyla $k_x \times 1$ ve $k_g \times 1$ boyutlu v_{xit} ve v_{git} vektörleridir. $e_{i,t}$ ise, otokorelasyonlu bir süreçtir.

[106] **A.e.,** s.395.

$z_{i,t}$'nin indirgenmiş formunun, otokorelasyonlu olarak gösterimi aşağıdaki gibi elde edilmektedir,

$$z_{i,t} = c_{zi} + A_i z_{i,t-1} + A_{0i}^{-1} c_i f_t + e_{zit} \tag{2.37}$$

burada $c_{zi} = A_{0i}^{-1} c_i$, $e_{zit} = A_{0i}^{-1} e_{it}$ ve $A_i = A_{0i}^{-1} A_{1i}$ eşitlikleri vardır. Aşağıdaki varsayımlar yapılmaktadır,

Varsayım 1: Birimlere Özgü Hatalar:[107]

Tüm i, j, t ve t''ler için birimlere özgü hatalar $\varepsilon_{i,t}$, $v_{j,t}$'den bağımsız olarak dağılmaktadır:

$$E(\varepsilon_{i,t} v_{j,t}) = 0$$

$\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}, ..., \varepsilon_{Nt})'$ hatalar vektörü $\varepsilon_t = R\zeta_{\varepsilon t}$'ye göre mekânsal korelasyonludur. Her bir $i = 1, 2, 3, ..., N$ için, $v_{i,t}$ mutlak toplanabilir otokovaryansla aşağıdaki doğrusal durağan süreçleri izlemektedir,

$$v_{i,t} = \sum_{\ell=0}^{\infty} s_{i\ell} \zeta_{v,i,t-\ell} \tag{2.38}$$

burada ζ_{vit}, $k \times 1$ boyutlu IID rassal değişkenler vektörüdür. Varyans,

$$\left\| \mathrm{Var}(v_{it},) \right\| = \left\| \sum_{\ell=0}^{\infty} s_{i\ell} s'_{i\ell} \right\| \leq K < \infty \tag{2.39}$$

şeklinde ifade edilmektedir.

Varsayım 2: Ortak Etkiler:

[107] Ignace De Vos, Gerdie Everaert, **"Bias-Corrected Common Correlated Effects Pooled Estimation in Dynamic Panels"**, Journal of Business & Economic Statistics, 2019, s. 4.

$m\times1$ boyutunda gözlenemeyen ortak etkiler vektörü, $f_t=(\mathrm{f}_{1t},\mathrm{f}_{2t},\mathrm{f}_{3t},...,\mathrm{f}_{mt})'$, mutlak toplanabilir otokovaryansla kovaryans durağandır, tüm i,t ve t''ler için birimlere özgü hatalar $\varepsilon_{i,t}$ ve $\mathrm{v}_{i,t}$'den bağımsız olarak dağılmaktadır. $f_{\ell t}$'nin dördüncü moment koşulları sınırlandırılmıştır.

Varsayım 3: Faktör Yükleri:[108]

Faktör yükleri γ_i ve Γ_i i'ler boyunca IID'dir ve ikinci moment koşulları ile sınırlandırılmışlardır. Sırasıyla,

$$\gamma_i=\gamma+\eta_{\gamma i},\qquad \eta_{\gamma i}\sim IID(\underset{m\times1}{0},\Omega_\gamma)\qquad (i=1,2,3...\mathrm{N}\text{ için})$$

ve,

$vec(\Gamma_i)=vec(\Gamma)+\eta_{\Gamma i}$, $\eta_{\Gamma i}\sim IID(\underset{km\times1}{0},\Omega_\Gamma)$ $(i=1,2,3...\mathrm{N}$ için$)$ şeklinde ifade edilmektedir. Burada Ω_γ ve Ω_Γ, $m\times m$ ve k$m\times km$ boyutlu negatif olmayan simetrik tanımlı matrislerdir , $\|\gamma\|<K$, $\|\Omega_\gamma\|<K$, $\|\Gamma\|<K$ ve $\|\Omega_\Gamma\|<K$ eşitlikleri geçerlidir.

Varsayım 4: Heterojen Katsayılar:

$(2k_x+1)\times1$ boyutlu katsayılar vektörü $\pi_i=(\phi_i,\beta_{0i}',\beta_{1i}')'$ tesadüfi katsayılar modelindeki gibi düşünülmektedir;

$$\pi_i=\left(\pi+v_{\pi_i}\right),\ v_{\pi i}\sim IID(\underset{2k_x+1\times1}{0},\Omega_\gamma)\qquad (i=1,2,3...\mathrm{N}\text{ için})\qquad (2.40)$$

burada $\pi=(\phi,\beta_0',\beta_1')'$ ve $\|\pi\|<K$, $\|\Omega_\pi\|<K$ eşitlikleri vardır ve Ω_π, $(2k_x+1)\times(2k_x+1)$ boyutlu negatif olmayan simetrik tanımlı matristir. Tesadüfi sapmalar v_{π_i}, γ_j, Γ_j, $\varepsilon_{j,t}$, $\mathrm{v}_{j,t}$ ve f_t' den bağımsız olarak dağılmaktadır.

[108] Alexander Chudik, M. Hashem Pesaran, 2015, **a.g.e.**, s. 395.

Varsayım 5: Bağımsız değişkenler ve Ortak faktörler:

Bağımsız değişkenler ve ortak faktörler $\omega_{it} = \left(\mathrm{x}_{it}^{'}, \mathrm{g}_{it}^{'}\right)^{'}$ katı veya zayıf dışsallardır ve tüm i, j ve t'ler için v_{π_j}, γ_j, Γ_j, $\varepsilon_{j,t}$, $\mathrm{v}_{j,t}$ ve f_t 'den bağımsız olarak dağılmaktadırlar.

Varsayım 6: Rank Koşulu:[109]

$(k+1)\times m$ boyutlu $\mathrm{C}=[\gamma, \Gamma]'$ matrisi $rank(\mathrm{C}) = \mathrm{m}$ (tam sütun rankı) rankına sahiptir. Gözlenemeyen faktörler $\mathrm{f}_t = G(L)\tilde{\mathrm{z}}_{wt} + O_p\left(N^{-1/2}\right)$ (2.31) eşitliğinde yerine yerleştirildiğinde, aşağıdaki eşitlik elde edilmektedir,[110] [111]

$$y_{it} = c^*_{yi} + \phi_i y_{i,t-1} + \beta_{0i}^{'}\mathrm{x}_{it} + \beta_{1i}^{'}\mathrm{x}_{i,t-1} + \delta_i^{'}(L)\bar{z}_{wt} + \varepsilon_{it} + \mathrm{O}_p\left(N^{-1/2}\right) \tag{2.41}$$

burada ,

$$\delta_i(L) = \sum_{\ell=0}^{\infty}\delta_{i\ell}L^{\ell} = G'(L)\gamma_i \tag{2.42}$$

ve $c^*_{yi} = c_{yi} - \delta_i^{'}(1)\bar{\mathrm{c}}_{zw}$ eşitlikleri vardır. (2.41)'deki denklemden yola çıkılarak yatay kesit genişletilmiş regresyonlar aşağıdaki gibi ifade edilmektedir,

$$y_{i,t} = c^*_{yi} + \phi_i y_{i,t-1} + \beta_{0i}^{'}\mathrm{x}_{it} + \beta_{1i}^{'}\mathrm{x}_{i,t-1} + \sum_{\ell=0}^{p_T}\delta_{i\ell}^{'}\bar{\mathrm{z}}_{\omega,t-\ell} + e_{yit} \tag{2.43}$$

burada p_T gecikme sayısını göstermektedir. Hata terimi e_{yit},

$$e_{yit} = \varepsilon_{it} + \sum_{\ell=p_T+1}^{\infty}\delta_{i\ell}^{'}\bar{\mathrm{z}}_{\omega,t-\ell} + O_p\left(N^{-1/2}\right) \tag{2.44}$$

---

[109] Ignace De Vos, Gerdie Everaert, 2019, **a.g.e.**, s. 5.

[110] Alexander Chudik, M. Hashem Pesaran, 2015, **a.g.e.**, s. 397.

[111] $\mathrm{G(L)}=\left(\mathrm{C'C}\right)^{-1}\mathrm{C'}\Lambda^{-1}(\mathrm{L})$ şeklinde ifade edilmektedir.

şeklinde ifade edilebilmektedir. (2.43)'deki eşitlikten π'nin EKK tahmincisi $\hat{\pi}_i = (\hat{\phi}_i, \hat{\beta}_{0i}^{'}, \hat{\beta}_{1i}^{'})^{'}$ elde edilmektedir. Ayrıca aşağıdaki veri matrisleri,

$$\Xi_i = \begin{pmatrix} y_{ip_T} & \mathrm{x}'_{i,p_T+1} & \mathrm{x}'_{i,p_T} \\ y_{i,p_T+1} & \mathrm{x}'_{i,p_T+2} & \mathrm{x}'_{i,p_T+1} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ y_{i,T-1} & \mathrm{x}'_{iT} & \mathrm{x}'_{i,T-1} \end{pmatrix} \tag{2.45}$$

$$\bar{Q}_\omega = \begin{pmatrix} 1 & \bar{\mathrm{z}}'_{\omega,p_T+1} & \bar{\mathrm{z}}'_{\omega,p_T} & \cdots & \bar{\mathrm{z}}'_{\omega,1} \\ 1 & \bar{\mathrm{z}}'_{\omega,p_T+2} & \bar{\mathrm{z}}'_{\omega,p_T+1} & \cdots & \bar{\mathrm{z}}'_{\omega,2} \\ \vdots & \vdots & & & \vdots \\ 1 & \bar{\mathrm{z}}'_{\omega,T} & \bar{\mathrm{z}}'_{\omega,T-1} & \cdots & \bar{\mathrm{z}}'_{\omega,T-p_T} \end{pmatrix} \tag{2.46}$$

ve projeksiyon matrisi,

$$\bar{\mathrm{M}}_q = \mathrm{I}_{T-p_T} - \bar{Q}_\omega (\bar{Q}'_\omega \bar{Q}_\omega)^{+} \bar{Q}'_\omega \tag{2.47}$$

şeklinde ifade edilmektedir. Burada I_{T-p_T}, $(T-p_T)\times(T-p_T)$ boyutlu tanımlanan bir matristir. A^{+}, A'nın Moore-Pensore genelleştirilmiş tersini ifade etmektedir. Ξ_i, $\bar{Q}_\omega$ ve $\bar{\mathrm{M}}_q$ matrisleri ayrıca p_T, N ve T'ye bağlıdır, Notasyonları basitleştirmek için alt indisleri ihmal edilerek $\hat{\pi}_i$ aşağıdaki gibi yeniden yazılabilmektedir: [112]

$$\hat{\pi}_i = \left(\Xi'_i \bar{\mathrm{M}}_q \Xi_i\right)^{-1} \Xi'_i \bar{\mathrm{M}}_q \mathrm{y}_i \tag{2.48}$$

Varsayım 7:

I. $(t-p_T)^{th}$, $\tilde{\xi}_{it} = \left(\tilde{\xi}_{i1t}, \tilde{\xi}_{i2t}, \tilde{\xi}_{i3t}, ..., \tilde{\xi}_{i,2k_x+1,t}\right)'$ ile $\tilde{\Xi}_{\hat{i}} = \mathrm{M}_h \Xi_i$ matrisin satırını belirtmektedir. $\tilde{\xi}_{it}$'nin birimlere özgü elemanları benzer bir şekilde dördüncü momentler ile sınırlandırılmaktadır, başka bir deyişle pozitif bir K sabiti vardır.

[112] Alexander Chudik, M. Hashem Pesaran, 2015, **a.g.e.**, s. 397.

Herhangi bir $t = \mathrm{p}_T + 1,\ \mathrm{p}_T + 2, ..., T$ ve $s = 1, 2, 3, ..., 2k_x + 1$ için $\mathrm{E}\left(\xi_{ist}^4\right) < k$ 'dir.[113]

II. Tüm $N \geq N_0,\ \mathrm{T} \geq \mathrm{T}_0$ için olduğu gibi N_0 ve T_0 vardır, tüm i'ler için $\left(2k_x + 1\right) + \left(2k_x + 1\right)$ boyutlu $\hat{\Psi}_{\Xi,IT}^{-1} = (\Xi_i' \bar{\mathrm{M}}_q \Xi_i / T)^{-1}$ matrisleri vardır.

III. $\left(2k_x + 1\right) + \left(2k_x + 1\right)$ boyutlu $\sum_{i\xi}$, tüm i'ler için $\left\|\sum_{i\xi}^{-1}\right\| < K < \infty$ 'nin tersidir.[114]

2.7.1. Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler Ortalama Grup (DCCEMG) Tahmincisi

Chudik ve Pesaran (2015) hem bağımlı hem de katı dışsal değişkenler için yatay kesit ortalamalarının $\sqrt[3]{T}$ gecikmelerinin modele eklendiği takdirde tahmincilerin tutarlılık kazanacağını belirtmişlerdir. $p_T = \left[\sqrt[3]{T}\right]$ gecikme sayılarını göstermek üzere tahmin edilecek denklem,[115]

$$y_{i,t} = c_{iy} + \phi_i y_{i,t-1} + \beta_{0i} x_{i,t} + \beta_{1i} x_{i,t-1} + \sum_{\ell=0}^{p_T} \delta_{i\ell}' \bar{\mathrm{z}}_{t-\ell} + e_{yit} \qquad \left(i = 1, 2, 3 ... \mathrm{N}\ \text{için}\right) \qquad (2.49)$$

şeklindedir. Burada $\bar{z}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} z_{it} = \left(\bar{y}_t, \bar{x}_t, \bar{\mathrm{g}}_t\right)'$ 'dir.

$\pi = E\left(\pi_i\right) = (\phi, \beta_0', \beta_1')'$ 'nin ortalama grup tahmincisi,

$$\hat{\pi}_{DCCE,MG} = \sum_{i=1}^{N} \hat{\pi}_i \qquad (2.50)$$

şeklinde hesaplanmaktadır.

---

[113] M_h için Alexander Chudik, M. Hashem Pesaran (2015) Appendix (A.4)'e bakınız

[114] $\sum_{i\xi}$ için Alexander Chudik, M. Hashem Pesaran (2015) Appendix (A.14)'e bakınız

[115] Jan Ditzen, **"Estimating Dynamic Common-Correlated Effects in Stata"** , The Stata Journal, 2018, C:18, N:3, s. 587.

$\hat{\pi}_i$'nin Tutarlılığı (Teorem 1)[116]

Tüm varsayımlar sağlandığı (1-7) varsayımı altında, $(N, T, p_T) \overset{j}{\to} \infty$ ve $p_T^3 / T \to \varkappa$ $(0 < \varkappa < \infty)$ ise,

$$\hat{\pi}_i - \pi_i \to 0 \quad (2.51)$$
$$2k_x + 1x1$$

'dir. $\hat{\pi}_i$'nin tutarlı tahminini sağlayacak yeterli sayıda serbestlik derecesi olması için gecikme sayısının kısıtlanması gerekmektedir. Burada, $\sqrt{T}\ p^{p_T} \to 0$ gecikme sayısı önerilmektedir. $T \to \infty$ iken $p_T^3 / T \to \varkappa$ $(0 < \varkappa < \infty)$ ise, bu koşullar sağlanıyor demektir. Ayrıca **varsayım 6**'daki rank koşulu da $\hat{\pi}_i$'nin tutarlılığı için gereklidir.

$\hat{\pi}_{DCCEMG}$'nin Tutarlılığı (Teorem 2)

(1-5) ve (7) varsayımları sağlandığında ve $(N, T, p_T) \overset{j}{\to} \infty$ ise, $p_T^3 / T \to \varkappa$ $(0 < \varkappa < \infty)$ durumlarında,

I. Varsayım (6) da sağlanıyorsa,

$$\hat{\pi}_{DCCEMG} - \pi \quad \underset{\to}{p} \quad 0 \quad (2.52)$$
$$2k_x + 1x1$$

'dir.

II. Varsayım (6) sağlanıyor fakat f_t otokorelasyonlu değilse, 2.52 deki eşitlik geçerlidir.

Teorem 2, N ve T sonsuza giderken rank koşuluna bakılmaksızın faktörler korelasyonlu değilken fakat bağımsız değişkenler ile korelasyonlu olmasına izin verildiği durumda $\hat{\pi}_{DCCEMG}$'nin tutarlığını sağlamaktadır. Faktörler otokorelasyonlu olmadığı zaman, $\hat{\pi}_{DCCEMG}$ tutarlığı için rank koşulu gereklidir, çünkü rank koşulu

[116] Alexander Chudik, M. Hashem Pesaran, 2015, **a.g.e.**, s. 397.

sağlanmazsa faktörler korelasyonsuz ise, $x_{i,t}$ ve f_t'nin korelasyonundan dolayı $\hat{\pi}_i$ tutarsız olabilir.

$\hat{\pi}_{DCCEMG}$'nin Asimptotik dağılımı (Teorem 3)

(1-5) ve (7) varsayımları sağlandığında ve $(N,T,p_T) \xrightarrow{j} \infty$, $N/T \to \varkappa_1$ ve $p_T^3/T \to \varkappa_2$ $(0 < \varkappa_1, \varkappa_2 < \infty)$ iken,

I. Varsayım (6)da sağlanıyorsa,

$$\sqrt{N}(\hat{\pi}_{DCCEMG} - \pi) \xrightarrow{d} N\underset{2k_x+1\times 1}{(0}, \Omega_\pi) \tag{2.53}$$

'dir.

II. Varsayım (6) sağlanmıyor, fakat f_t otokorelasyonlu değilse,

$$\sqrt{N}(\hat{\pi}_{DCCEMG} - \pi) \xrightarrow{d} N\underset{2k_x+1\times 1}{(0}, \sum_{DCCEMG}) \tag{2.54}$$

'dir.

Yukarıdaki her iki durumda da $\hat{\pi}_{DCCEMG}$ asimptotik olarak aşağıdaki gibi tutarlı bir şekilde tahmin edilebilmektedir:

$$\hat{\Sigma}_{DCCEMG} = \frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N}\left(\hat{\pi}_i - \hat{\pi}_{DCCEMG}\right)\left(\hat{\pi}_i - \hat{\pi}_{DCCEMG}\right)' \tag{2.55}$$

Eğer C tam sütün rankına sahipse, $\hat{\pi}_i$ tutarlıdır ve grup ortalama tahmincisinin asimptotik varyansı sadece $\hat{\pi}_i$' nin varyansına bağlı olarak belirlenir. Buna rağmen C tam sütün rankına sahip değilse ve faktörler otokorelasyonlu değilse, $\hat{\pi}_i$ tutarsız olacaktır, fakat $\hat{\pi}_{DCCEMG}$ tutarlı olacak ve asimptotik normal dağılacaktır. Zaman serisi sapmalarından dolayı $\hat{\pi}_{DCCEMG}$'nin asimptotik dağılımının elde edilmesi için, $N/T \to$

$\varkappa_1$ gerekmektedir ve dolayısıyla N göre T'nin küçük olduğu paneller için uygun değildir[117].

Özetlemek gerekirse **DCCEMG** ve **DCCEP** modellerinin tutarlı tahmini hem statik hem de dinamik versiyonlarında büyük N ve büyük T'ye bağlıdır. Chudik ve Pesaran (2015), "Half-Panel" jackknife ve tekrarlamalı ortalama sapması düzeltilmiş tahmincileri önermişlerdir. Bu düzeltmelerin hiçbiri hata-faktör yapısını gerektirmemekte ve DCCEMG'ye uygulanabilmektedir.

Jackknife sapması düzeltilmiş **DCCEMG** tahmincisi[118],

$$\tilde{\pi}_{MG} = 2\hat{\pi}_{MG} - \frac{1}{2}\left(\hat{\pi}^{a}_{MG} + \hat{\pi}^{b}_{MG}\right) \tag{2.56}$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Burada $\hat{\pi}^{a}_{MG}$, mevcut olan zamanın ilk yarısı ile $\left(t = 1,...,\mathrm{T}_i/2\right)$ yapılan tahminci iken $\hat{\pi}^{b}_{MG}$, ikinci yarısı $\left(t = \mathrm{T}_i/2+1,...,\mathrm{T}_i\right)$ ile yapılan tahmincidir.

Tekrarlamalı ortalama düzeltmesi ise tüm değişkenlerden kısmi ortalamanın farkını almaktadır,

$$\tilde{\omega}_{it} = \omega_{it} - \frac{1}{t-1}\sum_{s=1}^{t-1}\omega_{is} \qquad \left(i = 1,2,3...\mathrm{N}\ \text{ve t=2,3,...,T için}\right) \tag{2.57}$$

$$\tilde{y}_{it} = y_{it} - \frac{1}{t-1}\sum_{s=1}^{t-1}y_{is}$$

burada $\omega_{it} = \left(\mathrm{x}_{it}^{`}\mathrm{g}_{it}^{`}\right)^{`}$'dir. Daha sonra $\tilde{y}_{it}$ ve $\tilde{\omega}_{it}$ kullanılarak sapması düzeltilmiş **DCCEMG** tahmincisi hesaplanmaktadır.

[117] **A.e.**, s.398.
[118] Jan Ditzen**,** 2018, **a.g.e.**, s. 589.

2.7.2. Havuzlanmış Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler (DCCEP) Tahmincisi

Everaert ve Groote (2014), standart grup içi tahmincinin dinamik panellerde hem birim boyutu N'in hem de zaman boyutu T'nin sonsuza gitme eğiliminde olsa bile tutarsız olduğunu göstermiştir ve Pesaran (2006)'nın CCEP tahmincisinin özelliklerini araştırmıştır. CCEP tahmincisi N ve T sonsuza giderken tutarlıdır. Everaert ve Groote (2014) yaptığı simülasyonlar sonucunda, CCEP tahmincisinin birim boyutu N'nin boyutu önemli olmaksızın zaman boyutu T'nin küçük olmaması şartıyla dinamik panel veri modellerinin tahmininde kullanabileceğini göstermiştir. Statik model için ise kısıtsız CCEP tahmincisi, $N \to \infty$ ve sabit T durumda tutarsızdır, fakat $N,T \to \infty$ hem kısıtlı hem de kısıtsız CCEP tahmincilerin tutarlı olduğunu göstermişlerdir[119][120]

Aşağıdaki bir gecikmeli dinamik panel veri modeli ele alındığında,[121]

$$y_{i,t} = \alpha_i + \rho y_{i,t-1} + \mathrm{x}_{i,t}^{'}\beta + e_{i,t} \qquad (i = 1,2,3...\mathrm{N} \text{ ve t=1,2,3,...,T için}) \tag{2.58}$$

$$e_{i,t} = \gamma_i^{'}\mathrm{f}_t + \varepsilon_{i,t} \tag{2.59}$$

burada α_i gözlenemeyen birim etkiler, $\mathrm{x}_{i,t}$ katı dışsal bağımsız değişkenlerin birimlere özgü $k_x \times 1$ boyutlu sütün vektörü, f_t ortak faktörler, γ_i heterojen faktör yükleri ve $\varepsilon_{i,t}$ birimlere özgü hata terimidir. Bilinmeyen ρ ve β parametrelerinin yatay kesit birimler boyunca homojen olduğu ve sınırlı bir sabit tarafından kısıtlandırıldığı varsayılmaktadır.

$k_w = 1 + k_x$ durumunda (2.58) ve (2.59)'daki eşitlikler aşağıdaki gibi yazılabilmektedir,

$$y_i = \alpha_i \iota_T + \mathrm{w}_i\delta + \mathrm{F}\gamma_i + \varepsilon_i \tag{2.60}$$

---

[119] Gerdie Everaert,Tom De Groote, **"Common Correlated Effects Estimation of Dynamic Panels with Cross-Sectional Dependence"**, Econometric Reviews, 2014, C:35, N:3, s. 428.
[120] Gerdie Everaert,Tom De Groote, 2014, **a.g.e.**, s.448.
[121] Ignace De Vos, Gerdie Everaert, 2019, **a.g.e.**, s.2.

burada, $\delta = \left[\rho, \beta^{'}\right]^{'}$, $\mathrm{w}_i = \left[y_{i,-1}, \mathrm{X}_i\right]$, $\mathrm{X}_i = \left[\mathrm{x}_{i1}, ..., \mathrm{x}_{iT}\right]^{'}$, $y_i = \left[y_{i1}, ..., y_{iT}\right]^{'}$, $y_{i,-1} = \left[y_{i0}, ..., y_{i,T-1}\right]^{'}$, $\mathrm{F} = \left[\mathrm{f}_1, ..., \mathrm{f}_T\right]^{'}$ ve $\varepsilon_i = \left[\varepsilon_{i1}, ..., \varepsilon_{iT}\right]^{'}$'dir.

$T \times c$ boyutlu $Q = \left[\iota_T, \bar{\mathrm{y}}, \bar{\mathrm{y}}_{-1}, \bar{\mathrm{Z}}, ..., \bar{\mathrm{Z}}_{-P^*}\right]$ matrisi kullanılarak (2.60)'deki model aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir:

$$\mathrm{y}_i = \mathrm{w}_i \delta + Q k_i + \mathrm{e}_i \tag{2.61}$$

δ için **DCCEP** tahmincisi aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır[122],

$$\hat{\delta} = \left(\sum_{i=1}^{N} \mathrm{w}_i^{'} \mathrm{M} \mathrm{w}_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^{N} \mathrm{w}_i^{'} \mathrm{M} \mathrm{y}_i \tag{2.62}$$

burada $\mathrm{M} = \mathrm{I}_T - \mathrm{H}$ ve $\mathrm{H}=\mathrm{Q}(\mathrm{Q}^{'}\mathrm{Q})^{\dagger}\mathrm{Q}^{'}$'dır, H, Q'nun projeksiyonudur.

2.8. Görünürde İlişkisiz Regresyon (SUR) Tahmincisi

Panel veri modellerinde birimler arası korelasyon olması durumunda Zellner'in (1962) ***görünürde ilişkisiz regresyon (SUR) modeli*** yardımıyla birimler arası korelasyon problemine çözüm getirilmektedir. SUR modelleri, her biri kendi hata terimine sahip olan birkaç regresyon modelinin birlikte bir sistem tahmin edilmesine dayanmaktadır. Örnek olarak birbirinden farklı sektörler, endüstriler ve bölgeler için talep modelleri düşünülebilir. Bu modeller farklı değişkenlere sahip olmalarına dolayısıyla bir görünüş sergilemelerine rağmen, benzer faktörler tarafından etkilendikleri için çoğu durumda modellerin hata terimleri birbirine bağımlı olacaktır. SUR model kullanımı ile kalıntılar arasındaki korelasyon dikkate alınarak sistem dahilinde çözülmesiyle ve etkinlik kaybının oluşması engellenmektedir[123].

Zellner'in (1962) SUR tahmincisi, eşitliklerdeki parametrelerin, Aitken'in genelleştirilmiş en küçük karelerinin tüm sisteme uygulanıp eş zamanlı olarak tahmin

[122] **A.e.,** s.4.
[123] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **İleri Panel Veri Analizi**, **a.g.e.**, 2018, s. 192.

edilmesi olarak tanımlanabilmektedir.[124] SUR modeli için M sayıda denklem eşitlikleri,

$$\begin{aligned} \mathrm{y}_1 &= \mathrm{x}_1\beta_1 + u_1 \\ \mathrm{y}_2 &= \mathrm{x}_2\beta_2 + u_2 \\ \vdots \quad &\quad \vdots \quad \vdots \\ \mathrm{y}_M &= \mathrm{x}_M\beta_M + u_M \end{aligned} \tag{2.63}$$

veya,

$$\mathrm{y}_i = \mathrm{X}_i\beta_i + \mathrm{u}_i \quad (i = 1,...,M. \text{ için})$$

şeklinde ifade edilebilmektedir. SUR modeli için aşağıdaki temel varsayımlar yapılmıştır,[125]

1. Bağımsız değişkenler katı dışsaldır: $E\left[u \mid x_1,\ x_2,...,\ x_M\right] = 0$,

2. Hata terimleri homoskedastiktir: $E\left[u_m u_m^{'} \mid x_1,\ x_2,...,\ x_M\right] = \sigma_{mm}\mathrm{I}_T$

3. Hata terimleri arasında eş zamanlı korelasyon vardır, bir başka ifade ile hata terimleri, farklı zaman dönemindeki denklemlerin hata terimleri ile korelasyonsuz iken, aynı zaman dönemindeki denklemlerin hata terimleri ile korelasyonludur.

$$E\left[u_{it}u_{js}^{'} \mid x_1,\ x_2,...,\ x_M\right] = \sigma_{ij}$$

2. Her bir denklemin hata teriminin beklenen değeri sıfırdır: $E\left[u_i\right] = 0$.

(2.63)'deki denklemler sistemi gibi matris formatında;

[124] Arnold Zellner, **"An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias"** , Journal of the American Statistical Association, 1962, C:57 , No: 298 , s . 348.
[125] William H.Greene, **Econometric Analysis**, Pearson Education, 7. bs., Chichester , 2012, s. 292.

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & x_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & x_M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_M \end{bmatrix} \tag{2.64}$$

veya,

$$y = X\beta + u \tag{2.65}$$

şeklinde gösterilebilmektedir. Hata teriminin $M \times M$ boyutlu kovaryans matrisi aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\sum = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1M} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2M} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \sigma_{M1} & \sigma_{M2} & \cdots & \sigma_{MM} \end{bmatrix} \tag{2.66}$$

Hata teriminin varyans – kovaryans matrisi $\Omega = \sum \otimes I$ iken, tersi $\Omega^{-1} = \sum^{-1} \otimes I$'dir. Genelleştirilmiş EKK tahmincisi aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır,[126]

$$\hat{\beta} = \left[X'\Omega^{-1}X \right]^{-1} X'\Omega^{-1}y = \left[X'\left(\sum^{-1} \otimes I\right)X \right]^{-1} X'\left(\sum^{-1} \otimes I\right)y \tag{2.67}$$

Panel veri modelleri için SUR tahmincisi, birimler arası korelasyon ve heterojenliğe izin vermekte, fakat dinamik modellerde görülen içsellik problemi 1 numaralı varsayımı ihlal ettiğinden sapmalı tahminlere sebep olmaktadır.

2.9. Araç Değişkenli Görünürde İlişkisiz Regresyon (IVSUR) Tahmincisi

Önceki bölümlerde dinamik panel veri modelleri için içsellik, heterojenlik ve birimler arası korelasyon durumlarında tahmin yöntemleri ele alınmıştı. Özet olarak içsellik problemi, içselliğe neden olan gecikmeli bağımlı değişken yerine uygun araç değişken(ler) kullanılarak iki aşamalı EKK (2SLS) yardımıyla çözülebilmektedir. Bu durumda Anderson ve Hsiao, Arellano ve Bond, Arellano ve Bover, Blundell-Bond

[126] **A.e.,** s.293.

Sistem GMM tahmincileri sıklıkla kullanılmaktadır, fakat sayılan tahminciler panel heterojen ve birimler arası korelasyonlu ise zayıf kalmaktadır. Heterojen tahmincilerden ortalama grup tahmincisi ve Swamy'nin tesadüfi katsayılar modeli ise hem içsellik problemine bir çözüm sunamamakta, hem de birimler arası korelasyonu dikkate almamaktadır. Yatay kesit ortalamadan fark alınması, ortak korelasyonlu etkiler tahmincisi ya da görünürde ilişkisiz regresyon ise heterojenliği ve birimler arası korelasyonu dikkate alırken içsellik ile ilgili bir işlem yapmamaktadır. Bahsi geçen tüm problemleri çözen dinamik ortak korelasyonlu etkiler tahmincisi N küçükken kullanılamamaktadır.

Bu başlık altında türetilen Araç Değişkenli Görünürde İlişkisiz Regresyon (IVSUR) tahmincisi, içsellik probleminin üstesinden gelmesinin yanı sıra birimler arası korelasyonu ve heterojenliği dikkate alacak şekilde tahminler gerçekleştirmekte ve birim boyutu N küçükken kullanılabilmektedir.

IVSUR tahmin yöntemi, özet olarak aşağıdaki gibi iki aşamadan oluşmaktadır:

İlk aşamada tüm birimler için kurulan dinamik modeller, modelin sağ tarafında yer alan ve içselliğe neden olan bağımlı değişkenin gecikmeli değeri yerine hata terimi ile korelasyonsuz ve yerine geçeceği değişken ile yüksek derecede korelasyonlu olacak şekilde araç değişken(ler) $\left(z_{it}\right)$ kullanılarak dönüştürülmekte ve her birim için modeller EKK yöntemi ile tahmin edilmektedir. Örneğin aşağıdaki gibi 1 gecikmeli heterojen dinamik bir panel veri modeli ele alındığında;

$$y_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}x_{i1} + ... + \beta_{iM}x_{iM} + \delta_i y_{it-1} + u_{it} \tag{2.68}$$

Burada $Cor\left(y_{it-1}u_{it}\right) \neq 0$ olmasından dolayı içsellik meydana gelmektedir. Her bir birim için içselliğe neden olan değişken için model araç değişkenlerle dönüştürülür.

$$\begin{aligned} y_{1t-1} &= \alpha_{10} + \alpha_{11}x_{11t} + ... + \alpha_{1M}x_{1Mt} + \beta_1 z_{1t} + u_{1t} \\ y_{2t-1} &= \alpha_{20} + \alpha_{21}x_{21t} + ... + \alpha_{2M}x_{2Mt} + \beta_2 z_{2t} + u_{2t} \\ \vdots \quad & \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \end{aligned} \tag{2.69}$$

ve bu modeller tek tek EKK yöntemi ile tahmin edilmekte, dolayısıyla bu aşamada her bir birim için iki aşamalı EKK'in birinci aşama tahmini elde edilmektedir. Genelde

y_{t-1} için araç değişken olarak bağımlı değişkenin iki gecikmeli değerinin (y_{t-2}) kullanılması önerilmektedir. Bu aşamada eğer uygun araç değişken kullanılmışsa içsellik problemi çözülebilmektedir.

İkinci aşamada her bir birim için ilk aşamada tahmin edilen denklemlerin bağımlı değişkenleri (2.68)'e birimler bazında yerine yerleştirilmekte;

$$\begin{array}{l} y_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11}\hat{y}_{1t-1} + \beta_{12}x_{12} + \ldots + \beta_{1M}x_{1M} + e_{1t} \\ y_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21}\hat{y}_{2t-1} + \beta_{22}x_{22} + \ldots + \beta_{2M}x_{2M} + e_{2t} \\ \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \end{array} \tag{2.70}$$

ve bu modellerin hata terimleri (e) için (2.66)'daki gibi varyans – kovaryans matrisi oluşturulmaktadır. Daha sonra (2.70)'deki denklemler sistem olarak düşünülmekte ve (2.67)'deki gibi GEKK tahmini $\left(\hat{\beta}_{i,IVSUR}\right)$ yapılmaktadır.

Özet olarak ilk aşamada içselliğe neden olan değişken yerine uygun araç değişken kullanılarak içsellik problemi çözülmekte, ikinci aşamada ise birimler arası korelasyon dikkate alınarak ilk aşamada tahmin edilen bağımlı değişkenin gecikmeli değeri kullanılarak model tahmini SUR ile gerçekleştirilmektedir. Dolayısıyla SUR'un heterojenliği ve birimler arası korelasyonu dikkate alan yaklaşımına araç değişken yaklaşımı ile içsellik problemi de çözülmektedir.

2.10. Araç Değişkenli Görünürde İlişkisiz Regresyon Ortalama Grup (IVSURMG) Tahmincisi

Araç değişkenli görünürde ilişkisiz regresyon ortalama grup ortalama grup tahmincisi, bir önceki başlıkta birimler bazında elde edilen IVSUR tahmincisinin ortalaması alınarak elde edilmektedir,

$$\hat{\beta}_{IVSURMG} = N^{-1}\sum_{i=1}^{N}\hat{\beta}_{i,IVSUR} \tag{2.71}$$

standart hatalar ise,

$$SE = \sqrt{\frac{\left(\sum_{i=1}^{N} \hat{\beta}_{i,IVSUR} - \hat{\beta}_{IVSURMG}\right)^2}{N-1}} \qquad (2.72)$$

şeklinde elde edilmekte ve buradan t istatistikleri de hesaplanabilmektedir.[127]

2.11. Panel Medyan Sapmasız (PMU) Tahminci

Daha önce de belirtildiği gibi dinamik panel veri modellerinin tahmininde ***birimler arası korelasyon (CSD)***, ***heterojenlik*** ve ***küçük örneklem sapması*** **(SSB)** problemlerini dikkate almak son yıllarda büyük önem kazanmıştır. Sayılan bu problemler birbirinden bağımsız değillerdir ve dinamik panel modellerinde beraber bulunmaları durumunda daha büyük sorun teşkil etmektedir. İkinci bölümün giriş kısmında belirtildiği gibi dinamik panel veri modellerinin tahmini için kullanılan ve birinci bölümde ifade edilen tahminciler modelde birimler arası korelasyonun varlığı durumunda sapmalı sonuçlar vereceklerdir.

Dinamik modellerdeki katsayıların en küçük kareler ile tahmininde meydana gelen küçük örneklem sapması, panel veri modellerinde zaman serilerine göre daha ciddi bir problem teşkil etmektedir (Nickell, 1981). Dinamik panel veri modellerinin tahmininde, küçük örneklem sapması problemi ve bu sapmadan dolayı ortaya çıkan güçlükler ile başa çıkabilmek için ***panel medyan sapmasız[128] tahminciler*** önerilmiştir[129].

Andrews (1993), birinci mertebeden otoregresif modeller için medyan sapmasız tahminine kapsamlı bir yaklaşım sunmuştur. Andrews (1993), sabitli ve trendsiz, sabitli, sabitli ve trendli olmak üzere üç model ele almıştır.[130] Cermeno (1999), Andrews'in (1993) yaklaşımını homojen trendler ve sabit etkiler dinamik

[127] M. Hashem Pesaran, Yongcheol Shin ve Ron. P. Smith, **"Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels"**, *Journal of the American Statistical Association*, V:94, N:446, 1999, s.626.
[128] Medyan değer ile gerçek değer arasındaki fark "**Medyan Sapması**" olarak adlandırılır.
[129] Peter C. B. Phillips, Donggyu Sul, **"Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing under Cross Section Dependence "**, The Econometrics Journal, 2003, C:6 , s. 218.
[130] Donald W. K. Andrews, **"Exactly Median-Unbiased Estimation of First Order Autoregressive / Unit Root Models",** The Econometric Society, 1993, C:61, N:1, s. 143.

panel veri modelleri için genişletmiştir. Phillips ve Sul (2003) ise, bu metodu tam parametre heterojenliğinin yanı sıra birimler arası korelasyonlu durum için genişlettirmişlerdir. Birimler arası korelasyon durumu için ***Panel Esnek Genelleştirilmiş Medyan Sapmasız Tahminci***yi(**PFGMU**) ve parametre heterojenliğini de dikkate alacak şekilde ***Panel Görünürde İlişkisiz Medyan Sapmasız Tahminci***sini(**PSURMU**) önermişlerdir. Dolayısıyla PSURMU hem heterojenlik hem de birimler arası korelasyon sorununu ele almaktadır. Cermeno (1993) ve Phillips ve Sul (2003), Andrews'in (1993) üç temel modelinin panel versiyonlarını ele almışlardır. Medyan sapmasız tahmincileri oluşturmak için Gauss dağılımdan yararlanılmaktadır. Temel modellerinin her biri gizil bir panel içermektedir. $\left\{ y_{i,t}^{*} : t = 0,1,...,T;\ \text{i=1,...,N} \right\}$, $y_{i,t}^{*}$ için model,[131]

$$y_{i,t}^{*} = \rho y_{i,t-1}^{*} + u_{i,t} \qquad \left(t = 1,...,T \text{ ve i=1,...,N için}\right) \tag{2.73}$$

şeklinde ifade edildiğinde burada $\rho \in (-1,1]$, $u_{i,t} \sim IID\ \mathrm{N}(0,\sigma_i^2)$ 'dir ve tüm $i \neq j$ ve tüm s, t'ler için $u_{i,t}$, $u_{j,s}$'den bağımsızdır. Başlangıç değeri aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir:

$$y_{i,0}^{*} \sim \begin{cases} N\left(0, \dfrac{\sigma_i^2}{1-\rho^2}\right) & \rho \in (-1,1) \\ O_p(1) & \rho = 1 \end{cases}$$

$\rho \in (-1,1)$ olduğu zaman, $y_{i,t}^{*}$ sıfır ortalamaya sahiptir. Panel, zaman boyunca AR(1) yapısı izlemektedir ve i'ler boyunca bağımsızdır. $\rho = 1$ olduğu zaman ise $y_{i,t}^{*}$, $y_{i,0}^{*}$ başlangıç değerinden başlayan rassal yürüyüşe sahiptir ve i'ler boyunca bağımsızdır. $\left\{ y_{i,t} : t = 0,1,...,T;\ \text{i=1,...,N} \right\}$, $y_{i,t}^{*}$ cinsinden aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:[132]

Model 1: $\left(t = 0,...,T \text{ ve i=1,...,N}\right)$ ve $\rho \in (-1,1)$ için, $y_{i,t} = y_{i,t}^{*}$.

[131] Peter C. B. Phillips, Donggyu Sul, 2003, **a.g.e.**, s. 220.
[132] **A.e.**

Model 2: $(t=0,...,T \text{ ve i=1,...,N})$, $\mu_i \in R$ ve $\rho \in (-1,1]$ için, $y_{i,t} = \mu_i + y_{i,t}^*$.

Model 3: $(t=0,...,T \text{ ve i=1,...,N})$, μ_i, $\beta_i \in R$ ve $\rho \in (-1,1]$ için, $y_{i,t} = \mu_i + \beta_i t + y_{i,t}^*$.

Her bir durum için $y_{i,t}$ cinsinden dinamik panel veri gösterimleri aşağıdaki gibi ifade edilmektedir;

Model 1: $(t=1,...,T \text{ ve i=1,...,N})$ ve $\rho \in (-1,1)$ için, $y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + u_{i,t}$.

Model2: $(t=1,...,T \text{ ve i=1,...,N})$, $\underline{\mu}_i = \mu_i(1-\rho)$ ve $\rho \in (-1,1]$ için,
$y_{i,t} = \underline{\mu}_i + \rho y_{i,t-1} + u_{i,t}$.

Model 3: $(t=1,...,T \text{ ve i=1,...,N})$, $\underline{\mu}_i = \mu_i(1-\rho) + \rho\beta_i$, $\underline{\beta}_i = \beta_i(1-\rho)$ ve $\rho \in (-1,1]$ için, $y_{i,t} = \underline{\mu}_i + \underline{\beta}_i t + \rho y_{i,t-1} + u_{i,t}$.

Model 1-3'de $\rho \in (-1,1)$ olduğu zaman başlangıç değeri $y_{i,0} \square N\left(0, \sigma_i^2/(1-\rho^2)\right)$ ve $\rho = 1$ olduğu zaman ise. $y_{i,0} = O_p(1)$ 'dir.

Andrews'de (1993) olduğu gibi temel fikir, $\mathrm{P}\left[\hat{\rho}_{pols} < m(\rho) \mid \rho\right] = \frac{1}{2}$ ilişkisindeki medyan fonksiyonu $(m(\rho))$, $\mathrm{P}\left[\hat{\rho}_{pemu} < \rho \mid \rho\right] = \frac{1}{2}$ ilişkisindeki $\hat{\rho}_{pemu} = m^{-1}\left(\hat{\rho}_{pols}\right)$ tahminciyi türetebilmek için ters çevirebilmektedir.

2.11.1. Tam Panel Medyan Sapmasız (PEMU) Tahminci

Bu tahminci parametre heterojenliği ve birimler arası korelasyonu dikkate almaktadır. Andrews'in (1993) zaman serileri verileri için ifade ettiği özellikler panel

veriler için geliştirilmiştir. Burada ρ 'nin POLS tahmincisi (**M1-M3**) modelleri için $\hat{\rho}_{pols}$ ile; örneğin j. modelde ρ 'nin POLS tahmincisi $\hat{\rho}_{polsj}$ olarak belirtilecektir.[133]

Değişmezlik Özelliği 1: $\hat{\rho}_{polsj}$'nın dağılımı birimler arası korelasyon olduğu, model j'nin doğru olduğu ve tüm i'ler için $\sigma_i^2 = \sigma^2$ olduğu varsayımları altında sadece ρ 'ye bağlı olacaktır. Model 1 için $y_{i,t}$ durağan ise ortak varyansa $\left(\sigma_i^2\right)$, Model 2 için $\left(\sigma_i^2, \mu_i\right)$'e ve Model 3 için $\left(\sigma_i^2, \mu_i, \beta_i\right)$'e bağlı olacaktır.[134] Değişmezlik özelliği 1'de verilen ortak varyans koşulu oldukça güçlü bir varsayımdır ve birçok uygulama için uygun olmayacaktır. Bu özellik panel veriler için genişletilmiştir. $\hat{\rho}_{pols}$'un $m(\rho) = m_{T,N}(\rho)$ medyan fonksiyonuna sahip olduğu belirtilmekte ve bu fonksiyon kullanılarak panel medyan sapmasız tahminci aşağıdaki gibi elde edilmektedir,[135]

$$\hat{\rho}_{pemu} = \begin{cases} \hat{\rho}_{pols} > m(1) \text{ ise,} & 1 \\ m(-1) < \hat{\rho}_{pols} \leq m(1) \text{ ise,} & \mathrm{m}^{-1}\left(\hat{\rho}_{pols}\right) \\ \hat{\rho}_{pols} \leq m(-1) \text{ ise,} & -1 \end{cases} \tag{2.74}$$

burada, $m(-1) = \lim_{\rho \to -1} m(\rho)$ ve m^{-1}, $m(.) = \mathrm{m}_{T,N}(.)$ fonksiyonun tersidir, böylece $\mathrm{m}^{-1}(m(\rho)) = \rho$'dir. $\mathrm{q}_L(.)$ ve $\mathrm{q}_U(.)$ sırasıyla $\hat{\rho}_{pols}$ için üst ve alt limitler olarak varsayıldığında j modelinde ρ için $100(1-\rho)\%$ güven aralığı:

$$\hat{c}_{PU}^{L} = \begin{cases} \hat{\rho}_{pols} > q\mathrm{u}(1) \text{ ise,} & 1 \\ q\mathrm{u}(-1) < \hat{\rho}_{pols} \leq q\mathrm{u}(1) \text{ ise,} & q\mathrm{u}^{-1}\left(\hat{\rho}_{pols}\right) \\ \hat{\rho}_{pols} \leq q\mathrm{u}(-1) \text{ ise,} & -1 \end{cases} \tag{2.75}$$

[133] Peter C. B. Phillips, Donggyu Sul, 2003, **a.g.e.**, s. 224.
[134] **A.e.**
[135] **A.e.**

$$\hat{c}_{PU}^{U} = \begin{cases} \hat{\rho}_{pols} > qL(1) \text{ ise,} & 1 \\ qL(-1) < \hat{\rho}_{pols} \leq qL(1) \text{ ise,} & qL^{-1}\left(\hat{\rho}_{pols}\right) \\ \hat{\rho}_{pols} \leq qL(-1) \text{ ise,} & -1 \end{cases} \quad (2.76)$$

$\hat{c}_{PU}^{U}$ ve $\hat{c}_{PU}^{L}$, ρ için $100(1-\rho)\%$ güven aralığında sırasıyla alt ve üst güven limitlerini sağlamakta ve $\left\{\rho : \hat{c}_{PU}^{L} \leq \rho \leq \hat{c}_{PU}^{U}\right\}$ şeklinde gösterilmektedir.

2.11.2. Panel Görünürde İlişkisiz Medyan Sapmasız (PSURMU) Tahminci

Phillips and Sul (2003) yaptığı analizler sonucunda, yatay kesit örneklem büyüklüğünün (N) çok fazla olmadığı durumda havuzlanmış tahminlerde önemli olan birimler arası korelasyonun hesaplanabileceğini belirtmiştir. Bağımlı verilerin havuzlanmasındaki potansiyel avantajlarına ve dinamik panellerdeki sapmların düzeltilmesine rağmen havuzlanmış regresyonlardaki en önemli husus otoregresif katsayı (ρ) üzerindeki homojenlik kısıtlamasıdır. Buna rağmen, birimler arası korelasyondan dolayı parametreler heterojen olsa bile, panel verilerin havuzlanmasında avantaj vardır. Dinamik panelde hala dikkate alınması gereken küçük örneklem sapması problemleri vardır. ***Panel medyan sapmasız*** tahmincinin ***SUR*** versiyonu kullanılarak bu problem de çözülebilmektedir. **M1-M3** modelleri gizil panel değişken $y_{i,t}^{*}$ için, aşağıdaki heterojen otoregresif panel modeliyle birleştirildiğinde[136],

$$y_{i,t}^{*} = \rho_i y_{i,t-1}^{*} + u_{i,t} \qquad \left(t = 1,...,T \text{ ve i=1,...,N için}\right) \quad (2.77)$$

$$\mathrm{u_t} \sim i.i.d.\ \mathrm{N}(0, \mathrm{V}_u) \quad (2.78)$$

burada $\mathrm{u}_t = \left(u_{it},...,u_{Nt}\right)'$ dir. Bu formülasyon birimler arası hata korelasyonun genel formuna izin vermektedir. Tüm i'ler için $\left|\rho_i\right| < 1$ olduğu zaman hatadaki birimler

[136] **A.e.,** s.230.

arası korelasyon gecikmeli değişkenler $\left(y_{i,t}\ y_{j,t}\right)$ arasındaki birimler arası korelasyondan daha yüksektir. y_{it} ve y_{jt} arasındaki korelasyon aşağıdaki gibi yazılabilir[137],

$$\gamma_{i,j}^{y}=\frac{E(y_{i,t}y_{\mathrm{j,t}})}{\left\{E\left(y_{i,t}^{2}\right)E\left(y_{j,t}^{2}\right)\right\}^{\frac{1}{2}}}=\gamma_{ij}\frac{\sqrt{1-\rho_{i}^{2}}\sqrt{1-\rho_{j}^{2}}}{1-\rho_{i}\rho_{j}}<\gamma_{ij} \tag{2.79}$$

burada, $\gamma_{ij}=E(u_{i,t}u_{j,t})/\left\{E\left(u_{i,t}^{2}\right)E\left(u_{j,t}^{2}\right)\right\}^{\frac{1}{2}}$'dir. Dolayısıyla SUR tahmininden elde edilen kazanımlar önemlidir. Hata terimlerin daha fazla korelasyonlu olduğu panel veri eşitliklerinde bağımsız değişkenler birimler boyunca farklı ve daha az korelasyonludur. Sonuç olarak yinelemeye dayanan bir **SUR-MU** tahmincisi önerilmektedir,

Panel SUR-MU tahmincisi ρ_i aşağıdaki gibi elde edilmektedir.[138]

Adım 1: Her bir seri i=1,...,N için tam medyan sapmasız tahminler elde edilir $\left(\hat{\rho}_{iEMU}\right)$ ve Phillips and Sul'da (2003) verilen hata kovaryans matrisinin $\left(\hat{\mathrm{V}}_{EMU}\right)$ i=1,...,N tahminini elde etmek için tahmin edilen kalıntılar kullanılır.

Adım 2: Panel $\hat{\rho}_{iSUR}$ için $\hat{\mathrm{V}}_{EMU}$ kullanılarak, geleneksel SUR tahminleri elde edilir.

Adım 3: Panel SUR-MU tahminci (2.74)'de olduğu gibi $\hat{\rho}_{isurmu}=m^{-1}\left(\hat{\rho}_{isur}\right)$ olarak hesaplanır, fakat her bir i için $\hat{\rho}_{isur}$ tahmincinin $m(\rho)=m_{T,N}(\rho)$ medyan fonksiyonu kullanılır[139].

Adım 4: $\hat{\rho}_{isurmu}$ yakınsayana kadar **Adım 1-3** tekrarlanır.

---

[137] **A.e.**

[138] Rodolfo Cermeño, **"Median-Unbiased Estimation in Panel Data : Methodology and Applications to the GDP Convergence and Purchasing Power Parity Hypotheses"**, CIDE(Centro de Investigación y Docencia Económicas), 2007, N:407, s. 17.

[139] Peter C. B. Phillips, Donggyu Sul, 2003, **a.g.e.**, s. 230.

2.11.3. Panel Esnek Genelleştirilmiş Medyan Sapmasız (PFGMU) Tahminci

Birimler arası korelasyon olmaması varsayımının gerçekleşmesi ve pek çok uygulamada muhtemel değildir. Birimler arası korelasyonu dikkate almanın en klasik yolu panel regresyon modeline ortak zaman kukla değişkeni eklemektir. Ortak zaman etkilerin eklenmesinin sebebi, çok değişkenli zaman serilerinin bazı ortak hareketlerinin ortak bir faktöre bağlı olabileceğidir. Burada kullanılan model, her bir birimi farklı şekilde etkileyebilecek ortak zaman etkiler kullanmasına izin vermektedir. Regresyon hataları aşağıdaki forma sahip olacaktır.[140]

$$u_{it} = \delta_i \theta_t + \varepsilon_{it} \qquad \theta_t \sim IIDN(0,1) \tag{2.80}$$

Burada genel hata bileşenleri $\varepsilon_{i,t}$'nin t'ler için $\varepsilon_{i,t} \sim IIDN(0,\sigma_i^2)$ ve $i \neq j$ ve tüm s, t 'ler için $\varepsilon_{i,t}$'nin $\varepsilon_{j,s}$'den bağımsız olduğu varsayılmaktadır. θ_t, ortak zaman etkileridir. ve δ_i, i serileri üzerindeki ortak zaman etkilerinin etkisini ölçen "***kendine özgü bileşen payın***" parametresi olarak tanımlanmaktadır. δ_i'nin stokastik olmadığı varsayılmaktadır. $\delta = (\delta_1,...,\delta_N)$ şeklinde ifade edilebilmektedir.

$u_{i,t}$ ve $u_{j,t}$ arasındaki kovaryans,

$$E(u_{i,t}u_{j,t}) = \delta_i \delta_j \tag{2.81}$$

şeklindedir. Burada tüm i'ler için $\delta_i = 0$ olduğu zaman birimler arası korelasyon yoktur; tüm i ve j'ler için $\delta_i = \delta_j = \delta_0$ olduğu zaman birimler arası korelasyon vardır. Böylece birimler arası korelasyonun derecesi δ'nin bileşenleri tarafından kontrol edilmektedir.

Koşullu kovaryans matrisi,

$$\mathrm{V}_u = E(\mathrm{u}_t \, \mathrm{u}_t' \mid \sigma_1^2,...,\sigma_N^2) = \sum + \delta\delta' \tag{2.82}$$

[140] **A.e.,** s.225.

şeklinde ifade edilmektedir. Burada $\sum = diag(\sigma_1^2,...,\sigma_N^2)$ ve $\mathrm{u}_t = \left(u_{1t},...,u_{Nt}\right)'$'dir.[141]

(2.80)'deki model θ_t'nin ortak faktör olduğu tek faktörlü model olarak kabul edilmekte olup δ_i, i serileri için faktör yükleridir. (2.80)'deki eşitlik düşük ve yüksek derecede birimler arası korelasyona izin vermekte ve birimler arası korelasyonlu dinamik panel regresyonlarında sapmayı ortadan kaldırmak için basit bir süreç sağlamaktadır.

Aşağıdaki panel GEKK tahmincisine $\left(\hat{\rho}_{pgls}\right)$ daha güçlü değişmezlik özelliği uygulanmaktadır,[142]

$$\hat{\rho}_{pgls} = \frac{\sum_{t=1}^{T} \hat{y}_{t-1}^{'} \mathrm{V}_u^{-1} \hat{y}_t}{\sum_{t=1}^{T} \hat{y}_{t-1}^{'} \mathrm{V}_u^{-1} \hat{y}_{t-1}} \tag{2.83}$$

burada $\hat{\mathrm{y}}_t = \left(\hat{y}_{1t},...,\hat{y}_{Nt}\right)'$'dir ve $\hat{y}_{i,t}$ sırasıyla **Model 1, 2 ve 3** için $y_{i,t}$ ve ortalamadan farkı alınmış veya trendden arındırılmış $y_{i,t}$'dir.

Değişmezlik Özelliği 2: Birimler arası korelasyon varsayımı altında (2.70)'deki modelin, panel GEKK tahmincisinin $\left(\hat{\rho}_{pgls}\right)$ dağılımı sadece ρ'ye bağlıdır. $\rho = 1$ iken ve y_{it}'nin durağan olmadığı durumda, **Model 2 ve 3** için $\hat{\rho}_{pgls}$ dağılımı y_{i0}'nın değerine bağlı değildir.

Panel GEKK tahmincisinin dağılımı sadece ρ'ye bağlı olduğundan, Phillips and Sul (2003) esnek GEKK tahmincisinin $\left(\hat{\rho}_{pgls}\right)$ kullanımını içeren yinelemeli bir süreç önermişlerdir. Buradaki amaç, ρ'nin PMU tahmincisinin esnek genelleştirilmiş versiyonu oluşturularak EKK'in neden olduğu küçük örneklem sapması problemini azaltmaktır[143].

---

[141] **A.e.**
[142] **A.e.,** s.226.
[143] **A.e.**

Yinelemenin ***ilk aşaması***nda küçük örneklem sapması problemini azaltmak için EKK kalıntıları yerine medyan sapmasız tahmincinin kalıntıları kullanılmaktadır. İlk aşamadaki PMU tahminci, birimler arası korelasyonun varlığında bile hata varyans matrisinin tahminlerin iyileştirilmesine ve sapmaların ortadan kaldırılmasına yardımcı olmaktadır. Yinelemenin ***ikinci aşaması***, PFGMU tahmincisinin oluşturulmasını içermektedir. Bu oluşumda $\hat{\rho}_{pfgls}$ tahmincisinin medyan fonksiyonu $m(\rho) = m_{T,N}(\rho)$ kullanılmaktadır. Her yinelemede hata kovaryans matrisinin tahmini revize edilerek işleme devam etmektedir.

Panel Esnek GEKK medyan sapmasız tahminci (ρ_i) aşağıdaki gibi elde edilmektedir.[144]

Adım 1: Tam panel medyan sapmasız tahminci ($\hat{\rho}_{pemu}$) ve elde edilen kalıntılar kullanılarak hata kovaryans matrisinin tahmini $\left(\hat{\mathrm{V}}_{pemu}\right)$ elde edilmektedir.

Adım 2: $\hat{\mathrm{V}}_{pemu}$ kullanılarak Esnek GEKK aşağıdaki gibi tahmin edilmektedir:[145]

$$\hat{\rho}_{pfgls} = \frac{\sum_{t=1}^{T} \hat{\mathrm{y}}_{t-1}^{'} \hat{\mathrm{V}}_{pemu}^{-1} \hat{\mathrm{y}}_{t}}{\sum_{t=1}^{T} \hat{\mathrm{y}}_{t-1}^{'} \hat{\mathrm{V}}_{pemu}^{-1} \hat{\mathrm{y}}_{t-1}} \tag{2.84}$$

Adım 3: PFGMU tahmincisi, (2.84)'de olduğu gibi $\hat{\rho}_{pfgmu} = m^{-1}\left(\hat{\rho}_{pfgls}\right)$ şeklinde elde edilmekte, fakat burada $\hat{\rho}_{pfgls}$ tahmincisinin medyan fonksiyonu $\left[m(\rho) = m_{T,N}(\rho)\right]$ kullanılmaktadır.

Adım 4: $\hat{\rho}_{pfgmu}$ yakınsayana kadar **Adım 1-3** tekrarlanmaktadır.[146]

[144] Rodolfo Cermeño, 2007, **a.g.e.**, s. 16.
[145] Peter C. B. Phillips, Donggyu Sul, 2003, **a.g.e.**, s. 227.
[146] **A.e.**

Dinamik panel veri modellerinde şimdiye kadar anlatılan tüm tahminciler arasındaki seçim, birimler arası korelasyonun varlığına ve panelin heterojen olup olmamasına göre yapılmaktadır. Bir sonraki bölümde bu testler ele alınacaktır.

2.12. Birimler Arası Korelasyon Testleri

Aşağıdaki gibi bir panel veri modeli ele alındığında,

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta' \mathrm{x}_{i,t} + u_{i,t} \qquad (i = 1,..., \mathrm{N} \text{ ve } \mathrm{t}=1,...,\mathrm{T} \text{ için}) \tag{2.85}$$

burada $\mathrm{x}_{i,t}$, $\mathrm{NT} \times K$ boyutlu bağımsız değişkenlerin matrisi ve β, $\mathrm{K} \times 1$ boyutunda parametreler vektörüdür. Burada μ_i zaman değişmezi olan birim etkidir. Temel hipotez altında $u_{i,t}$'nin, yatay kesit birimler ve zaman boyunca benzer ve bağımsız dağıldığı (IID) varsayılmaktadır. Buna karşın alternatif hipotez altında ise, kalıntılar yatay kesit birimler boyunca ilişkili olabilmektedir. Bu hipotezler aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir,[147]

$$H_0 : \rho_{ij} = \rho_{ji} = cor(u_{i,t}, u_{j,t}) = 0 \qquad (i \neq j \text{ için}) \tag{2.86}$$
(Birimler arası korelasyon yoktur)

$$H_1 : \rho_{ij} = \rho_{ji} = cor(u_{i,t}, u_{j,t}) \neq 0 \qquad (\text{bazı } i \neq j \text{ için}) \tag{2.87}$$
(Birimler arası korelasyon vardır)

Hipotezlerdeki ρ_{ij}, kalıntıların birimler arası korelasyon katsayısıdır ve aşağıdaki gibi elde edilmektedir,

$$\rho_{ij} = \rho_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^{T} u_{i,t} u_{j,t}}{\left(\sum_{t=1}^{T} u_{i,t}^2\right)^{1/2} \left(\sum_{t=1}^{T} u_{j,t}^2\right)^{1/2}} \tag{2.88}$$

Bu bölümde literatürde en sık kullanılan birimler arası korelasyon testleri ele alınacaktır.

[147] Rafael E. De Hoyos, Vasilis Sarafidis, **" Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel-Data Models "**, The Stata Journal, 2006, C:6, N:4, s. 485.

2.12.1. Friedman Testi

Birimler arası korelasyonun testi için Friedman (1937), Spearman'ın rank korelasyon katsayısından hareketle parametrik olmayan bir test önermiştir. Friedman'ın test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır,[148]

$$FR = \left[(T-1)(N-1) R_{AVE} + 1 \right] \tag{2.89}$$

FR istatistiği (T-1) serbestlik derecesi ile asimptotik χ^2 dağılmaktadır. (2.89)'deki Friedman'ın istatistiğindeki ortalama Spearman korelasyon katsayısı,[149]

$$R_{AVE} = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \hat{r}_{ij} \tag{2.90}$$

şeklindedir. Buradaki $\hat{r}_{ij}$, kalıntıların rank korelasyon katsayısının örnek tahminidir. R_{AVE}'nin büyük değeri sıfır olmayan birimler arası korelasyonun varlığını göstermektedir. FR test istatistiği, sabit T ve büyük N durumu için uygun bir tahmincidir. Spearman'ın rank korelasyon katsayısı,[150]

$$r_{ij} = r_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^{T} \{r_{i,t} - (T+1/2)\} \{r_{j,t} - (T+1/2)\}}{\sum_{t=1}^{T} \{r_{i,t} - (T+1/2)\}^2} \tag{2.91}$$

gibi elde edilmektedir.

2.12.2. Breusch ve Pagan Lagrange Çarpanı (LM) Testi

Breusch ve Pagan (1980), N sabit ve $T \to \infty$ iken hesaplanması basit olan ve SUR modellerinin sistem tahminini gerektirmeyen birimler arası korelasyonun testi için LM istatistiğini önermişlerdir. Breusch ve Pagan LM Testi,[151] tüm birimler arası korelasyonların sıfır olduğuna dair olan temel hipotezi $\left(H_0 : \rho_{ij} = 0 \text{ tüm i} \neq \text{j için} \right)$ test

[148] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **Panel Veri Ekonometrisi**, Beta Basım A.Ş., 4. bs., İstanbul, 2018, s.230.
[149] Rafael E. De Hoyos, Vasilis Sarafidis, 2006, **a.g.e.**, s. 486.
[150] **A.e.**, s.487.
[151] T. S. Breusch, A. R. Pagan, **"The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics"**, The Review of Economic Studies, 1980, C:47, N:1, s. 247–48.

etmektedir. Test birimler arası korelasyonların tahminlerinin karelerinin ortalamasına dayanmakta ve N(N-1)/2 serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uymaktadır.[152] LM test istatistiği,[153]

$$LM = T\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{\rho}_{ij}^2 \tag{2.92}$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Buradaki $\hat{\rho}_{ij}$, kalıntıların birimler arası korelasyonunun tahminidir ve,

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^{T} e_{it}e_{jt}}{\left(\sum_{t=1}^{T} e_{it}^2\right)^{1/2}\left(\sum_{t=1}^{T} e_{jt}^2\right)^{1/2}} \tag{2.93}$$

şeklinde tahmin edilmektedir. e_{it}, u_{it} 'nin en küçük kareler tahminidir ve,

$$e_{i,t} = y_{i,t} - \hat{\beta}_i^{'} \mathrm{x}_{i,t}$$

olarak tanımlanmaktadır. Burada $\hat{\beta}_i$, her bir birim için β'ların en küçük kareler tahmincisidir. Breusch ve Pagan testinin temel hipotezi birimler arası korelasyon yoktur;

$$H_0 : Cov(u_{i,t}, u_{j,t}) = 0 \qquad \text{(tüm t ler için ve i} \neq \text{j)}$$

şeklinde kurulmaktadır.

2.12.3. Frees Testi

Frees (1995,2004), rank korelasyon katsayılarının kareleri toplamına dayanan bir test önermiştir. Frees'in test istatistiği,

$$FRE = N(\mathrm{R}_{AVE}^2 - (T-1)^{-1}) \tag{2.94}$$

[152] Badi H. Baltagi, **The Oxford handbook of panel data,** New York, 2015, Oxford University Press, s. 28.
[153] M. Hashem Pesaran, Aman Ullah, Takashi Yamagata, **"A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence"**, Econometrics Journal, 2008, C:11, s. 107.

şeklinde hesaplanmaktadır. (2.94)'de yer alan R^2_{AVE} aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$R^2_{AVE} = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \hat{r}_{ij}^2 \qquad (2.95)$$

Frees'in test istatistiği aşağıdaki gibi Q dağılımı sergilemektedir,[154]

$$FRE = N\left\{R^2_{AVE} - (T-1)^{-1}\right\} \underset{\sim}{d} Q = a(T)\left\{x^2_{1,T-1} - (T-1)\right\} + b(T)\left\{x^2_{2,T(T-3)/2} - T(T-3)/2\right\} \qquad (2.96)$$

burada $x^2_{1,T-1}$ ve $x^2_{2,T(T-3)/2}$, $(T-1)$ ve $T(T-3)/2$ serbestlik dereceli χ^2 dağılan bağımsız tesadüfi değişkenlerdir. (2.96)'de yer alan $a(T)$ ve $b(T)$ sırasıyla $a(T) = 4(T+2)/\left\{5(T-1)^2(T+1)\right\}$ ve $b(T) = 2(5T+6)/\left\{5T(T-1)(T+1)\right\}$'dir. $R^2_{AVE} > (T-1)^{-1} + Q_q / N$ ise, temel hipotez reddedilmektedir. Burada Q_q, Q dağılımının uygun kartilidir. Q dağılımı, iki χ^2 dağılan tesadüfi değişkenin toplamıdır ve T'nin dağılımına bağlıdır.[155]

2.12.4. Pesaran CD Testi

Pesaran (2004), kalıntıların birimler arası korelasyonunun karelerinin tahminine dayanan Breusch ve Pagan Lagrange Çarpanı (LM) testinin N'nin büyük olduğu durumda kullanılamayacağını belirtmiştir. Pesaran'ın (2004), T'nin küçük ve N'in büyük olduğu durumda önerdiği test, her bir birim için kurulan regresyonlardan elde edilen en küçük kareler kalıntıları için hesaplanan tüm birimler arası korelasyon katsayılarının ortalamasına dayanmaktadır.[156] Pesaran (2004) testi CD (Cross- section Dependence) testi olarak bilinmektedir, CD testi için istatistik,

[154] Rafael E. De Hoyos, Vasilis Sarafidis, 2006, **a.g.e.**, s. 488.
[155] **A.e.**
[156] M. Hashem Pesaran, **"General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels"**, 2004, s. 1.

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{J=i+1}^{N}\hat{\rho}_{ij}\right) \tag{2.97}$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Birimler arası korelasyon yoktur temel hipotezi altında, $N \to \infty$ ve T yeterli büyüklükte olduğunda $CD \underset{\rightarrow}{d}$ N(0,1) 'dir. LM test istatistiğinden farklı olarak, CD istatistiği homojen/heterojen dinamik modeller ve durağan olmayan modeller de dahil olmak üzere panel veri modellerinde, T ve N'nin sabit değerleri için tam olarak sıfır ortalamaya sahiptir.[157]

CD test istatistiği dengesiz panel veri modelleri için aşağıdaki gibi genişlettirilmiştir,[158]

$$CD = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{J=i+1}^{N}\sqrt{T_{ij}}\hat{\rho}_{ij}\right) \tag{2.98}$$

burada $T_{ij} =\neq \left(T_i \cap T_j\right)$ 'dir. Temel hipotez altında $T_i > k+1$ ve $T_{ij} > 3$ için $CD \square N(0,1)$ 'dir.

2.12.5. Pesaran, Ullah ve Yamagata Düzeltilmiş LM Testi (LM_{adj})

Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008), LM test istatistiğinin T'ye göre N'nin büyük olduğu durumda yani T küçük ve N büyük iken sapmalı olacağını belirterek, LM test istatistiğini sapması düzeltilmiş versiyonunu önermişlerdir. Düzeltmeler Ullah'ın (2004) sonuçları kullanılarak elde edilmiştir.[159] Sapması Düzeltilmiş LM testinin elde edilmesinde aşağıdaki varsayımlar yapılmıştır,[160]

Varsayım 2.1: Her bir i için kalıntılar $u_{i,t}$, sıfır ortalama ve $0 < \sigma_i^2 < \infty$ varyansla otokorelasyonsuzdur.

[157] Rafael E. De Hoyos, Vasilis Sarafidis, 2006, **a.g.e.**, s. 485.
[158] M. Hashem Pesaran, **a.g.e.**, 2004, s. 17.
[159] M. Hashem Pesaran, Aman Ullah, Takashi Yamagata, **a.g.e.**, s. 106.
[160] **A.e.**, s.108.

Varsayım 2.2: Tüm i ve t'ler için temel hipotez $\mathrm{H}_0 : u_{i,t} = \sigma_i \varepsilon_{i,t},\ \varepsilon_{i,t} \sim IID\ N(0,1)$ şeklinde tanımlanır.

Varsayım 2.3: Tüm i ve t'ler için $\mathrm{X}_{i,t}$ katı dışsaldır: $\mathrm{E}(\mathrm{u}_{i,t} \mid \mathrm{X}_i) = 0$. Burada $\mathrm{X}_i = \left(\mathrm{x}_{i,1}, ..., \mathrm{x}_{i,T}\right)'$'dir ve $\mathrm{X}_i' \mathrm{X}_i$ pozitif tanımlı bir matristir.

$T-k$ ranklı idempotent matris,

$$\mathrm{M}_i = \mathrm{I}_T - \mathrm{H}_i \tag{2.99}$$

şeklindedir. Burada $\mathrm{H}_i = \mathrm{X}_i \left(\mathrm{X}_i' \mathrm{X}_i\right)^{-1} \mathrm{X}_i'$'dir.

2.1- 2.3 varsayımları sağlandığında, $(T-k)\ \hat{\rho}_{ij}^2$'nin ortalaması ve varyansı sırasıyla,

$$\mu_{Tij} = E\left[(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2\right] = \frac{1}{T-k}\mathrm{Tr}\left[E\left(\mathrm{M}_i \mathrm{M}_j\right)\right] \tag{2.100}$$

$$\upsilon_{Tij}^2 = \mathrm{Var}\left[(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2\right] = \left\{\mathrm{Tr}\left[E\left(\mathrm{M}_i \mathrm{M}_j\right)\right]\right\}^2 a_{1T} + 2\,\mathrm{Tr}\left\{\left[E\left(\mathrm{M}_i \mathrm{M}_j\right)^2\right]\right\} a_{2T} \tag{2.101}$$

şeklindedir. Burada,

$$a_{1T} = a_{2T} - \frac{1}{(T-k)^2},\ a_{2T} = 3\left[\frac{(T-k-8)(T-k+2)+24}{(T-k+2)(T-k-2)(T-k-4)}\right]^2$$

'dir.[161] (2.100) ve (2.101)'deki eşitlikler kullanılarak sapması düzeltilmiş LM test istatistiği aşağıdaki gibi elde edilmektedir,[162]

$$LM_{adj^*} = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{\upsilon_{Tij}} \tag{2.102}$$

H_0 temel hipotezi altında ve ***2.1- 2.3*** varsayımları sağlandığında sırasıyla, $T \to \infty$ ve $N \to \infty$, $LM_{adj^*} \underrightarrow{d}\ N(0,1)$'dir.

[161] Badi H. Baltagi, **The Oxford Handbook of Panel Data, a.g.e.**, 2004, s. 31.
[162] M. Hashem Pesaran, Aman Ullah, Takashi Yamagata, **a.g.e.**, s. 108.

Ortalama sapması düzeltilmiş LM istatistiği ise,[163]

$$LM_{adj^{**}} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \left((T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij} \right) \tag{2.103}$$

şeklinde hesaplanmaktadır. H_0 temel hipotezi altında sırasıyla, T ve N sonsuza giderken $LM_{adj^{**}} \to N(0,1)$ 'dir. $LM_{adj^{**}}$ test istatistiğinin ortalaması, tüm T ve N'ler için tam olarak sıfır olarak bulunmuştur. N'deki artış testin gücünü azaltmaktadır, bununla beraber test istatistiğinin varyansı küçük örneklem sapmasına sahiptir. $LM_{adj^{**}}$ istatistiğinin $LM_{adj^{*}}$ istatistiğine oranla güç kaybı fazla olmasına rağmen kolay hesaplanabilme avantajına sahiptir.[164]

2.12.6. Pesaran NLM Testi

Pesaran (2015), birim boyutu N'nin büyük olduğu doğrusal panel veri modellerinde birimler arası korelasyon testi için yeni bir yaklaşım sunmuştur. Birim boyutu N'nin küçük ($N \leq 12$ denilebilir) ve zaman boyutu T'nin yeterince geniş olduğu durumda, birimler arası korelasyon SUR eşitlik sistemi kullanılarak Breusch ve Pagan Lagrange Çarpanı (LM) (1980) testindeki gibi modellenebilir. LM testi kalıntıların birimler arası korelasyon katsayıların karelerinin ortalamasına dayanmaktadır, fakat birim boyutu N'nin büyük olduğu durumda LM testi uygulanabilir olamayacaktır. [165] N'nin büyük olduğu durumlarda, Frees (1995), Pesaran (2004), Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008), Sarafidis vd. (2009) ve Baltagi vd. (2011) tarafından üretilen testler kullanılabilmektedir. Burada ifade edilen testlerin temel hipotezi panel veri modellerinde kalıntıların birimler arası korelasyonsuz olduğu üzerine kurulmuştur ve bu testler kalıntıların birimler arası korelasyon katsayılarına dayanmaktadır.[166] Pesaran, Ullah ve Yamagata'nın (2008) düzeltilmiş LM (LM_{adj}) testi düşünüldüğünde, LM_{adj} testi LM testinin sıfır ortalama için düzeltilmiş

[163] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **Panel Zaman Serileri Analizi**, **a.g.e.**, 2018, s.245.
[164] **A.e.**
[165] M. Hashem Pesaran, **"Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels"**, Econometric Reviews, 2015, C:34, s. 1089.
[166] **A.e.**, s.1090.

versiyonudur, fakat buradaki sapma düzeltmesi $x_{i,t}$'nin ***katı dışsal*** olduğu ve u_{it}'nin ***normal dağıldığı*** varsayımlarına dayanmaktadır.[167]

Özellikle bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin modelinde sağ tarafında yer aldığı dinamik panel veri modellerinde katı dışsallık varsayımı sağlanmamakta ve açıklayıcı değişkenler yatay kesit zayıf korelasyonlu olmaktadırlar. Pesaran (2015), $\hat{\rho}_{i,j}$'ye dayanılarak hesaplanan Pesaran (2004) CD testinin temel hipotezinin zayıf yatay kesit bağımsızlık olduğunu belirtmiştir ve temel hipotezi zayıf yatay kesit bağımsızlık olan CD'testini birim boyutu N'nin 10 veya daha küçük ve zaman boyutu T'nin büyük olduğu durum içi genişletmiştir.[168] Daha önceki testlerde kullanılan birimler arası korelasyonun olmadığı temel hipotezi,

$$H_0 : E\left(u_{i,t}u_{j,t}\right) = 0 \quad \left(\text{tüm t ve i} \neq \text{ j için}\right) \tag{2.104}$$

şeklinde ifade edilmişti. Pesaran (2015), (2.104)'daki temel hipotezin geniş bir panel için kısıtlayıcı olduğunu ve zayıf yatay kesit bağımlılığın daha uygun olduğunu belirtmiş ve temel hipotezi aşağıdaki gibi kurmuştur;[169]

$$H_0 : E\left\{u_{i,t}u_{j,t}\right\} = 0 \quad \left(\text{tüm t ve i=j için}\right) \tag{2.105}$$

Test istatistiği, bütün birimler arası korelasyon katsayılarının toplamı üzerine kurulmuştur ve dengeli panel için,[170]

$$CD_{NT} = \sqrt{\frac{2T}{N\left(N-1\right)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{J=i+1}^{N}\hat{\rho}_{ij}\right) \tag{2.106}$$

iken dengesiz panel için,

$$CD_{NT} = \sqrt{\frac{2}{N\left(N-1\right)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{J=i+1}^{N}\sqrt{T}\hat{\rho}_{ij}\right) \tag{2.107}$$

---

[167] M. Hashem Pesaran**, Time Series and Panel Data Econometrics**, Oxford University Press, Oxford, 2015, s. 785.
[168] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **Panel Zaman Serileri Analizi, a.g.e.**, 2018, s.316.
[169] M. Hashem Pesaran**, Time Series and Panel Data Econometrics**, **a.g.e.**, 2015, s.784.
[170] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **Panel Zaman Serileri Analizi, a.g.e.**, 2018, s.316.

şeklinde ifade edilmektedir. Burada $\hat{\rho}_{ij} = T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\xi_{it}\xi_{jt}$ ve ölçeklendirilmiş kalıntı,

$$\xi_{it} = \frac{e_{it}}{(T^{-1}e_i'e_i)^{1/2}}$$

'dir.[171] CD_{NT} testi, CD testine benzer şekilde eğim ve hata varyansı heterojenliğine karşı dirençli olan birimlere özgü en küçük kareler kalıntıları üzerine kuruludur. Temel hipotez altında test istatistiği asimptotik olarak normal bir dağılıma uymaktadır $CD_{NT} \sim N(0,1)$.[172]

2.13. Heterojenlik Testleri

Dinamik panel veri modellerinin tahmininde, panel verinin homojen veya heterojen olmasına bağlı olarak çeşitli tahmin yöntemlerinin kullanılabildiği birinci ve ikinci bölümde anlatılmıştı, bu sebeple heterojenliğin test edilmesi önem arz etmektedir. Heterojen sabitli ve eğilimli bir panel veri modeli,

$$y_{i,t} = \beta_i' x_{i,t} + u_{i,t} \quad , \quad u_{it} \sim i.i.d.(0,\sigma_i^2) \tag{2.108}$$

şeklinde ifade edilebilmektedir. Heterojenlik sınaması için temel ve alternatif hipotezler sırasıyla,[173]

$$H_0 : \beta_i = \beta \quad (\text{tüm i'ler için}) \quad (\|\beta_i\| < K < \infty)$$

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

şeklinde kurulmaktadır.[174] Temel hipotez parametrelerin tüm birimler için homojen alternatif hipotez ise heterojen olduğunu ifade etmektedir.

---

[171] M. Hashem Pesaran, **Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels**, 2015, **a.g.e.**, s.1099.
[172] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **Panel Zaman Serileri Analizi, a.g.e.**, 2018, s.317.
[173] M. Hashem Pesaran**, Time Series and Panel Data Econometrics**, **a.g.e.**, 2015, s.734.
[174] M. Hashem Pesaran,Takashi Yamagata, **"Testing Slope Homogeneity in Large Panels"**, Journal of Econometrics, 2008, C:142, s. 52.

Heterojenlik testleri üç kategori altında incelenebilmektedir,[175]

i. SUR'a dayalı testler,
ii. İki tahminci arasındaki farka dayanan Hausman (1978) tipi testler,
iii. Swamy (1970) tipi testlerdir.

i. tip testler genelde birim boyutu N'in küçük zaman boyutu T'nin büyük olduğu durumlarda uygulanabilirken, ii. ve iii. tipi testlerin hem birim boyutu N'in hem de zaman boyutu T'nin büyük olduğu durumlarda kullanılması daha uygundur.

2.13.1. F Testi

Parametrelerin birimlere göre değişkenlik gösterip göstermediğini tespit etmek için kullanılan temel testlerden biri F testidir. F testi, kısıtlı ve kısıtsız modeller olmak üzere iki tür modelden yararlanmaktadır. Kısıtsız modelde, parametreler birimlere göre değişim göstermekte iken kısıtlı model de ise birimlere göre değişimin önemli olmadığı ifade edilmektedir.[176] Burada kısıtsız ve kısıtlı modeller sırasıyla,[177]

$$Y = X\beta_i + u \qquad (i = 1,...N \text{ için}) \tag{2.109}$$

$$Y = X\beta + u \tag{2.110}$$

şeklinde gösterilebilmektedir. F testinde homojenliği gösteren temel hipotez,

$$H_0 : \beta_i = \beta \tag{2.111}$$

şeklinde kurulurken alternatif hipotez,

$$H_1 : \beta_i \neq \beta_j \quad (\text{i} \neq \text{j}) \tag{2.112}$$

şeklinde kurulmaktadır. F test istatistiği,

$$F = \left(\frac{N(T-K)}{K(N-1)} \right) \frac{RSSR - USSR}{USSR}$$

[175] Laszlo Matyas , Patrick Sevestre, **a.g.e.**, 2008, s.199.
[176] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **İleri Panel Veri Analizi**, **a.g.e.**, 2018, s.94.
[177] **A.e.**, s.94.

şeklinde hesaplanmaktadır. Burada **RSSR**, kısıtlı modelin kalıntı kareler toplamını ve **USSR**, kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamını ifade etmektedir. $K\left(N-1\right)$ ve $N\left(T-K\right)$ serbestlik dereceli F dağılımına uymaktadır.[178] Test, N sabit ve T sonsuza doğru giderken geçerlidir. Ayrıca, $\sigma_i^2=\sigma^2$ varsayımı yapılmaktadır. N'nin büyük olduğu durumlarda zayıf bir performans göstermesi beklenmektedir.[179] (2.111)'deki temel hipotezin reddi durumunda parametrelerin birimlere göre değişkenlik gösterdiğine kanaat getirilmektedir.[180]

2.13.2. Pesaran, Smith ve Im Hausman Tipi Testi

Pesaran, Smith ve Im (1996), birim boyutu N'in zaman boyutu T'den büyük olduğu $(\mathrm{N}>\mathrm{T})$ durumlarda grup içi tahminci ile ortalama grup tahmincisi arasındaki farka dayanan Hausman (1978) testini önermişlerdir.[181]

β 'nın sabit etkiler (**FE**) tahmincisi,

$$\hat{\beta}_{FE}=\left(\sum_{i=1}^{N}\mathrm{X}_i^{'}\mathrm{M}_{\tau}\mathrm{X}_i\right)^{-1}\sum_{i=1}^{N}\mathrm{X}_i^{'}\mathrm{M}_{\tau}\mathrm{y}_i \tag{2.113}$$

iken ortalama grup (**MG**) tahmincisi ise,

$$\hat{\beta}_{MG}=\mathrm{N}^{-1}\sum_{i=1}^{N}\hat{\beta}_i \tag{2.114}$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Burada $\mathrm{M}_{\tau}=\mathrm{I}_T-\tau_T\left(\tau_T^{'}\tau_T\right)^{-1}\tau_T^{'}$'dir.(2.114)'deki $\hat{\beta}_i$,

$$\hat{\beta}_i=\left(\mathrm{X}_i^{'}\mathrm{M}_{\tau}\mathrm{X}_i\right)^{-1}\mathrm{X}_i^{'}\mathrm{M}_{\tau}\mathrm{y}_i \tag{2.115}$$

şeklinde tahmin edilmektedir. Hausman test istatistiği,

[178] M. Hashem Pesaran, Takashi Yamagata, **a.g.e.**, 2008, s.52.
[179] M. Hashem Pesaran**, Time Series and Panel Data Econometrics**, **a.g.e.**, 2015, s.735.
[180] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **İleri Panel Veri Analizi, a.g.e.**, 2018, s.47.
[181] Badi H. Baltagi, **The Oxford Handbook of Panel Data, a.g.e.**, 2004, s.473.

$$H = (\hat{\beta}_{MG} - \hat{\beta}_{FE})' \left[AVar(\hat{\beta}_{MG}) - AVar(\hat{\beta}_{FE}) \right]^{-1} (\hat{\beta}_{MG} - \hat{\beta}_{FE}) \quad (2.116)$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Burada temel ve alternatif hipotezler sırasıyla aşağıdaki gibidir:

$$H_0 : \beta_i = \beta$$

$$H_1 : \beta_i \neq \beta_j \quad (i \neq j)$$

Hausman testi için aşağıdaki iki koşulun sağlanması gerekmektedir:[182]

I. Eğim parametrelerin homojenliğini ifade eden temel hipotez (H_0) altında, $\hat{\beta}_{FE}$'nin asimptotik olarak etkin ve bu hipotez altında $\hat{\beta}_{FE}$ ve $\hat{\beta}_{MG}$ tutarlı olmak zorundadırlar:
$AVar(\hat{\beta}_{MG} - \hat{\beta}_{FE}) = AVar(\hat{\beta}_{MG}) - AVar(\hat{\beta}_{FE}) > 0$.

II. Eğim parametrelerin heterojenliğini ifade eden alternatif hipotez (H_1) altında ise, $\hat{\beta}_{MG} - \hat{\beta}_{FE}$ farkının sıfır olmaması gerekmektedir.

Eğim parametrelerin homojenlik araştırmasında kullanılan Hausman sürecinin uygulanmasında dikkate alınması gereken iki önemli husus vardır. ***İlk*** husus, Hausman testindeki temel hipotez ile Pesaran, Smith ve Im (1996)'deki temel hipotez tam olarak örtüşmediğinden dolayı testin sınama gücünde eksiklik bulunmaktadır.[183]

İkinci ve daha önemli olan husus sadece katı dışsal değişkenleri içeren panel veri modellerinde veya pür otoregresif modellerde Hausman testi uygulanabilir olamayacaktır.[184]

[182] M. Hashem Pesaran, Takashi Yamagata, **a.g.e.**, 2008, s.52.
[183] Halil İbrahim GÜNDÜZ, **PANEL VERİ MODELLERİNDE PARAMETRE HOMOJENLİK TESTLERİNİN PERFORMANSLARININ KARŞILAŞTIRILMASI VE RİSK İLE GETİRİ ORANI ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ**, Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi,2014, s.60.
[184] Laszlo Matyas , Patrick Sevestre, **a.g.e.**, 2008, s.201.

Pesaran, Smith ve Im (1996), Hausman tipi test istatistiğini heteroskedasiteye karşı dirençli olacak şekilde,[185]

$$\mathrm{H} = (\hat{\beta}_{MG} - \tilde{\beta}_{WFE})' \ \hat{\mathrm{V}}_{\mathrm{H}}^{-1} (\hat{\beta}_{MG} - \tilde{\beta}_{WFE}) \tag{2.117}$$

hesaplamışlardır. Burada $\tilde{\beta}_{WFE}$, tartılı sabit etkiler tahmincisidir ve,

$$\tilde{\beta}_{WFE} = \left(\sum_{i=1}^{N} \frac{\mathrm{X}_i' \mathrm{M}_\tau \mathrm{X}_i}{\tilde{\sigma}_i^2} \right)^{-1} \sum_{i=1}^{N} \frac{\mathrm{X}_i' \mathrm{M}_\tau \mathrm{y}_i}{\tilde{\sigma}_i^2} \tag{2.118}$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Heteroskedasiteye karşı dirençli hale getirilen (2.117)'deki Hausman testinde yer alan $\hat{\mathrm{V}}_H$ ise,

$$\hat{\mathrm{V}}_H = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^{N} \hat{\sigma}_i^2 \left(\mathrm{X}_i' \mathrm{M}_\tau \mathrm{X}_i \right)^{-1} - \left(\sum_{i=1}^{N} \frac{\mathrm{X}_i' \mathrm{M}_\tau \mathrm{X}_i}{\tilde{\sigma}_i^2} \right)^{-1} \tag{2.119}$$

olarak tahmin edilmektedir.[186] (2.119)'deki $\hat{\mathrm{V}}_H$ 'nin içerisine $\tilde{\sigma}_i^2$ dahil edilerek, Hausman testi heteroskedasiteye karşı dirençli kılınmıştır. N'nin sabit olduğu ve $T \to \infty$ durumlarında Hausman test istatistiği K serbestlik derecesi ile asimptotik olarak χ^2 dağılır. Test istatistiği kritik değerden büyük olduğunda temel hipotez reddedilmekte ve bu durumda eğim parametrelerin birimlere göre değiştiği yani heterojen olduğu kanısına varılmaktadır.[187]

2.13.3. Phillips ve Sul G Testi

Phillips ve Sul (2003), eğim parametrelerindeki heterojenlik sınanması için Hausman tipi test istatistiğine yeni bir yaklaşım getirmişlerdir. Buradaki yaklaşım, regresyon katsayılarının iki farklı şekilde hesaplanmış havuzlanmış tahmincilerini

[185] Halil İbrahim GÜNDÜZ, **a.g.e.**, 2014, s.62.
[186] **A.e.**
[187] **A.e.,** s.63.

karşılaştırmak yerine, birim tahminleri ve uygun bir şekilde tanımlanmış havuzlanmış tahminci arasındaki farka dayanan bir homojenlik testi uygulamasıdır. [188]

Her bir birim için model,

$$\mathrm{y}_i = \alpha_i \tau_T + \mathrm{X}_i \beta_i + u_i \qquad \left(i = 1,2,...,N \text{ için}\right) \tag{2.120}$$

şeklinde yazıldığında $\mathrm{y}_i = \left(y_{i1},...,y_{iT}\right)'$, $\mathrm{X}_i = \left(\mathrm{x}_{i1},...,\mathrm{x}_{iT}\right)'$ ve $u_i = \left(u_{i1},...,u_{iT}\right)'$'dir ve τ_T, $T \times 1$ boyutunda birler vektörüdür.[189] (2.120)'deki panel regresyon modeli baz alınarak, Phillips ve Sul'un (2003) ***G test istatistiği***,

$$G = \left(\hat{\beta}_N - \tau_N \otimes \hat{\beta}_{FE}\right)^{-1} \hat{\Sigma}_g^{-1} \left(\hat{\beta}_N - \tau_N \otimes \hat{\beta}_{FE}\right) \tag{2.121}$$

şeklinde elde edilmektedir. Burada $\hat{\beta}_N = \left(\hat{\beta}_1^{'}, \hat{\beta}_2^{'}, ..., \hat{\beta}_N^{'}\right)'$, $Nk \times 1$ boyutunda β_i'nin tüm N birimlerinin en küçük kareler tahminlerinin kümelenmiş vektörünü, $\hat{\beta}_{FE}$ sabit etkiler tahmincisini ve $\hat{\Sigma}_g$, Σ_g'nin tutarlı tahmincisini göstermektedir. N sabit ve T sonsuza doğru giderken $\left(T \to \infty\right)$ G test istatistiği Nk serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir ($G \to_d \chi^2\left(Nk\right)$).[190]

Ortalama grup tahminci ve sabit etkiler tahmincisi arasındaki farka $\hat{\beta}_{MG} - \hat{\beta}_{FE}$ dayanan Hausman testi ile Phillips ve Sul'un (2003) G testi karşılaştırıldığında G testinin daha güçlü olduğu söylenebilmektedir, fakat G testinin kullanımı birim boyutu N'nin zaman boyutu T'ye kıyasla daha küçük olduğu panel modelleri ile sınırlı olacaktır. Ayrıca, G testi pür dinamik modellerde geçerli olmayacaktır. Phillips ve Sul (2003) birinci mertebeden durağan otoregresif panel veri modellerinde [191] $\sigma_i^2 = \sigma^2$ varsayımıyla, temel hipotezin doğruluğu altında bu durumu ispatlamıştır. [192]

---

[188] M. Hashem Pesaran, **Time Series and Panel Data Econometrics**, **a.g.e.**, 2015, s. 737.
[189] M. Hashem Pesaran, Takashi Yamagata, **a.g.e.**, 2008, s.52.
[190] M. Hashem Pesaran**, Time Series and Panel Data Econometrics**, **a.g.e.**, 2015, s.737.
[191] M. Hashem Pesaran, Takashi Yamagata, **a.g.e.**, 2008, s.54.
[192] M. Hashem Pesaran**, Time Series and Panel Data Econometrics**, **a.g.e.**, 2015, s.737.

AR(1) panel veri modeli,

$$y_{i,t} = \alpha_i (1-\beta_i) + \beta_i y_{i,t-1} + u_{i,t} \tag{2.122}$$

şeklinde iken asimptotik varyans ve kovaryanslar:

$$A\text{var}\left[\sqrt{T}\left(\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{FE}\right)\right] = A\text{var}\left[\sqrt{T}\left(\hat{\beta}_i - \beta\right) - \sqrt{T}\left(\hat{\beta}_{FE} - \beta\right)\right] = \left(1-\beta^2\right) - \left(\left(1-\beta^2\right)N^{-1}\right)$$

$$A\text{cov}\left[\sqrt{T}\left(\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{FE}\right), \sqrt{T}\left(\hat{\beta}_j - \hat{\beta}_{FE}\right)\right] = -\left(\left(1-\beta^2\right)N^{-1}\right).$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Böylece,

$$\Sigma_g = \left(\left(1-\beta^2\right)T^{-1}\right)\left(\mathrm{I}_N - N^{-1}\tau_N \tau_N^{'}\right)$$

elde edilmektedir. Burada $Rank\left(\Sigma_g\right) = N-1$'dir ve Σ_g'nin tersi yoktur.[193]

2.13.4. Swamy Testi

Swamy (1970), uygun bir havuzlanmış tahminciden elde edilen katsayılar ile birimlere göre regresyonlardan elde edilen eğim katsayılarının tahminleri arasındaki farka dayanan bir test önermiştir. Swamy S testinde birim boyutu N'in zaman boyutu T'ye göre küçük olması istenmekte ve yatay kesit heteroskedasiteye karşı dirençlidir. Swamy test istatistiği,

$$\hat{S} = \sum_{I=1}^{N}\left(\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{WFE}\right)' \frac{\mathrm{X}_i^{'}\mathrm{M}_\tau \mathrm{X}_i}{\hat{\sigma}_i^2}\left(\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{WFE}\right) \tag{2.123}$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Burada $\hat{\sigma}_i^2$, $\hat{\beta}_{WFE}$'ye dayanan σ_i^2'nin tahmincisidir ve,

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{\left(\mathrm{y}_i - \mathrm{x}_i \hat{\beta}_{WFE}\right)' \mathrm{M}_\tau \left(\mathrm{y}_i - \mathrm{x}_i \hat{\beta}_{WFE}\right)}{T-k-1}$$

[193] M. Hashem Pesaran, Takashi Yamagata, **a.g.e.**, 2008, s.54.

şeklinde hesaplanmaktadır. (2.123)'daki $\hat{\beta}_i$ birimlere göre regresyonlardan elde edilen en küçük kareler tahmincileri iken $\hat{\beta}_{WFE}$ tartılı havuzlanmış tahmincidir ve,[194]

$$\hat{\beta}_{WFE} = \left(\sum_{i=1}^{N} \frac{\mathrm{X}_i^{'} \mathrm{M}_\tau \mathrm{X}_i}{\hat{\sigma}_{\hat{i}}^2} \right)^{-1} \sum_{i=1}^{N} \frac{\mathrm{X}_i^{'} \mathrm{M}_\tau \, \mathrm{y}_i}{\hat{\sigma}_{\hat{i}}^2}$$

şeklinde tahmin edilmektedir.[195] Test istatistiği $K(N-1)$ serbestlik derecesi ile Ki-kare dağılımına sahiptir ($\chi^2_{K(N-1)}$), Swamy test istatistiğinin kritik değerden büyük olduğu takdirde, temel hipotez reddedilmektedir, yani parametrelerin heterojen olduğuna kanaat getirilmektedir.[196]

2.13.5. Pesaran ve Yamagata Delta (Δ) Testleri

Standart F testinin kullanımı, birim boyutu N'in zaman boyutu T'ye göre küçük olduğu panel veri modelleri için uygundur. Hausman tipi testler ise, birim boyutu N'in geniş olduğu panel veri modellerinde kullanılabilmekte olmasına rağmen genel olarak gücü düşük olduğundan uygulanabilir değildir. [197]

Swamy testleri de birim boyutu N'in ve zaman boyutu T'ye göre küçük olduğu panel veri modelleri için geliştirmiştir ancak birimlere göre heteroskedasiteye de izin vermektedir. Pesaran ve Yamagata (1980), Swamy'ın (1970) çalışmasından hareketle birim boyutu N'in ve zaman boyutu T'nin büyük olduğu panel veri modelleri için asimptotik olarak normal dağılan standardize dağılım istatistikleri önermişlerdir.[198]

Pesaran ve Yamagata (2008), Swamy S test istatistiğini,

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^{N} \left(\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE} \right)^{'} \frac{\mathrm{X}_i^{'} \mathrm{M}_\tau \mathrm{X}_i}{\tilde{\sigma}_i^2} \left(\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE} \right) \qquad (2.124)$$

[194] M. Hashem Pesaran**, Time Series and Panel Data Econometrics**, **a.g.e.**, 2015, s.738.
[195] M. Hashem Pesaran,Takashi Yamagata, **a.g.e.**, 2008, s.54.
[196] Ferda Yerdelen Tatoğlu, **a.g.e.**, **Panel Zaman Serileri Analizi**, 2018, s.247.
[197] M. Hashem Pesaran, Takashi Yamagata, **a.g.e.**, 2008, s.54.
[198] Laszlo Matyas , Patrick Sevestre, **a.g.e.**, 2008, s.202.

şeklinde yeniden düzenlemişlerdir.[199] Düzenlenmiş Swamy S ($\tilde{S}$) testinde, (2.123)'daki Swamy S testinde yer alan $\hat{\sigma}_i^2$ ve $\hat{\beta}_{WFE}$'nin yerlerine sırasıyla $\tilde{\sigma}_i^2$ ve $\tilde{\beta}_{WFE}$ kullanılmıştır. Bunlar sırasıyla,

$$\tilde{\sigma}_i^2 = \frac{\left(\mathrm{y}_i - \mathrm{x}_i \hat{\beta}_{FE}\right)' \ \mathrm{M}_\tau \left(\mathrm{y}_i - \mathrm{x}_i \hat{\beta}_{FE}\right)}{T-1}$$

$$\tilde{\beta}_{WFE} = \left(\sum_{i=1}^{N} \frac{\mathrm{X}_i' \mathrm{M}_\tau \mathrm{X}_i}{\tilde{\sigma}_i^2}\right)^{-1} \sum_{i=1}^{N} \frac{\mathrm{X}_i' \mathrm{M}_\tau \ \mathrm{y}_i}{\tilde{\sigma}_i^2}$$

şeklinde tahmin edilmektedir. Swamy S testi ile düzeltilmiş versiyonu $\tilde{S}$ arasındaki fark ilk görünüşte nispeten az olmasına rağmen, birim boyutu N'in zaman boyutu T'nin sonsuza doğru giderken her iki dağılım testlerinin özellikleri için σ_i^2'nin seçimi önemlidir. Bunu görmek için yardımcı matrisler,[200]

$$Q_{iT} = T^{-1}\left(\mathrm{X}_i' \mathrm{M}_\tau \mathrm{X}_i\right) \tag{2.125}$$

$$Q_{NT} = \left(NT\right)^{-1}\left(\sum_{i=1}^{N} \mathrm{X}_i' \mathrm{M}_\tau \mathrm{X}_i\right) \tag{2.126}$$

$$P_i = \mathrm{M}_\tau \mathrm{X}_i \left(\mathrm{X}_i' \mathrm{M}_\tau \mathrm{X}_i\right)^{-1} \mathrm{X}_i' \mathrm{M}_\tau \tag{2.127}$$

$$\mathrm{M}_i = \mathrm{I}_T - \mathrm{Z}_i (\mathrm{Z}_i' \mathrm{Z}_i)^{-1} \mathrm{Z}_i' \tag{2.128}$$

şeklinde tanımlandığında burada $Z_i = \left(\tau_T, X_i\right)$'dir. Pesaran ve Yamagata'nın önerdiği dağılım istatistiklerinden biri $\tilde{\Delta}$, (2.123)'daki Swamy S istatistiğinden, diğer ise $\tilde{\Delta}$, (2.124)'daki düzenlenmiş S istatistiğinden yararlanılarak hesaplanmaktadır. Bunlar aşağıdaki gibi elde edilmektedir, [201]

[199] M. Hashem Pesaran, Takashi Yamagata, **a.g.e.**, 2008, s.55.
[200] M. Hashem Pesaran**, Time Series and Panel Data Econometrics**, **a.g.e.**, 2015, s.739.
[201] **A.e.**, s.738.

$$\hat{\Delta} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\hat{S} - k}{\sqrt{2k}}\right) \tag{2.129}$$

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}}\right) \tag{2.130}$$

Δ testlerinin oluşturulmasından aşağıdaki varsayımlar yapılmıştır,[202]

Varsayım 1:

1.1. $\varepsilon_{i,t} \mid \mathrm{X}_i \sim IID(0, \sigma_i^2)$,

$\sigma^2_{\max} = \max_1 \le i \le N(\sigma_i^2)$ ve $\sigma^2_{\min} = \min_1 \le i \le N(\sigma_i^2) > 0$'dir.

1.2. $\varepsilon_{i,t}$ ve $\varepsilon_{j,s}$ bağımsız dağılmaktadırlar. $(i \neq j$ ve/veya t ≠ s için$)$

1.3. $E\left(\varepsilon_{i,t} \mid \mathrm{X}_i\right) < K$'dır.

Varsayım 2:

2.1. (2.125)'de tanımlanan $k \times k$ boyutlu Q_{iT}, pozitif tanımlı ve sınırlı matristir, $\max_1 \le i \le N \ \mathrm{E}\left\|Q_{iT}\right\| < K$ ve zaman boyutu T sonsuza doğru giderken Q_{iT}, stokastik olmayan pozitif tanımlı Q_i matrisine yakınsamaktadır, $\max_1 \le i \le N \ \mathrm{E}\left\|Q_i\right\| < K$.

2.2. (2.126)'de tanımlanan $k \times k$ boyutlu havuzlanmış matris olan Q_{NT}, pozitif tanımlıdır ve birim boyutu N ve zaman boyutu T sonsuza doğru giderken stokastik olmayan pozitif tanımlı Q matrisine yakınsamaktadır, $Q = \lim_{N\to\infty} N^{-1}\sum_{i=1}^{N} Q_i$.[203]

[202] M. Hashem Pesaran**, Time Series and Panel Data Econometrics**, **a.g.e.**, 2015, s.739.
[203] M. Hashem Pesaran, Takashi Yamagata, **a.g.e.**, 2008, s.55.

Varsayım 3: $T > T_0$ sonlu bir sayı T_0 ve $v_i = \varepsilon_i / \sigma_i$ şeklinde ifade edilirse, her bir i ve bazı küçük pozitif sabit $\in$ için $E\left\{\left[v_i' \mathrm{M}_\tau v_i / (T-1)\right]^{-4-\in}\right\} < K$ ve $E\left\{\left[v_i' \mathrm{M}_i v_i / (T-k-1)\right]^{-4-\in}\right\} < K$ 'dir.[204]

Varsayım 4: Eğim parametrelerin birimlere göre değiştiği alternatif hipotezin sağlandığı varsayımı altında, birim boyutu N sonsuza doğru giderken aynı olmayan eğim katsayıların oranı sıfıra yakınsamayacaktır.

Varsayım 1 – 3 sağlandığında ve eğim parametrelerin homojen olduğunu gösteren temel hipotez altında, $\hat{S}$ ve $\tilde{\mathrm{S}}$ dağılım istatistikleri sırasıyla,[205]

$$\mathrm{N}^{-1/2}\hat{S} = \mathrm{N}^{-1/2}\sum_{i=1}^{N}\hat{z}_{iT} + \mathrm{O}_P\left(\mathrm{N}^{-1/2}\right) + \mathrm{O}_P\left(T^{-1/2}\right) \tag{2.131}$$

$$\mathrm{N}^{-1/2}\tilde{S} = \mathrm{N}^{-1/2}\sum_{i=1}^{N}\tilde{z}_{iT} + \mathrm{O}_P\left(\mathrm{N}^{-1/2}\right) + \mathrm{O}_P\left(T^{-1/2}\right) \tag{2.132}$$

şeklinde yazılabilmektedir. Burada $\hat{z}_{iT} = \dfrac{(T-k-1)v_i' \mathrm{P}_i v_i}{v_i' \mathrm{M}_i v_i}$ ve $\tilde{z}_{iT} = \dfrac{(T-1)v_i' \mathrm{P}_i v_i}{v_i' \mathrm{M}_\tau v_i}$ 'dir.

Varsayım 1 –3 sağlandığında, eğim parametrelerin homojen olduğu temel hipotez altında, hata terimlerinin normal dağılım sergilemediği durum için, N birim boyutu ve T zaman boyutunun beraber sonsuza doğru gittiği durumlarda,

$$\sqrt{N}/T \to 0 \quad \text{iken } \hat{\Delta} \xrightarrow{d} N(0,1) \tag{2.133}$$

$$\sqrt{N}/T^2 \to 0 \quad \text{iken } \tilde{\Delta} \xrightarrow{d} N(0,1) \tag{2.134}$$

şeklinde olduklarını belirtmişlerdir.[206]

[204] M. Hashem Pesaran**, Time Series and Panel Data Econometrics**, **a.g.e.**, 2015, s.739.
[205] M. Hashem Pesaran, Takashi Yamagata, **a.g.e.**, 2008, s.56.
[206] Halil İbrahim GÜNDÜZ, **a.g.e.**, 2014, s.72.

Buna benzer olarak varsayım 1-3 sağlandığında, eğim parametrelerinin birimlere göre değiştiğini ifade eden alternatif temel hipotez altında ve hata terimleri normal dağıldığında,

$$\sqrt{N}/T \to 0 \text{ iken } \hat{\Delta} \xrightarrow{d} N(0,1) \tag{2.135}$$

$$(N,T) \xrightarrow{j} \text{iken } \tilde{\Delta} \xrightarrow{d} N(0,1) \tag{2.136}$$

'dir.[207] (2.133) ve (2.134)'dan elde edilen sonuçlar, düzenlenmiş Swamy S istatistiğinden yararlanılarak hesaplanan $\tilde{\Delta}$ testininin, Swamy S istatistiğinden yararlanılarak hesaplanan $\hat{\Delta}$ testine oranla asimptotik olarak daha iyi özelliklere sahip olduğunu göstermektedir. T zaman boyutunun küçük olduğu durumlarda bile, $\tilde{\Delta}$ testi $\hat{\Delta}$ 'ye göre daha iyi sonuçlar vermektedir.[208]

Dağılım testlerinin küçük örneklem özellikleri, $\tilde{\Delta}$ ve $\hat{\Delta}$ 'nin ortalama ve varyans sapması düzeltilmiş versiyonları ele alınarak hata terimlerinin normal dağıldığı varsayımı altında iyileştirilebilir. Bu durumda düzeltilmiş istatistikler,[209]

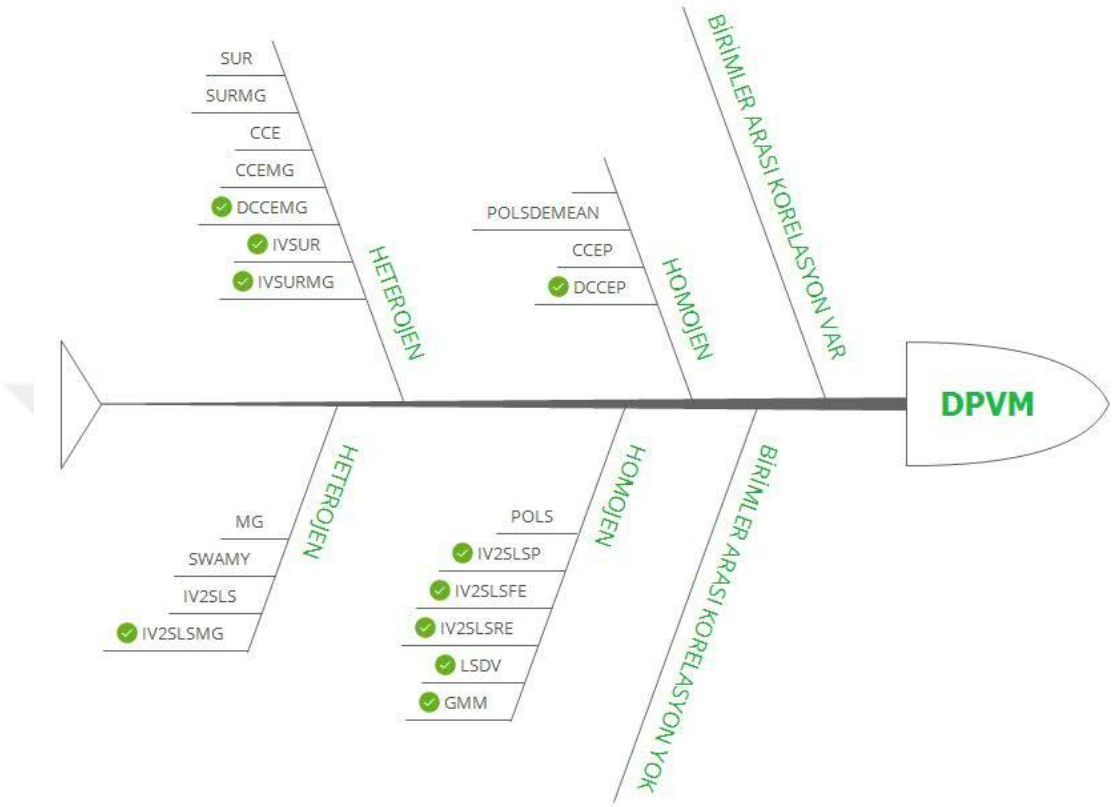
$$\hat{\Delta}^{*} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\hat{S} - E(\hat{z}_{iT})}{\sqrt{Var(\hat{z}_{iT})}}\right) \tag{2.137}$$

$$\tilde{\Delta}^{*} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - E(\tilde{z}_{iT})}{\sqrt{Var(\tilde{z}_{iT})}}\right) \tag{2.138}$$

şeklinde hesaplanmıştır.

[207] M. Hashem Pesaran**, Time Series and Panel Data Econometrics**, **a.g.e.**, 2015, s.740.
[208] Halil İbrahim GÜNDÜZ, **a.g.e.**, 2014, s.73.
[209] M. Hashem Pesaran, Takashi Yamagata, **a.g.e.**, 2008, s.57.

Şekil 2.1. Dinamik Panel Veri Modellerinin Tahmin Yöntemleri[210]



[210] ✓ işareti içselliğe çeşitli şekillerde çözüm getiren tahmincileri ifade etmektedir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

OECD ÜLKELERİNDE ENERJİ TALEBİNİN ANALİZİ

Bu bölümde enerji, enerji kaynakları ve enerji tüketimi açıklandıktan sonra enerji talebi dinamik bir yapıda analiz edilecektir.

3.1. Enerji

Enerji kavramı için birçok tanım yapılmıştır. Genel anlamda enerji, "iş yapma yeteneği" veya "iş üretme olarak" tanımlanmaktadır. İktisatçılar için enerji, günlük ihtiyaçların karşılanmasında önemli bir fonksiyona sahip yakıt anlamına gelen bir kavram iken ekonomi tarafından enerji, ülkelerdeki üretim ve tüketimin arttırılmasında önemli bir girdi olarak kabul edilmekle birlikte ekonomik kalkınmanın ve büyümenin önemli bir göstergesi olarak tanımlanmaktadır.[211]

Enerji; ısı, ışık, hareket (kinetik), elektriksel, kimyasal, nükleer enerji ve çekim şekillerinde oluşabilmekte ve aşağıdaki gibi iki temel kategoride toplanabilmektedir[212],

1. Potansiyel Enerji: Depolanmış enerji ve konum enerjisidir
2. Kinetik Enerji: Dalgaların, elektronların, moleküllerin, maddelerin ve nesnelerin hareketleridir, kinetik enerjiye ***hareket enerjisi*** de denilebilmektedir.

Enerji, insanlığın başlangıcından beri günlük ihtiyaçların karşılanmasında kullanılmıştır. Bu evrede toplumlar, doğal enerji kaynakları içerisinde sınıflandırabileceğimiz ve doğada bulunması basit olan ateş, odun, su kaynakları, akarsular vb. enerji kaynaklarından istifade ederek gündelik ihtiyaçlarını karşılayıp yaşam standartlarını yükseltmeye çalışmışlardır.

---

[211] Tuncer GÖVDELİ, **ENERJİ TÜKETİMİ İLE EKONOMİK BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİ: PANEL VERİ ANALİZİ**, Doktora Tezi, GAZİANTEP ÜNİVERSİTESİ,2018, s.3.

[212] U.S. Energy Information Administration (EIA), "**What is energy?"**, (Çevrimiçi), https://www.eia.gov/energyexplained/what-is-energy/,

Sanayi, ekonomi ve teknolojik gelişmelerle beraber enerjiye duyulan ihtiyaç artmıştır. Tarihsel süreçteki bu gelişmelerden dolayı enerji kaynakları da çeşitlenmeye başlamıştır. Enerji kaynaklarının üretimi ve tüketimi, sanayi ve teknolojik gelişmelere paralel olarak her zaman artan bir seyir izlemiş ve bu artış geçmişten bu yana süregelmiştir. Enerji talebinin artmasıyla beraber yeni enerji kaynak arayışları içine girilmiş ve bu arayışlar neticesinde doğal enerji kaynağı rüzgârdan faydalanıp enerji üretmeye, fosil kaynaklı kömürden petrole, doğalgaza, hatta atom enerjisine kadar birçok farklı kaynaktan yararlanılmıştır.[213]

Birçok enerji kaynağı olduğundan enerji kaynaklarının doğada bulunma şekillerine ve yapılarına göre gruplandırılmasında fayda vardır.

3.2. Enerji Kaynakları

Enerjide kaynaklar kullanışlarına göre, yenilebilir (kolayca yenilebilen enerji kaynağı) ve yenilenemez (kolayca yenilemeyen enerji kaynağı) olarak iki grup altında sınıflandırılabilmekte iken, dönüştürülebildiklerine göre birincil ve ikincil enerji kaynakları olarak aşağıdaki gibi sınıflandırılabilinmektedir:[214]

Yenilemez enerji kaynakları doğal gaz, kömür, nükleer, petrol, toryum, uranyumdur.

Yenilebilen enerji kaynakları biyo-kütle, dalga (gel-git), güneş, hidrolik, hidrojen, jeotermal, rüzgardır.

Birincil enerji kaynakları biyo-kütle, dalga (gel-git), doğalgaz, güneş, hidrolik, kömür, nükleer, petrol, rüzgardır.

İkincil enerji kaynakları benzin, elektrik, hava gazı, ikincil kömür, petrol kök, kök, mazot, motorin, LPG'dir.

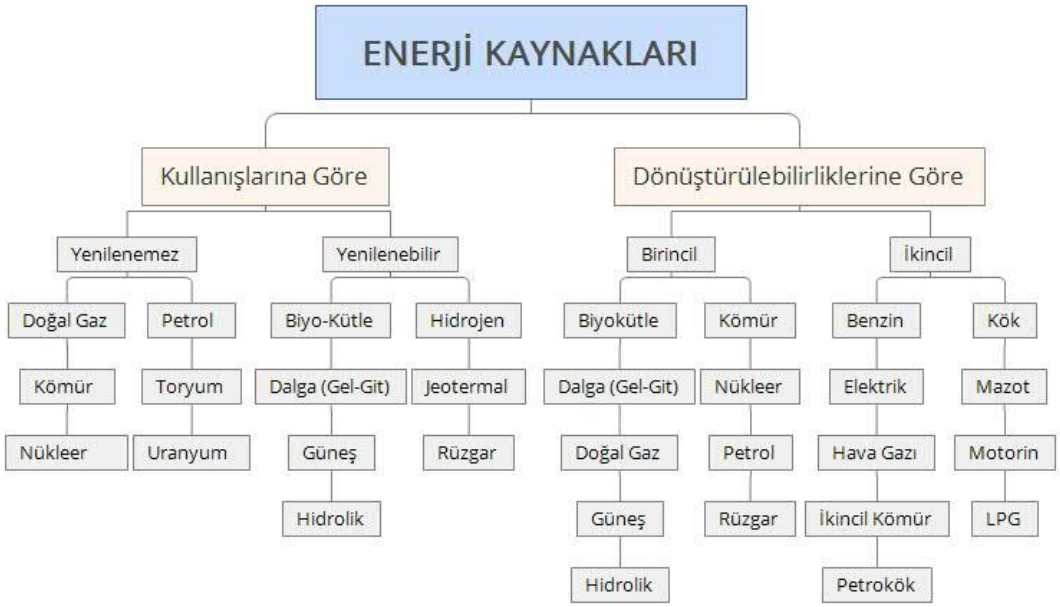
Enerji Kaynaklarındaki bu sınıflandırma aşağıdaki şekil ile de gösterilebilir:

---

[213] Bilal GÜNER, **TÜRKİYE'DE BİRİNCİL ENERJİ TÜKETİMİ VE EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ: DİNAMİK BİR ANALİZ**, Yüksek Lisans Tezi, ERZİNCAN BİNALİ YILDIRIM ÜNİVERSİTESİ,2018, s.6.

[214] Ali TAŞKIN, E**NERJİ TÜKETİMİNİN EKONOMİK BÜYÜMEYE ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ (2003-2017)**, Yüksek Lisans Tezi, ERZİNCAN BİNALİ YILDIRIM ÜNİVERSİTESİ,2019, s.4.

Şekil 3.1. Enerji Kaynakları



3.3. Enerji Tüketimi

Geçmişten gelen ve günümüzde önemi daha fazla artan enerji üzerine birçok çalışma mevcuttur. Enerji özellikle sanayi sektöründe olmak üzere ekonomi sektöründe de önemli bir yer edinmiştir, enerjinin ekonomi üzerindeki önemi enerji ihracatına yüksek derecede bağımlı olan ülkelerde artmaktadır. Enerji ihracatına yüksek derecede bağımlı olan ülkeler olarak Nijerya, Venezüella ve Kuveyt örneği verilebilir, burada Kuveyt'in GDP'sinin yarısından fazlası enerji sektörüne bağlıdır. Enerji ülke ekonomisinde de yüksek derecede iş istihdamı sağlamaktadır. Enerji sektörü doğrudan ve dolaylı olmak üzere ekonomideki birçok kalemi etkilemektedir ve bu etki yadsınamayacak derecede yüksektir. Enerjide kullanılan doğal kaynakların yenilebilir ve yenilenemez olmak üzere iki grup altında sınıflandırıldığı belirtilmişti. Yenilebilir kaynaklar üzerinde önemli çalışmalar vardır ki bu çalışmaların doğada mevcut bulunan kaynakların ileriki yüzyıllarda ne kadar kaynak sağlayacağı şüphesiyle daha da ileri düzeye götürülebileceği aşikardır, yenilenebilir enerji kaynaklarının doğaya daha az zarar verdiğini de unutmamak gerekir.

Bu ilişkilerden dolayı enerji tüketimi ülkelerin ekonomik gelişmişlik düzeyi ile yüksek derecede bir korelasyona sahip olabilmektedir, bu bağlamda literatürde daha

çok ekonomik büyüme olmak üzere birçok iktisadi değişken ile enerji tüketimi arasındaki ilişki incelenmiştir.

Aşağıdaki tabloda analizde kullanacağımız 11 OECD ülkesi, tüm OECD ülkeleri ve dünya genelinde birincil enerji tüketim miktarları gösterilmiştir.

Tablo 3.1. Birincil Enerji Tüketim Miktarları (Mtoe)

Ülkeler	**2014**	**2015**	**2016**	**2017**	**2018**	**Pay %**
Avustralya	137.5	139.2	142.1	140.5	144.3	1.0%
Belçika	58.2	59.1	63.9	64.1	62.2	0.4%
Finlandiya	28.1	28.0	28.8	28.1	29.3	0.2%
İrlanda	14.1	14.9	15.6	15.7	16.1	0.1%
İspanya	133.5	135.4	136.9	138.8	141.4	1.0%
İsrail	23.1	24.4	24.8	25.6	25.6	0.2%
İtalya	149.7	153.1	154.7	156.3	154.5	1.1%
Japonya	460.3	453.3	450.8	455.2	454.1	3.3%
Şili	35.1	35.9	37.7	38.3	40.1	0.3%
Türkiye	125.4	137.2	144.6	152.7	153.5	1.1%
Yunanistan	26.8	27.0	26.6	28.0	28.3	0.2%
OECD Toplam	**5483.5**	**5495.7**	**5530.6**	**5586.9**	**5669.0**	**40.9%**
Dünya Toplam	**12939.8**	**13045.6**	**13228.6**	**13474.6**	**13864.9**	**100.0%**

Kaynak: BP Dünya Enerji İstatistik İncelemesi,2019:06

Tablo 3.1.'de birincil enerji tüketim miktarları milyon ton petrol eşdeğeri (Mtoe) cinsinden verilmiştir. 11 OECD ülkesi arasında dünyada en çok tüketim yapan %3.3'lük payı ile Japonya iken, en az tüketim yapan ülke ise İrlanda'dır. OECD ülkeleri 5,669.0 milyon ton petrol eşdeğeri ile dünyada birincil enerji tüketiminde %40.9'lık bir paya sahiptir. Tablodan da görülebileceği gibi birincil enerji tüketim miktarında yıllar itibariyle genelinde bir artış söz konusudur.

Aşağıdaki tabloda Terawattsaat cinsinden tüm OECD ülkelerinde, bölgeler bazında ve dünya genelinde yenilenebilir enerji kaynaklarının üretim miktarları gösterilmiştir.

Tablo 3.2. Yenilenebilir Enerji Üretimi: Kaynağa Göre Üretim (TWh)

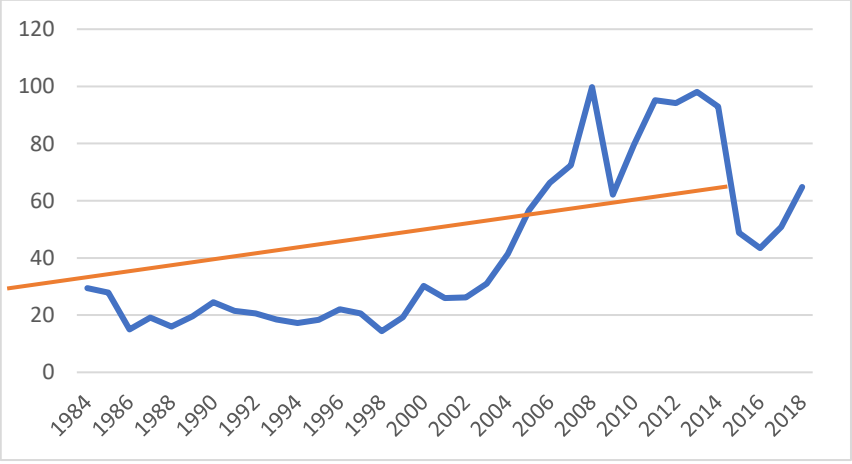
Bölgeler	Rüzgâr Enerjisi		Güneş Enerjisi		Diğer +	
	2017	2018	2017	2018	2017	2018
Kuzey Amerika	296.6	322.5	82.5	102.9	99.9	99.7
Güney ve Orta Amerika	56.1	65.9	7.5	12.4	75.8	78.0
Avrupa	384.3	404.4	124.5	139.1	208.2	217.6
CIS	0.6	1.0	0.8	0.9	0.7	0.7
Orta Doğu	0.9	1.1	4.4	6.1	0.3	0.3
Afrika	12.8	14.7	6.6	9.0	7.5	8.2
Asya Pasifik	376.7	460.5	227.2	314.2	192.6	221.3
OECD Toplam	695.1	1270.0	285.7	584.6	363.9	625.8
Dünya Toplam	1128.0	1270.0	453.5	584.6	585.0	625.8

Kaynak: BP Dünya Enerji İstatistik İncelemesi,2019:06

Tabloya göre 2018 yılı baz alındığında bölgeler bazında rüzgâr enerjisi, güneş enerjisi ve diğer yenilebilir enerji kaynaklarının üretiminde ilk sırada Asya Pasifik ülkeleri yer almaktadır yine 2018 yılında bölgeler bazında rüzgâr enerjisi, güneş enerjisi kaynaklarının üretiminde son sırada Bağımsız Devletler Topluluğu (CIS) yer alırken, diğer yenilebilir enerji kaynakların üretiminin son sırasında ise Orta Doğu ülkeleri yer almaktadır. OECD ülkeleri ise rüzgâr enerjisi, güneş enerjisi ve diğer yenilebilir enerji kaynakların üretiminin hepsinde diğer bölgeleri geride bırakarak ilk sırada yer almaktadır.

Aşağıdaki şekilde 1984-2018 yılları arasında enerji fiyatının yıllar bazındaki değişimi görülmektedir.

Şekil 3.2. Enerji Fiyatı



Kaynak: U.S. Energy Information Administration (EIA)

Yukarıdaki şekle göre enerji fiyatı 2008 yılında 99.75$ (varil başına) ile en yüksek seviyesine ulaşırken, 1989 yılında en düşük seviyi görmüştür. Ayrıca yıllar itibariyle pozitif ve artan fakat düşük bir eğime sahip olduğu söylenebilmektedir.

3.4. Literatür Özeti

Literatür incelendiğinde daha çok enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin ve enerji tüketiminin belirleyenlerinin hem basit regresyonla hem de dinamik yapıyla ele alındığı görülmektedir. Bu tez çalışmasının analiz bölümünde OECD ülkeleri ele alındığından literatür taramasında da ağırlıklı olarak OECD ile ilgili yapılmış olan ve panel veri kullanan çalışmalara yer verilmiştir. Bunun yanı sıra heterojen sonuçlar da değerlendirileceğinden ele alınan ülkelerle ilgili literatüre de değinilmeye çalışılmıştır.

Ekonomik büyüme ile enerji tüketimi arasındaki ilişkiyi inceleyen öncü çalışma Kraft ve Kraft (1978) tarafından ele alınmıştır. Kraft ve Kraft (1978) A.B.D'de 1947-1974 yılları arasında GDP ve enerji tüketimi arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testi ile incelemişlerdir. Yaptığı analizler sonucunda GDP'den enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik tespit etmişlerdir yani ekonomik büyüme enerji tüketiminin nedenidir.[215]

Lee, Chang ve Chen (2008) çalışmalarında, 1960-2001 dönemi için 22 OECD ülkesinde kişi başına enerji üretimi ve kişi başına reel GDP arasındaki ilişkiyi incelemek için pedroni panel eşbütünleşme testini kullanmışlardır. Pedroni panel eşbütünleşme test sonuçlarına göre kişi başına düşen enerji tüketimi ve kişi başına düşen reel GDP arasında iki yönlü bir ilişki saptamışlardır.[216] Belke, Dobnik ve Dreger (2011) çalışmalarında, 1981-2007 dönemi için 25 OECD ülkesinde enerji fiyatı dahil olmak üzere reel GDP ile enerji tüketimi arasındaki ilişkiyi dinamik panel nedensellik testlerini kullanarak analiz etmişlerdir. Çalışmalarında enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi saptamışlardır. Enerji tüketimindeki

[215] Kraft J., Kraft A., **''On the Relationship between Energy and GNP.''** Journal of Energy Development, 1978, s.401-403.
[216] Chien Chiang Lee, Chun Ping Chang, Pei Fen Chen, **''Energy-Income Causality in OECD Countries Revisited: The Key Role of Capital Stock''**, Energy Economics, 2008, C:30, s.2359–73.

artışın ekonomik büyümeyi arttırdığını aynı şekilde ekonomik büyümenin enerji tüketimini arttırdığını saptamışlardır.[217] Karakaş (2014) çalışmasında, 1990-2011 dönemi için en yüksek gelire sahip olan 22 OECD ve 22 OECD dışı ülke milli gelir, nüfus ve elektrik tüketimi arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik ile incelemiştir. Yaptığı analizler neticesinde gelir ve elektrik tüketimi arasında çift yönlü bir ilişki bulurken benzer şekilde nüfus ile elektrik ve nüfus ile milli gelir arasında çift yönlü bir nedensellik saptamıştır.[218] Kahouli (2018) çalışmasında, 1990-2015 dönemi için 34 OECD ülkesinde enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi hem statik hem de dinamik bir yapı içerisinde ele almıştır. Statik analiz için havuzlanmış en küçük kareler, grup içi ve genelleştirilmiş en küçük kareler tahmincilerini kullanmasının yanı sıra dinamik model analizi için GMM tahmincilerini kullanan Kahouli yaptığı analizler neticesinde enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında dirençli ve güçlü iki yönlü bir ilişki saptamıştır.[219]

Huang, Hwang ve Yang (2008) çalışmalarında, 1972-2002 dönemi için 82 ülkede enerji tüketimi ve GDP arasındaki ilişkiyi sistem GMM tahmincisi ile incelemişlerdir Yaptıkları analizler neticesinde ele alınan ülke grubu için ekonomik büyüme ve enerji tüketimi arasında iki yönlü pozitif bir ilişki saptamışlardır. Analizde kullanılan 82 ülke, gelir gruplarına göre sınıflandırıldıklarında ise bu ilişki değişmektedir. Düşük gelir grubundaki ülkelerde ekonomik büyüme ile enerji tüketimi arasında bir ilişki bulunmazken, orta gelir grubundaki ülkelerde ekonomik büyümeden enerji tüketimine doğru tek yönlü bir pozitif ilişki ve son olarak yüksek gelir grubundaki ülkelerde ekonomik büyümeden enerji tüketimine doğru negatif tek yönlü bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır.[220] Soytas ve Sarı (2006) çalışmalarında, 1960-2004 dönemi için G-7 ülkelerinde enerji tüketimi ve gelir arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testi ile incelemişlerdir. G-7 ülkelerinden Kanada, İtalya, Japonya

[217] Ansgar Belke, Frauke Dobnik, Christian Dreger, **''Energy Consumption and Economic Growth: New Insights into the Cointegration Relationship''**, Energy Economics, 2011, C:33.5, s.782–89 .
[218] Adem karakaş, '**'OECD VE OECD DIŞI ÜLKELERDE ELEKTRİK TÜKETİMİ ,NÜFUS VE GELİR İLİŞKİSİ 1990-2011 DÖNEMİ İÇİN BİR PANEL VERİ ANALİZİ''**, International Preodical for The Languages, Literature and History of Turkish or Turkic,2014, C:9 N:2, s.845-853.
[219] Bassem Kahouli, **''Does Static and Dynamic Relationship between Economic Growth and Energy Consumption Exist in OECD Countries? ''**, Energy Reports, 2019, C:5, s.104–16.
[220] Bwo Nung Huang, M. J. Hwang, C. W. Yang, **''Causal Relationship between Energy Consumption and GDP Growth Revisited: A Dynamic Panel Data Approach''**, Ecological Economics, 2008, C:67, s.41–54 .

ve İngiltere için iki yönlü bir ilişki bulmalarına rağmen Fransa ve Amerika Birleşik Devletleri'nde enerji tüketiminden gelire doğru son olarak Almanya'da ise gelirden enerji tüketimine doğru bir ilişki bulmuşlardır.[221] Lin, Nelson (2018) çalışmalarında, 1990-2014 dönemi için Meksika, Endonezya, Nijerya ve Türkiye için ekonomik büyüme, enerji tüketimi ve direk yabancı yatırımlar arasındaki ilişkiyi panel dinamik en küçük kareler tahmincisi ile incelemişlerdir. Yaptıkları analizler neticesinde Türkiye için ekonomik büyüme, enerji tüketimi ve direk yabancı yatırımlar arasında çift yönlü bir ilişki ortaya konulmuştur. Ayrıca panelin tümü için ekonomik büyüme ve enerji tüketimi arasında ve ekonomik büyüme ve direk yabancı yatırımlar arasında çift yönlü bir ilişki tespit etmelerine rağmen direk yabancı yatırımlardan enerji tüketimine doğru tek yönlü bir ilişki bulmuşlardır.[222] Altinay ve Erdal (2005) çalışmalarında, 1950-2000 dönemi için Türkiye'de enerji tüketimi ve reel GDP arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testi ile incelemiştir. Yaptığı analizler neticesinde enerji tüketiminden gelire doğru tek yönlü bir ilişki bulmuşlardır.[223]

Literatürde görüldüğü gibi enerji tüketiminin en önemli belirleyicilerinin gelir ve enerji fiyatı olmakla birlikte bazı kontrol değişkenlerin de kullanılmış olduğu dikkat çekmektedir. Bu çalışmada gerek dinamik modelden hareket edileceği için serbestlik derecesi kaybının çok olmaması gerek de gelir ve enerji fiyatının tüketim üzerindeki etkilerini daha net görebilmek için sadece gelir ve enerji fiyatı ve enerji tüketiminin bir gecikmeli değeri bağımsız değişkenler olarak ele alınmıştır.

3.5. Modelde Kullanılan Veriler

Bu çalışmada enerji tüketiminin belirleyenleri dinamik bir yapıda araştırılmıştır. Buradaki dinamik yapı, enerji tüketiminin bir dönem gecikmeli değerinin bağımsız değişken olarak modele dahil edilmesiyle oluşturulmuştur. Modele 1984-2018 yılları arasında 11 OECD ülkesi dahil edilmiştir, araştırmada bu ülke

[221] Ugur Soytas, Ramazan Sari, **''Energy Consumption and Income in G-7 Countries''**, Journal of Policy Modeling, 2006, C:28, s.739–50.
[222] Boqiang Lin , Benjamin I. Nelson, **''Causal Relationships between Energy Consumption, Foreign Direct Investment and Economic Growth for MINT: Evidence from Panel Dynamic Ordinary Least Square Models''**, Journal of Cleaner Production, 2018, s.1–44.
[223] Galip Altinay, Erdal Karagol, **''Electricity Consumption and Economic Growth: Evidence from Turkey''**, Energy Economics, 2005, C:27, s.849–56.

grubunun baz alınmasının en önemli nedeni dengeli bir panel veri seti oluşturarak tahmin aşamasında veri kaybının minimize edilmesidir. 11 ülke ele alınmasının önemli nedeni ise, analizde türetilen görünürde ilişkisiz regresyona dayanan tahmincinin N'in 12'den küçük olduğu durumda sapmasız sonuçlar vermesidir. Dinamik modelde kullanılan değişkenler ve veri kaynakları aşağıdaki gibidir

Tablo 3.3. Kullanılan Değişkenlere Ait Bilgiler ve Veri Kaynakları

Kısaltma	**Tanımı**	**Birim**	**Kaynak**
EC_{it}	Kişi başına enerji tüketimi	Milyon ton petrol eşdeğeri (Mtoe)	BP Statistical Review of World Energy 2019
GDP_{it}	Kişi başına GDP	Sabit 2010 US$	World Bank's Development Indicators
EP_{it}	Enerji fiyatı	Varil Başına Dolar	U.S. Energy Information Administration (EIA)

Ele alınan ülkeler ise, Avustralya, Belçika, Finlandiya, İrlanda, İspanya, İsrail, İtalya, Japonya Şili, Türkiye ve Yunanistan'dır. Tüm panele ve ülkelere ait betimsel istatistikler aşağıdaki gibidir.

Tablo 3.4. Betimsel İstatistikler

Değişkenler	Gözlem Sayısı	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
EC_{it}	385	144.010	64.953	26.4	269
GDP_{it}	385	30408.19	13743.79	4583.384	76880.81
EP_{it}	385	42.963	27.999	14.4	99.75

Tüm panel için bağımlı ve bağımsız değişkenlere ait betimsel istatistikler Tablo 3.4.'de verilmiştir. Tablodan da görülebileceği üzere tüm değişkenler için gözlem sayısı 385'tir. Dengeli panel veri seti söz konusudur. Bağımlı değişken olan enerji tüketiminin ortalama değeri 144.010, standart sapması 64.953 ve minimum değeri 26.4 iken maksimum değeri 269'dur. Bağımsız değişken olarak ele alınan kişi başına GDP'nın ortalama değeri 30408.19, standart sapması 13743.79 ve minimum değeri 4583.384 iken maksimum değeri 76880.81"dir. Son olarak bir diğer bağımsız değişken olan enerji fiyatının ortalama değeri 42.963, standart sapması 27.999 ve minimum değeri 14.4 iken maksimum değeri 99.75'dir. Değişkenlerin minimum ve maksimum değerleri arasındaki fark büyük olduğundan doğal logaritmaları alınarak analize dahil edilmişlerdir.

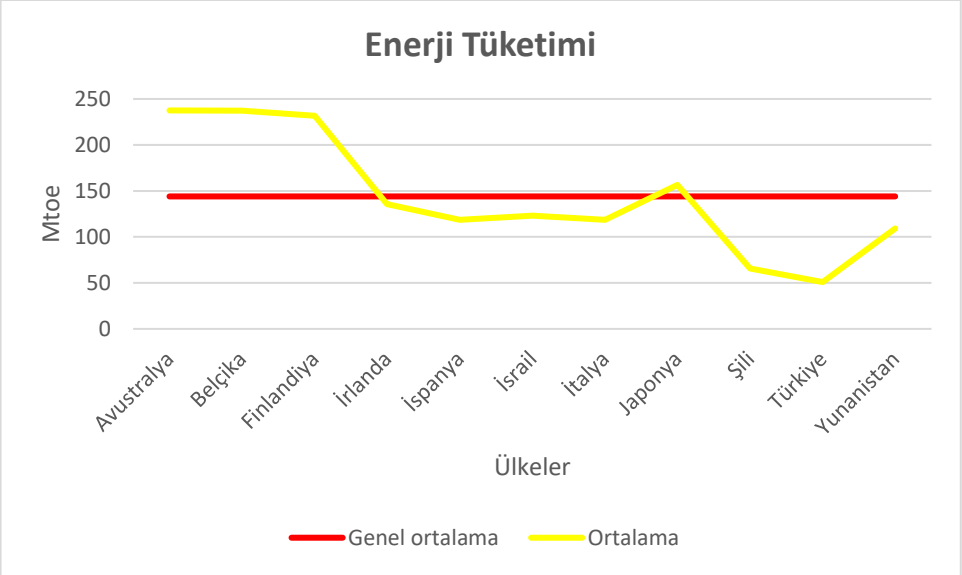
Tablo 3.5. Birimler Bazında Betimsel İstatistikler

BİRİMLERE GÖRE	Gözlem Sayısı	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
EC_{it}					
Avustralya	**35**	237.514	16.776	203.7	260.7
Belçika	**35**	237.097	21.918	187.4	264.9
Finlandiya	**35**	231.717	17.969	194.6	269
İrlanda	**35**	135.683	19.686	95.9	168.3
İspanya	**35**	118.649	19.486	84	146.3
İsrail	**35**	123.026	17.726	64.4	139.9
İtalya	**35**	118.446	9.584	102.4	134.1
Japonya	**35**	156.403	13.757	128.8	173.2
Şili	**35**	65.657	19.397	31.1	92.3
Türkiye	**35**	50.889	14.917	26.4	79.2
Yunanistan	**35**	109.034	15.496	75.5	134.7
GDP_{it}					
Avustralya	**35**	44370.58	8408.938	30866.25	56842.31
Belçika	**35**	38678.34	6047.327	27921.9	47166.48
Finlandiya	**35**	39416.06	7436.079	27860.97	49440.97
İrlanda	**35**	41339.2	16128.51	18644.32	76880.81
İspanya	**35**	26833.47	4615.837	17905.29	32949.58
İsrail	**35**	26792.71	4700.667	18692.44	34745.77
İtalya	**35**	33683.82	3379.271	25817.52	38272.2
Japonya	**35**	41486.67	5015.021	29301.37	48919.8
Şili	**35**	9895.69	3439.882	4583.384	15130.15
Türkiye	**35**	9169.85	2797.027	5544.198	15068.98
Yunanistan	**35**	22823.64	3567.371	18257.8	30054.89

Tablo 3.5.'de birimler bazında enerji tüketimi ve GDP için betimsel istatistikler gösterilmektedir enerji fiyatı tüm birimler için aynı olup Tablo 3.4'de verildiği için burada tekrarlanmamıştır. Tablodan da görülebileceği üzere 11 OECD ülkesinde ortalama enerji tüketimi 50.889 Mtoe ile en az olan ülke Türkiye iken, 237.514 Mtoe ile en fazla olan ülke Avustralya'dır. Kişi başına GDP ortalaması 9169.85$ ile en az olan ülke Türkiye iken, 44370.58$ ile en fazla olan ülke Avustralya'dır. Enerji tüketiminin standart sapması 9.584 değeri ile en az olan ülke İtalya iken, 21.918 değeri ile en fazla olan ülke Belçika'dır ve Türkiye 14.917 değeri ile sondan üçüncü sırada yer almaktadır. Kişi başına GDP'in standart sapması 2797.027 değeri ile en az olan ülke Türkiye iken, 16128.51 değeri ile en fazla olan ülke İrlanda'dır.

Ülkeler bazında enerji tüketimi ortalamasının genel ortalamaya göre değişkenliği aşağıdaki şekilde gösterilmiştir.

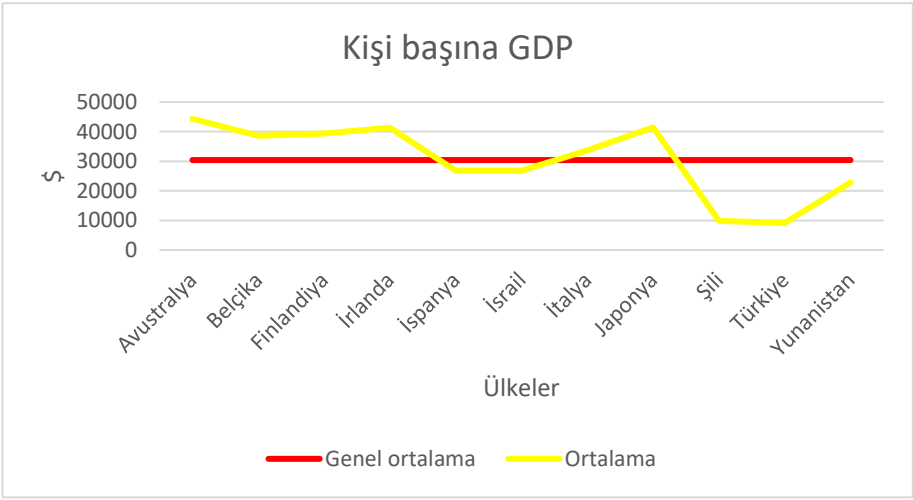
Şekil 3.3. Ortalama Enerji Tüketimi



Şekil 3.3.'de enerji tüketiminin ele alınan yıllarda birimlere göre ve tüm panel için genel ortalamasını göstermektedir. Şekilde görülebileceği üzere Avustralya, Belçika, Finlandiya ve Japonya'nın enerji tüketimi ortalamaları genel ortalamanın üstünde kalırken, İrlanda, İspanya, İsrail, İtalya, Şili, Türkiye ve Yunanistan'nın enerji tüketimi ortalamaları genel ortalamanın altında kalmaktadır.

Ülkeler bazında kişi başına GDP ortalamasının genel ortalamaya göre değişkenliği aşağıdaki şekilde gösterilmiştir.

Şekil 3.4. Ortalama Kişi Başına GDP



Şekil 3.3. Kişi başına GDP'nin ele alınan yıllarda hem birimlere göre hem de tüm panel için genel ortalamasını göstermektedir. Şekilde görülebileceği üzere Avustralya, Belçika, Finlandiya, İrlanda, İtalya ve Japonya'nın GDP ortalamaları genel ortalamanın üstünde kalırken, İspanya, İsrail, Şili, Türkiye ve Yunanistan'nın GDP ortalamaları genel ortalamanın altında kalmaktadır.

3.6. Tahmin Sonuçları ve Yorumlanması

Bu çalışmada literatür taramasının da katkısıyla temel olarak aşağıdaki dinamik enerji tüketim modelinden hareket edilmiştir:

$$EC_{it} = \alpha + \beta_1 EC_{it-1} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 EP_{it} + u_{it}$$

Burada EC_{it} enerji tüketimini, EC_{it-1} enerji tüketiminin bir dönem gecikmeli değerini, GDP_{it} kişi başına GDP'yi, EP_{it} enerji fiyatını ve u_{it} hata terimini göstermektedir. Tüm değişkenler logaritmik olarak modele dahil edilmiş ve tam logaritmik modelden hareket edilmiştir. 11 OECD ülkesi için oluşturulan dinamik yapıdaki enerji tüketim modeli literatürde dinamik panel veri modellerinin tahmini için önerilen tüm tahmin yöntemlerine ilaveten türetilen araç değişkenli görünürde ilişkisiz regresyon ile de tahmin edilmiştir. Bu tahminciler birim etkiyi, içsellik problemini, heterojenliği ve birimler arası korelasyonu dikkate alıp almamalarına göre gruplandırılmıştır. Bunlardan ilki havuzlanmış en küçük kareler **(POLS)** ve araç değişkenli iki aşamalı en küçük kareler **(IV2SLSP**) tahmincileridir, bu tahminciler birimler arası korelasyon yoksa ve tüm parametreler homojense kullanılabilmektedir.

Tablo 3.6. Tüm Parametreleri Homojen Birimler Arası Korelasyonsuz Tahminciler

EC_{it}	**POLS**	**IV2SLSP**
EC_{it-1}	0.975***	0.982***
GDP_{it}	0.004	-0.002
EP_{it}	-0.021***	-0.020***
Sabit	0.170***	0.188***
R^2	0.995	0.996
F	27107.230***	-
Wald	-	92277.192***
Durbin (score)	-	1.595
Wu-Hausman	-	1.580
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 anlamlılık düzeyinde temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir.		

Yukarıdaki çıktıda havuzlanmış en küçük karelerin yanı sıra araç değişkenli iki aşamalı en küçük kareler tahmincileri görülmektedir. Modelin genel anlamlılığının testinde aşağıdaki temel hipoteze sahip F (POLS için) ve Wald (IV2SLSP için) testleri kullanılmıştır.

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$$

F ve Wald istatistiklerine bakıldığında her iki modelinde genel olarak %99 güven düzeyinde anlamlı oldukları görülmektedir. İki aşamalı en küçük kareler modellinde araç değişken olarak (EC_{it-2}) kullanılmıştır. Durbin Score ve Wu-Hausman içsellik testlerinin temel hipotezi Z kullanılan araç değişkenleri göstermek üzere,

$$\mathrm{H}_0 : \ \mathrm{E}(\mathrm{u}_{it}, Z_{it}) = 0$$

şeklindedir. Durbin Score ve Wu-Hausman testleri sonuçlarına göre araç değişkenlerin hata terimi ile korelasyonsuz olduğunu söyleyen temel hipotez reddedilememiştir, dolayısıyla araç değişkenlerin geçerli olduğu anlaşılmıştır. Tüm sonuçlara göre enerji tüketiminin bir gecikmeli değerinin parametresi anlamlı ve pozitif, enerji fiyatının parametresi anlamlı negatif fakat değeri düşük, kişi başına GDP'nin parametresinin ise anlamsız olduğu görülmektedir. Her iki modele göre de ele alınan bağımsız değişkenler bağımlı değişken olan enerji tüketimindeki değişkenliğin %99'unu

açıklamaktadır. Bu aşamada parametre yorumları yapılmayacak, en son genel değerlendirmede detaylarına girilecektir.

Bu tahminciler , daha önce de belirtildiği gibi birim etki varsa dikkate almadıkları için zayıf kalmaktadırlar. Aşağıda birim etkiyi dikkate alan tahminciler yer almaktadır.

Tablo 3.7. Sabit Parametresi Heterojen Eğim Parametreleri Homojen Birimler Arası Korelasyonsuz Tahminciler

EC_{it}	**IV2SLSRE**	**IV2SLSFE**	**LSDV1**	**LSDV2**	**LSDV3**
EC_{it-1}	0.982***	0.919***	0.897***	0.954***	1.012***
GDP_{it}	-0.002	0.059***	0.067	0.029	-0.009
EP_{it}	-0.020***	-0.027***	-0.026	-0.024***	-0.026***
sabit	0.188***	-0.103			
R^2	0.9961	0.9611			
Wald	91260.36***	9.08e+06***			
F	-	2.51***			
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					

Yukarıdaki çıktıda, Araç değişkenli iki aşamalı tesadüfi etkiler (**IV2SLSRE)** ve Araç değişkenli iki aşamalı sabit etkiler (**IV2SLSFE)** tahmincilerin yanı sıra Anderson ve Hsiao (**LSDV1),** Arellano ve Bond (**LSDV2)** ve Blundell ve Bond (**LSDV3**) başlangıç değerleri ile sapması düzeltilmiş gölge değişkenli EKK tahmincileri görülmektedir. Birim etkilerin var olup olmadığını test etmek için kullanılan F testinin temel hipotezi,

$$H_0 : \mu_i = 0$$

şeklinde kurulmuş ve F test sonucuna göre temel hipotez reddedilerek modelde birim etkinin olduğu anlaşılmıştır. Tesadüfi etkilerin varsayımlarından biri, birim etkiler ve açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon olmadığıdır, dinamik panel veri modellerinde birim etki ile gecikmeli değişken arasındaki ilişkiden dolayı tesadüfi etkiler tahmincisi uygun değildir. Birim etki sabit etkilerde modelden düşürülebilmektedir, fakat birim boyutu N büyükse Nickell sapması nedeniyle sabit etkiler tahmincisinin de uygun olmadığı bilinmektedir. LSDV tahmincileri bu sapmayı düzeltmek için türetilmiştir, fakat yine de eğim parametreleri heterojen ve birimler arası korelasyon varsa kullanılmaları uygun değildir.

Birim etkilerin varlığında kullanılabilecek diğer tahminciler Arellano ve Bond'un GMM ve Blundell ve Bond'un Sistem GMM tahmincileridir, bu tahminciler içsellik problemini çözebilmelerine karşın birimler arası korelasyon yoksa ve eğim parametreleri heterojen değilse kullanılabilmektedir.

Tablo 3.8. Sabit Parametresi Heterojen Eğim Parametreleri Homojen Birimler Arası Korelasyonsuz Araç Değişkenli Tahminciler

Bağımlı değişken : EC_{it}		**Arellano ve Bond GMM**	**Blundell ve Bond Sistem GMM**
EC_{it-1}		0.730***	0.945***
GDP_{it}		0.267	0.036***
EP_{it}		-0.019	-0.025***
Wald		69.15***	1.54e+06***
AR(1)		-2.508**	-2.72***
AR(2)		1.244	1.62
Sargan		-	2.21(0.330)
Hansen J		-	3.09
Araçlar	GMM	L(2/2).EC	L(1/2).L2.EC
	Standart	D.GDP D.EP	FOD.(GDP EP)
Araç Değişken Sayısı		35	5
Birim boyutu N		11	11
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Parantez içindeki değerler prob değerleridir.			

Yukarıdaki çıktıda Arellano ve Bond'un GMM ve Blundell ve Bond'un Sistem GMM tahmincileri görülmektedir. Wald istatistiklerine bakıldığında, tüm modellerin genel olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Modelin doğru tanımlanması ve GMM tahmininde etkinliğin sağlanması için üç temel koşulun gerçekleşmesi gerekmektedir,

Bu koşullardan ***ilki*** modelde birinci mertebeden otokorelasyon var olup olmadığı önemli değil iken, ikinci mertebeden otokorelasyon olmamasıdır. Arellano ve Bond'un birinci ve ikinci mertebeden otokorelasyon testleri için temel hipotezler sırasıyla,

$$H_0 : E\left(u_{i,t}u_{i,t-1}\right) = 0$$

$$H_0 : E\left(u_{i,t}u_{i,t-2}\right) = 0$$

şeklinde kurulmaktadır. Burada istenen durum 1.mertebeden otokorelasyon (AR(1)) için temel hipotezin reddedilmesi önemli olmaksızın 2.mertebeden otokorelasyon (AR(2)) için temel hipotezin reddedilememesidir. Yukarıdaki çıktıdan da görülebileceği üzere birinci mertebeden otokorelasyonu sınamak için yapılan test için temel hipotez reddedilmektedir, birinci mertebeden otokorelasyon vardır; ikinci mertebeden ise otokorelasyon yoktur.

İkinci koşul ise, "*aşırı tanımlama kısıtlamaları geçerlidir"* şeklinde kurulan sargan testin temel hipotezinin reddedilememesi ve prob değerinin 1.000 olmaması ve 0.25'in altında kalmamasıdır. Arellano ve Bond'un GMM tahmincisi dirençli olarak tahmin edildiği için Sargan test sonuçları hesaplanamamaktadır. Blundell ve Bond'un sistem GMM tahmincisinin Sargan test sonucuna göre temel hipotez reddedilememektedir, modelde kullanılan (EC_{it-2}) araç değişkeni hata terimi ile korelasyonsuzdur yani kullanılan araç değişkenler uygundur.

Üçüncü ve son koşul ise, modelde kullanılan araç değişken sayısının birim boyutu N'e eşit veya birim boyutu N'den küçük olması gerekmesidir $(Z_i \leq N)$. Arellano ve Bond'un GMM tahmincisinde kullanılan araç değişken sayısı (35) birim boyutu N'i (11) aşmaktadır, dolayısıyla Arellano ve Bond'un GMM tahmin sonuçları bu koşulu sağlamamaktadır. Blundell ve Bond'un sistem GMM tahmincisinde kullanılan araç değişken sayısı (5) indirgenebilmiştir birim boyutu N'den (11) küçüktür, bu koşulu sağlamaktadır.

Sonuç itibariyle Blundell ve Bond'un sistem GMM tahmincisi otokorelasyon koşulu, aşırı tanımlama kısıtlamaları koşulu ve araç değişken sayısı koşulunu sağladığından model doğru tanımlanmış ve tahmin sonuçları uygundur. Tüm sonuçlara göre, enerji tüketiminin bir gecikmeli değerinin parametresi anlamlı ve pozitif, kişi başına GDP'nin parametresinin ise her iki tahmincide pozitif olmasına rağmen sadece Blundell ve Bond Sistem GMM tahmincisinde anlamlı ve enerji fiyatının parametresi her iki tahmincide negatif olmasına rağmen sadece Blundell ve Bond Sistem GMM tahmincisinde anlamlı olduğu görülmektedir.

Bu tahminciler birimler arası korelasyon yoksa ve eğim parametreleri heterojen değilse kullanılabilir. Aşağıda birimler arası korelasyonu dikkate alan tahminciler yer almaktadır.

Tablo 3.9. Tüm Parametreleri Homojen Birimler Arası Korelasyonlu Tahminciler

EC_{it}	**POLS$_{DEMEAN}$**	**CCEP**
EC_{it-1}	0.981***	0.896***
GDP_{it}	-0.001	0.085
EP_{it}	0	-0.023***
Sabit	0.112***	0.022
R^2	0.9962	0.96
F	44320.93***	139.69***
CD	-	7.77***
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Yukarıdaki çıktıda yatay kesit ortalamadan farklar regresyonunun havuzlanmış en küçük kareler ile tahmini (**POLS$_{DEMEAN}$**) ve havuzlanmış ortak korelasyonlu etkiler (**CCEP)** tahmincisi görülmektedir. F istatistiklerine bakıldığında her iki modelin genel olarak anlamlı oldukları görülmektedir.

Birimler arası korelasyonun sınanmasında kullanılan Pesaran (2015) CD testinin temel hipotezi,

$$H_0 : \mathrm{E}\left(u_{it}u_{jt}\right) = 0 \quad \left(\forall \text{ t ve i=j için}\right)$$

şeklinde olup test sonucuna göre, zayıf yatay kesit bağımlılığı ifade eden temel hipotez reddedilmektedir. Bu durumda modelde güçlü formda yatay kesit bağımlılığın olduğu anlaşılmaktadır.

Tüm sonuçlara göre, enerji tüketiminin bir gecikmeli değerinin parametresinin anlamlı ve pozitif, kişi başına GDP'nin parametresinin anlamsız ve enerji fiyatının parametresinin ise sadece CCEP'de anlamlı ve negatif olduğu görülmektedir.

POLS$_{DEMEAN}$ ve **CCEP** tahmincileri birimler arası korelasyonu dikkate almasına rağmen, eğim parametrelerinin heterojen olduğu durumlarda kullanılabilir değildir. Bunun yanı sıra her iki tahminci de dinamik panel veri modellerinde

karşılaşılan problemlere çözüm sunamadıklarından kullanımları uygun değildir. Aşağıda heterojenliği dikkate alan tahminciler yer almaktadır.

Tablo 3.10. Heterojen Birimler Arası Korelasyonsuz Tahminciler

EC_{it}	**MG**	**SWAMY**	**IVMG**
EC_{it-1}	0.789***	0.816***	0.839***
GDP_{it}	0.156***	0.139***	0.138***
EP_{it}	-0.029***	-0.029***	-0.029***
Sabit	-0.440	-0.405	-0.509**
Wald	1814.70***	1315.82***	-
Swamy S	-	150.56***	-
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1			

Yukarıdaki çıktıda ortalama grup tahminci (**MG)**, swamy tesadüfi katsayılar tahmincisi (**SWAMY)** ve araç değişkenli iki aşamalı en küçük kareler ortalama grup tahmincileri (**IVMG)** görülmektedir. Wald istatistiğine bakıldığında ortalama grup ve tesadüfi katsayılar modeli tahmincilerin genel olarak anlamlı oldukları görülmektedir.

Parametre homojenliğinin sınanmasında kullanılan Swamy S testi için temel hipotez,

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

şeklinde olup eğim parametrelerin homojenliğini ifade eden hipotezin reddedildiği görülmektedir. Bu durumda eğim parametrelerinin heterojen olduğu anlaşılmıştır. Tüm sonuçlara göre, enerji tüketiminin bir gecikmeli değerinin ve kişi başına GDP'nin parametrelerinin anlamlı ve pozitif ve enerji fiyatının parametresinin ise anlamlı ve negatif olduğu görülmektedir.

Ortalama grup tahminci, tesadüfi katsayılar tahmincisi ve araç değişkenli iki aşamalı en küçük kareler ortalama grup tahmincileri kullanımının eğim parametrelerin heterojen olduğu durumlarda uygun olmasına rağmen, modelde birimler arası korelasyon varsa kullanabilir değildir. Aşağıda birimler arası korelasyonu dikkate alan tahminciler yer almaktadır.

Tablo 3.11. Heterojen Birimler Arası Korelasyonlu Tahminciler

EC_{it}	**CCEMG**	**SURMG**
EC_{it-1}	0.364***	0.682***
GDP_{it}	0.326**	0.216***
EP_{it}	-0.023***	-0.032***
Sabit	0.206	-0.502
R^2	0.98	-
F	91.96***	-
CD	11.24***	-
LM	-	161.359***
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Yukarıdaki çıktıda ortak korelasyonlu etkiler ortalama grup tahmincisi (**CCEMG)** ve SUR ortalama grup tahmincisi (**SURMG)** görülmektedir. Ortak korelasyonlu etkiler ortalama grup tahmincisinde F istatistiği modelin genel olarak anlamlı olduğunu işaret etmektedir.

Birimler arası korelasyonun sınanmasında kullanılan Pesaran (2015) CD test sonuçlarına göre, zayıf yatay kesit bağımlılığı ifade eden temel hipotez reddedilmektedir. Bu durumda modelde güçlü formda yatay kesit bağımlılığın olduğu anlaşılmaktadır. Breusch ve Pagan LM testi de CD testi gibi birimler arası korelasyonu sınamaktadır. Bu testin sonuçlarına göre de birimler arası korelasyonun olmadığını ifade eden temel hipotez reddedilmektedir ve modelde birimler arası korelasyonun var olduğu anlaşılmaktadır. Tüm sonuçlara göre, enerji tüketiminin bir gecikmeli değerinin ve kişi başına GDP'nin parametrelerinin anlamlı ve pozitif ve enerji fiyatının parametresinin anlamlı ve negatif olduğu görülmektedir.

Ortak korelasyonlu etkiler ortalama grup tahmincisi ve SUR ortalama grup tahmincisi birimler arası korelasyon varsa ve eğim parametreleri heterojen ise kullanılabilmektedir, fakat dinamik yapıda oluşturulan modellerin tahmininde içselliği dikkate almadıklarından uygun değildirler. Aşağıda içselliği ve birimler arası korelasyonu dikkate alan tahminci yer almaktadır.

Tablo 3.12. İçselliği Dikkate Alan Homojen Birimler Arası Korelasyonlu Tahminciler

EC_{it}	**DCCEP**
EC_{it-1}	0.773***
GDP_{it}	0.139
EP_{it}	-0.013**
Sabit	0.257
R^2	0.95
F	11.90***
CD	2.77***
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

Yukarıdaki çıktıda havuzlanmış dinamik ortak korelasyonlu etkiler tahmincisi (**DCCEP**) görülmektedir. F istatistiğine bakıldığında modelin genel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. CD test sonuçlarına göre, zayıf yatay kesit bağımlılığı ifade eden temel hipotez reddedilmekte ve modelde güçlü formda yatay kesit bağımlılığın olduğu anlaşılmaktadır. Enerji tüketiminin bir gecikmeli değerinin parametresinin anlamlı ve pozitif, kişi başına GDP parametresinin anlamsız ve enerji fiyatının parametresinin anlamlı ve negatif olduğu görülmektedir.

Havuzlanmış dinamik ortak korelasyonlu etkiler tahmincisi, dinamik yapıda oluşturulan modellerin tahmininde ve birimler arası korelasyonun varlığında kullanılabilmektedir, fakat eğim parametrelerin heterojenliğinde ve birim boyutu N ve zaman boyutu T'nin küçük olduğu durumlarda kullanılabilir değildir. Aşağıda dinamik modellerde karşılaşılan içselliği, heterojenliği ve birimler arası korelasyonu dikkate alan tahminciler yer almaktadır.

Tablo 3.13. İçselliği Dikkate Alan Heterojen Birimler Arası Korelasyonlu Tahminciler

EC_{it}	**DCCEMG**	**IVSURMG**
EC_{it-1}	0.196**	0.662***
GDP_{it}	0.422***	0.224***
EP_{it}	-0.015***	-0.032***
Sabit	-	-0.480
R^2	0.97	-
F	3.23***	-
Pesaran CD testi	5.67***	-
LM Testi	-	250.929***
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Yukarıdaki çıktıda dinamik ortak korelasyonlu etkiler ortalama grup (**DCCEMG)** ve araç değişkenli SUR ortalama grup (**IVSURMG)** tahmincileri görülmektedir. Dinamik ortak korelasyonlu etkiler ortalama grup tahmincisinde F istatistiğine bakıldığında modelin genel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Dinamik ortak korelasyonlu etkiler ortalama grup ve araç değişkenli SUR ortalama grup tahmincileri hem eğim parametrelerin heterojenliğinde hem birimler arası korelasyonun varlığı durumunda hem de dinamik yapıdaki modellerin tahmininde kullanılabilmektedir, dolayısıyla heterojen birimler arası korelasyonlu dinamik panel veri modellerinin tahmininde uygun tahminciler olmaktadırlar. Fakat dinamik ortak korelasyonlu etkiler ortalama grup tahmincisi birim boyutu N'nin ve zaman boyutu T'nin küçük olduğu durumlarda kullanılabilir değildir. IVSURMG tahmincisi ise N küçükken heterojen birimler arası korelasyonlu dinamik panel veri modellerinin tahmini için uygun tahminci olarak kabul edilebilmektedir. Araç değişkenli SUR ortalama grup tahmincisinin sonuçlarına göre, enerji tüketiminin bir dönem gecikmeli değerinin parametresi ve kişi başına GDP'nin parametresi anlamlı ve pozitif ve enerji fiyatının parametresi anlamlı ve negatif çıkmıştır. Parametre işaretleri iktisadi açıdan beklenildiği gibi çıkmıştır; enerji talebinin gelir elastikiyeti pozitif iken fiyat elastikiyeti negatiftir. Diğer değişkenlerin etkileri sabitken; enerji tüketiminin bir dönem önceki değerinde %1'lik artış enerji tüketimini %0.66 arttırmaktadır, kişi başına GDP'deki %1'lik artış enerji tüketimini %0.22 arttırmaktadır ve enerji fiyatındaki %1'lik artış ise enerji tüketimi %0.03 azalttırmaktadır. Sabit parametre anlamsız çıkmıştır.

Yapılan heterojenlik testleri sonucunda heterojen tahmincilerin uygun olduğu sonucu varıldığından ülke bazında sonuçlar da elde edilmiştir ve aşağıda yer almaktadır.

Tablo 3.14. Heterojen Birimler Arası Korelasyonsuz Tahminciler (Birimler Bazında)

EC_{it}	MG	SWAMY	IV2SLS
EC_{it-1}			
Avustralya	0.922***	0.867***	0.936***
Belçika	0.841***	0.859***	0.926***
Finlandiya	0.757***	0.845***	0.935***
İrlanda	0.845***	0.870***	0.840***
İspanya	0.846***	0.855***	0.856***
İsrail	0.661***	0.711***	0.890***
İtalya	0.807***	0.848***	0.803***
Japonya	0.873***	0.853***	0.904***
Şili	0.800***	0.819***	0.780***
Türkiye	0.541***	0.636***	0.573***
Yunanistan	0.792***	0 .818***	0.784***
GDP_{it}			
Avustralya	0.038	0.077**	0.017
Belçika	0.075	0.086*	0.043
Finlandiya	0.086	0.080*	0.053
İrlanda	0.068***	0.052**	0.075***
İspanya	0.219***	0.190***	0.206**
İsrail	0.095	0.114**	0.045
İtalya	0.196**	0.148***	0.208**
Japonya	0.081	0.096**	0.052
Şili	0.190**	0.158***	0.191*
Türkiye	0.451***	0.356***	0.398***
Yunanistan	0.224***	0.178***	0.231**
EP_{it}			
Avustralya	-0.014*	-0.021***	-0.011
Belçika	-0.030*	-0.032***	-0.028
Finlandiya	-0.033	-0.032***	-0.030
İrlanda	-0.049***	-0.040***	-0.051***
İspanya	-0.045***	-0.039***	-0.044***
İsrail	-0.011	-0.020**	-0.025*
İtalya	-0.036***	-0.033***	-0.036***
Japonya	-0.023**	-0.026***	-0.021*
Şili	-0.033**	-0.027***	-0.027
Türkiye	-0.004	-0.009	0.003
Yunanistan	-0.045***	-0.038***	-0.045***
Sabit			
Avustralya	0.074	-0.016	0.211
Belçika	0.194	-0.011	0.051
Finlandiya	0.533	0.113	-0.097
İrlanda	0.226	0.240	0.188
İspanya	-1.322***	-1.090***	-1.251*
İsrail	0.718	0.319	0.172
İtalya	-0.994*	-0.693*	-1.094
Japonya	-0.131	-0.188	0.012
Şili	-0.757	-0.573**	-0.715
Türkiye	-2.276***	-1.762***	-1.942***
Yunanistan	-1.105**	-0.791**	-1.135**
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1			

Yukarıdaki çıktıda birimler bazında ortalama grup (**MG)** swamy tesadüfi katsayılar ve araç değişkenli iki aşamalı en küçük kareler (**IV2SLS)** tahmincileri görülmektedir. Tüm modellerde tüm ülkeler için gecikmeli bağımlı değişkenin parametresi anlamlı ve pozitif çıkmıştır. GDP'nin parametre işareti pozitif, enerji fiyatın parametre işareti negatif olmasına rağmen anlamlılıkları ülkeden ülkeye değişmektedir. Tüm modellerin genel olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Aşağıda IV2SLS için F, R^2 ve içsellik test sonuçları yer almaktadır.

Tablo 3.15. Araç Değişkenli 2SLS İçin İstatistikler ve İçsellik Testleri

IV2SLS	**F**	**R^2**	**Durbin (score)**	**Wu-Hausman**
Avustralya	149.84***	0.942	0.370	0.317
Belçika	52.06***	0.848	3.380	3.195
Finlandiya	20.57***	0.678	5.055	5.065
İrlanda	201.20***	0.956	0.744	0.646
İspanya	449.07***	0.979	0.085	0.072
İsrail	122.01***	0.931	1.289	1.138
İtalya	142.07***	0.940	0.003	0.003
Japonya	87.29***	0.904	1.513	1.345
Şili	1014.27***	0.991	0.433	0.372
Türkiye	681.04***	0.986	2.329	2.126
Yunanistan	232.08***	0.961	0.047	0.039
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

Araç değişkenli 2SLS modellerinde araç değişken olarak (EC_{it-2}) kullanılmış ve tüm ülkeler için Durbin Score ve Wu-Hausman testlerinin sonuçlarına göre temel hipotez reddedilmemektedir, araç değişkenlerin tüm ülkeler için geçerli olduğu anlaşılmıştır. Ayrıca F testine göre tüm modeller anlamlıdır.

Daha önce bahsedildiği gibi ortalama grup, swamy tesadüfi katsayılar ve araç değişkenli iki aşamalı en küçük kareler tahmincileri birimler arası korelasyon var ise uygun değildir. Aşağıda birimlere özgü heterojen birimler arası korelasyon tahmincileri yer almaktadır.

Tablo 3.16. Heterojen Birimler Arası Korelasyonlu Tahminciler (Birimler Bazında)

EC_{it-1}	**CCE**	**SUR**
Avustralya	0.328	0.838***
Belçika	0.041	0.663***
Finlandiya	0.150	0.591***
İrlanda	0.523***	0.797***
İspanya	0.751***	0.720***
İsrail	0.101	0.545***
İtalya	0.536*	0.698***
Japonya	0.580**	0.713***
Şili	0.213	0.757***
Türkiye	0.192*	0.438***
Yunanistan	0.585***	0.744***
GDP_{it}		
Avustralya	0.073	0.075*
Belçika	-0.888	0.191***
Finlandiya	0.210*	0.109*
İrlanda	0.425***	0.088***
İspanya	0.375	0.305***
İsrail	0.355**	0.206**
İtalya	1.071***	0.208***
Japonya	0.331**	0.170***
Şili	0.572***	0.227***
Türkiye	0.814***	0.579***
Yunanistan	0.245***	0.222***
EP_{it}		
Avustralya	-0.002	-0.017**
Belçika	-0.017	-0.042***
Finlandiya	-0.021	-0.033*
İrlanda	-0.007	-0.053***
İspanya	-0.035**	-0.038***
İsrail	-0.036**	-0.020
İtalya	-0.013	-0.033***
Japonya	-0.007	-0.027***
Şili	-0.052***	-0.033**
Türkiye	-0.019	-0.014
Yunanistan	-0.039**	-0.038***
Sabit		
Avustralya	1.993*	0.148
Belçika	6.446***	-0.015
Finlandiya	4.051***	1.198**
İrlanda	5.557***	0.264*
İspanya	-1.501**	-1.623***
İsrail	0.050	0.174
İtalya	-5.566***	-0.608
Japonya	0.337	-0.253
Şili	-4.239***	-0.922**
Türkiye	-4.095***	-3.009***
Yunanistan	-0.764	-0.879**
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Yukarıdaki çıktıda ortak korelasyonlu etkiler tahmincisi (**CCE)** ve SUR tahmincileri görülmektedir. Tüm değişkenlerin parametre işaretleri iktisadi olarak beklenilen yönde olmasına rağmen anlamlılıkları ülkeden ülkeye değişmektedir.

Tablo 3.17. Görünürde İlişkisiz Regresyon İçin İstatistikler

Ülkeler	**R^2**	**F**	**Ülkeler**	**R^2**	**F**
Avustralya	0.948	633.63***	İtalya	0.936	593.32***
Belçika	0.856	237.29***	Japonya	0.904	378.77***
Finlandiya	0.704	74.46***	Şili	0.991	4172.77***
İrlanda	0.961	967.55***	Türkiye	0.986	2724.35***
İspanya	0.980	1934.66***	Yunanistan	0.965	979.95***
İsrail	0.897	321.18***	*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Yukarıdaki çıktıda SUR tahmincisinin R^2 ve F değerleri görülmektedir. F istatistiği tüm modellerin genel olarak anlamlı olduklarını göstermektedir. Ayrıca; Belçika, Finlandiya ve İsrail hariç olmak üzere diğer ülkelerin belirginlik katsayıları (R^2) %90'dan daha fazladır. Ortak korelasyonlu etkiler ortalama grup ve görünürde ilişkisiz regresyon tahmincileri eğim parametrelerin heterojen olduğu ve birimler arası korelasyon varlığı durumunda kullanılabilinmektedir, fakat bu tahminciler içselliği dikkate almamaktadırlar. Aşağıda heterojenlik ve birimler arası korelasyon var olduğunda dinamik modellerin tahmininde kullanılabilecek tahminciler yer almaktadır.

Tablo 3.18. İçselliği Dikkate Alan Heterojen Birimler Arası Korelasyonlu Tahminciler (Birimler Bazında)

EC_{it-1}	**DCCE**	**IVSUR**
Avustralya	-0.007	0.661***
Belçika	-0.172	0.613***
Finlandiya	0.090	0.732***
İrlanda	0.502***	0.728***
İspanya	0.400*	0.695***
İsrail	0.173	0.708***
İtalya	0.488	0.701***
Japonya	-0.179	0.711***
Şili	0.190	0.624***
Türkiye	0.118	0.444***
Yunanistan	0.557**	0.665***
GDP_{it}		
Avustralya	0 .338	0.119**
Belçika	-0.436	0.267***
Finlandiya	0.160	0.097
İrlanda	0.234	0.108***
İspanya	0 .708***	0.285***
İsrail	0.259	0.215***
İtalya	0.966**	0.123
Japonya	0.643**	0.107*
Şili	0.684***	0.335***
Türkiye	0 .788***	0.569***
Yunanistan	0 .304***	0.242***
EP_{it}		
Avustralya	0 .010	-0.012
Belçika	-0.007	-0.054***
Finlandiya	-0.011	-0.035*
İrlanda	-0.016	-0.056***
İspanya	-0.010	-0.030***
İsrail	-0.035**	-0.039**
İtalya	-0.010	-0.026***
Japonya	-0.001	-0.020*
Şili	-0.037*	-0.031*
Türkiye	-0.024*	-0.013
Yunanistan	-0.023	-0.032***
Sabit		
Avustralya	-	0.638
Belçika	-	-0.505
Finlandiya	-	0.559
İrlanda	-	0.399*
İspanya	-	-1.331**
İsrail	-	-0.640
İtalya	-	0.243
Japonya	-	0.400
Şili	-	-1.367***
Türkiye	-	-2.943***
Yunanistan	-	-0.728*
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Tablo 3.19. Araç Değişkenli Görünürde İlişkisiz Regresyon İçin İstatistikler

IVSUR					
Ülkeler	**R^2**	**Wald**	**Ülkeler**	**R^2**	**Wald**
Avustralya	0.8852	301.93***	İtalya	0.8607	244.64***
Belçika	0.7651	133.09***	Japonya	0.8349	213.57***
Finlandiya	0.6609	55.11***	Şili	0.9817	2344.08***
İrlanda	0.9059	378.00***	Türkiye	0.9841	2436.11***
İspanya	0.9575	984.66***	Yunanistan	0.9257	532.53***
İsrail	0.8548	238.42***	*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Yukarıdaki çıktıda dinamik ortak korelasyonlu etkiler (**DCCE)** ve araç değişkenli görünürde ilişkisiz regresyon **(IVSUR)** tahmincileri görülmektedir. Araç değişkenli görünürde ilişkisiz regresyon tahmincisinde tüm modellerin genel olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Belçika ve Finlandiya hariç olmak üzere diğer tüm ülkelerin belirginlik katsayıları (R^2) %80'den fazladır. Dinamik ortak korelasyonlu etkiler ve araç değişkenli görünürde ilişkisiz regresyon tahmincileri hem eğim parametrelerin heterojenliğinde hem birimler arası korelasyonun varlığı durumunda hem de dinamik yapıdaki modellerin tahmininde kullanılabilmektedir, dolayısıyla heterojen birimler arası korelasyonlu dinamik panel veri modellerinin tahmininde uygun tahminciler olmaktadırlar, fakat dinamik ortak korelasyonlu etkiler tahmincisi birim boyutu N'in ve zaman boyutu T'in büyük olduğu durumlarda kullanımı uygundur.

Sonuç itibariyle türetilen araç değişkenli görünürde ilişkisiz regresyon tahmincisi, eğim parametre heterojenliği ve birimler arası korelasyonu dikkate almasının yanı sıra dinamik modellerde karşılaşılabilen içsellik problemini de çözebilmektedir. Bundan dolayı N küçükken heterojen birimler arası korelasyonlu dinamik panel veri modellerinin tahmininde en uygun tahminci olduğu belirlenmiştir.

Araç değişkenli görünürde ilişkisiz regresyon tahmincisinin sonuçlarından görülebileceği üzere enerji tüketiminin bir dönem gecikmeli değeri tüm birimler (ülkeler) boyunca enerji tüketimini açıklamada anlamlıdır ve parametre işaretleri iktisadi açıdan beklenildiği gibi pozitiftir. Buradan çıkacak sonuç enerji tüketimi de diğer tüketim modellerinde olduğu gibi geçmişe bağımlılık ve alışkanlıklar sebebiyle geçmiş dönem değerinden yüksek derecede etkilenmektedir. Enerji tüketiminin bir

dönem gecikmeli değerininin enerji tüketimi üzerindeki etkisinin en düşük olduğu ülke Türkiye (%0.444) iken en yüksek olduğu ülke Finlandiya'dır (%0.732). Kişi başına GDP'nin Finlandiya ve İtalya hariç olmak üzere diğer ülkelerde parametre değerleri enerji tüketimini açıklamada anlamlı olduğu görülmektedir ve tüm ülke parametre işaretleri iktisadi açıdan beklenildiği gibi pozitiftir. Enerji tüketiminin gelir elastikiyetinin en düşük olduğu ülke Finlandiya (%0.097) iken en yüksek olduğu ülke Türkiye'dir (%0.569). Enerji fiyatı, Avustralya ve Türkiye hariç olmak üzere diğer tüm ülkelerde enerji tüketimini açıklamada anlamlı ve parametre işaretleri iktisadi açıdan beklenildiği gibi negatiftir. Enerji tüketiminin fiyat elastikiyetinin en düşük olduğu ülke İrlanda (%-0.056) iken en yüksek olduğu ülke Avustralya'dır (%-0.012). Türkiye için yorum yapılacak olursa diğer değişkenler sabitken enerji tüketiminin bir önceki dönem değerindeki %1'lik artış enerji tüketimini %0.44 arttırmaktadır. Türkiye'de enerji tüketiminin gelir elastikiyeti yaklaşık olarak %0.57 dir: gelirdeki %1'lik artış enerji tüketimini yaklaşık olarak %0.57 arttırmaktadır. Enerji tüketiminin fiyat elastikiyeti ise anlamsızdır. Türkiye'de enerji tüketimi enerji fiyatından bağımsız hareket etmektedir.

SONUÇ

İktisatta değişkenler arasındaki ilişkiler genellikle statik yapıda gerçekleşmemekte; bağımlı ve/veya bağımsız değişkenlerin kendi geçmiş değerlerinden etkilenmesi nedeniyle, bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkisi daha sonraki dönemlerde ortaya çıkabilmekte veya birden fazla zaman dilimine yayılabilmektedir. Tek bir birimin zaman içerisindeki gözlemlerini içeren zaman serisi verileriyle çalışırken olabildiği gibi, birden fazla birimin zaman serisi gözlemlerini içeren panel veri çalışmalarında da dinamik yapı ile karşılaşılabilmektedir ve bu modellere ***dinamik panel veri modelleri*** ismi verilmektedir. Dinamik panel veri modelleri; ***otoregresif panel veri modelleri***, ***dağıtılmış gecikmeli panel veri modelleri*** ve ***otoregresif dağıtılmış gecikmeli panel veri modelleri*** olmak üzere üç grup altında incelenebilmektedir. Bu çalışmada otoregresif panel veri modelleri ele alınmıştır.

İktisadi ilişkilerin dinamik bir yapı içerisinde modellenip analiz edilmesi büyük önem taşımasına rağmen dinamik modellerinin oluşturup analiz edilmesi statik modellerin analizinden daha zor olmaktadır. Özellikle panel veri modelleri ile çalışırken de çözülmesi gereken problem sayısı oldukça fazladır. Bu problemlerin en başında gelen içsellik problemidir, panel verilerle çalışılırken karşılaşılan içsellik problemi bağımlı değişkenin geçmiş değeri ile hata bileşenleri modelinde yer alan birim etkiler ile olan korelasyondan dolayı ortaya çıkmaktadır. Literatürde içsellik probleminin, içselliğe sebebiyet veren değişkenler yerine uygun araç değişkenler kullanılarak çözülebildiği çeşitli çalışmalar mevcuttur. İçselliğin yanı sıra panel veri modellerinde eğer varsa heterojenlik ve birimler arası korelasyonun da dikkate alınması büyük önem arz etmektedir. Çünkü panel heterojense ve/veya birimler arası korelasyon varsa ve dikkate almadan tahmin yapılıyorsa, elde edilen tahminciler sapmalı olacak ve etkin olamayacaklardır.

Literatürde dinamik panel veri modellerinin tahmininde kullanılabilecek çeşitli tahminciler önerilmiştir, bu tahmincilerin bazıları içselliği, bazıları heterojenliği ve bazıları birimler arası korelasyonu dikkate almamaktadır. Tüm problemleri dikkate alan fakat N ve T sonsuza giderken geçerli olan dinamik ortak korelasyonlu etkiler

tahmincisi bulunmaktadır. Fakat N'in küçük olduğu durumda bu tahmincinin sapmalı sonuçlar verdiği ispatlanmış olup kullanılması önerilmemektedir. Bu çalışmada, içselliği, heterojenliği birimler arası korelasyonu dikkate alan ve N küçükken kullanılabilen araç değişkenli görünürde ilişkisiz regresyon tahmincisi türetilmiştir. Tahminci iki aşamalı bir süreç içermekte olup birinci aşamada birimler bazında dinamik modeller uygun araç değişkenler yardımıyla dönüştürülmekte ve ikinci aşamada ilk aşamada elde edilen sonuçlar görünürde ilişkisiz regresyonda kullanılarak tahminler gerçekleştirilmektedir.

Uygulamada 1984-2018 yılları arasında 11 OECD ülkesi için enerji tüketim modeli dinamik panel veri modelleri çerçevesinde ele alınmıştır. Enerji tüketiminin kendi geçmiş değerinden etkilenmesinin kaçınılmaz olması sebebiyle, enerji tüketimini modellemek amacıyla bir gecikmeli otoregresif panel veri modeli ele alınmıştır, enerji fiyatı ve GDP değişkenleri de diğer bağımsız değişkenler olarak modele eklenmiştir.

11 OECD ülkesi için oluşturulan dinamik enerji tüketim modeli literatürde dinamik panel veri modellerinin tahmini için önerilen tüm tahmin yöntemlerine ilaveten türetilen araç değişkenli görünürde ilişkisiz regresyon ile de tahmin edilmiştir. Bu tahminciler içsellik, heterojenlik ve birimler arası korelasyonu dikkate alıp almamalarına göre gruplandırılmıştır. Bunlardan ilk grup homojen olan ***Havuzlanmış En Küçük Kareler*** ve ***Araç Değişkenli İki Aşamalı En Küçük Kareler*** tahmincileridir, bu tahminciler birim etki varsa dikkate almadıkları için zayıf kalmaktadırlar. İkinci grup içselliği dikkate alan fakat homojen olan ***Araç Değişkenli İki Aşamalı Tesadüfi Etkiler***, ***Araç Değişkenli İki Aşamalı Sabit Etkiler***inin yanı sıra ***Anderson ve Hsiao, Arellano ve Bond*** ve ***Blundell ve Bond***'un başlangıç değerleriyle ***Sapması Düzeltilmiş Gölge Değişkenli EKK*** tahmincileridir. Tesadüfi etkiler modelinin varsayımlarından biri, birim etkiler ve açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon olmadığıdır, dinamik panel veri modellerinde birim etki ile gecikmeli değişken arasındaki ilişkiden dolayı tesadüfi etkiler tahmincisinin kullanılması uygun değildir. Birim etki sabit etkilerde modelden düşürülebilmektedir, fakat N büyük olduğunda Nickell sapması nedeniyle sabit etkiler tahmincileri de uygun olmamaktadır. Sapması düzeltilmiş gölge değişkenli EKK'ler bu sapmayı

düzeltmekte, fakat bu tahminci de eğim parametreleri homojen ve birimler arası korelasyon yoksa kullanılabilmektedir. Üçüncü grup yine içselliği dikkate alan fakat homojen olan ***Arellano ve Bond'un GMM*** ve ***Blundell ve Bond'un Sistem GMM*** tahmincileridir, bu tahminciler birimler arası korelasyon yoksa ve eğim parametreleri heterojen değilse kullanılabilmektedir. Dördüncü grup içselliği ve birimler arası korelasyonu dikkate alan ***Yatay Kesit Ortalamadan Farklar Havuzlanmış En Küçük Kareler Tahmincisi*** ve ***Havuzlanmış Ortak Korelasyonlu Etkiler*** tahmincileridir, bu tahminciler birimler arası korelasyonu dikkate almasına rağmen, eğim parametrelerinin heterojen olduğu durumlarda kullanılabilir değildir. Beşinci grup heterojen olan ***Ortalama Grup Tahminci***, ***Swamy Tesadüfi Katsayılar Tahmincisi*** ve ***Araç Değişkenli İki Aşamalı En Küçük Kareler Ortalama Grup*** tahmincileridir, bu tahminciler eğim parametrelerin heterojen olduğu durumlarda kullanılmasına rağmen, modelde birimler arası korelasyon varsa kullanabilir değildir. Altıncı grup hem heterojenliği hem de birimler arası korelasyonu dikkate alan ***Ortak Korelasyonlu Etkiler Ortalama Grup Tahmincisi*** ve ***SUR Ortalama Grup*** tahmincileridir, bu tahminciler birimler arası korelasyon varsa ve eğim parametreleri heterojen ise kullanılabilmektedir, fakat dinamik yapıda oluşturulan modellerin tahmininde kullanılması önerilmemektedir. Yedinci grupta ise ***Havuzlanmış Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler Tahmincisi*** yer almaktadır, bu tahminci dinamik yapıda oluşturulan modellerin tahmininde ve birimler arası korelasyonun varlığında kullanılabilmektedir, fakat eğim parametreleri heterojense ve N birim boyutu ve T zaman boyutunun küçük olduğu durumlarda kullanılabilir değildir. Son olarak sekizinci grup ***Dinamik Ortak Korelasyonlu Etkiler Ortalama Grup*** ve ***Araç Değişkenli SUR Ortalama Grup*** tahmincilerinden oluşmaktadır, bu tahminciler hem eğim parametrelerin heterojenliğinde hem birimler arası korelasyonun varlığı durumunda hem de dinamik yapıdaki modellerin tahmininde kullanılabilmektedir, dolayısıyla heterojen birimler arası korelasyonlu dinamik panel veri modellerinin tahmininde uygun tahminciler olmaktadırlar. Dinamik ortak korelasyonlu etkiler ortalama grup tahmincisi, birim boyutu N'nin ve zaman boyutu T'nin küçük olduğu durumlarda kullanılabilir değildir. Bu çalışmada türetilen panel veri modellerinde tüm parametrelerin heterojen olduğu durumda ve birimler arası korelasyonun varlığında kullanılabilen araç değişkenli SUR ortalama grup tahmincisi ise dinamik modellerde

karşılaşılabilen içsellik problemini de çözebilmekte ve N küçükken de kullanılabilmektedir. Dolayısıyla N büyükken kullanılabilen dinamik ortak korelasyonlu etkiler tahmincisine, N'in küçük olduğu durumda bir alternatif olarak sunulmuştur.

Araç değişkenli görünürde ilişkisiz regresyon tahminci sonuçlarına göre, enerji tüketiminin bir dönem gecikmeli değeri hem panel hem de tüm birimler (ülkeler) için enerji tüketimini açıklamada anlamlı ve parametre işareti iktisadi açıdan beklenildiği gibi pozitiftir. 11 OECD ülkesi için oluşturulan panelde enerji tüketiminin bir gecikmeli değerinin yanı sıra kişi başına GDP parametresi anlamlı ve pozitif, enerji fiyatının parametresi ise anlamlı ve negatiftir. Dolayısıyla enerji tüketiminin kendi geçmiş değerlerinden pozitif yönde etkilendiği ve enerji tüketimin fiyat elastikiyetinin negatif ve gelir elastikiyetinin pozitif olduğu söylenebilmektedir.

Kişi başına GDP de benzer şekilde Finlandiya ve İtalya hariç olmak üzere diğer tüm ülkelerde enerji tüketimini açıklamada anlamlı ve tüm ülkelerde parametre işareti iktisadi açıdan beklenildiği gibi pozitiftir. Enerji fiyatı ise, Avustralya ve Türkiye hariç olmak üzere kalan tüm ülkelerde enerji tüketimini açıklamada anlamlı ve işareti iktisadi açıdan beklenildiği gibi negatiftir.

Enerji tüketiminin bir gecikmeli değerinin enerji tüketimini üzerindeki etkisinin en az olduğu ülke Türkiye olmasına rağmen etkisinin en fazla olduğu ülke Finlandiya'dır. Kişi başına GDP'nin enerji tüketimi üzerindeki etkisinin bir başka ifadeyle enerji tüketiminin gelir elastikiyetinin en düşük olduğu ülke Finlandiya iken en fazla etkinin görüldüğü ülke ise Türkiye'dir. Enerji fiyatının enerji tüketimi üzerindeki etkisi (enerji tüketiminin fiyat elastikiyeti) en az İrlanda da iken en fazla Avustralya'dır. Tahmin sonuçlarından hareketle politika yapıcılarının enerji için alacakları kararlarında mevcut yılın gerisindeki enerji politikalarından faydalanmalarında yarar vardır.

Sonuç itibariyle, bu tez çalışmasının literatüre iki açıdan katkı sunacağı düşünülmektedir. Dinamik panel veri modelleri ile çalışılırken içsel, homojen-heterojen, birimler arası korelasyonlu-korelasyonsuz olan tüm durumlarda kullanılabilecek tahminciler tek tek ortaya konulmuş, bir araya toplanmış ve

karşılaştırılmıştır. İkinci olarak içselliği, heterojenliği ve birimler arası korelasyonu dikkate alan fakat N büyükken kullanılabilen tek tahminci olan dinamik ortak korelasyonlu etkiler tahmincisine alternatif olarak N'in küçük olduğu durumda türetilen **araç değişkenli görünürde ilişkisiz regresyon tahmincisi (IVSUR)** ile literatüre katkı sağlanmıştır.

KAYNAKÇA

Ahn, Seung C.; Schmidt, Peter: "Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data", **Journal of Econometrics,** 1995, C:68, s. 5-27.

Ahn, Seung C.; Low, Stuart: "A Reformulation of the Hausman Test for Regression Models with Pooled Cross-Section-Time-Series Data", **Journal of Econometrics,** 1996, C:71, s. 309-319.

Altinay, Galip.; Karagol, Erdal: ''Electricity Consumption and Economic Growth: Evidence from Turkey'', **Energy Economics**, 2005, C:27, s.849–56.

Alvarez, Javier; Arellano, Manuel: "The Time Series and Cross-Section Asymptotics of Dynamic Panel Data Estimators", **Econometrica,** 2003, C:71, N:4, s.1121-1159.

Anderson,T.W. ; Hsiao, Cheng: "Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data", **Journal of Econometrics**, 1982, C:18, s. 47-82.

Andrews, Donald W. K.: "Exactly Median-Unbiased Estimation of First Order Autoregressive / Unit Root Models", **The Econometric Society,** 1993, C:61, N:1, s. 139-165

Arellano, Manuel: "A Note on the Anderson-Hsiao Estimator for Panel Data", **Economics Letters**, 1989, C:31, s. 337-341.

Arellano, Manuel; Bond, Stephen: "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", **The Review of Economic Studies**, 1991, C:58, No:2, s. 277-297.

Arellano, Manuel; Bover, Olympia:	"Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models", **Journal of Econometrics**, 1995, C:68, s. 29-51.
Baltagi, Badi H.:	"Econometric Analysis of Panel Data", **John Wiley & Sons**, 4 bs., Chichester, 2008.
Baltagi, Badi H.:	The Oxford handbook of panel data, New York, 2015, **Oxford University Press.**
Behr, Andreas:	"A Comparison of Dynamic Panel Data Estimators: Monte Carlo Evidence and an Application to the Investment Function", **Discussion Paper**, 2003, s. 1-33.
Belke, Ansgar; Dobnik, Frauke; Dreger, Christian:	''Energy Consumption and Economic Growth: New Insights into the Cointegration Relationship'', **Energy Economics**, 2011, C:33.5, s.782–89.
Blundell, Richard; Bond, Stephen:	"GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions", **Econometric Reviews**, 2000, C:19, N:3, s. 321-340.
Blundell, Richard; Bond, Stephen:	"Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", **Journal of Econometrics**, 1998, C:87, s. 115-143.
Bond, Stephen R; Hoeffler, Anke; Temple, Jonathan:	"GMM Estimation of Empirical Growth Models", **Discussion Paper Series**, 2001, N:3048, s. 1-33.
Breusch, T. S.; Pagan, A. R.:	"The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics", **The Review of Economic Studies**, 1980, C:47, N:1, s. 239-253.

Cermeño, Rodolfo:	"Median-Unbiased Estimation in Panel Data : Methodology and Applications to the GDP Convergence and Purchasing Power Parity Hypotheses", **CIDE (Centro de Investigación y Docencia Económicas)**, 2007, N:407, s. 1-32.
Chudik, Alexander; Pesaran, M. Hashem:	"Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressors", **Journal of Econometrics**, 2015, C:188, s. 393-420.
Croissant, Yves; Millo, Giovanni:	Panel Data Econometrics with R, **John Wiley & Sons Ltd**, 2019.
De Hoyos, Rafael E., Sarafidis, Vasilis:	"Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel-Data Models", **The Stata Journal**, 2006, C:6, N:4, s. 482-496.
Ditzen, Jan:	"Estimating Dynamic Common-Correlated Effects in Stata", **The Stata Journal**, 2018, C:18, N:3, s. 585-617.
De Vos, Ignace; Everaert, Gerdie:	"Bias-Corrected Common Correlated Effects Pooled Estimation in Dynamic Panels", **Journal of Business & Economic Statistics**, 2019, s. 1-13.
Everaert, Gerdie; De Groote, Tom:	"Common Correlated Effects Estimation of Dynamic Panels with Cross-Sectional Dependence", **Econometric Reviews**, 2014, C:35, N:3, s. 428-463.
Greene, William H.:	Econometric Analysis, Pearson Education, 7. bs., **Chichester**, 2012.
Gündüz, Halil İbrahim:	Panel Veri Modellerinde Parametre Homojenlik Testlerinin Performanslarinin Karşilaştirilmasi Ve Risk

İle Getiri Orani Arasindaki İlişkinin Analizi, Yüksek Lisans Tezi, **İstanbul Üniversitesi**, 2014.

Gövdeli, Tuncer — ENERJİ TÜKETİMİ İLE EKONOMİK BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİ: PANEL VERİ ANALİZİ, Doktora Tezi, **GAZİANTEP ÜNİVERSİTESİ**, 2018.

Güner, Bilal — Türkiye'de Birincil Enerji Tüketimi Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Dinamik Bir Analiz, Yüksek Lisans Tezi, **Erzincan Binali Yildirim Üniversitesi**, 2018.

Hacıoğlu, Almila: — "A Comparison Of Gmm Estimators For Linear Dynamic Panel Models", Master Thesis, **Dokuz Eylül Üniversitesi**, 2017.

Hausman, J. A.: — "Specification Tests in Econometrics", **Econometrica**, 1978, C:46, N:6, s. 1251-1271.

Hausman, Jerry A.; Taylor, William E.: — "Panel Data and Unobservable Individual Effects", Econometrica: **Journal of the Econometric Society**, 1981, C:49, N:6, s. 1377-1398.

Hsiao, Cheng: — "Analysis of Panel Data", **Cambridge University Press**, 2. bs., İngiltere, 2003.

Huang, Bai; Lee, Tae-Hwy; Ullah, Aman: — "Stein-like Shrinkage Estimation of Panel Data Models with Common Correlated Effects", 2018, s. 1-34.

Huang, Nung, Bwo; Hwang, J., M.; Yang, W., C.: — ''Causal Relationship between Energy Consumption and GDP Growth Revisited: A Dynamic Panel Data Approach'', **Ecological Economics**, 2008, C:67, s.41–54 .

Kahouli, Bassem: — ''Does Static and Dynamic Relationship between Economic Growth and Energy Consumption Exist in

OECD Countries?'', **Energy Reports**, 2019, C:5, s.104–16.

Karakaş, Adem: ''OECD Ve OECD Dışı Ülkelerde Elektrik Tüketimi, Nüfus Ve Gelir İlişkisi 1990-2011 Dönemi İçin Bir Panel Veri Analizi'', **International Preodical for The Languages, Literature and History of Turkish or Turkic**, 2014, C:9 N:2, s.845-853.

Keane, Michael P.; Runkle, David E.: "On the Estimation of Panel-Data Models with Serial Correlation When Instruments Are Not Strictly Exogenous", **Journal of Business and Economic Statistics**, 1992, C:10, No:1, s. 1-9.

J., Kraft; A., Kraft: ''On the Relationship between Energy and GNP.'' **Journal of Energy Development**, 1978, s.401-403.

Lee, Chiang, Chien; Chang, Ping, Chun; Chen, Fen, Pei: ''Energy-Income Causality in OECD Countries Revisited: The Key Role of Capital Stock'', **Energy Economics**, 2008, C:30, s.2359–73.

Lin, Boqiang; Nelson, I., Benjamin: ''Causal Relationships between Energy Consumption, Foreign Direct Investment and Economic Growth for MINT: Evidence from Panel Dynamic Ordinary Least Square Models'', **Journal of Cleaner Production**, 2018, s.1–44.

Matyas, Laszlo; Sevestre, Patrick: The Econometrics of Panel Data, **Springer**, 3. bs., Springer, 2008.

Pesaran, M. Hashem: "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure", **Econometrica**, C:74, N:4, 2006, s. 967-1012.

Pesaran, M. Hashem; Ullah, Aman; Yamagata, Takashi:	"A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence", **Econometrics Journal**, 2008, C:11, s. 105-127.
Pesaran, M. Hashem:	"General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", 2004, s. 1-39.
Pesaran, M. Hashem:	"Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels", **Econometric Reviews**, 2015, C:34, s. 1089-1117.
Pesaran, M. Hashem:	Time Series and Panel Data Econometrics, Oxford University Press, Oxford, 2015.
Pesaran,M. Hashem; Yamagata, Takashi:	"Testing Slope Homogeneity in Large Panels", **Journal of Econometrics**, 2008, C:142, s. 50-93.
Pesaran,M. Hashem; Shin, Yongcheol; Smith, Ron. P.:	"Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", **Journal of the American Statistical Association**, V:94, N:446, 1999, s.621-634.
Phillips, Peter C. B.; Sul, Donggyu:	"Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing under Cross Section Dependence", **The Econometrics Journal**, 2003, C:6, s. 217-259.
Taşkın, Ali:	Enerji Tüketiminin Ekonomik Büyümeye Etkisi: Türkiye Örneği (2003-2017), Yüksek Lisans Tezi, **Erzincan Binali Yildirim Üniversitesi**, 2019.
Sarafidis, Vasilis; Yamagata, Takashi; Robertson, Donald:	''A Test of Cross Section Dependence for a Linear Dynamic Panel Model With Regrossors'' **Journal of Econometrics**, C:148, 2009, s.149-161.

Sarafidis, Vasilis; Robertson, Donald:	‘‘On the Impact of Error Cross-Sectional Dependence in Short Dynamic Panel Estimation’’, **Econometrics Journal**, C:12, 2009, s. 62-81.
Soytas, Ugur; Sari, Ramazan:	‘‘Energy Consumption and Income in G-7 Countries’’, **Journal of Policy Modeling**, 2006, C:28, s.739–50.
Yerdelen Tatoğlu, Ferda:	“İleri Panel Veri Analizi”, **Beta Basım** A.Ş., 3. bs., İstanbul, 2018.
Yerdelen Tatoğlu, Ferda:	Panel Zaman Serileri Analizi, **Beta Basım** A.Ş., 2. Baskı, İstanbul, 2018.
Yerdelen Tatoğlu, Ferda:	Panel Veri Ekonometrisi, **Beta Basım** A.Ş., 4. bs., İstanbul, 2018.
Wooldridge, Jeffrey M.:	Econometric Analysis of Cross Section And Panel Data, **The MIT Press**, 2. bs., London, 2010.
Zellner, Arnold:	“An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias”, **Journal of the American Statistical Association**, 1962, C:57, No: 298, s. 348-368
U.S. Energy Information Administration (EIA)	(Çevrimiçi),https://www.eia.gov/energyexplained/what-is-energy/,