

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

DOKTORA TEZİ

EKONOMİK DEĞİŞKENLERİN PANEL VERİ
ANALİZİ İLE ÇÖZÜMLENMESİ

NIHAT TAŞ

2502060199

TEZ DANIŞMANI:

PROF. DR. A. NEYRAN ORHUNBİLGE

İSTANBUL, 2012



DOKTORA

TEZ ONAYI

ÖĞRENCİNİN

Adı ve Soyadı : NİHAT TAŞ

Numarası : 2502060199

Anabilim/Bilim Dalı : SAYISAL YÖNTEMLER

Danışman : PROF.DR. A.NEYRAN ORHUNBİLGE

Tez Savunma Tarihi : 28.02.2013

Tez Savunma Saati : 10:30

Tez Başlığı : EKONOMİK DEĞİŞKENLERİN PANEL VERİ ANALİZİ İLE ÇÖZÜMLENMESİ

TEZ SAVUNMA SINAVI, Lisansüstü Öğretim Yönetmeliği'nin 50. Maddesi uyarınca yapılmış, sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin KABULÜ'NE OYBİRLİĞİ / OYÇOKLUĞUYLA karar verilmiştir.

JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATİ (KABUL / RED / DÜZELTME)
1-PROF.DR. A. NEYRAN ORHUNBİLGE		Kabul
2-PROF.DR ERHAN ÖZDEMİR		Kabul
3-PROF.DR SELAHATTİN GÜRİŞ		Kabul
4-PROF.DR MEHPARE TİMOR		Kabul
5-DOÇ.DR EYÜP ÇETİN		Kabul

YEDEK JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATİ (KABUL / RED / DÜZELTME)
1-		
2-		

TEŞEKKÜR

Bu çalışma, İstanbul Üniversitesi Bilimsel Araştırma Projeleri Birimi tarafından desteklenmiştir. Proje No: 15537

ÖZ

Ekonomik Değişkenlerin Panel Veri Analizi ile Çözümlemesi

Nihat Taş

İşletme karlılığını açıklamak üzere bütün dünyada pek çok araştırma yapılmıştır. Araştırmalarda genellikle yatay kesit analizi veya zaman serileri analizine başvurulmaktadır. Bu çalışmada, aktif karlılığını etkileyen faktörleri belirleyebilmek amacıyla İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (İMKB) işlem gören imalat sanayi işletmelerinin 2005-2011 dönemine ait verileri kullanılarak yatay kesit birimlerinin zaman boyunca ele alınarak analizine imkan veren Panel Veri Analizi yöntemlerinden faydalanılmaktadır. İlk olarak sabit ve tesadüfi etkilerle Statik Panel Veri Analizi yöntemleri; daha sonra bağımlı değişken aktif karlılığının bir yıl gecikmeli değerinin modele bağımsız değişken olarak ilave edilmesiyle, Dinamik Panel Veri Analizi yöntemleri uygulanmaktadır. Yapılan analizler sonucunda, finansal oranların makroekonomik göstergelerle birlikte imalat sanayiinde aktif karlılığının açıklanmasında kullanılabileceği anlaşılmıştır.

ABSTRACT

Research on Economic Variables by Using Panel Data Analysis

Nihat Taş

Many research, explaining the factors affecting return on assets, have been published all around the World. In these papers generally either cross sectional or time series methods have been applied. In this dissertation, Panel Data Analysis methods have been applied by using the data belong 2005-2011 years in order to explain the factors affecting return on assets of manufactory industry firms that are quoted in Istanbul Stock Exchange (ISE). Initially Fixed Effects and Random Effects Panel Data Analysis Methods are covered and finally Dynamic Panel Data Analysis Methods are examined in detail where the lag of the return on assets is also included in the model. The analysis' results indicate that financial ratios can be used to explain the return on assets as well as the macroeconomic factors.

ÖNSÖZ

Tez çalışmamın her aşamasında yardımcı olan, tüm idari ve akademik çalışma yoğunluğunun arasında sorularıma sabır ve akademik özen gösteren, engin bilgi ve deneyimini benimle paylaşarak desteğini benden esirgemeyen kıymetli Danışman Hocam Prof. Dr. A. Neyran Orhunbilge'ye ne kadar teşekkür etsem azdır.

Tezin düşünce ve yazım sürecinde katkıları bulunan saygıdeğer Hocalarım Prof. Dr. Erhan Özdemir ve Prof. Dr. Selahattin Güriş'e; Sayısal Yöntemler Bilim Dalı Öğretim Elemanlarına, Doç. Dr. Ali Hepşen'e ve Yrd. Doç. Dr. Bengü Vuran'a teşekkürlerimi sunarım.

Doktora tezimin hazırlanma aşamasının her anında bana güç ve moral veren, sevgisiyle çalışma azmimi arttıran biricik eşim Derya'ya; ailemize yeni katılan ve hayat enerjimiz olan minik kızım Elif'e; hayatım boyunca desteklerini esirgemeyen, zor zamanlarımda daima yanımda olan sevgili anneme, babama ve kardeşlerime en içten teşekkürlerimi sunarım.

Son olarak, İstanbul Üniversitesi Bilimsel Araştırma Projeleri Birimi'ne 15537 nolu proje desteği için teşekkür ederim.

İÇİNDEKİLER

ÖZ	iii
ABSTRACT.....	iv
ÖNSÖZ	v
İÇİNDEKİLER	vi
TABLolar LİSTESİ.....	x
ŞEKİLLER LİSTESİ	xii
KISALTMALAR LİSTESİ	xiii
GİRİŞ	1
1 AKTİF KARLILIĞINI ETKİLEYEN FAKTÖRLER	4
1.1 Aktif Karlılığını Etkileyen Makroekonomik Faktörler.....	7
1.1.1 Enflasyon Oranı.....	8
1.1.2 Faiz Oranı.....	12
1.1.3 Döviz Kuru.....	15
1.1.4 Petrol Fiyatı	16
1.1.5 Para Arzı.....	18
1.1.6 Gayrisafi Milli Hasıla (GSMH).....	20
1.1.7 Sanayi Üretim Endeksi.....	21
1.2 Aktif Karlılığını Etkileyen Mikroekonomik Faktörler: Finansal Oranlar	21
1.2.1 Stok Devir Hızı.....	22
1.2.2 Kaldıraç Oranı	25

1.2.3	Aktif Devir Hızı	27
1.2.4	Cari Oran	28
1.2.5	Özsermaye Devir Hızı.....	31
1.2.6	Alacak Devir Hızı.....	31
1.2.7	Net Kar Marjı	34
1.2.8	FVAÖK Marjı	34
1.2.9	Toplam Varlık (Aktif) Büyüme Oranı	35
1.2.10	Satışlar Büyüme Oranı	36
2	PANEL VERİ MODELLERİ	37
2.1	Panel Veri	37
2.2	Panel Veri Analizi.....	39
2.3	Panel Veri Analizinin Üstünlükleri ve Zayıf Yönleri.....	40
2.4	Kovaryans Analizi	43
2.5	Değişen Sabit Katsayılarla Statik Modeller.....	54
2.5.1	Sabit Etkiler Modelleri	57
2.5.1.1	En Küçük Kareler Kukla Değişken Yaklaşımı (LSDV) ...	57
2.5.1.2	İlk Fark Tahminleyeni	64
2.5.2	Tesadüfi Etkiler Modelleri: Varyans Bileşenlerinin Tahmini..	66
2.5.2.1	Kovaryans Tahminleyeni (CVE).....	69
2.5.2.2	Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Tahminleyeni (GLSE)	70
2.5.2.3	En Çok Benzerlik Tahminleyeni (MLE).....	75
2.5.3	Model Seçimi: Sabit Etkiler veya Tesadüfi Etkiler.....	79
2.5.4	Değişen Varyans (Heteroscedasticity)	89
2.5.4.1	Değişen Varyansın Test Edilmesi	92

2.5.5	Otokorelasyon (Ardışık Korelasyon - Serially Correlated Errors)	95
2.5.5.1	Ardışık Korelasyonun Test Edilmesi	98
2.5.6	Eşanlı Korelasyon (Contemporenaous-Spatial Correlation) ..	100
2.6	Değişen Sabit Katsayılarla Dinamik Modeller	103
2.6.1	Kovaryans Tahminleyeni	105
2.6.2	Tesadüfi Etkiler Modelleri	109
2.6.2.1	Modelin Oluşturulması.....	112
2.6.2.2	En Çok Benzerlik Tahminleyeni (MLE).....	117
2.6.2.3	Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Tahminleyeni (GLSE)	123
2.6.2.4	Vekil Değişken Tahminleyeni (IVE)	126
2.6.2.5	Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni (GMME).....	129
2.6.2.6	Başlangıç Koşulları için Hipotez Testleri	136
2.6.3	Sabit Etkiler Modelleri	139
2.6.3.1	Dönüştürülmüş Benzerlik Yaklaşımı	140
3	İMKB'DE İŞLEM GÖREN İMALAT SANAYİİ İŞLETMELERİNDE AKTİF KARLILIK ORANINI ETKİLEYEN FİNANSAL ORANLAR VE MAKROEKONOMİK GÖSTERGELERİN İNCELENMESİ	143
3.1	Araştırmanın Amacı ve Kapsamı.....	144
3.2	Araştırma Yöntemi ve Veriler	145
3.3	Araştırmanın Bulguları	146
3.3.1	Değişen Sabit Katsayılarla Statik Panel Veri Modelleri	146
3.3.2	Değişen Sabit Katsayılarla Dinamik Panel Veri Modelleri ...	165
3.3.2.1	Arellano-Bond Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni.....	170

3.3.2.2 Arellano-Bover / Blundell-Bond Dinamik Panel Veri Tahminleyeni (Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Sistem Tahminleyeni)	175
SONUÇ	185
KAYNAKÇA.....	191
EKLER.....	203
EK 1. Araştırmada Kullanılan Değişkenler ve Yazılımda Kullanılan Kısa Karşılıkları	203
EK 2. Araştırmada Kullanılan Değişkenler Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları	204
EK 3: Aktif Karlılık Oranı Panel Çizgi Grafiği ve İşletmelere Göre Çizgi Grafikleri	212
EK 4: Arellano-Bond Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni Stata Çıktısı	215
EK 5: Arellano-Bover / Blundell-Bond Sistem Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni Stata Çıktıları	219
EK 6: Araştırmada Kullanılan İşletmelerin Kodları ve İsimleri	223
ÖZGEÇMİŞ	226

TABLÖLER LİSTESİ

Tablo 1: Katsayıların Kovaryans Analizi ile İncelenmesi	51
Tablo 2: Dinamik Tesadüfi Etkiler Modellerinde En Çok Benzerlik Tahminleyenin (MLE) Tutarlılık Davranışı	121
Tablo 3: Finansal Oranlara ait Tanımsal Ölçüler	147
Tablo 4: Makroekonomik Değişkenlere ait Tanımsal Ölçüler.....	147
Tablo 5: Statik Panel Veri Modelleri Özet Tablosu.....	149
Tablo 6: Birim Etkiler Modellerinde Hausman Testi	155
Tablo 7: Tesadüfi Etkiler Modeli Tahminlerinde Sabit Etkiler Modeli Tahminlerine Göre Gerçekleşen Sapmalar (Yüzde).....	156
Tablo 8: Arellano-Bond Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni ile Elde Edilen 4 Model.....	171
Tablo 9: Arellano-Bond GMY Tahminleyenleri ile Kurulan Modellerde Otokorelasyon Testleri	172
Tablo 10: Arellano-Bond Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni ile Elde Edilen Modellerde Sargan Testleri.....	173
Tablo 11: Arellano-Bover / Blundell-Bond Sistem Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni Özet Sonuçları-1	177
Tablo 12: Arellano-Bover / Blundell-Bond Sistem Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni Özet Sonuçları-2	178
Tablo 13: Blundell-Bond Sistem Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni ile Elde Edilen Modellerde Wald Ki-kare Testleri	179
Tablo 14: Arellano-Bover / Blundell-Bond Sistem GMY Tahminleyenleri ile Kurulan Modellerde Otokorelasyon Testleri.....	180
Tablo 15: Arellano-Bover / Blundell-Bond Sistem Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni ile Elde Edilen Modellerde Sargan Testleri	181
Tablo 16: Araştırmada Kullanılan Değişkenler ve Yazılımda Kullanılan Kısa Karşılıkları.....	203
Tablo 17: Aktif Karlılığı (%) ile Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (Tüm Yıllar - Toplu).....	204

Tablo 18: Aktif Karlılığı (%) ile Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2005).....	205
Tablo 19: Aktif Karlılığı (%) ile Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2006).....	206
Tablo 20: Aktif Karlılığı (%) ile Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2007).....	207
Tablo 21: Aktif Karlılığı (%) ile Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2008).....	208
Tablo 22: Aktif Karlılığı (%) ile Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2009).....	209
Tablo 23: Aktif Karlılığı (%) ile Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2010).....	210
Tablo 24: Aktif Karlılığı (%) ile Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2011).....	211
Tablo 25: Arellano-Bond Tek Aşamalı Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni Sonuçları	215
Tablo 26: Arellano-Bond Robust (Güçlü) Standart Hatalarla Tek Aşamalı Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni Sonuçları.....	216
Tablo 27: Arellano-Bond İki Aşamalı Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni Sonuçları	217
Tablo 28: Arellano-Bond Robust (Güçlü) Standart Hatalarla İki Aşamalı Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni Sonuçları.....	218
Tablo 29: ABBB01 Modeli.....	219
Tablo 30: ABBB01_R Modeli	219
Tablo 31: ABBB02 Modeli.....	220
Tablo 32: ABBB02_R Modeli	220
Tablo 33: ABBB03 Modeli.....	221
Tablo 34: ABBB03_R Modeli	221
Tablo 35: ABBB04 Modeli.....	222
Tablo 36: ABBB04_R Modeli	222
Tablo 37: Araştırmada Kullanılan İşletmelerin Kodları ve İsimleri	223

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1: İşletmelere Göre Aktif Karlılığı (%) Çizgi Grafikleri	212
Şekil 2: Aktif Karlılığı (%) Değişkeninin Panel Çizgi Grafiği	213
Şekil 3: Aktif Karlılığı (%) En Küçük ve En Büyük Değerler	214

KISALTMALAR LİSTESİ

AKDH	: Aktif Devir Hızı
ALDH	: Alacak Devir Hızı
CO	: Cari Oran
DESTE	: Doğrusal En İyi Sapmasız Tahmin Edici
EÇBY	: En Çok Benzerlik Yöntemi
FVAÖK	: Faiz, Vergi ve Amortisman Öncesi Kar Marjı
GEKK	: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
GMY	: Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi
GSMH	: Gayrisafi Milli Hasıla
GSYH	: Gayrisafi Yurtiçi Hasıla
HEKK	: Havuzlanmış En Küçük Kareler
IID	: Bağımsız ve Özdeş Dağılım
KDEKK	: Kukla Değişkenli En Küçük Kareler
KO	: Kaldıraç Oranı
MY	: Momentler Yöntemi
NKM	: Net Kar Marjı
ÖDH	: Özsermaye Devir Hızı
REM	: Rassal Etkiler Modelleri
SDH	: Stok Devir Hızı

SEM	: Sabit Etkiler Modelleri
SÜE	: Sanayi Üretim Endeksi
TCMB	: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
VDY	: Vekil Değişken Yöntemi

GİRİŞ

Küreselleşme ile birlikte ortaya çıkan aşırı rekabet ortamında işletmelerin faaliyetlerini aksatmadan müşteri gereksinim ve isteklerini karşılayabilmek için teknolojiye uyum sağlamaları ve varlıklarını en iyi şekilde kullanmaları gerekmektedir. İşletmelerin başarısını ölçmede, denetlemede, verimli çalışanlarını özendirmekte ve hepsinden önemlisi işletmelerin varlıklarını sürdürmesinde en önemli araç işletme karlılığıdır.

İşletmeler varoluş sebepleri olan karlılıklarını sürdürebildikleri ölçüde devamlılıklarını sağlayabilirler. Karlılık, işletme yöneticilerinin başarılarının da bir göstergesidir. İşletmelerin karlılıkları arasındaki farklılıklar işletmelere özgü nedenlerin (değişkenlerin) ve işletmelerin doğrudan etkileyemedikleri dışsal (çevre) değişkenlerin etkisiyle ortaya çıkmaktadır.

Bu çalışmada karlılığın işletmeler açısından önemi üzerinde durulmakta ve işletme karlılığının göstergelerinden biri olan aktif karlılığını etkileyen makroekonomik değişkenler ve işletme finansal oranları belirlenmeye çalışılmaktadır. Karlılık üzerinde etkisi olan değişkenlerin belirlenmesi, işletme yöneticilerinin geleceğe dönük planlamalarında yol gösterici olabilecektir.

Literatürde net karın toplam aktiflere (varlıklara) oranı şeklinde ölçülebilen karlılık performansı, çeşitli içsel ve dışsal değişkenlerin bir fonksiyonu olarak değerlendirilmektedir. Tezin birinci bölümünde, aktif karlılık oranını etkileyen makroekonomik ve mikroekonomik değişkenler hakkında bilgi verilmektedir. İşletmelere özgü mikroekonomik değişkenler seçilen finansal oranlarla sınırlandırılmaktadır. İşletmelerin içerisinde bulunduğu ekonomik ortama ait olan ve kontrol edemedikleri enflasyon oranı, faiz oranı, döviz kuru gibi dışsal değişkenler olan makroekonomik değişkenler de yine birinci bölümde verilmektedir.

İkinci bölümde araştırmanın analiz aşamasında kullanılan Panel Veri Analizi yöntemlerine detaylı olarak yer verilmiştir. Panel veri tiplerine ve diğer analiz yöntemlerine göre sağladığı üstünlüklere değinilmiş, sırasıyla değişen sabit katsayılarla panel veri analizi ve değişen sabit katsayılarla dinamik panel veri analizi yöntemleri açıklanmıştır. Panel veri analizi esnasında karşılaşılabilecek çeşitli varsayımlardan sapmaların neler olduklarına, bu sapmaların etkilerine ve nasıl düzeltilebileceklerine dair literatürde yer alan çalışmalara değinilmiştir.

Üçüncü bölüm tezin uygulama konusuna ayrılmış olup, makroekonomik faktörler ve mikroekonomik finansal oranların aktif karlılığı üzerine etkisi, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem görmekte olan 155 imalat sanayii işletmesinin 2005-2011 dönemine ait verileri kullanılarak, önceki bölümlerde açıklanan Panel veri analizi yöntemleriyle araştırılmaktadır.

Mikroekonomik ve makroekonomik değişkenlerin aktif karlılık oranı üzerindeki etkilerinin incelendiği doğrusal statik panel veri modellerinden anlamlı bulunan sabit etkiler modeline göre, zaman içinde değişmeyen işletmelere özgü etkilerin anakütlede geçerli olduğu ve aktif karlılık oranını etkileyen mikroekonomik faktörlerin net kar marjı oranı, faiz, vergi ve amortisman öncesi kar oranı, stok devir hızı oranı, kaldıraç oranı, aktif devir hızı oranı ve toplam varlık büyüme oranı olduğu gözlenmektedir. Modelde aktif karlılık oranı üzerinde anlamlı etkisi bulunan makroekonomik faktörler ise, döviz kuru, sanayii üretim endeksi ve petrol fiyatıdır. Analize dahil edilen mikroekonomik değişkenlerden kaldıraç oranının, makroekonomik değişkenlerden ise petrol fiyatının aktif karlılık oranı üzerindeki etkilerinin yönünün negatif olduğu ve diğer tüm anlamlı faktörlerin etkilerinin yönünün ise pozitif olduğu söylenebilmektedir.

Dinamik panel veri analizi yöntemlerinden Arellano-Bond genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni ile elde edilen anlamlı modele göre, aktif karlılık oranı üzerinde kendi gecikmeli değeri ile birlikte mikroekonomik değişkenlerden kaldıraç oranı, net kar marjı oranı, faiz, vergi ve amortisman öncesi kar marjı oranı,

stok devir hızı, toplam varlık büyüme oranı, cari oran ve alacak devir hızı oranının; makroekonomik faktörlerden ise enflasyon oranı, sanayii üretim endeksi ve para arzının anlamlı etkileri olduğu gözlenmektedir. Arellano-Bond tahminleyeni ile yapılan analizde kaldıraç oranı, net kar marjı oranı, faiz, vergi ve amortisman öncesi kar marjı oranı, stok devir hızı oranı ve toplam varlık büyüme oranının yarı içsel (predetermined) oldukları saptanmaktadır.

Arellano-Bover / Blundell-Bond sistem genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni ile elde edilen dört anlamlı modele göre, gecikmeli aktif karlılık oranı ve yarı içsel oldukları saptanan net kar marjı oranı, faiz, vergi ve amortisman öncesi kar oranı, stok devir hızı, kaldıraç oranı ve toplam varlık büyüme oranı ile birlikte cari oranın aktif karlılık oranı üzerinde etkili oldukları anlaşılmaktadır. Makroekonomik değişkenlerden döviz kuru, sanayii üretim endeksi, petrol fiyatı, faiz oranı, enflasyon oranı ve gayrisafı milli hasılanın aktif karlılık oranını açıklamada anlamlı faktörler oldukları söylenebilmektedir.

1 AKTİF KARLILIĞINI ETKİLEYEN FAKTÖRLER

Kar, bir işletmenin belirli bir dönem sonunda faaliyetlerinin sonucu olarak ortaya çıkmakta ve toplam gelirlerden toplam giderlerin farkı alınarak hesaplanmaktadır. İşletmelerin başarısını ölçmede, denetlemede, verimli çalışanları özendirmekte ve hepsinden önemlisi işletmelerin varlıklarını sürdürmesinde en önemli araç olan kar, işletmeler için çok önemli bir göstergedir¹.

Günümüzde finans bilimi açısından işletmelerin hedefi işletme değerini en üst düzeye çıkarmak, diğer bir ifadeyle yatırımcıların kazancını maksimize etmektir. Bu amaca ulaşmada en önemli unsurlar kar elde etmek, karın sürdürülebilirliğini sağlamak ve amaçlanan karlılığa ulaşmada oluşacak ve katlanılacak riski yönetebilmektir. Yöneticilerin işletmenin faaliyetleriyle ilgili aldıkları kararlar işletme karlılığını ve risk derecesini, karlılık ve risk düzeyi de işletmenin piyasa değerini belirlemektedir. Finans yöneticisinden beklenen, risk ve karlılık arasında bir denge kurarak işletmenin piyasa değerini en üst düzeye ulaştıracak biçimde optimum bir değişim sağlamasıdır².

Karlılık, işletmelerdeki karar ve politikaların net sonucu olarak ortaya çıkmaktadır. Karlılık oranları işletmelerde elde edilen karın yatırım ve satışlara göre ölçülü, yeterli ve tatmin edici düzeyde olup olmadığının göstergesidirler. Bu oranlar sayesinde işletmenin faaliyetlerindeki verimlilik belirlenebilmektedir³.

Yatırılan sermayeye karşılık işletmenin karlılığının ne düzeyde olduğu, iyi işleyen finansal pazarlarda işletme yönetiminin etkinliğini belirlemede temel bir gösterge olmaktadır. Karlılığın düşük olduğu işletmelere, finansal yatırımcılar sermaye bağlamaktan kaçınmakta iken, bireysel girişimciler de bu işletmelere yatırım

¹ İsmet Mucuk, **Modern İşletmecilik**, Der Yayınları, İstanbul, 1993, s.27

² Öztin Akgüç, **Finansal Yönetim**, Yenilenmiş 7. baskı, Avcıol Basım Yayın, Muhasebe Enstitüsü Yayın No:65, İstanbul, 1998, s.1-4

³ Metin Türko, **Finansal Yönetim**, 2. baskı, Alfa Basım Yayın Dağıtım, İstanbul, 2002, s.113

yapmaktan kaçınılmaktadırlar. Karlılığı düşük olan işletmelerin kredi kuruluşlarından kredi temin etmeleri de zor olmaktadır. Bu nedenlerle karlılığın doğru saptanması da büyük önem taşımaktadır⁴.

İşletmelerin karlılıklarının belirlenmesinde mali tablolardan yararlanılmaktadır. Ancak, yalnızca mali tablolarda yer alan bilgilerle, elde edilen karın o işletme için yeterliliğinin belirlenmesi mümkün olmamaktadır. Mali tablolar, ilgili dönemde bir işletmenin ne kadar kar elde ettiklerini ortaya koymaktadırlar⁵. Edinilen karın, işletme sermayesi ve varlıklarına oranla performansının belirlenmesinde, mali tablolardan yararlanılarak hazırlanan karlılık oranları kullanılmaktadır⁶. Karlılık oranları işletmenin bir dönemde varlıklarına veya öz sermayesine oranla ne ölçüde kar elde ettiklerinin göstergeleridir⁷.

İşletmelerin karlılık analizinde kullanılan oranlar⁸:

- Kar ile sermaye arasındaki ilişkileri gösteren,
- Kar ile satışlar arasındaki ilişkileri gösteren,
- İşletmelerin ortaklarına yeterli gelir sağlayıp sağlamadıklarını belirlemede kullanılan,
- İşletmelerin mali yükümlülüklerini karşılamak için yeterli gelir elde edip etmediklerini saptamada kullanılan oranlar

olmak üzere dört ana grupta toplanabilmektedir.

⁴ Niyazi Berk, **Finansal Yönetim**, Türkmen Kitabevi, İstanbul, 1998, s.45

⁵ Akgüç, 1998, **a.g.e.**, s.62

⁶ Nalan Akdoğan ve Nejat Tenker, **Finansal Tablolar ve Mali Analiz Teknikleri**, Gazi Kitabevi, Ankara, 2003, s.634

⁷ Mehmet Bolak, **Menkul Kıymetler ve Portföy Analizi**, İTÜ Matbaası, İstanbul, 1990, s.32

⁸ Öztin Akgüç, **Mali Tablolar Analizi**, Avcıol Matbaası, İstanbul, 1987, s.376

Kar ile sermaye arasındaki ilişkileri gösteren oranlardan biri olan⁹ ve varlıkların kazanma gücü olarak da tanımlana Aktif Karlılığı (Return on Assets - ROA), işletmelerin net karının toplam varlıklarına bölünmesi ile hesaplanmaktadır:

$$\text{Aktif Karlılığı} = \frac{\text{Net Kar}}{\text{Toplam Varlıklar}}$$

Aktif karlılık oranı, kullanılan 1 TL'lik varlıkla ne kadar kar elde edildiğini göstermekte ve aktiflerin işletmeler tarafından etkin kullanılıp kullanılmadığının değerlendirilmesinde kullanılmaktadır¹⁰.

Aktif karlılık oranı hesaplanırken, oranın pay ve paydasında yer alan kalemler değişiklik gösterebilmektedir. Bazı işletmeler karı faaliyet karı olarak alırken bazı işletmeler ise net kar tutarını veya faizlerin de eklendiği net kar tutarını kullanmaktadırlar¹¹. Aktif karlılık oranının paydasında bulunan “aktif toplamı” için de, işletmelerin toplam varlıkları kullanılabildiği gibi, (toplam varlıklar – kısa vadeli borçlar) farkı da kullanılabilmektedir¹².

Karlılığın tümünü kapsadığı ve kar, maliyet ve yatırımları tek bir orana indirgediği için; işletme içindeki ya da dışındaki tüm yatırımların aktif karlılığı ile karşılaştırılabilmesi nedeniyle, aktif karlılığı performans ölçümünde kullanılan en yaygın ölçütlerden biridir¹³. Aktif karlılık oranı, işletmelerin toplam varlıklarını hangi oranda etkin kullandıklarını göstermektedir¹⁴.

⁹ Akgüç, 1998, **a.g.e.**, s.68

¹⁰ Hafize Meder Çakır ve İlhan Küçükkaplan, “İşletme Sermayesi Unsurlarının Firma Değeri ve Karlılığı Üzerindeki Etkisinin İMKB’de İşlem Gören Üretim Firmalarında 2000 – 2009 Dönemi İçin Analizi”, **Muhasebe ve Finansman Dergisi**, MUFAD Journal, Sayı:53, Ocak 2012, s.74 (69-86)

¹¹ Türko, **a.g.e.**, s.114

¹² Charles T. Horngren ve Foster George, **Cost Accounting: A Managerial Emphasis**, Seventh Edition, Prentice Hall International, New Jersey, 1991, s.883

¹³ Süleyman Yükcü, **Yönetim Muhasebesi (Yöneticiler İçin Muhasebe)**, Altın Nokta Basım Yayım Dağıtım, 2007, s.621

¹⁴ Süleyman Yükcü ve Gülşah Atağan, “Topsis Yöntemine Göre Performans Değerleme”, **Muhasebe ve Finansman Dergisi**, MUFAD Journal, Sayı:45, Ocak 2010, s.29 (28-35)

Aktif karlılık oranının hesaplanmasında kullanılan net kar, faizler ve vergiler indirildikten sonra kalan tutarı göstermekte olduğundan, işletmelerin finansman şekline veya finans yapısındaki değişikliklere göre aktif karlılık oranı yüksek veya düşük görülebilmektedir. Bu nedenle, özellikle finansmanda büyük ölçüde yabancı kaynak kullanan ve yabancı kaynak kullanımı yıldan yıla farklılık gösteren işletmelerde aktif karlılık oranı kullanılarak karlılık analizi yapılırken bu durum dikkate alınarak değerlendirmelerde bulunmaktadır. Büyük ölçüde yabancı kaynak kullanımı nedeniyle ağır bir borç yükü altında bulunan işletmelerde, varlıklarının büyük bir bölümünü öz kaynakları ile finanse eden işletmelere kıyasla aktif karlılık oranı daha düşük olmaktadır¹⁵.

Yoğun rekabet ortamında işletmelerin başarılı olabilmeleri için, öncelikli olarak finansal açıdan güçlü olmaları ve güçlü finansal yapılarını amaçları doğrultusunda koruyarak, yönetmeleri gerekmektedir.

1.1 Aktif Karlılığını Etkileyen Makroekonomik Faktörler

İşletmelerde karlılık mikroekonomik değişkenlerden etkilendiği gibi, iktisadi ve sosyal hayatın genel yapısı ve işleyişinden kaynaklanan makroekonomik değişkenlerden de etkilenmektedir. İşletmelerde performansın istenilen düzeye çıkarılabilmesi, mikroekonomik değişkenlerin yanı sıra genel ekonomik istikrarın da dikkate alınmasını gerekli kılmaktadır. Sorunlu bir makroekonomik ortam içerisinde sürekli karlılığı yüksek işletmelerin geliştirilmesi pek mümkün görünmemektedir.

Ülke ekonominin genel performansında işletmeler önemli ve belirleyici rollere sahip oldukları gibi, aynı zamanda içinde bulundukları genel ekonomik durumdan beslenen oluşumlardır. Ekonominin genel yapısındaki bir olumsuzluk, bu yapıyı oluşturan işletmeleri de olumsuz yönde etkilemektedir. Bu bakımdan

¹⁵ Akgüç, 1998, **a.g.e.**, s.67

iřletmelerin karlılıęı üzerinde mikroekonomik deęiřkenlerle birlikte makroekonomik deęiřkenlerin de etkisi nem tařımaktadır¹⁶.

Ekonomide iktisadi byme oranı ve hızını ok sayıda ekonomik kriter belirlemektedir. Bunlara rnek olarak, lkedeki doęal kaynak birikimindeki artıř, sanayi retimindeki artıř, enflasyon oranlarındaki deęiřim, istihdam dzeyi, mhendis sayısındaki artıř, memur sayısındaki artıř, nfus artıřı ve sosyal harcamalardaki artıřlar verilebilmektedir¹⁷.

1.1.1 Enflasyon Oranı

Enflasyon, lkelerdeki gelir dzeyini, gelir daęılımını, yapılacak yatırımlarda karar alma srelerini ve verimlilięi, istihdam dzeyini, alıřanların cretlerini ve sayılmayan dięer pek ok iktisadi kavramı doęrudan etkilemektedir.

Enflasyon konusunda genel kabul gren tek bir tanım bulunmamakla birlikte, iktisat kuramında en ok kabul gren enflasyon tanımı, srekli fiyat artıřı veya paranın srekli deęer kaybetmesi řeklinde-dir¹⁸. Dięer bir tanımıyla enflasyon, bir ekonomide para miktarının, yine o ekonomide mal ve hizmet miktarına gre daha fazla artması nedeniyle ortaya ıkan srekli ve nemli bir artıřtır¹⁹.

Bir lkedeki enflasyon oranının artması, fiyatlar genel seviyesinin srekli olarak artmasına ve aynı zamanda paranın satın alma gcnn dřmesine neden olmaktadır. Her lkede var olan řartlara baęlı olarak enflasyonun ortaya ıkıřı da farklı sebeplerden kaynaklanabilmektedir. Enflasyonun nlenebilmesi iin bu kořulların doęru bir řekilde tanımlanması gerekmektedir. Enflasyon artıřı talep artıřından kaynaklanabileceęi gibi, maliyetlerin artıřından da kaynaklanabilmektedir.

¹⁶ Ahmet Zengin, “Makroekonomik İstikrar ve KOBİ’ler”, **21.Yzyılda KOBİ’ler: Sorunlar, Fırsatlar ve zm nerileri Sempozyumu**, 3-4 Ocak 2002, Gazimagusa, Kıbrıs, s.1-2, (1-18)

¹⁷ Yalın Acar, **İktisadi Byme Ve Byme Modelleri**, Vipař Yayınevi, Bursa, 2002, s.11

¹⁸ Pınar Seden Meral, “Enflasyon ve Enflasyonun Okuma Yazma Alıřkanlıęına Etkisi”, **Erciyes niversitesi Sosyal Bilimler Enstits Dergisi**, Yıl : 2005/2, Sayı: 19, s.310, (309-324)

¹⁹ Tefik Pekin, **Makro Ekonomi**, Zeus Kitapevi, İzmir, 2008, s.52

Enflasyon ortamında aşırı bir satın alma isteği ve mala talep artışı ortaya çıkmaktadır. Bu şekilde artan talebin arz ile dengelenmediği durumda, fiyatlar yükselmekte ve para miktarı düşmektedir. Fiyatların yükselmesi enflasyonun sebebi değil, sonucudur²⁰. Gelişen birçok ekonomide enflasyonun kontrol altında tutulması ekonomik gelişme için ana hedef haline gelmiştir.

Paranın, mal ve hizmetler karşısında göreceli değerinin ne şekilde değiştiğini ve enflasyonu ölçmek amacıyla fiyat indeksleri kullanılmaktadır. Fiyat değişimlerinin ölçümü, belirli bir mal grubunun maliyetindeki değişimlerin gözlenmesi yoluyla yapılmaktadır. Ülkelerde indeksleme yöntemi olarak genellikle *Laspeyres Fiyat İndeksi* kullanılmaktadır. Uygulamada Laspeyres tartışının genel kabul görmesinin nedeni, hesaplanmasının diğer yöntemlere göre daha kolay ve sürekli olmasıdır²¹. Temel bir yıl için belirlenen bir ürün sepetini tüm dönemler için sabit kabul ederek fiyat değişimlerini bu sepet üzerinden izlemeyi esas alan Laspeyres fiyat indeksi, 1864 yılından itibaren kullanılmaktadır. Bu şekilde tüm gelişmiş ekonomilerde fiyatlar genel seviyesi, Laspeyres tipi hesaplamayla “Tüketici Fiyatları İndeksi” ve/veya “Toptan Eşya Fiyatları İndeksi” vasıtasıyla ölçülmektedir. Açıklana nedenlerle bu tür indekslerin geleneksel fiyat indeksleri olarak adlandırılması mümkündür²².

Tarihi oldukça eskilere dayanmakta olan enflasyon, enflasyon belirsizliği ve büyüme ilişkisine yönelik araştırmalar, özellikle İkinci Dünya Savaşı’ndan sonra artmaktadır. İkinci Dünya Savaşı’na kadar olan dönemde fiyatlar genel seviyesindeki artış ve azalışlar hissedilir boyutlarda olmadığından, bu dönemde enflasyon bir sorun olarak görülmemektedir. İkinci Dünya Savaşı’ndan sonra enflasyon ve enflasyon belirsizliğinin artması sonucu, konu üzerinde yoğun bir şekilde araştırmalar

²⁰ Rasih Demirci, Rauf Arıkan ve İ. Burhan Erdoğan, **Genel Ekonomi, Mikro-Makro**, Gazi Kitapevi, Ankara, 2001, s.259

²¹ Neyran Orhunbilge, **Zaman Serileri Analizi Tahmin ve Fiyat İndeksleri**, Tunç Matbaacılık, İstanbul, 1999, s.255

²² Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, **Çekirdek Enflasyon Teknik Komite Çalışma Raporu**, Araştırma Genel Müdürlüğü, Yayın No: 2001/1, Mayıs 2001, Ankara, s.1-2, (1-88)

başlamaktadır²³. İkinci Dünya savaşını takip eden yıllarda özellikle gelişmekte olan ülkelerde önemli bir makroekonomik sorun haline dönüşen enflasyon, en önemli ekonomik göstergelerden biridir.

Enflasyon oranı yüksek olan ülkelerde yatırım maliyetlerinin yüksek olması sebebiyle, yapılan yatırımların büyüklüğünde artış yaşanmamaktadır. Ayrıca ekonomide paranın sıkça değer kaybetmesi, iş çevrelerindeki güvensizlik, hammadde maliyetlerindeki artışın yanı sıra, hammadde tedarik sürecinde yaşanacak olan belirsizlik ve ülke ekonomisinin geleceğine dönük endişeler nedeniyle uzun vadeli reel yatırımlardan çok spekülâtif yatırımlara yoğunlaşmaktadır²⁴.

Enflasyonun ekonomik etkileri sadece makro düzeyde olmayıp, işletmeler bazında mikroekonomik etkileri de ortaya çıkmaktadır. Enflasyonun yaşandığı ülkelerde işletmelerin aktif yapısı bozulmakta ve yoğun bir şekilde finans sıkıntısı çekmektedirler. Maliyetler sürekli artış göstermekte ve aşırı faiz yüküyle karşılaşılmaktadır²⁵.

Faaliyete başlayabilmeleri ve faaliyetlerini sürdürebilmeleri için işletmeler belirli bir çalışma sermayesine gereksinim duymaktadırlar. İşletmenin kar ve verimliliğinin en yüksek düzeye ulaştırılabilmesi için yöneticiler tarafından işletmeye uygun tutarda çalışma sermayesi sağlanmalıdır. Faaliyetlerinin gerektirdiği miktarda çalışma sermayesine sahip olmayan işletmelerde varlık kullanımı sınırlı olmakta ve işletmenin karlılığı düşmektedir. Bu durumla karşılaşılması için işletmelerde, ani

²³ Seyfettin Artan, “Türkiye’de Enflasyon, Enflasyon Belirsizliği Ve Büyüme”, **International Journal of Economic and Administrative Studies**, Year:1 Volume:1 Number:1, Summer 2008, s.115, (113-138)

²⁴ İsmail Türk, **Maliye Politikası, Amaçlar Araçlar ve Çağdaş Bütçe Teorileri**, Turhan Kitabevi Yayınları, Ankara, 1997, s.90

²⁵ Kardeş Seval Selimoğlu, “Enflasyonun Finansal Tablolar Üzerindeki Etkilerinin Giderilmesi Yönünde Yapılan Ulusal ve Uluslararası Boyuttaki Düzenlemeler”, **Muhasebe ve Denetime Bakış**, Sayı: 4, 2001, s.100, (99-108)

bir gereksinmede sıkıntıya düşülmeksizin faaliyetlerin karşılanabileceği miktarda çalışma sermayesi bulundurulmaktadır²⁶.

Çalışma sermayesinin yönetimi, işletme karlılığı, risk ve dolayısıyla işletme değeri üzerinde önemli etkilere sahiptir. Çalışma sermayesinin işletme karlılığını etkilemesi sebebiyle yürütülecek politikalar, işletmeler açısından hayati önem taşımaktadır²⁷.

Enflasyon oranının yüksek olduğu dönemlerde fiyatların sürekli yükselmesi nedeniyle işletmelerin sermayeleri aşmakta ve genellikle beklenenin üzerinde çalışma sermayesi gereksinimi doğmaktadır. Bu durumda işletmelerde günlük işlemlerin yürütülebilmesi ve ödemelerin zamanında yapılabilmesi için daha çok nakite gereksinim duyulmaktadır. Buna karşın reel olarak artmıyor olsa da, enflasyon etkisiyle artmış görünen satışlar nedeniyle ticari faaliyetten doğan alacaklar büyük boyutlara ulaşmaktadır.

Yüksek enflasyon dönemlerinde fiyatlarda artış beklentileri, geleceğe ait belirsizlik, tedarik imkanlarının azalması veya azalacağı kuşkularının doğması, planlama yapmada karşılaşılan güçlük, hammadde temininde yaşanabilecek problemlerle üretimin kesintiye uğramasından kaynaklanabilecek zararların büyümesi gibi nedenlerle işletmeler, daha fazla stok bulundurmaktadırlar. Bu nedenle işletmelerin stok tutarlarında hem parasal hem de miktar olarak artışlar görülmektedir²⁸.

Fiyat artışlarının yaşandığı dönemlerde, işletmelerin döner sermaye gereksinimleri aşırı düzeyde artmaktadır. Yüksek enflasyon dönemlerinde işletmeler

²⁶ Oktay Güvemli, **Sanayi İşletmelerinde İşletme Sermayesi ve Analizi**, Türkiye Muhasebe Uzmanları Derneği Yayını, İstanbul, 1973, s.115

²⁷ Keith V. Smith, "Profitability Versus Liquidity Tradeoffs in Working Capital Management", **Readings on the Management of Working Capital**, Ed. K. V. Smith, St. Paul, West Publishing Company, 1980, s. 549, (549-562)

²⁸ R. Metin Türko, **Finansal Yönetim**, Genişletilmiş 2.baskı, Alfa Basım Yayım Dağıtım, İstanbul, 2002, s.235

satış güçlükleri ile karşılaşmakta ve alacaklara tanınan kredi vadeleri uzamaktadır. Bu dönemlerde stok ve alacak devir hızları, başka bir deyişle stok tutma süreleri ve alacakların ortalama tahsil süreleri kısaltılmaya çalışılmakta, borç devir hızını yavaşlatıcı önlemler alınmaktadır²⁹.

2008 global krizi sonrasında küresel ekonomi kademeli olarak toparlanmaya devam ederken, küresel krizin kaynağı olan gelişmiş ekonomilerdeki toparlanma daha yavaş ve kırılgan bir görünüm arz etmiştir. Gelişmiş ekonomilerde finansal kuruluşların ve işletmelerin bilançolarıyla hanehalkının bütçelerinin onarım sürecinin devam etmesi, özel tüketim ve yatırımın iktisadi faaliyetteki toparlanmaya verdiği desteği sınırlamaktadır. Gelişmekte olan ekonomilerdeki toparlanmanın ise daha hızlı ve istikrarlı biçimde gerçekleştiği gözlenmektedir. Aralarında ülkemizin de bulunduğu birçok gelişmekte olan ülkede üretim, 2010 yılında kriz öncesi düzeylerinin üzerine çıkmış, bu ülkelerdeki işgücü piyasaları da daha istikrarlı bir iyileşme göstermiştir. Bu çerçevede son yıllarda gelişmiş ve gelişmekte olan ülke ekonomilerinin toparlanma hızları arasındaki ayrışma daha da belirginleşmiştir³⁰.

1.1.2 Faiz Oranı

Kullanıma arz edilen sermayenin geliri olan faiz, dar ve geniş anlamda iki şekilde tanımlanabilmektedir. Dar anlamda faiz, ödünç verilen fonlara uygulanan ve piyasaların belirlediği kira bedelidir. Geniş anlamda ise, üretim sürecini etkinleştirmek için kullanılan sermaye ile ilişkili olarak oluşmaktadır³¹. Faiz, sermaye sahibi için bir gelir kaynağı, sermayeyi kullananlar için bir maliyet unsuru olmaktadır³².

Ekonomide yatırım kararlarını etkileyen en önemli değişkenlerden biri faiz oranlarıdır. Faiz oranlarına bakılarak yatırımlar karlılık düzeylerine göre

²⁹ Türko, 2002, **a.g.e.**, s.236

³⁰ Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, **2011 Yılında Para ve Kur Politikası**, Ankara, 21 Aralık 2010, s.2, (1-30)

³¹ Merih Paya, **Para Teorisi ve Para Politikası**, Filiz Kitapevi, İstanbul, 2002, s.116

³² Rasih Demirci, Rauf Arıkan ve İ. B. Erdoğan, **Genel Ekonomi, Mikro - Makro**, Gazi Kitabevi, Ankara, 1998, s.320

sıralanabilmektedirler. Yatırımın nereye yapılacağına, faiz oranlarına bakılarak karar verilmektedir. Yatırımın beklenen karlılığının faiz oranlarından yüksek olması halinde, yatırım yapma kararı alınmaktadır. Bu açıdan faiz oranları yatırım ve tüketim kararlarını etkileyen önemli bir değişken olmaktadır³³.

Sermayenin marjinal etkinliği ile tanımlanan kar beklentisi ve cari faiz oranları (finansman maliyetleri) arasında fark oluşması ve oluşan bu farkın yatırımcı tarafından tatmin edici bulunması halinde yatırım kararı alınmaktadır³⁴.

Faiz oranları yatırımları etkilemekte ve yatırımlar da çarpan etkisiyle milli gelir düzeyini tayin etmektedir. Bu nedenle makro iktisadi analizde faiz oranının yeri çok önemlidir³⁵.

Birden çok faiz oranı olduğu halde, faiz oranları birlikte hareket etmekte ve dolayısıyla tek bir faiz oranı üzerinden yapılan bir analizin sonuçları, birden çok faiz oranı olduğu durum için de geçerli olmaktadır³⁶.

Herhangi bir dönemde nominal faiz oranlarının, yine aynı dönemdeki reel faiz oranları ile beklenen enflasyonun toplamına eşit olduğunu ileri sürmekte olan olgu Fisher etkisi olarak adlandırılmaktadır³⁷. Buna göre, uzun dönemde enflasyonda beklenen değişimler, nominal faiz oranında değişimler meydana getirmektedir. Nominal faiz oranları enflasyondaki artışa paralel olarak artmakta, ancak reel faiz oranlarını etkilememektedir³⁸. Enflasyon ve nominal faiz oranları arasındaki böyle bir

³³ İlker Parasız, **Para Banka ve Finansal Piyasalar**, 9. Baskı, Ezgi Kitapevi, Bursa, 2009, s.68

³⁴ Mahir Fisunoğlu ve Bilge Köksal Tan, “Keynes Devrimi ve Keynesyen İktisat”, **Ekonomik Yaklaşım**, Cilt 20, Sayı 70, 2009, s.37-38, (31–60)

³⁵ Aydın Türkbül, **Makro İktisat**, 3. baskı, Aktif Yayınevi, İstanbul, 2005, s.286

³⁶ Erdal Muzaffer Ünsal, **Makro İktisat**, İmaj Yayınevi, Ankara, 2007, s.110

³⁷ Bernhard Felderer ve Stefan Homburg, **Makro İktisat ve Yeni Makro İktisat**, Çev.: Osman Aydoğuş ve N. Oğuzhan Altay, Efil Yayınevi, Ankara, 2010, s.213

³⁸ Rudiger Dornbusch ve Stanley Fisher, **Makroekonomi**, Çev. ed: Erhan Yıldırım, Akademi Yayın, Ankara, 1998, s.498

ilişkinin nedeni, uzun dönemde reel faiz oranının enflasyon oranını etkileyen parasal dengesizliklerden etkilenmemesidir³⁹.

Uzun vadeli işlemlerde genellikle, kısaca faizin faizi olarak tanımlanabilen bileşik faiz kullanılmaktadır⁴⁰.

Sermaye hareketlerinin serbest olduğu bir ekonomide yurtiçi faiz oranlarının yükselmesi sermaye girişini arttırarak ulusal paranın değerlenmesine ve sonuçta döviz kurunun düşmesine neden olabilmektedir. Bu açıdan faiz oranları ile döviz kurları arasında negatif bir ilişkinin varlığı söylenebilmektedir. Fakat faiz oranının para talebinin belirleyicilerinden biri olması, döviz kuru ile arasında pozitif yönlü bir ilişkinin doğmasına da neden olabilmektedir. Faiz oranlarının yükselmesi yurt içinde ulusal paraya olan talebi kısararak enflasyonun yükselmesine yol açabilmektedir. Bu durumda ulusal para değer kaybetmekte ve döviz kuru yükselmektedir⁴¹.

Erbaykal ve Okuyan'ın (2007) yaptıkları ortak çalışmada hisse senedi fiyatları ile temel makro ekonomik değişkenlerden kabul edilen enflasyon, faiz oranı, döviz kuru ve ekonomik büyüme arasında Toda Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen nedensellik analizi yöntemi ile nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Araştırmada hisse senedi fiyatları ile enflasyon, faiz oranları ve ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkileri saptanmıştır. Faiz oranı ve enflasyondan hisse senedi fiyatlarına doğru; hisse senedi fiyatlarından ekonomik büyümeye doğru nedenselliğe rastlanmıştır⁴².

³⁹ Muammer Şimşek ve Cem Kadılar, "Fisher Etkisinin Türkiye Verileri İle Testi", **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, 7 (1), 2006, s.99, (99-111)

⁴⁰ Mehmet Civan, **Finansal Hesaplar**, Gazi Kitapevi, Ankara, 2004, s.67

⁴¹ Orhan Karaca, "Türkiye'de Faiz Oranı ile Döviz Kuru Arasındaki İlişki: Faizlerin Düşürülmesi Kurları Yükseltir mi?", **Türkiye Ekonomi Kurumu, Tartışma Metni**, 2005/14, <http://www.tek.org.tr/dosyalar/karaca-05.pdf>, Erişim Tarihi: 18.08.2012

⁴² Erman Erbaykal ve H. Aydın Okuyan, "Türkiye'de Temel Makro Ekonomik Değişkenler İle Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi", **İktisat İşletme ve Finans Dergisi**, Cilt:22, Sayı:260, 2007, s.66, (66-79)

1.1.3 D v z Kuru

Genel olarak d v z kuru, iki  lke paralarının birbiriyle deęiřtirilme oranını g stermektedir. Bir  lke parasından bir birim satın alınabilmesi i in, deęiřim oranı kadar bir miktarın, dięer  lke para biriminden  denmesi gerekmektedir. D v z kuru bir para biriminin dięer bir para birimi cinsinden fiyatını ifade etmektedir. Bir para biriminin bařka bir para birimine g re deęer kaybetmesine paranın deval e edilmesi (devaluation); deęer kazanmasına ise paranın reval e olması (revaluation) adı verilmektedir⁴³.

Y ksek enflasyona sahip  lkelerin paraları deęer kaybetme eęiliminde olup, enflasyon oranı ile  lke parasının deęeri arasında ters y nl  bir iliřki vardır. Ekonomik b y menin d v z kurları  zerindeki etkisi  ok net olmamakla birlikte, b y menin t ketime veya yatırıma dayalı olmasına g re kurlar  zerinde farklı etkileri olabilmektedir. T ketime dayalı olarak milli gelirde artıř meydana geldięinde ithalat artmakta ve buna baęlı olarak d v z talebi y kselerek  lke parasında deęer kaybına neden olmaktadır. Yatırıma dayalı bir b y mede ise, yatırımlardaki artıř nedeniyle  retim maliyetlerinde bir azalma meydana geldięinde yurti inde  retilen malların fiyatları ithal mallara g re daha ucuz olmakta ve ihracat artmaktadır. Artan ihracat nedeniyle oluřan milli gelirdeki artıř,  lke parasının deęer kazanmasına neden olmaktadır⁴⁴.

Ekonomik fakt rlere g re deęer kazanması beklenen bir paranın deęer kaybettięi ya da bu durumun tam tersinin ger ekleřtięi g r lebilmektedir. Bu nedenle ekonomide d v z kurlarındaki deęiřimler, ekonomik fakt rlerle birlikte politik fakt rlerin de etkisiyle ger ekleřmektedir⁴⁵.

⁴³ Suat Teker, **Faiz Oranı ve D v z Kuru Riski Y netimi**, Ekonomik Arařtırmalar Merkezi Yayınları, Ankara, 1999, s.53

⁴⁴  nal  aęlar, **D v z Kurları Uluslararası Para Sistemi ve Ekonomik İstikrar**, Alfa Yayınevi, İstanbul, 2003, s.80

⁴⁵ Ted Walther, **D nya Ekonomisi**,  ev:  nal  aęlar, Alfa Yayınları, İstanbul, 2002, s.86-87

Döviz piyasalarında döviz fiyatlarının karşılıklı olarak değişmesi sonucu, döviz borcu ya da alacağı olanlar zarara uğrayabilmekte ve bu durum döviz kuru riski olarak bilinmektedir. Döviz kuru riski önceden tahmin edilememekte ve döviz kurundaki beklenmeyen değişimin varyansı ile ölçülebilmektedir⁴⁶. Beklenmeyen döviz kuru değişikliğinden kaynaklanan aktif, pasif ve faaliyet kazançlarının para birimi değerinde yarattığı değişimin varyansı ile ölçülebilmektedir⁴⁷. Reel döviz kurundaki değişime bağlı olarak işletme değeri ve karlılığı çeşitli faktörlerden etkilenmektedir. Bu faktörler fiyat, maliyet, rekabet gücü vb. olarak sayılabilir. Döviz kurundaki değişim sonrası işletmenin nakit akımları değişmekte ve bu durum borsa fiyatlarına yansımaktadır.

Finansman ihtiyacı duyan ve döviz kredisi yoluyla dış kaynak sağlayan işletmelerde, döviz kurundaki dalgalanmalara bağlı olarak döviz kuru riski ortaya çıkmaktadır. Döviz kurunun yükselmesi halinde bu işletmeler anapara ve faiz ödemelerinin yanı sıra kur farkından doğan ek bir maliyete katlanmak zorunda kalmaktadır.

1.1.4 Petrol Fiyatı

Enerji kaynakları insanlığın ekonomik ve sosyal gelişiminin temelini oluşturmaktadır. Enerji kaynağına sahip olmak kadar, bu kaynağın çıkarılması, tüketimi ve ticareti de önemlidir. Günümüz dünyasında ekonomik ve sosyal gelişmişliğin bir ölçüsü ve etkeni de enerji tüketimidir. Yapılan tüketimin milli gelire oranı gibi değerler enerji kaynaklarının tüketimindeki verimliliği göstermektedir. Gelişmiş ülkelerde enerji tüketim verimliliği en üst seviyededir. Enerji tüketiminde

⁴⁶ Michael Adler ve Bernard Dumas, "Exposure to Currency Risk: Definition and Measurement", **Financial Management**, Vol:13, No:2, Summer 1984, s.43, (41-50)

⁴⁷ Maurice D. Levi, **International Finance: The Markets and Financial Management of Multinational Business**, Third Edition, McGraw-Hill, New York, 1996, s.302

nüfus da etkili olmakta ve dünya nüfus artışına paralel olarak enerji talebi de artış göstermektedir⁴⁸.

Enerji kaynakları ürünlerin kimyasal özelliklerine göre ayırma tabi tutulmaktadır. Doğada sınırlı miktarda bulunan ve kullanımı sonucunda tükenecek olan petrol, doğalgaz ve kömür gibi fosil yakıtlar birincil kaynaklar veya yenilenemeyen kaynaklardır. Rüzgar, su ve nükleer gibi enerji kaynakları ise ikincil kaynaklar veya yenilenebilir kaynaklardır⁴⁹.

Ham petrol, enerji arzında ve tüketiminde en yüksek oranlara sahip enerji kaynağıdır ve ekonomilerin temel girdisi olduğu için önemi gittikçe artmaktadır. Ekonomik gelişmişliğin sağlanması ve sürekliliğinin devamı için petrole gereksinim duyulmakta ve bu da petrolü ekonomik olduğu kadar stratejik ve siyasi bir madde haline getirmektedir. Petrol üretim miktarı, politika ve teknolojik gelişmelerden etkilenmektedir ancak petrol tüketimi, ülke sanayiinin gelişmişliğine, ekonomik, sosyal kalkınmışlığına ve kültürel yaşam tarzına bağlı olarak gerçekleşmektedir⁵⁰.

Petrol fiyatlarındaki artış, enflasyonu arttıran ve cari açığı büyüten bir etkiye sahiptir. Bu nedenle, ekonomik programlarında enflasyonun düşürülmesi hedefine yer veren ülkemiz ve benzeyen ülkelerde petrol fiyatlarının yüksekliği ekonomiyi tehdit eder hale gelebilmektedir.

Brown ve Yücel, 1965:1 - 1992:12 döneminde petrol fiyat şoklarının ABD ekonomisinde yarattığı etkiyi, yedi makro ekonomik değişkenle VAR modeli altında etki-tepki ve varyans ayrıştırmaları yöntemleriyle incelemişlerdir. Araştırma

⁴⁸ Bernard Gilland, "Population, Economic Growth, and Energy Demand, 1985-2020", **Population and Development Review**, Vol:14, No:2, June 1988, s.235-237, (233-244)

⁴⁹ Kamil Uslu, "Avrupa Birliği'nde Enerji ve Politikaları", **M. Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Cilt:XIX, Sayı:1, 2004, s.155, (155-172)

⁵⁰ Richard R. Wilk, "Culture and Energy Consumption", **Energy : Science, Policy, and the Pursuit of Sustainability**, ed:Robert Bent, Lloyd Orr ve Randall Baker, chapter:4, Island Press, Washington DC, 2002, s.109

sonuçları, petrol fiyat şoklarının reel gayrisafi yurtiçi gelirden azalma, faiz oranlarında ve fiyat düzeyinde ise artışa neden olduğunu göstermektedir⁵¹.

1.1.5 Para Arzı

Ekonomide belirli bir anda dolaşımda bulunan her türlü paranın toplam miktarına para arzı denilmektedir. Para arzı ekonominin belli bir zamanda sahip olduğu toplam para miktarı olan para stokunu ifade eden bir kavramdır. Bu stok, dolaşımda bulunan her türlü para miktarını kapsamaktadır. Kişi, işletme ve devlet gibi tüm ekonomik birimlerin ellerinde bulunan para stokuna para arzı denilmektedir.

Parasal üretim ekonomisinde, paranın ekonomiye üretim faaliyetleriyle girdiği kabul edilmektedir. Para olmaksızın üretimin gerçekleşmesi mümkün değildir. Üretimin gerçekleştirilebilmesi için, faktör piyasasında ödeme yapılması gerekmekte ve belirli bir faktör maliyetine katlanılmaktadır. Bu durum parasal üretim ekonomisinin temel unsurlarından birini oluşturmaktadır⁵².

Reel analiz geleneğinde para ekonomik sisteme dışarıdan verilen dışsal bir değişken olarak ele alınmakta iken; parasal analiz geleneğinde para, üretim ve yatırımları finanse etmek için sistem içinde belirlenen içsel bir değişken olarak analiz edilmektedir⁵³. Paranın içselliği ve dışsallığı konusunda bu iki gelenek arasındaki farklılık, paranın yanlı ya da yansız olarak ele alınmasıyla ve paraya ekonomi içinde verilen rolle ilgili ortaya çıkmaktadır.

Modern içsel para teorisinde, para arzının ekonominin işleyişinden bağımsız olarak tamamen merkez bankası tarafından belirlenmiş bir araç olması, başka bir

⁵¹ Stephen P. A. Brown ve Mine Kuban Yücel, "Oil Prices And U.S. Aggregate Economic Activity: A Question Of Neutrality", **Economic and Financial Review**, Federal Reserve Bank of Dallas, Issue:Q2, 1999, (16–23)

⁵² Louis Philippe Rochon ve Sergio Rossi, **Endogenous Money: The Evolutionary Versus Revolutionary Views**, Gennai, No:14, 2006, s.7

⁵³ Sayım Işık, **Para Finans ve Kriz**, Akçağ Yayınları, Ankara, 2004, s.37

deyişle para arzının dışsallığı ve para arzının reel ekonomik büyüklükleri veya ilişkileri etkilemeyeceği şeklindeki görüşler reddedilmektedir.

Para arzının içselliğiyle ilgili görüşe göre paranın yaratılması sürecinde parasal otoritenin para arzı üzerindeki kontrolünü zayıflatan faktörler, para arzını içselleştirmektedir. Para arzı düzeyinin ekonomik işleyişin kendi dinamiklerine bağlı olarak belirlenmesi durumunda, para arzını dışsal kabul ederek para arzının denetimi üstüne inşa edilen para politikaları yetersiz kalmaktadır. Finansal piyasalar içinde içsel olarak ortaya çıkan güçler para arzı büyüklüklerindeki değişmelerin ana belirleyicisi durumundadır⁵⁴.

Parasal analiz geleneğinde yer alan iktisatçılara göre para kavramını, paranın yaratılma sürecini ve paranın üretim ve gelirle olan bağlantısını kurmadan ekonomiyi kavrayabilmek imkansızdır⁵⁵. Para arzı ile faiz oranlarını içsel olarak belirlediği yaklaşımında Minsky, para arzının, kredi alanlar, bankalar ve merkez bankasının karşılıklı etkileşimiyle belirlendiğini ifade etmektedir⁵⁶.

Merkez bankası uygulamaları açısından para arzı tanımları oldukça önemlidir. Merkez bankaları bir ekonomideki kredi ve harcama akımlarını genişletebilmek ve çoğunlukla daraltabilmek için, parasal büyüklükleri kontrol etmektedirler. Bu nedenle para arzının iyi tanımlanması merkez bankası uygulamalarını etkilemektedir. Finansal küreselleşmenin var olduğu ortamda merkez bankası tarafından kontrol edilebilen parasal büyüklüklerin öneminin azalması ve finansal yenilikler nedeniyle sağlıklı biçimde yapılamayan para arzı tanımları, para arzını içselleştirici bir etki yaratmaktadır.

⁵⁴ Robert Pollin, "Two Theories of Money Supply Endogeneity: Some Empirical Evidence", **Journal of Post Keynesian Economics**, Vol:13, No:3, Spring 1991, s.388-390, (366-396)

⁵⁵ Rochon ve Rossi, **a.g.e.**, s.4

⁵⁶ Işık, **a.g.e.**, s.211

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası tarafından para arzı tanımlamasında son olarak Mayıs 2011’de değişiklik yapılmıştır.

“Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu’nun bankaların yurtiçinde Türk Lirası menkul kıymet ihracına izin vermesi ile söz konusu menkul değerlerin ihracında gözlenen artış ve uluslararası uygulamalara yakınsama amacıyla, Aralık 2010 tarihli veriden başlamak üzere M3 para arzı tanımına;

Bankalarca yurtiçinde Türk Lirası üzerinden ihraç edilen ve orijinal vadeleri 2 yıla kadar olan tahvil ve bonolar eklenmiş,

Bu ihraçlardan, yurtiçi bankaların portföyünde tutulanlar ile yurtdışı yerleşiklerin mülkiyetindekiler düşülmüştür.⁵⁷”

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası tarafından para arzı ölçümüne dönük tanımlamalar aşağıdaki şekilde verilmektedir⁵⁸:

$$M1 = \text{Dolaşımdaki Para} + \text{Vadesiz Mevduat}$$

$$M2 = M1 + \text{Vadeli Mevduat}$$

$$M3 = M2 + \text{Repo} + \text{Para Piyasası Fonları} \\ + \text{İhraç Edilen Menkul Kıymetler}$$

1.1.6 Gayrisafi Milli Hasıla (GSMH)

Bir ülke vatandaşlarının sahip oldukları doğal kaynaklar, emek, sermaye ve teşebbüs gücü kullanılarak ülke içinde ve diğer ülkelerde bir yılda üretilen nihai malların piyasa değerine Gayrisafi Milli Hasıla (GSMH) denilmektedir. Tanımda

⁵⁷ Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, **Para Arzı Sunumu**, Mayıs 2011, (Çevrimiçi) http://www.tcmb.gov.tr/yeni/evds/yayin/parabank/d_diger_pas.html adresinden aynen alınmıştır.

⁵⁸ Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, a.g.e., Mayıs 2011

vurgulandığı gibi GSMH, üretimin yapıldığı yere bağlı olarak değil, üretim faktörlerinin sahipliği dikkate alınarak tanımlanan bir kavramdır. GSMH, Gayrisafi yurtiçi hasılanın (GSYH) tersine yabancı ülke vatandaşlarının ülkede üretime yaptıkları katkıyı kapsamamakta, ülke vatandaşlarının yabancı ülkelerdeki üretime yaptıkları katkıyı ise içermektedir⁵⁹.

GSMH, GSYH'dan hareketle aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\text{GSMH} = \text{GSYH} + (\text{Ülke Vatandaşlarının Yabancı Ülke Yatırımları}) \\ - (\text{Yabancı Ülke Vatandaşlarının Yurtiçi Yatırımları})$$

1.1.7 Sanayi Üretim Endeksi

Sanayi üretim endeksi, katma değer esasına dayanmakta ve imalat, madencilik ve gaz-elektrik sanayiindeki bütün üretim aşamalarını kapsamaktadır. Sanayi sektörünün katma değeri toplam ekonominin sadece bir kısmını oluşturmakta ancak bu endeks toplam üretimdeki dalgalanmaların büyük kısmını kapsamaktadır.

Ülkemizde hesaplanmakta olan aylık ve üç aylık sanayi üretim endeksinde, madencilik sanayi, imalat sanayi, elektrik, gaz ve su sektörleri kapsamaktadır.

1.2 Aktif Karlılığını Etkileyen Mikroekonomik Faktörler: Finansal Oranlar

Finansal oranlar, finansal tabloların kullanılarak işletmeler hakkında daha detaylı ve anlamlı bilgi edinilmesini sağlamaktadır. Oran analizi için gerekli olan verilere işletmelerin finansal tablolarından ulaşılmaktadır. Finansal oranlar

⁵⁹ Erdal Muzaffer Ünsal, **Makro İktisat**, İmaj Yayınevi, Ankara, 2009, s.52-56

işletmelerin yıllar itibariyle ve sektördeki diğer işletmelerle karşılaştırılabilirliklerine olanak veren performans oranları olarak da tanımlanmaktadır.

Finansal oranlar işletmelerin durumu ile ilgili doğru soruların sorulmasına ve alınan cevapların doğru yorumlanmasına yardımcı olmaktadır. Finansal oranlar kullanılarak işletmelerin karlılığı, verimliliği, mali ve likidite durumu hakkında sağlıklı sonuçlara varılabilmektedir. Bilanço ve gelir tablosundaki çeşitli kalemlerin birbirine bölünmesiyle çok sayıda oran elde edilebilmektedir⁶⁰. Ancak gerek araştırmacılar gerek yöneticiler açısından önemli olan, anlamlı, gerekli ve amaca uygun olan oranların hesaplanmasıdır.

1.2.1 Stok Devir Hızı

Devir hızı oranları, işletmenin varlıklarının ne derece etkin ve yoğun kullanıldığını gösteren oranlardır. Satılan malın maliyetinin stoklara bölünmesiyle hesaplanmakta olan stok devir hızı oranı, işletmede stokların ne kadar zamanda nakde dönüştüğünü, yılda kaç kez satıldığını göstermektedir. Stok tutma süresi ne kadar kısa olursa işletmelerin stoklarını finanse etmek için ihtiyaç duyacağı kaynak ve finansman giderleri de o kadar düşük olmakta ve aynı zamanda stok maliyeti de düşmektedir⁶¹.

Stok devir hızı oranı, satış gelirlerinin stoklara oranlanmasıyla elde edilmektedir:

$$\text{Stok Devir Hızı} = \frac{\text{Satış Gelirleri}}{\text{Stoklar}}$$

Stok devir hızı, üretim işletmelerinde hammadde, yarı mamul ve mamullerin; ticaret işletmelerinde de mamullerin firma satışları içinde kaç kere devrettiğinin göstergesidir. Birim satışlara göre stoklara yapılan her fazladan yatırım söz konusu

⁶⁰ Ali Ceylan ve Turhan Korkmaz, **İşletmelerde Finansal Yönetim**, Ekin Kitabevi, 2006, s.46

⁶¹ Şakir Sakarya, “Nakit Yönetiminde Nakit Dönüş Süresi Analizinin Kullanılması: İMKB’deki KOBİ’ler Üzerine Ampirik bir Çalışma”, **Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Cilt:13, Sayı 2, 2008, s.236 (227-248); Berk, a.g.e., s.43

oranı azaltmakta ve işletmede daha uzun stok tutma süresine yol açmaktadır. Stok devir hızı kullanımında temel amaç, stoklanan varlıkların işletmeler tarafından ne kadar hızla üretim içinde tüketildiğinin, satışa hazır hale getirildiğinin ve satıldığının görülebilmesidir. Böylece, belirli bir dönem içinde stokların kaç kez yenilendiği ortaya çıkmaktadır⁶².

Stok devir hızı yüksek olan bir işletmede diğer koşullar sabit tutulduğunda, finansman ihtiyacı azalmakta ve daha fazla kar elde edilebilmektedir⁶³. Stok devir hızının artması, stokların daha etkin biçimde yönetildiğinin bir göstergesi kabul edilmektedir. Stok devir hızı artan bir işletme, kar marjını daraltarak satış hacmini genişletebilmekte ve böylece kar marjındaki düşüşe rağmen karlılığını arttırabilmektedir. Bu durum işletmenin rekabet gücünün yükselmesine neden olmaktadır⁶⁴.

İşletme stok devir hızının yüksek olması, stokları iş hacmine göre yetersiz olan ya da üretim veya tedarik sıkıntısı nedeniyle stoklarını yenileyemeyen işletmelerde problemlere yol açabilmektedir. Stok devir hızındaki azalışlar ise işletmenin pazar payının daraldığına veya piyasada işletme ürünlerine olan talebin azaldığına işaret edebilmektedir. Bu nedenle stok devir hızındaki artış veya düşüşler araştırılarak yorumu yapılmaktadır.

Büyükşalvarcı'nın çalışmasında stok devir hızının hisse senedi getirisi üzerinde anlamlı bir etkisine ulaşamamıştır⁶⁵. Karadeniz ve İskenderoğlu'nun yaptıkları havuzlanmış en küçük kareler tahminleyeni ile panel veri analizinde, stok devir hızının aktif karlılığı üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı sonucu elde edilmektedir⁶⁶. Çakır'ın çalışmasında (2012), statik sabit etkiler panel veri analizi

⁶² Sakarya, **a.g.e.**, s.236; Semih Bükür ve Doğan Bayar, **Finansal Yönetim**, Anadolu Üniversitesi Ofset Tesisleri, Eskişehir, 1999, s.43

⁶³ Ergun Ülkü, **Finansal Tablolar**, 4.baskı, Ege Üniversitesi Basımevi, İzmir, 2000, s.231

⁶⁴ Akgüç, 1998, **a.g.e.**, s.51

⁶⁵ Ahmet Büyükşalvarcı, "Finansal Analizde Kullanılan Oranlar Ve Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki: Ekonomik Kriz Dönemleri İçin İMKB İmalat Sanayi Şirketleri Üzerine Ampirik Bir Uygulama", **Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, Cilt: 25, Sayı: 1, 2011, s.235 (225-240)

⁶⁶ Karadeniz ve İskenderoğlu, **a.g.e.**, s.65

sonuçlarına göre, stok devir hızı ile karlılık arasında literatürün tersine anlamlı pozitif bir etkinin varlığı saptanmaktadır⁶⁷.

Nobanee ve Hajjar tarafından 2123 işletmenin 1990-2004 yıllarına ait verileri üzerinde yapılan regresyon analizi sonucunda stok devir hızı ile karlılık arasında negatif bir ilişki belirlenmiştir⁶⁸. Aynı araştırmacıların Amerika Birleşik Devletleri'ndeki 5802 işletme üzerinde 1990-2004 yıllarına ait verilerle yaptıkları dinamik panel veri analizi sonucunda ise stok devir hızının karlılık üzerinde pozitif etkiye sahip olduğu görülmektedir⁶⁹. Teruel ve Solana'nın İspanya borsasında işlem gören 8872 işletmenin 1996-2002 yıllarına ait verileri ile yaptıkları panel veri analizi sonucu, stok devir hızının azaltılması ile işletme değerinin artacağı sonucuna ulaşılmaktadır⁷⁰.

Coşkun ve Kök, 1991-2005 döneminde İMKB'de faaliyet gösteren 75 işletmenin yıllık verilerinden oluşan veri setine sistem genelleştirilmiş momentler tahminleyeni ile dinamik panel veri analizi uygulamış ve nakit dönüş süresi ve alacak devir hızı ile birlikte, stok devir hızının karlılık üzerinde negatif etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu durumu, belirli bir satış düzeyinde alacak ve stoklara yatırımı azaltarak agresif politika izleyen işletmelerin veya aynı düzeyde alacak ve stokları kullanarak satışlarını arttırabilen işletmelerin karlılıklarını arttırabildiği şeklinde yorumlamaktadırlar⁷¹.

⁶⁷ Çakır, a.g.e., s.81

⁶⁸ Haitham Nobanee ve Maryam AlHajjar, "A Note On Working Capital Management And Corporate Profitability Of Japanese Firms", Working Paper, SSRN Network, **International Journal of Accounting and Finance**, 13 Temmuz 2009 <http://ssrn.com/abstract=1433243>

⁶⁹ Haitham Nobanee ve Maryam AlHajjar, "Working Capital Management and Firm's Profitability: An Optimal Cash Conversion Cycle", Working Paper, SSRN Network, **International Journal of Operational Research**, 10 Eylül 2009, <http://ssrn.com/abstract=1471230>

⁷⁰ P. Garcia Teruel ve Solano, P. Martinez, "Effects of Working Capital Management on SME Profitability", **International Journal of Managerial Finance**, No. 3, 2007, s.13, (164-177)

⁷¹ Ender Coşkun ve Dünder Kök, "Çalışma Sermayesi Politikalarının Karlılık Üzerine Etkisi: Dinamik Panel Uygulaması", **Ege Akademik Bakış**, Cilt:11, Özel Sayı, 2011, s.82, (75-85)

1.2.2 Kaldıraç Oranı

Kaldıraç oranı, bir işletmede varlıkların yüzde ne kadarının yabancı kaynaklarla finanse edildiğini belirlemekte ve işletmenin finansal gücünü göstermektedir⁷². Bu yönüyle kaldıraç oranı, işletmenin finansman riski derecesinin ve işletmeye kredi sağlayanların emniyet paylarının ne olduğunun değerlendirilmesine yönelik finansal-mali yapı oranları arasında yer almaktadır⁷³.

Kaldıraç oranı, aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$\text{Kaldıraç Oranı (\%)} = \frac{\left(\frac{\text{Kısa Vadeli Yükümlülükler} + \text{Uzun Vadeli Yükümlülükler}}{\text{Toplam Aktifler}} \right) * 100}$$

Büyükşalvarcı'nın (2011) çalışmasında, kaldıraç oranının hisse senedi getirisi üzerinde 2001 yılı için negatif etkisi olduğu, 2008 yılında ise anlamlı bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır⁷⁴. Çakır'ın çalışmasında, statik sabit etkiler panel veri analizi sonuçlarına göre, karlılık üzerinde negatif ve güçlü bir etkisinin olduğu saptanmıştır⁷⁵.

Karadeniz ve İskenderoğlu (2011), hisse senetleri İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB)'nda işlem gören turizm işletmelerinin 2002-2009 yılları arasındaki çeyrek dönemlik verileri üzerinde havuzlanmış en küçük kareler tahminleyeni ile panel veri analizi yöntemini kullanarak, halka açık turizm işletmelerinde aktif karlılığını etkileyen değişkenleri analiz etmişlerdir⁷⁶. Çalışma sonucunda kaldıraç oranının aktif karlılığı üzerinde negatif; ölçek, pazar payı, net işletme sermayesi devir hızı ve aktif

⁷² Hayri Ülgen ve Kadri Mirze, **İşletmelerde Stratejik Yönetim**, Literatür Yayınları, İstanbul, 2004, s.130

⁷³ Bolak, **a.g.e.**, s.27

⁷⁴ Büyükşalvarcı, **a.g.e.**, s.233-234

⁷⁵ Çakır, **a.g.e.**, s.80

⁷⁶ Erdiç Karadeniz ve Ömer İskenderoğlu, "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören turizm işletmelerinin aktif karlılığını etkileyen değişkenlerin analizi", **Turizm Araştırmaları Dergisi**, 2011, Cilt:22, Sayı:1, s.65, (65-75)

devir hızının ise pozitif etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Alacak devir hızı ile stok devir hızının aktif karlılığı üzerinde anlamlı bir etkisine ulaşamamıştır.

Mesquita ve Lara (2003), Brezilya’da halka açık 70 işletmenin 1995-2001 dönemine ait 7 yıllık verilerini kullanarak, işletmelerde finansal kaldıraç değişkeni ile karlılık arasında negatif, kısa vadeli borç düzeyiyle karlılık arasında pozitif bir ilişki saptamışlardır. Uzun vadeli borç düzeyiyle karlılık arasında ise herhangi bir ilişki bulunamamıştır⁷⁷.

Albayrak ve Akbulut (2008), İMKB’de hisseleri işlem gören sanayi sektöründen 46 ve hizmet sektöründen 9 işletmeye ait 3 yıllık verilerle yaptıkları regresyon analizi sonucunda, işletmelerde kaldıraç, büyüklük, stok devir hızı ve piyasa değeri değişkenleri ile karlılık arasında pozitif bir ilişki olduğunu; buna karşın kaldıraç oranının aktif karlılıkla negatif ilişki içinde olduğunu saptamışlardır⁷⁸.

Yücel ve Kurt (2002), hisse senetleri İMKB’de işlem gören 167 işletmenin 1995-2000 yılları arasındaki verilerini kullanarak karlılık, likidite ve borç yapısı ile nakit dönüş süresi ilişkilerini dönemlere, sektörlerle ve işletme ölçeğine göre karşılaştırmalı olarak incelemişlerdir. Değişkenlerin birbirleriyle ilişkileri ve nakit dönüş süresi, likidite ve borç yapısının işletme karlılığı üzerindeki etkisinin araştırıldığı çalışmada, yüksek kaldıraç oranının, işletme karlılığını ve likiditesini olumsuz yönde etkilediği; nakit dönüş süresinin likidite oranları ile pozitif, aktif karlılığı ve özsermaye karlılığı ile negatif ilişkisinin olduğu bulgularına ulaşılmıştır⁷⁹.

⁷⁷J. M. C. Mesquita ve J. E. Lara, “Capital Structure and Profitability: The Brazilian Case”, **Academy of Business and Administration Sciences Conference**, Vancouver, Temmuz 2003, s.11-13, (1-14)

⁷⁸A. S. Albayrak ve R. Akbulut, “Karlılığı Etkileyen Faktörler: İMKB Sanayi ve Hizmet Sektörlerinde İşlem Gören İşletmeler Üzerine Bir İnceleme”, **Zonguldak Karaelmas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Cilt:4, Sayı:7, 2008, s.66-67, (55-83)

⁷⁹ Tülay Yüzel, Gülizar Kurt, “Nakit Dönüş Süresi, Nakit Yönetimi ve Karlılık: İMKB Şirketleri Üzerinde Ampirik Bir Çalışma”, **İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Dergisi**, Cilt:6, Sayı:22, Nisan/Mayıs/Haziran 2002, s.1-2, (1-15)

1.2.3 Aktif Devir Hızı

Satış gelirlerinin toplam aktiflere bölünmesi ile elde edilen aktif devir hızı, işletme karlılığını belirleyen önemli oranlardan biri olarak kabul edilmektedir⁸⁰:

$$\text{Aktif Devir Hızı} = \frac{\text{Satış Gelirleri}}{\text{Toplam Aktifler}}$$

Aktif devir hızı oranı, işletme varlıklarının gelir elde etmede etkili biçimde kullanılıp kullanılmadığının bir göstergesi olarak kullanılabilir⁸¹. Ayrıca aktif devir hızının satışlar ve aktiflerdeki büyümeyi birlikte ele aldığı düşünülebilmektedir⁸².

Bu oranın yüksek olduğu işletmelerde genel olarak riskin daha düşük olduğu söylenebilmekte ve bu yönüyle aktif devir hızı oranı risk ölçümünde de kullanılabilir⁸³. Aktif toplamı içinde duran varlıklar payı yüksek olduğu için aktif devir hızı görece olarak düşük olan endüstri ve işletmelerde, karlılık büyük ölçüde gelecekteki talebe bağlı olmakta ve aktif devir hızı oranındaki düşüklük bu nedenle risk derecesinin bir ölçüsü olarak değerlendirilmektedir⁸⁴. Aktif devir hızı düşük işletmeler, yüksek riskli olarak yorumlanabilmektedir.

Aktif devir hızı oranındaki düşüş, işletme kaynaklarının atıl durumda olduğunu işaret edebilmektedir. Ancak işletme şartları içinde, orandaki değişimin gerekçesi de farklı olabilmektedir. Örnek olarak, yeni yatırımlar yapan işletmelerde, yapılan yatırımların satış hacmi üzerindeki etkileri ancak belirli bir süre geçtikten sonra görülebileceğinden, bu tür işletmelerde varlık devir hızının düşük olması olağan

⁸⁰ Hünkar İvgen, **Şirket Değerleme**, Finnet Yayınları, İstanbul, 2003, s.18

⁸¹ Berk, **a.g.e.**, s.45

⁸² Çakır, **a.g.e.**, s.75

⁸³ Büker ve Bayar, **a.g.e.**, s.46

⁸⁴ Akgüç, 1987, **a.g.e.**, s.371

olarak yorumlanabilmektedir⁸⁵. Yeniden deęerleme yapan iřletmelerde de yapmayan iřletmelere gre aktif devir hızı oranı daha dřk olmaktadır.

Bykřalvarcı'nın (2011) alıřmasında hisse senedi getirisi zerinde 2001 yılı iin pozitif etkisi olduęu, 2008 yılında ise anlamlı bir etkisinin olmadıęı sonucuna ulařılmıştır⁸⁶. akır'ın alıřmasında, statik sabit etkiler panel veri analizi sonularına gre, pozitif anlamlı bir etkinin varlıęı gzlenmiştir⁸⁷. Karadeniz ve İskenderoęlu'nun yaptıkları havuzlanmış en kk kareler tahminleyeni ile panel veri analizinde, aktif devir hızının aktif karlılıęı zerinde pozitif etkisi olduęu sonucuna ulařılmaktadır⁸⁸.

1.2.4 Cari Oran

Cari oran, iřletmelerde kısa vadeli ykmllklerin karřılanma gcn lmek ve iřletme sermayesinin yeterli olup olmadıęını saptamak iin kullanılmakta olan likidite oranları arasında yer almaktadır⁸⁹. Likidite oranları, iřletmelerin kısa vadeli borlarını deyebilme gcn lmek iin hesaplanmaktadır. Bu sayede iřletmelerin net iřletme sermayesinin yeterli olup olmadıęı anlařılmaktadır⁹⁰. Likidite yetersizlięi durumunda iřletmeler sorunlarla karřılařmaktadır. Likidite oranının ok yksek olması durumunda ise, dnen varlıkların atıl kaldıęı ve kar fırsatlarının iyi deęerlendirilemedięi izlenimi oluřmaktadır. Bu nedenlerle iřletmeler aısından likidite oranı nem tařımaktadır.

Finansal ynetim aısından kısa vadeli varlıkların kısa vadeli yabancı kaynaklarla finanse edilmesi esastır. Kısa vadeli varlık, dnen varlıkların kısa vadeli yabancı kaynaklarla finanse edilen kısmıdır⁹¹.

⁸⁵ Akg, 1998, **a.g.e.**, s.58

⁸⁶ Bykřalvarcı, **a.g.e.**, s.233-234

⁸⁷ akır, **a.g.e.**, s.80

⁸⁸ Karadeniz ve İskenderoęlu, **a.g.e.**, s.65

⁸⁹ İvgen, **a.g.e.**, s.16

⁹⁰ Eugene F. Brigham, **Finansal Ynetimin Temelleri**, ev: zdemir Akmut, Halil Sarıaslan, Ankara, A. . Yayınları, No:212, 1999, s.277

⁹¹ Metin Kamil Ercan ve nsal Ban, **Deęere Dayalı İřletme Finansı Finansal Ynetim**, Gazi Kitabevi, Ankara, 2005, s.37

İşletmelerin kısa vadeli borçlarını ödeyebilme gücünü ortaya koyan cari oran, dönen varlıkların kısa vadeli yükümlülüklerle bölünmesiyle hesaplanmaktadır⁹²:

$$\text{Cari Oran} = \frac{\text{Dönen Varlıklar}}{\text{Kısa Vadeli Yükümlülükler}}$$

Cari oran, net işletme sermayesi tutarına kıyasla işletmenin borç ödeme kapasitesini daha iyi gösteren bir ölçü olarak kabul edilmektedir. Net işletme sermayesi, dönen varlıklar toplamı ile kısa vadeli borçlar arasındaki fark olup, işletmenin kısa süreli tüm borçlarını ödemesi halinde kalacak dönen varlık tutarını göstermektedir. Bir işletmenin borç ödeme gücünün anlaşılmasında cari orandan yaygın olarak yararlanılmaktadır⁹³.

İşletmelerde cari oranın iki civarında değer alması, işletmelerin borç ödeme gücünün genel olarak iyi olduğu yönünde değerlendirilmektedir. Cari oranın düşük olduğu işletmelerde, kısa vadeli borçların geri ödemesinde güçlüklerle karşılaşılabilceği beklenmektedir. Cari oranı yüksek olan işletmelerin kısa vadeli borçlarını ödeme gücünün yüksek olduğu anlaşılmaktadır. Yüksek cari oran, işletmeye kredi verenlerin lehine olmasına karşın, işletmelerde kullanılmayan fonların bulunduğunu göstermekte ve işletmeler açısından olumsuz bir durum olarak yönetimin başarılı olamadığını işaret etmektedir⁹⁴. İşletmelerde gereğinden fazla nakit bulundurulması karlılığı olumsuz yönde etkilemektedir.

Ancak diğer oranlarda olduğu gibi, cari oran yorumlanırken de diğer etkenlerle birlikte düşünülmeli ve yalnızca cari orana bakılarak karar verilmemelidir. Yalnızca cari oranın düzeyine bakarak bir işletmenin ödeme gücü hakkında karar vermek yanıltıcı olabilmektedir⁹⁵. Cari oranı küçük olmasına karşın, stok devir hızı ile alacak devir hızı yüksek olan bir işletme borçlarını kolaylıkla ödeyebilmektedir.

⁹² Çakır, **a.g.e.**, s.75

⁹³ Akgüç, 1987, **a.g.e.**, s.325

⁹⁴ Ceylan ve Korkmaz, **a.g.e.**, s.46

⁹⁵ Bolak, **a.g.e.**, s.24

Benzer biçimde, dönen varlık unsurları içinde hazır değerleri ile hızla paraya çevrilebilir değerleri fazla olan işletmeler, dönen varlıklarının büyük bir kısmı stoklardan oluşan işletmelere göre borçlarını kolaylıkla ödeyebilmektedirler⁹⁶.

Büyükşalvarcı'nın (2011) çalışmasında, cari oranın hisse senedi getirisi üzerinde anlamlı bir etkisine ulaşılammıştır⁹⁷. Çakır'ın İMKB'de işlem gören 122 adet üretim işletmesinin 2000-2009 yılları arası verilerini kullanarak yaptığı statik sabit etkiler panel veri analizi araştırma sonuçlarına göre, karlılık üzerinde cari oranın negatif anlamlı bir etkisinin varlığı gözlenmiştir⁹⁸. Christopher ve Kamalavalli'nin 14 sağlık işletmesine ait 1996-2006 verileri ile yaptıkları panel veri analizi sonucunda, cari oran ile yatırımların karlılığı arasında pozitif bir ilişki saptanmıştır⁹⁹.

Eljelly, Suudi Arabistan firmaları üzerine yapmış olduğu regresyon ve korelasyon analizi çalışmasında karlılık ve likidite arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Çalışmada likidite göstergesi olarak cari oran ve nakit dönüşüm süresi kullanılmış ve yapılan analiz sonucunda karlılık ile likidite göstergeleri arasında negatif ve anlamlı sonuçlar elde edilmiştir¹⁰⁰.

Yücel ve Kurt'un İMKB'de işlem gören 167 işletmenin 1995-2000 yılları arasındaki verileri ile yaptıkları araştırmada, aktif karlılığı üzerinde cari oranın pozitif bir etkisinin olduğu, nakit dönüş süresi ve kaldıraç oranının etkisinin ise negatif olduğu bulgularına ulaşılmıştır¹⁰¹.

⁹⁶ Akdoğan ve Tenker, **a.g.e.**, s.612

⁹⁷ Büyükşalvarcı, **a.g.e.**, s.235

⁹⁸ Çakır, **a.g.e.**, s.80

⁹⁹ S. Benjamin Christopher ve Kamalavalli, A. L. (2009), "Sensitivity of Profitability to Working Capital Management in Indian Corporate Hospitals", **International Journal of Managerial and Financial Accounting**, Vol. 2, No. 3, s.213, (213-227)

¹⁰⁰ Abuzar M. A. Eljelly, "Liquidity – Profitability Tradeoff: An Empirical Investigation In An Emerging Market", **International Journal of Commerce and Management**, Vol. 14, No. 2, 2004, s.56, (48-61)

¹⁰¹ Yücel ve Kurt, **a.g.e.**, s.15

1.2.5 Özsermaye Devir Hızı

Özsermaye devir hızı oranı, işletme özsermayesinin ne kadar etkin kullanıldığının bir göstergesi olup, satış gelirlerinin mutlak özsermayeye oranı ile elde edilmektedir:

$$\text{Özsermaye Devir Hızı} = \frac{\text{Satış Gelirleri}}{|\text{Özsermaye}|}$$

Özsermaye devir hızı oranı yüksek olan işletmelerde, sermayenin ekonomik ve verimli bir şekilde yönetildiği söylenebileceği gibi, bu durum işletme öz sermayesinin yetersiz olduğunun da bir göstergesi olabilmektedir¹⁰². Oranın düşük olduğu işletmelerde ise bu durum, öz kaynakların iş hacmine göre fazla olmasından, öz kaynaklar içinde yeniden değerlendirme değer artış fonunun bulunmasından veya sermayenin verimli kullanılamamasından kaynaklanabilmektedir. Özsermaye devir hızı düşüklüğünün işletme sermayesinin verimli yönetilemediğini işaret etmesi, özsermaye karlılığı üzerinde olumsuz etki yapmaktadır. Özsermaye karlılığı ile özsermaye devir hızı arasında yakın bir ilişki var olup, diğer koşulların aynı kaldığı varsayımı altında, kar marjı pozitif olan bir işletmede özsermaye devir hızının artırılması karlılık oranını da arttırabilmektedir¹⁰³.

Bir işletmenin özsermaye devir hızı oranının yeterli olup olmadığı konusunda karar alınırken, aynı faaliyet kolundaki diğer işletmelere veya aynı işletmenin geçmiş yılına ait özsermaye devir hızı oranı incelenmektedir¹⁰⁴.

1.2.6 Alacak Devir Hızı

Alacak devir hızı, işletmelerin alacaklarını tahsil etme gücünü, paraya dönüşüm çabukluğunu ve likiditesini ifade etmektedir. Diğer bir ifadeyle alacakların

¹⁰² Bolak, **a.g.e.**, s.33

¹⁰³ Akgüç, 1998, **a.g.e.**, s.61

¹⁰⁴ Akgüç, 1987, **a.g.e.**, s.372

yılda kaç defa tahsil edildiğini göstermektedir. Oranın büyümesi alacak devir hızının arttığını, yani vadelerin kısaldığını, küçülmesi ise devir hızının düştüğünü yani vadelerin uzadığını göstermektedir¹⁰⁵. Alacak devir hızı oranındaki artış, daha az işletme sermayesinin alacaklara bağlandığının göstergesi olmaktadır. Satışların alacak hesapları toplamına bölünmesiyle hesaplanmakta olan alacak devir hızı oranı, işletmelerin müşterilerine tanıdığı vadeyi de göstermektedir¹⁰⁶:

$$\text{Alacak Devir Hızı} = \frac{\text{Satış Gelirleri}}{\text{Kısa Vadeli Ticari Alacaklar}}$$

Alacak devir hızı oranının paydasında yer alan ticari alacaklar, işletmenin esas faaliyetinden doğan senetli ve senetsiz alacakları içermektedir. Ticari alacaklar kredili satışlar nedeniyle oluştuğundan, oranın pay kısmında kredili satışların esas alınması da mümkün olmaktadır¹⁰⁷.

Alacak devir hızı oranı uygulamada genellikle satışlar arasında kredili ve peşin ayrımı yapılmaksızın, hesap dönemindeki satış tutarının, dönem sonundaki ticari alacaklar tutarına oranlanmasıyla hesaplanmaktadır. Alacak devir hızı hesaplanırken, oranın paydasında kredili satışlar sonucu oluşan ticari alacaklar yer aldığından, payında da kredili satış gelirlerine yer verilmesi gerekmektedir. Ancak işletmelerin kredili satış tutarları hakkında sağlıklı bilgi sağlanamadığından çoğunlukla zorunlu olarak alacak devir hızı oranı hesabında satış gelirleri kullanılmaktadır¹⁰⁸.

İşletmelerde alacak devir hızı oranının düşük veya yüksek olması, finansal yönetim yapısıyla doğrudan ilgilidir. Alacak devir hızı düşük olan işletmelerde genellikle etkin yürütülen bir alacak tahsil politikası olmamaktadır. Ancak bu durum bir yönetim politikası olarak, vade farkı yoluyla pazar ortalamasından daha yüksek bir gelir elde edilmesi isteğinin sonucu da olabilmektedir. Alacak devir hızı oranı düşük

¹⁰⁵ Karadeniz ve İskenderoğlu, **a.g.e.**, s.70

¹⁰⁶ Çakır, **a.g.e.**, s.75

¹⁰⁷ Bükür ve Bayar, **a.g.e.**, s.44

¹⁰⁸ Akgüç, 1998, **a.g.e.**, s.45

olan işletmelerde alacakların tahsil edilememe riski arttığı için, her zaman gelir artışı gerçekleşmemektedir¹⁰⁹.

Alacak devir hızında gerçekleşecek artış, aynı hacimdeki bir iş için işletmelerde daha az finansman ihtiyacına gereksinim duyulduğunu göstermekte, alacaklara bağlanan işletme sermayesinin daha az olması nedeniyle de işletme lehine bir gelişme ortaya çıkmaktadır. Yüksek alacak devir hızı, işletmelerin alacak tahsil yeteneğinin iyi olduğunun bir göstergesi olduğu gibi, işletmelerde etkin bir tahsilat politikasının yürütülmekte olduğunun da işaretidir¹¹⁰.

Büyükşalvarcı'nın (2011) çalışmasında alacak devir hızının hisse senedi getirisi üzerinde anlamlı bir etkisine ulaşılamamıştır¹¹¹. Çakır'ın çalışmasında, statik sabit etkiler panel veri analizi sonuçlarına göre, alacak devir hızı ile karlılık arasında anlamlı bir ilişki belirlenememiştir¹¹². Nobanee ve Hajjar tarafından 2123 işletmenin 1990-2004 yıllarına ait verileri üzerinde yapılan regresyon analizi sonucunda alacak devir hızı ile karlılık arasında negatif bir ilişki saptanmıştır¹¹³. Aynı araştırmacıların Amerika Birleşik Devletleri'ndeki 5802 işletme üzerinde 1990-2004 yıllarına ait verilerle yaptıkları dinamik panel veri analizi sonucunda, alacak devir hızının karlılık üzerinde yine negatif etkiye sahip olduğu görülmüştür¹¹⁴. Teruel ve Solana'nın İspanya borsasında işlem gören 8872 işletmenin 1996-2002 yıllarına ait verileri ile yaptıkları panel veri analizi sonucu, alacak devir hızının azaltılması ile işletme değerinin artacağı sonucuna ulaşılmıştır¹¹⁵.

¹⁰⁹ Berk, **a.g.e.**, s.41

¹¹⁰ Akgüç, 1998, **a.g.e.**, s.46

¹¹¹ Büyükşalvarcı, **a.g.e.**, s.235

¹¹² Çakır, **a.g.e.**, s.81

¹¹³ Nobanee, **a.g.e.**, 13 Temmuz 2009, <http://ssrn.com/abstract=1433243>

¹¹⁴ Nobanee, **a.g.e.**, 10 Eylül 2009, <http://ssrn.com/abstract=1471236>

¹¹⁵ Teruel ve Solano, **a.g.e.**, s.13

Coşkun ve Kök, aktif karlılığı açıklamakta dinamik panel veri analizi kullanarak, nakit dönüş süresi ve stok devir hızı ile birlikte, alacak devir hızının karlılık üzerinde negatif etkisi olduğunu saptamışlardır¹¹⁶.

Karadeniz ve İskenderoğlu'nun yaptıkları havuzlanmış en küçük kareler tahminleyeni ile panel veri analizinde, alacak devir hızının aktif karlılığı üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı sonucu elde edilmiştir¹¹⁷.

1.2.7 Net Kar Marjı

Net Kar Marjı, aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$\text{Net Kar Marjı (\%)} = \frac{\text{Net Kar}}{\text{Satış Gelirleri}} * 100$$

Büyükşalvarcı (2011) tarafından 2001 ve 2008 dönemlerinde finansal analizde kullanılan oranlar ile hisse senedi getirileri arasında ilişki olup olmadığı ve bu oranların hisse senedi getirileri üzerindeki etkilerinin ilgili ekonomik kriz dönemlerinde farklılık gösterip göstermediğini belirlemek üzere en küçük kareler tahminleyeni ile regresyon analizi kullanılarak yapılan çalışmada, net kar marjının hisse senedi getirisi üzerinde anlamlı bir etkisine ulaşılamamıştır¹¹⁸.

1.2.8 FVAÖK Marjı

Faiz, vergi ve amortisman öncesi kar (FVAÖK) marjı, aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

¹¹⁶ Coşkun ve Kök, **a.g.e.**, s.83

¹¹⁷ Karadeniz ve İskenderoğlu, **a.g.e.**, s.65

¹¹⁸ Ahmet Büyükşalvarcı, “Finansal Analizde Kullanılan Oranlar Ve Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki: Ekonomik Kriz Dönemleri İçin İMKB İmalat Sanayi Şirketleri Üzerine Ampirik Bir Uygulama”, **Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, Cilt: 25, Sayı: 1, 2011, s.235 (225-240)

$$\text{FVAÖK Marjı (\%)} = \frac{\left(\frac{\text{Net Esas Faaliyet Karı (Zararı)}}{\text{Satış Gelirleri}} + \frac{\text{Amortisman Giderleri}}{\text{İtfa ve Tükenme Payları}} \right)}{\text{Satış Gelirleri}} * 100$$

Büyükşalvarcı'nın (2011) çalışmasında FVAÖK marjının hisse senedi getirisi üzerinde anlamlı bir etkisine ulaşılammıştır¹¹⁹.

1.2.9 Toplam Varlık (Aktif) Büyüme Oranı

Büyüme, işletmelerin yapısını oluşturan maddi ve beşeri bileşenlerinde meydana gelen nicel ve nitel değişimler ve gelişmeler olarak tanımlanabilmektedir¹²⁰. Büyüme iki farklı zaman aralığında büyüklükteki değişimdir. Büyüklük işletmelerde belirli bir andaki işletme iriliğinin bir göstergesidir. Büyüklük değerinde iki farklı zaman aralığında meydana gelen değişim büyümeyi ifade etmektedir.

Büyüklüğün çeşitli göstergeleri bulunmaktadır. Uygulamada kullanılan büyüklük göstergeleri genellikle, aktif (varlık) hacmi, satış hacmi, çalışan sayısı, üretim miktarı, yıllık net kar, yaratılan katma değer, öz sermaye gibi faktörlerdir. Büyüme iki farklı zaman aralığında büyüklük ölçütünde gerçekleşen değişimi ifade etmektedir. Zaman içerisindeki başarı performansı yüksek olan işletmelerin çeşitli büyüklüklerinin artması olarak tanımlanabilmektedir¹²¹.

Toplam varlık büyüme oranı aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$\text{Toplam Varlık Büyüme Oranı} = \frac{t \text{ Anındaki Toplam Varlıklar}}{(t-1) \text{ Anındaki Toplam Varlıklar}} - 1$$

¹¹⁹ Büyükşalvarcı, **a.g.e.**, s.235

¹²⁰ Şevki Özgener, "Büyüme Sürecindeki KOBİ'lerin Yönetim Ve Organizasyon Sorunları: Nevşehir Un Sanayii Örneği," **Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Sayı:20, Ocak-Haziran 2003, s.138, (137-161)

¹²¹ Oktay Alpugan, M. Hulusi Demir, Mete Oktay, Nurel Üner, **İşletme Ekonomisi ve Yönetim**, Üçüncü Baskı, Beta Yayınları, İstanbul, 1993, s.62

1.2.10 Satışlar Büyüme Oranı

İşletme büyüklük göstergesi olarak satışların alınması ve ilgili dönemde satışlarda meydana gelen değişimin hesaplanması ile elde edilen bir büyüme oranıdır.

Satışlar büyüme oranı aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$\text{Satışlar Büyüme Oranı} = \frac{t \text{ Anındaki Satışlar}}{(t-1) \text{ Anındaki Satışlar}} - 1$$

2 PANEL VERİ MODELLERİ

2.1 Panel Veri

“Panel Veri”, aynı birimlerin çeşitli karakteristiklerinin (yatay kesit değişkenlerinin) zaman boyunca gözlenmesi ile elde edilen veri setidir¹²². Panel veri setinde hem yatay kesit hem de zaman serisi boyutu bulunmaktadır. Zaman serisi boyutu, aynı yatay kesit birimlerinin belirli bir dönem boyunca izlenmesi ile oluşturulmaktadır¹²³.

Panel veri setinde yer alan birimlerin özelliklerine ait zaman serilerinde eksik gözlem bulunmadığında, bu tür panel veri setleri dengeli panel olarak adlandırılmaktadır¹²⁴. Bazı panel birimlerine ait gözlemlerin eksik olduğu panel veri setlerine ise dengesiz panel denmektedir.

Panel veri setleri yatay kesit birimlerinin sayısı ve bu birimlerin izlendiği zaman boyutuna bağlı olarak üç şekilde gözlenebilir¹²⁵:

- **Uzun ve Dar:** Zaman boyutu uzun, yatay kesit birim sayısı görece olarak daha azdır*,
- **Kısa ve Geniş:** Zaman boyutu kısadır ve çok sayıda yatay kesit birimi vardır,
- **Uzun ve Geniş:** Hem zaman boyutu uzun hem de yatay kesit birimlerinin sayısı çoktur.

¹²² Seung Chan Ahn ve Hyungsik Roger Moon, “Large-N and Large-T Properties of Panel Data Estimators and the Hausman Test”, **USC CLEO Research Paper**, No. C01-20, Ağustos 2001, s.1-2

¹²³ Jeffrey M. Wooldridge, **Introductory Econometrics**, 4. Baskı, Canada, South Western, 2009, s.444

¹²⁴ Wooldridge, **a.g.e.**, s.466

¹²⁵ Peter Kennedy, **A Guide to Econometrics**, 5. Baskı, MIT Press, 2003, chapter 17

* Uzun ve dar panel veriye Grunfeld tarafından teçhizat ve makine yatırımının 10 büyük işletmede 20 yıllık veriyle analiz edilmesi örnek gösterilebilir. Bu veri seti, 10 işletme ve 20 yıllık veri olduğu için uzun ve dar panel veri setidir.

Mikroekonomide yapılan pek çok araştırmada binlerce yatay kesit biriminin zaman boyunca izlendiği panel veri seti kullanılır. Panel veri kullanımı ile birim farklılıkları ve zaman boyunca yapılan gözlemler sayesinde ise dinamik faktörler ortaya çıkartılabilmektedir¹²⁶.

Bunların dışında, panel veri seti oluşturmayan, yatay kesit ve zaman serisi bileşimi veri setleri de vardır. Bu veri setlerinde zaman boyunca aynı birimlerin gözlenmesi yerine, anakütleden zamanın pek çok noktasında tesadüfi örnekler alınır. Bu nedenle farklı zaman kesitlerinde gözlenen birimler aynı değildir. Bu tür verilerle, zaman içinde gerçekleşmiş bir takım politika değişikliklerinin birimler üzerinde yarattığı etkiler ortaya çıkartılabilir. Analiz yapılırken, hata terimlerine ait varsayımların yanı sıra, parametrelerin kesit ve/veya zaman boyunca nasıl değiştiği varsayımlarının da göz önünde tutulması ve incelenmesi gerekmektedir¹²⁷.

Uzun kesit verisi temel olarak üzerinde çalışılan insanlar, işletmeler, ülkeler, uluslar gibi araştırma birimlerine, zaman boyunca ne olduğu ile ilgili bilgi sunmaktadır. Buna karşın yatay kesit verisi bu bilgiyi zamanın tek bir noktasında sunar¹²⁸.

Özel bir uzun kesit veri türü olan panel veri, ilgilenilen değişkenlerin değerlerinin zamanın farklı noktalarında aynı birimlerden elde edilmesiyle oluşur. Panel veri ve panel çalışma terimleri, sosyolog Paul H. Lazarsfeld tarafından radyo reklamlarının ürün satışlarına etkisi üzerinde yaptığı çalışmada kullanılmıştır. Bu terimin kullanılmasından çok önce de panel veri çalışmaları yapılmıştır. Panel verinin günümüzdeki anlamına uygun örnek bir çalışma, 1857’de Engel’in gıda harcamalarının gelirin bir fonksiyonu olarak nasıl değiştiğini incelediği bütçe çalışmasıdır ve bu çalışma, panel verinin ilk örneklerindendir¹²⁹.

¹²⁶ R. Carter Hill, William E. Griffiths ve Guay C. Lim, **Principles of Econometrics**, 3. Baskı, John Wiley & Sons, 2008, s.383

¹²⁷ R. Carter Hill, **a.g.e.**, s.383

¹²⁸ Toon W. Taris, **A Primer in Longitudinal Data**, Sage Publications Ltd., London, 2000, s.1

¹²⁹ **Ae.**, s.7-8

Panel veri kullanımının yaygınlaşmasında gösterilebilecek iki önemli nedenden birincisi, araştırma birimlerindeki mikro düzeydeki değişime ait bilgi toplanabilmesidir. Değişim, çalışmadaki diğer değişkenlerin etkisine bağlı olarak ortaya çıkmaktadır. Panel veri kullanımı araştırmacıların ilişkileri zamanın tek bir noktasına bağlı olarak değil, zaman boyunca gözlemleyebilmesine olanak tanır. İkincisi veri toplamının maliyeti ile ilgilidir. Zamanın beş noktasından elde edilecek bir panel veri çalışması, ayrı ayrı beş yatay kesit çalışması yapmaktan çok daha düşük maliyetli olacaktır. Panel veri toplamak, ardışık yatay kesit verileri için sürekli yeni bir tesadüfi örnek çekmekten hem daha az maliyetli olacak, hem de zamandan tasarruf sağlayacaktır¹³⁰.

2.2 Panel Veri Analizi

Veri analizinde ve özellikle geleceğin tahmininde sıklıkla kullanılan iki önemli istatistik yöntem regresyon analizi ve zaman serisi analizidir. Regresyon analizinde geleneksel olarak yatay kesit birimlerinden elde edilen veri ele alınırken; zaman serisi analizinde, ilgilenilen bir veya birkaç değişkenin zaman boyunca aldığı değerler gözlemlenir ve analiz edilir. Panel veri analizi, regresyon ve zaman serisi analizinin birleşimi gibi düşünülebilir¹³¹. Bu analiz, kesitte yer alan birimlerin zaman boyunca tekrarlı gözlemleri söz konusu olduğundan, tekrarlı varyans ve varyans modellerine dayanmaktadır¹³².

Panel veri analizi notasyonu, iki alt indis kullanımı nedeniyle regresyon ve zaman serisi analizi notasyonundan farklılaşır. Kullanılan alt indisler sayesinde hangi yatay kesit biriminin ve hangi zamanın kastedildiği ayırdedilir¹³³. Panel veri setindeki yatay kesit birimlerinin tümünde paralel olarak aynı zaman noktalarında ve sayıda

¹³⁰ Ae., s.8

¹³¹ Edward W. Frees, **Longitudinal and Panel Data, Analysis and Applications in the Social Sciences**, New York, Cambridge University Press, 2004, s.2

¹³² M. Vedat Pazarlıoğlu, “1980-1990 Döneminde Türkiye’de İç Göç Üzerine Ekonometrik Model Çalışması”, **V. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu**, Çukurova Üniversitesi, Adana, 2001, s.7

¹³³ Frees, a.g.e., s.3-4

gözlem yapıldığında *Dengeli Panel Veri – (Balanced Panel Data)*, herhangi bir yatay kesit biriminde eksik zaman gözlemi olduğunda *Dengesiz Panel Veri – (Unbalanced Panel Data)* olarak adlandırılmaktadır.

2.3 Panel Veri Analizinin Üstünlükleri ve Zayıf Yönleri

Yalnızca yatay kesit verisi veya yalnızca zaman serisi kullanımına göre, panel veri kullanımının oluşturduğu pek çok üstünlük vardır. Dinamik ilişkilerin ortaya çıkartılabilmesi ve birimler arasındaki farklılıkların (heterogeneity) modellenenebilmesi bunlardan ikisidir. Karşılaşılabilecek en büyük güçlüklerden biri ise, “*aşındırma*” (*attrition*) adı verilen ve veri toplama çalışması tamamlanmadan birimlerin örnekten çıkması anlamına gelen problemin minimize edilmesine uygun bir örnek çerçevesinin oluşturulması güçlüğüdür.

Panel veri ile çalışılmasının, tek bir yatay kesit serisi ile veya aynı birimlerin gözlenmediği yatay kesit serileri ile çalışılmasına göre asıl üstünlüğü, yatay kesit serileriyle çalışırken yapılan varsayımları yumuşatmasından kaynaklanmaktadır¹³⁴.

Yatay kesit ve zaman kesitine ait gözlemlerin birlikte analize girerek kullanılması, veri miktarı ve kalitesini arttırarak analizciye, söz konusu yöntemlerin ayrı ayrı kullanıldığı durumla karşılaştırıldığında daha fazla esneklik sağlamaktadır¹³⁵.

Panel veri analizinde yatay kesit birimlerinin benzer (homojen) olmadıkları kabul edilmekte ve birim değişkenliği (heterojenliği) kontrol edilebilmektedir. Yalnızca zaman serisi veya yatay kesit verileri ile yapılan analizlerde heterojenlik kontrol altına alınmadığı için sapmalı (biased) sonuçlar elde etme riski bulunmaktadır.

¹³⁴ G. S. Maddala, Kajal Lahiri, **Introduction to Econometrics**, 4.bs., West Sussex, John Wiley & Sons, 2009

¹³⁵ Damodar N. Gujarati, **Basic Econometrics**, Fourth Edition, McGraw Hill, New York, 2003, s.638

Panel veri analizinde zaman veya yatay kesit boyunca durağan olan değişkenlerin kontrol edilmesi mümkün olmaktadır¹³⁶.

Panel veri araştırmacıya daha fazla veri noktası (gözlem) sağlamakta, serbestlik derecesini arttırmakta ve açıklayıcı değişkenler arasındaki doğrusal bağlantının derecesini düşürmektedir. Böylece ekonometrik tahminlerin etkinliği artmaktadır.

Kurulan ekonometrik modellerde, açıklayıcı değişkenlerle ilişkili olan fakat modelde yer almayan değişkenlerin varlığı durumunda doğru sonuçlar elde edilemeyebilir. Panel veri analizinde modele dahil edilmeyen değişkenlerin kontrol edilebilmesi mümkün olmaktadır. Yatay kesit verilerinin zaman boyunca gözlenmesiyle zamana özgü dinamikler de içerildiğinden, ölçülmeyen veya modelde yer almayan değişkenlerin etkisi kontrol edilebilmektedir¹³⁷.

Ekonomik olaylar zamana bağlı olarak dinamik özellik göstermektedir. Ekonometrik olarak modellenen ilişkiler de dinamik bir yapıya sahip olmaktadır. Panel veri analizinde verilerin yapısı gereği bağımsız değişkenler zaman ve yatay kesit gözlemlerine sahiptirler. Bu nedenle, zaman serisi analizlerinde karşılaşılan yüksek dereceli ilişki ve çoklu doğrusal bağlantı problemleri, panel veri analizinde daha az görülmekte ve dinamik ilişkiler belirlenebilmektedir.

Zaman boyunca yatay kesit gözlemlerinin kullanımı ile panel veri analizi yalnızca yatay kesit veya zaman serileri analizine göre daha aydınlatıcı bilgi, değişkenler arasında daha az doğrusal bağlantı, daha fazla serbestlik derecesi ve etkinlik sağlamaktadır¹³⁸.

¹³⁶ Badi H. Baltagi, **Econometric Analysis of Panel Data**, Fourth Edition, John Wiley&Sons Ltd, 2010, s.6

¹³⁷ Cheng Hsiao, **Analysis of Panel Data**, 2.baskı, New York, Cambridge University Press, 2003, s.6

¹³⁸ Recep Tarı, **Ekonometri**, Genişletilmiş 6. baskı, Umuttepe Kitabevi, Kocaeli, 2010, s.476

Durağan olmayan zaman serileri ile çalışıldığında, en küçük kareler ve en çok benzerlik tahminleyenlerinin büyük örnek dağılımları normal dağılmamaktadır. Panel veri analizinde yatay kesit gözlemleri bağımsız olduğunda, merkezi limit teoremi (central limit theorem) gereği tahminleyenler asimptotik olarak normal dağılıma uymaktadır. Bu nedenle durağan olmayan zaman serileri panel veri analizi ile incelenebilmektedir.

Panel veri analizinin yapılabilmesi için gerekli verilerin elde edilmesi, aynı birimlerin zaman boyunca gözlenmesinin masraflı olması ve birimlere ulaşmada yaşanabilecek sıkıntılar (bulamama, taşınma, kapanma gibi) nedeniyle oldukça güçtür¹³⁹.

İlerleyen bölümlerde panel veri analizi statik ve dinamik olmak üzere iki kategoride incelenmektedir. Dinamik panel modellerinde bağımlı (açıklanan) değişkenin gecikmeli değerleri bağımsız (açıklayıcı) değişken olarak kullanılırken, statik panellerde bağımlı değişkenin geçmiş, gelecek veya şimdiki değeri açıklayıcı değişken olarak kullanılmamaktadır.

Statik panel veri modellerinde, kovaryans tahminleyeni (havuzlanmış panel veri), sabit etkiler tahminleyeni ve tesadüfi etkiler tahminleyeni kullanılmaktadır. Yatay kesit birimlerinin kendilerine özgü nitelikleri olmadığında yani homojen olduklarında havuzlanmış panel veri analizi kullanılmaktadır. Birime özgü veya zamana özgü etkilerin varlığı halinde, tahmin edilmesi gereken sabit etkiler olarak varsayıldığı durumda model sabit etkiler modeli olarak adlandırılmaktadır. Tesadüfi etki taşıyan modellerde bu etkiler modele hata teriminin bileşeni olarak dahil edilmektedir¹⁴⁰. Bu modeller sonraki bölümlerde detaylı olarak açıklanmaktadır.

¹³⁹ Wooldridge, **a.g.e.**, s.459

¹⁴⁰ Baltagi, **a.g.e.**, s.13-18

2.4 Kovaryans Analizi

N birimin T dönemde elde edilmiş çeşitli özelliklerinden oluşan tesadüfi bir örnek ile çalışıldığında geleneksel olarak y bağımlı değişken gözlemleri, $\mathbf{x}$ ile gösterilen bağımsız değişkenlerin oluşturduğu vektörün ve $\boldsymbol{\theta}$ ile gösterilen parametrelerin koşullu olasılık dağılımına uyan, çeşitli denemelerle elde edilen tesadüfi sonuçları olarak düşünülür¹⁴¹.

$$y_{it}, \mathbf{x}_{kit}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad k = 1, \dots, K \quad f(y|\mathbf{x}, \boldsymbol{\theta})$$

Panel veri kullanıldığında esas hedeflerden biri $\boldsymbol{\theta}$ parametrelerinin tahmininde tüm mümkün bilginin kullanılmasıdır. y bağımlı değişkeninin $\mathbf{x}$ bağımsız değişkenlerinin lineer bir fonksiyonu olduğu durumda parametrelerin gözlenen tüm zaman noktalarında ve tüm yatay kesit birimleri için aynı olduğu varsayımı ve NT adet gözlemle en küçük kareler yöntemiyle regresyon analizi yapılmasına, “*havuzlanmış en küçük kareler yöntemiyle regresyon analizi – havuzlanmış panel veri analizi*” adı verilir. Bu varsayım geçerli olmadığında havuzlanmış en küçük kareler tahminleri (pooled least squares estimates) yanlış çıkarımlara neden olur. Bu nedenle eldeki veri ile analize başlarken öncelikle tesadüfi bağımlı değişkeni belirleyen parametrelerin her i ve t için sabit olup olmadığı test edilir¹⁴².

Örnekteki değişkenliğin kaynağının belirlenmesinde kovaryans analizine sıkça başvurulur. Nicel ve nitel faktörlerin etkilerinin belirlenmesinde kullanılabilecek doğrusal bir model şu şekilde yazılır:

$$y_{it} = \alpha_{it}^* + \boldsymbol{\beta}_{it}' \mathbf{x}_{it} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.4.1)$$

α_{it}^* ve $\boldsymbol{\beta}_{it}'$ sırasıyla 1×1 ve $1 \times K$ boyutlu vektörlerdir. $\mathbf{x}_{it}'$ ise $1 \times K$ boyutlu dışsal değişkenler vektörüdür. u_{it} hata terimidir (error term). Hata terimi, y bağımlı

¹⁴¹ Hsiao, **a.g.e.**, s.14

¹⁴² Hsiao, **a.g.e.**, s.14

değişkenini etkileyen $\mathbf{x}$ bağımsız değişkenleri dışındaki faktörleri temsil eder¹⁴³. Hata teriminin örnek verilerinden elde edilen tahmini değerine “kalıntı – residual” adı verilir.

Havuzlanmış panel veri analizinde birimlerin homojen olduğu varsayılmaktadır. Yatay kesit birimleri arasında değişkenlik (heterojenite) yoktur. Modelde sabit terim ve eğim katsayıları tüm birimler ve zaman boyunca sabit olmaktadır. Birimlerin homojen olması varsayımı geçerli olduğunda, en küçük kareler tahminleyeni sabit terim (α) ve eğim katsayıları (β_k) için tutarlı ve etkin tahminler sağlamaktadır¹⁴⁴.

$$y_{it} = \alpha + \beta' \mathbf{x}_{it} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$$

Tahmin edilen regresyon katsayıları, eğim katsayılarının ve sabit terimin eşitliği (homojenliği) açısından test edilebilirler. Test süreci üç adımla özetlenebilir:

1. Tüm regresyon katsayılarının her i ve t için eşitliği test edilir.
2. Regresyon eğim katsayılarının tümünün eşitliği test edilir.
3. Regresyon sabit teriminin eşitliği test edilir.

Birinci adımda tüm regresyon katsayılarının eşit olduğuna karar verildiğinde, ikinci ve üçüncü adım uygulanmaz. Eşitlik hipotezi reddedildiğinde ise, ikinci ve üçüncü adım uygulanır.

2.4.1 modeli, tanımlayıcılığı açısından önemli olmakla birlikte, serbestlik derecesi NT , parametre sayısını gösteren $NT(K+1) + (\text{hata terimini tanımlayan parametre sayısı})$ 'ndan küçük olduğu için tahmin edilemez ve kestirimde kullanılamaz. Çıkarımda bulunmak için (2.4.1) üzerinde düzenleme yapılmalıdır.

¹⁴³ Wooldridge, **a.g.e.**, s.445

¹⁴⁴ William H. Greene, **Econometric Analysis**, 5. baskı, Prentice Hall International, New Jersey, 2003, s.285

Parametrelerin zaman boyunca sabit kaldığı fakat yatay kesit birimleri boyunca değişebildiği varsayıldığında model:

$$y_{it} = \alpha_i^* + \beta_i' \mathbf{x}_{it} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.4.2)$$

biçimini alır. (2.4.2) üzerinde üç farklı kısıt test edilebilir:

H_1 : Regresyon eğim katsayıları aynı ve sabit katsayıları farklıdır.

$$y_{it} = \alpha_i^* + \beta' \mathbf{x}_{it} + u_{it} \quad (2.4.3)$$

H_2 : Regresyon sabit katsayıları aynı ve eğim katsayıları farklıdır.

$$y_{it} = \alpha^* + \beta_i' \mathbf{x}_{it} + u_{it} \quad (2.4.4)$$

H_3 : Regresyon eğim katsayıları ve sabit katsayıları aynıdır.

$$y_{it} = \alpha^* + \beta' \mathbf{x}_{it} + u_{it} \quad (2.4.5)$$

Eğim katsayıları farklı iken sabit katsayılarının aynı olup olmadığı sorusu genellikle ilgi çekici değildir. Bu nedenle (2.4.4) üzerinde durulmamaktadır. (2.4.2) modeli kısıtsız model (unrestricted model), (2.4.3) modeli birim ortalama düzeltilmiş regresyon modeli (individual-mean veya cell-mean corrected regression model) ve (2.4.5) modeli havuzlanmış regresyon modelidir (pooled regression model)¹⁴⁵.

i inci birim için y ve $\mathbf{x}$ değişkenlerinin ortalamaları şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}, \quad (2.4.6)$$

¹⁴⁵ Hsiao, **a.g.e.**, s.16

$$\bar{\mathbf{x}}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} \quad (2.4.7)$$

(2.4.2) de verilen kısıtsız modele ait β_i ve α_i^* katsayıları için en küçük karelerle tahmini katsayılar

$$\hat{\beta}_i = W_{xx,i}^{-1} W_{xy,i}, \quad \hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \hat{\beta}_i' \bar{\mathbf{x}}_i, \quad i = 1, \dots, N \quad (2.4.8)$$

ile elde edilir. Notasyonların açılımı aşağıdaki gibidir¹⁴⁶.

$$\begin{aligned} W_{xx,i} &= \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)', \\ W_{xy,i} &= \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)(y_{it} - \bar{y}_i), \\ W_{yy,i} &= \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y}_i)^2. \end{aligned} \quad (2.4.9)$$

Kovaryans analizinde (2.4.8) eşitlikleri grupı tahminleridir¹⁴⁷. i inci gruba ait hata kareleri toplamı ise $RSS_i = W_{yy,i} - W_{xy,i}' W_{xx,i}^{-1} W_{xy,i}$ ile elde edilir.

Kısıtsız modele ait hata kareleri toplamı

$$S_1 = \sum_{i=1}^N RSS_i \quad (2.4.10)$$

ile hesaplanır.

(2.4.3) ile verilen birim ortalama düzeltilmiş regresyon modeline ait en küçük kareler yöntemiyle parametre tahminleri

¹⁴⁶ Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.584

¹⁴⁷ Hsiao, **a.g.e.**, s.17

$$W_{xx} = \sum_{i=1}^N W_{xx,i} \text{ ve } W_{xy} = \sum_{i=1}^N W_{xy,i}$$

olmak üzere,

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_w &= W_{xx}^{-1} W_{xy}, \\ \hat{\alpha}_i^* &= \bar{y}_i - \hat{\beta}_w' \bar{x}_i, \quad i = 1, \dots, N \end{aligned} \quad (2.4.11)$$

ile elde edilir¹⁴⁸.

$$W_{yy} = \sum_{i=1}^N W_{yy,i} \text{ olmak üzere, (2.4.3) modeline ait hata kareleri toplamı}$$

$$S_2 = W_{yy} - W_{xy}' W_{xx}^{-1} W_{xy} \quad (2.4.12)$$

şeklindedir¹⁴⁹.

(2.4.5) ile verilen havuzlanmış regresyon modelinde en küçük karelerle parametre tahminleri;

$$\begin{aligned} T_{xx} &= \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}})(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}})', \\ T_{xy} &= \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}})(y_{it} - \bar{y}), \\ T_{yy} &= \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y})^2, \\ \bar{y} &= \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it}, \quad \bar{\mathbf{x}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it}. \end{aligned}$$

olmak üzere,

¹⁴⁸ Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.585

¹⁴⁹ Hsiao, **a.g.e.**, s.16

$$\hat{\beta} = T_{xx}^{-1}T_{xy}, \quad \hat{\alpha}^* = \bar{y} - \hat{\beta}'\bar{x} \quad (2.4.13)$$

ile elde edilir¹⁵⁰. Bütün hata kareleri toplamı

$$S_3 = T_{yy} - T_{xy}'T_{xx}^{-1}T_{xy} \quad (2.4.14)$$

şeklinde gösterilebilir.

(2.4.3) ve (2.4.5) ile verilen kısıtların test edilmesinde, u_{it} hatalarının her i ve t için sıfır ortalama ve σ_u^2 sabit varyansla bağımsız normal dağıldıkları varsayımı altında, F testi kullanılır¹⁵¹. (2.4.3) ve (2.4.5) modelleri, (2.4.2) modelinin çeşitli kısıtlar altındaki durumudur. H_1 $(N-1)K$ adet doğrusal kısıt altında ve H_3 $(K+1)(N-1)$ doğrusal kısıt altında yeniden şöyle yazılabilir¹⁵²:

$$H_1 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$$

$$H_3 : \alpha_1^* = \alpha_2^* = \dots = \alpha_N^* \text{ ve } \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$$

Kovaryans analizi testinin uygulaması, doğrusal regresyon çıktılarından elde edilen hata kareleri toplamlarıyla yapılan hipotez testi ile aynıdır.

Kısıtsız hata kareleri toplamı S_1 in σ_u^2 ile oranı olan S_1 / σ_u^2 , $NT - N(K+1)$ serbestlik dereceli ki-kare dağılımına uymaktadır. Parametrelerin i boyunca değişmesine izin verilerek elde edilen açıklanan kareler toplamındaki artış, $(S_3 - S_1)$ ile ölçülür. H_3 altında, kısıtlı hata kareleri toplamı S_3 ün σ_u^2 ile oranı olan S_3 / σ_u^2 , $NT - (K+1)$ serbestlik dereceli ki-kare dağılımına; $(S_3 - S_1) / \sigma_u^2$ ise $(N-1)(K+1)$

¹⁵⁰ Hsiao, **a.g.e.**, s.17

¹⁵¹ Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.585

¹⁵² Hsiao, **a.g.e.**, s.17

serbestlik dereceli ki-kare dağılımı göstermektedir. $(S_3 - S_1) / \sigma_u^2$ ile S_1 / σ_u^2 bağımsız dağıldıkları için, H_3 ün test edilmesinde kullanılacak F istatistiği¹⁵³:

$$F_3 = \frac{(S_3 - S_1) / [(N-1)(K+1)]}{S_1 / [NT - N(K+1)]} \quad (2.4.15)$$

şeklinde hesaplanır. Buna göre, $(N-1)(K+1)$ ve $N(T-K-1)$ serbestlik dereceli F_3 istatistiği anlamlı bulunmadığında, veri havuzlanarak (2.4.5) modelindeki tek denklem tahmin edilir. F_3 anlamlı bulunduğunda ise, heterojenliğin eğim katsayılarından mı yoksa regresyon sabit katsayılarından mı geldiği araştırılmaktadır.

H_1 ile belirtilen eğim katsayılarının aynı fakat regresyon sabit katsayılarının farklı olduğu hipotezi altında, hata kareleri toplamı S_2 nin σ_u^2 ile oranı olan S_2 / σ_u^2 , $N(T-1) - K$ serbestlik dereceli ki-kare dağılımına sahiptir. H_1 için F testi,

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1) / [(N-1)K]}{S_1 / [NT - N(K+1)]} \quad (2.4.16)$$

değeri hesaplanır ve $(N-1)K$ ve $NT - N(K+1)$ serbestlik derecesi ile F_1 istatistiği anlamlı bulunduğunda test dizisi durdurularak (2.4.2) modeline dönülür. F_1 anlamsız bulunduğunda ise, regresyon sabit katsayılarında ortaya çıkan heterojenlik üzerinde durulmalıdır.

H_1 hipotezi kabul edildiğinde, regresyon sabit katsayılarının homojenliği için ilave olarak koşullu test uygulanabilir¹⁵⁴. Bu durumda,

$$H_4 : \alpha_1^* = \alpha_2^* = \dots = \alpha_N^* \quad (\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N \text{ verildiğinde})$$

¹⁵³ Hsiao, **a.g.e.**, s.17-18

¹⁵⁴ Hsiao, **a.g.e.**, s.18

hipotezi için, kısıtsız hata kareleri toplamı S_2 ve kısıtlı hata kareleri toplamı S_3 tür. (2.4.5) modelinden (2.4.3) modeline gidildiğinde hata kareleri toplamındaki düşüş $(S_3 - S_2)$ dir. H_4 altında S_3 / σ_u^2 , $NT - (K + 1)$ serbestlik dereceli ve S_2 / σ_u^2 , $N(T - 1) - K$ serbestlik dereceli ki-kare dağılımına uymaktadır. S_2 / σ_u^2 ile $N - 1$ serbestlik dereceli ki-kare dağılımı gösteren $(S_3 - S_2) / \sigma_u^2$ bağımsız oldukları için, H_4 için F testinde,

$$F_4 = \frac{(S_3 - S_2) / (N - 1)}{S_2 / [N(T - 1) - K]} \quad (2.4.17)$$

değeri kullanılmaktadır.

Yukarıda verilen testler, Tablo 1¹⁵⁵ ile özetlenmektedir:

¹⁵⁵ Hsiao, a.g.e., s.19

Tablo 1: Katsayıların Kovaryans Analizi ile İncelenmesi

Değişimin Kaynağı	Hata Kareleri Toplamı	Serbestlik Derecesi	Kareler Ortalaması
Değişen sabit ve eğim katsayıları ile gruplar içi	$S_1 = \sum_{i=1}^N (W_{yy,i} - W'_{xy,i} W_{xx,i}^{-1} W_{xy,i})$	$N(T - K - 1)$	$S_1 / N(T - K - 1)$
Değişen sabit ve aynı eğim katsayıları	$S_2 = W_{yy} - W'_{xy} W_{xx}^{-1} W_{xy}$	$N(T - 1) - K$	$S_2 / N(T - 1) - K$
Eşit sabit ve eğim katsayıları	$S_3 = T_{yy} - T'_{xy} T_{xx}^{-1} T_{xy}$	$NT - (K + 1)$	$S_3 / NT - (K + 1)$

Kaynak: Hsiao, **a.g.e.**, s.19

Notasyon:

Gruplar (veya birimler)	$i = 1, 2, \dots, N$
Grup içi gözlemler	$t = 1, 2, \dots, T$
Toplam örnek hacmi	NT
Grup ortalaması	$\bar{y}_i, \bar{x}_i$
Genel ortalama	$\bar{y}, \bar{x}$
Grup içi kovaryans	$W_{yy,i}, W_{yx,i}, W_{xx,i}$
Toplam değişkenlik	T_{yy}, T_{yx}, T_{xx}

En başta yapılan varsayıma alternatif olarak, belirli bir zamanda tüm katsayıların birimler arasında aynı olduğu fakat zaman boyunca değiştiği varsayımı altında çalışılabilir. Bu durumda her bir yatay kesit için ayrı bir regresyon modeli kurulabilir¹⁵⁶:

$$y_{it} = \alpha_t^* + \beta_t' \mathbf{x}_{it} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (2.4.18)$$

Bu eşitlikte u_{it} hata terimlerinin sıfır ortalama ve σ_u^2 sabit varyans ile bağımsız normal dağıldıkları varsayılır. Parametrelerin zaman boyunca homojenliklerinin testi, öncekine benzer biçimde kovaryans analizi ile yapılabilir.

Zaman boyunca tüm katsayıların eşitliği testi¹⁵⁷,

$$H_3' : \alpha_1^* = \alpha_2^* = \dots = \alpha_T^*, \quad \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_T$$

$$\begin{aligned} \bar{y}_t &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{it}, \quad \bar{\mathbf{x}}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mathbf{x}_{it}, \\ W_{xx,t} &= \sum_{i=1}^N (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_t)(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_t)', \\ W_{xy,t} &= \sum_{i=1}^N (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_t)(y_{it} - \bar{y}_t), \\ W_{yy,t} &= \sum_{i=1}^N (y_{it} - \bar{y}_t)^2, \\ S_1' &= \sum_{t=1}^T (W_{yy,t} - W_{xy,t}' W_{xx,t}^{-1} W_{xy,t}). \end{aligned} \quad (2.4.19)$$

olmak üzere, $(T-1)(K+1)$ ve $NT - T(K+1)$ serbestlik dereceli F istatistiği

$$F_3' = \frac{(S_3 - S_1') / [(T-1)(K+1)]}{S_1' / [NT - T(K+1)]} \quad (2.4.20)$$

¹⁵⁶ Hsiao, **a.g.e.**, s.18

¹⁵⁷ Hsiao, **a.g.e.**, s.18-20

ile gerçekleştirilir.

Benzer biçimde, eğimlerin eşit fakat sabit katsayıların farklı olduğu hipotezinin testi,

$$H'_1: \alpha_1^* \neq \alpha_2^* \neq \dots \neq \alpha_T^*, \quad \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_T$$

$$S'_2 = \sum_{t=1}^T W_{yy,t} - \left(\sum_{t=1}^T W'_{xy,t} \right) \left(\sum_{t=1}^T W_{xx,t} \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T W_{xy,t} \right) \quad (2.4.21)$$

olmak üzere, $(T-1)K$ ve $NT - T(K+1)$ serbestlik dereceli F istatistiği

$$F'_1 = \frac{(S'_2 - S'_1) / [(T-1)K]}{S'_1 / [NT - T(K+1)]} \quad (2.4.22)$$

ile gerçekleştirilir¹⁵⁸.

H'_1 hipotezi kabul edildiğinde, regresyon sabit katsayılarının eşitliği hipotezinde, eğim katsayılarının eşit olması koşulu altında,

$$H'_4: \alpha_1^* = \alpha_2^* = \dots = \alpha_T^* \quad (\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_T \text{ verildiğinde})$$

$T-1$ ve $T(N-1) - K$ serbestlik derecesi ile F istatistiği

$$F'_4 = \frac{(S_3 - S'_2) / (T-1)}{S'_2 / [T(N-1) - K]} \quad (2.4.23)$$

kullanılmaktadır¹⁵⁹.

¹⁵⁸ Hsiao, **a.g.e.**, s.20

¹⁵⁹ Hsiao, **a.g.e.**, s.20

Genel olarak, hem yatay kesit hem de zaman serileri kovaryans analizleri tüm regresyon katsayılarının eşitliğinin kabulünü göstermedikçe, koşulsuz olarak verileri havuzlamak ciddi yanlışlık sorununa yol açabilir.

2.5 Değişen Sabit Katsayılarla Statik Modeller

Açıklayıcı değişkenler arasında bağımlı ve/veya bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin olmadığı panel veri modelleri statik modeller olarak adlandırılmaktadır.

Modelde spesifikasyon hatası yokken, tüm katsayıların eşit olduğu hipotezi reddedildiğinde, yatay kesit birimleri arasında ve/veya zaman boyunca ortaya çıkan heterojenliği meydana çıkarmanın basit bir yolu, değişen sabit katsayılar modeli (variable intercept model) kullanmaktır¹⁶⁰. Bu modeller,

$$y_{it} = \alpha_i^* + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.5.1)$$

veya

$$y_{it} = \alpha_{it}^* + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.5.2)$$

biçiminde oluşturulur¹⁶¹. Bu modellerdeki temel varsayım, gözlenen açıklayıcı değişkenlere koşullu olarak, göz ardı edilen veya dışlanan değişkenlerin etkilerinin üç tür değişken tarafından kontrol edilmesidir: “birime özgü zamanda sabit”, “zamana özgü birimde sabit” ve “birim ve zaman boyunca değişen”¹⁶².

¹⁶⁰ Hsiao, **a.g.e.**, s.27

¹⁶¹ Wooldridge, **a.g.e.**, s.456

¹⁶² Hsiao, **a.g.e.**, s.27

Birime özgü zamanda sabit değişkenler, yatay kesit birimleri boyunca değişirlerken, verilen bir yatay kesit birimi için zaman boyunca sabittirler¹⁶³. İşletme yönetimi, kabiliyet, cinsiyet ve sosyoekonomik geçmiş gibi birime özgü özellikler bu gruba örnek verilebilir.

Zamana özgü birimde sabit değişkenler, verilen bir zamanda tüm yatay kesit birimleri için aynı iken, zaman boyunca değişirler. Ücretler, faiz oranları, ortam iyimserliği ve ortam kötümserliği bu tür değişkenlere örnek verilebilir.

Birim ve zaman boyunca değişen değişkenler, verilen bir zamanda yatay kesit birimleri arasında değişirlerken, zaman boyunca da değişim gösterirler. İşletme karları, satışlar ve özsermaye bu değişkenlere örnek olarak gösterilebilir.

Değişen sabit katsayılı modellerde, birim ve zaman boyunca değişen dışlanmış çeşitli değişkenlerin etkilerinin ayrı ayrı önemsiz fakat birlikte anlamlı oldukları varsayılır. Ayrıca, dışlanan bu değişkenlerin, modele dahil edilen ve edilmeyen tüm diğer değişkenlerden bağımsız olan bir tesadüfi değişkenin özelliklerini barındırdıkları düşünülür. Modelde yer almamış bu değişkenlerin etkileri, verilen bir yatay kesit birimi için zaman boyunca sabit; verilen bir zaman için yatay kesit boyunca sabit veya her ikisi birden olabilir. Bu etkiler, regresyon modelindeki sabit katsayılar tarafından ortaya çıkarılabilir¹⁶⁴. Birime özgü veya zamana özgü etkiler regresyon sabit katsayısınınca içerildiğinde, bu etkilerin modeldeki açıklayıcı değişkenlerle korelasyonsuz (bağımsız - ilişkisiz) olduğunun varsayılmasına gerek yoktur¹⁶⁵.

¹⁶³ Wooldridge, **a.g.e.**, s.456-457

¹⁶⁴ Greene, **a.g.e.**, s.285

¹⁶⁵ Hsiao, **a.g.e.**, s.27

Panel veri ile çalışıldığında, değişen sabit katsayılı modeller, uygun regresyon doğrusunun seçiminde oldukça kullanışlıdır¹⁶⁶. Bu konuda, Cobb-Douglas üretim fonksiyonu göz önüne alınabilir¹⁶⁷:

$$y_{it} = \mu + \beta_1 x_{1it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + v_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.5.3)$$

Verilen modelde y , çıktının logaritmasını, $x_1, \dots, x_K$ girdilerin logaritmalarını göstermektedir. Bu modele klasik yaklaşımın varsayımları, dışlanan değişkenlerin dağılımlarının bağımsız özdeş olduğu ve $\mathbf{x}$ ile bağımsız olduklarıdır. Bu nedenle $\mathbf{x}$ koşulu altında tüm gözlemler, temsili bir işletmeden tesadüfi olarak gelmektedir. (2.5.3) modeli genellikle, işletmeler arasındaki yönetsel ve diğer teknik farklılıkları yansıtan değişkenleri veya zirai üretimdeki hava koşulları gibi tüm işletmelerin verimliliklerini etkileyen genel koşulları yansıtan fakat zaman boyunca dalgalanan değişkenleri görmezden gelmesi nedeniyle eleştirilmektedir. Bu açıdan, işletme ve zaman etkilerini yansıtan M_i ve P_t gibi değişkenler (2.5.3) modeline eklenmelidir. Bunun için v_{it} şu şekilde düzenlenebilir:

$$v_{it} = \alpha M_i + \lambda P_t + u_{it} \quad (2.5.4)$$

Burada u_{it} , tüm dışlanan değişkenlerin etkilerini barındırmaktadır¹⁶⁸. M_i ve P_t için genellikle gözlem yapılamadığından, α ve λ yı doğrudan tahmin etmek mümkün değildir. Bunun yerine, $\alpha_i = \alpha M_i$ ve $\lambda_t = \lambda P_t$ yazılarak (2.5.1) veya (2.5.2) modelleri elde edilir¹⁶⁹. $\alpha_i^* = \mu + \alpha_i$ olmaktadır.

¹⁶⁶ Wooldridge, **a.g.e.**, s.457

¹⁶⁷ Hsiao, **a.g.e.**, s.28

¹⁶⁸ Wooldridge, **a.g.e.**, s.456

¹⁶⁹ Hsiao, **a.g.e.**, s.28

Birim ve/veya zamana özgü değişkenler modele eklendiğinde, göz ardı edilen değişkenlerden kaynaklanabilecek taraflılığı azaltmak veya önlemek mümkün olabilmektedir.

İlerleyen alt bölümlerde çeşitli varsayımlar altında farklı tahminleyenlerle modelin oluşturulması ve tahminleyenler arasında nasıl seçim yapılabileceği incelenmektedir.

2.5.1 Sabit Etkiler Modelleri

2.5.1.1 En Küçük Kareler Kukla Değişken Yaklaşımı (LSDV)

Değişmeyen sabit ve eğim katsayıları (Constant intercept and slope) modeli için genelleştirme yapmanın bir yolu, zaman boyunca sabit kalırken, ayrı ayrı yatay kesit birimlerinde değişen; ve tüm yatay kesit birimleri için aynı kalırken zamanla değişen, göz ardı edilmiş değişkenlerin etkilerini yansıtacak kukla değişkenlerin modele eklenmesidir¹⁷⁰. Zamana özgü etkilerin olmadığı ve birimlere özgü etkilerin olduğu varsayıldığında, t anına ait i inci birime ait bağımlı değişkenin değeri y_{it} , verilen bir zamanda hem yatay kesit birimleri arasında hem de zaman boyunca değişim sergileyen K adet dışsal değişken $(x_{1it}, \dots, x_{Kit}) = \mathbf{x}'_{it}$ ye bağlı olduğu gibi; i inci birime özgü olan ve zaman boyunca sabit kalan değişkenlere de bağlıdır¹⁷¹. Bu duruma ait model aşağıdaki gibi iki farklı şekilde gösterilebilir¹⁷²:

$$y_{it} = \alpha_i^* + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$$

¹⁷⁰ Marno Verbeek, **A Guide to Modern Econometrics**, Third edition, John Wiley & Sons Ltd., West Sussex, 2008, s.360

¹⁷¹ Hsiao, **a.g.e.**, s.30

¹⁷² J. Lloyd Blackwell, "Estimation And Testing Of Fixed-Effect Panel-Data Systems", **The Stata Journal**, Volume:5, Number:2, 2005, s.202-203, (202–207)

veya

$$y_{it} = \alpha_i^* + \underset{1 \times K \quad K \times 1}{\beta'} \mathbf{x}_{it} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.5.5)$$

β' , $1 \times K$ boyutlu sabitler vektörü ve α_i^* , i inci birime özgü değişkenlerin etkisini gösteren 1×1 boyutlu sabit skalerdir. Hata terimi u_{it} , göz ardı edilmiş değişkenlerin hem birimlere hem de zamana özgü etkilerini ortaya koymaktadır¹⁷³. Hata terimi u_{it} için, $(\mathbf{x}_{i1}, \dots, \mathbf{x}_{iT})$ ile korelasyonsuz (bağımsız) olduğu ve sıfır ortalama ve σ_u^2 varyans ile bağımsız özdeş dağılan (independently identically distributed) tesadüfi bir değişken olduğu varsayımı yapılmaktadır¹⁷⁴.

(2.5.5) modeli kovaryans analizi modeli olarak da bilinmektedir¹⁷⁵. Regresyon analizinde y nin beklenen değerinin $\mathbf{x}$ dışsal faktörlerinin bir fonksiyonu olduğu varsayılmaktadır. Geleneksel varyans analizi modeli, y_{it} nin beklenen değerinin yalnızca gözlemin ait olduğu i inci sınıfa bağlı olmasını, ve u_{it} tesadüfiyen ve hiçbir şekilde bu birimin ait olduğu sınıfa bağımlı değilken, ölçülen niceliğin değeri y nin $y_{it} = \alpha_i^* + u_{it}$ ilişkisini karşılamasını şart koşar. Fakat eğer y kontrol edilemeyen ve sınıflar içinde standardize edilemeyen diğer değişkenler tarafından da etkileniyorsa, sınıflar içi kareler toplamı, y deki olasılıklı bileşeni olması gerekenden fazla tahmin edecektir ve sınıf ortalamaları arasındaki farklılıklar yalnızca sınıf etkilerini değil, kontrol edilemeyen değişkenlerce ortaya çıktığı varsayılan farklı sınıflardaki değerlerin farklılıklarının etkilerini de yansıtacaktır. (2.5.5) te verilen kovaryans analizi modeli bu sorun nedeniyle oluşturulmaktadır. Model, regresyon modelinin yaptığı gibi $\mathbf{x}_{it}$ dışsal değişkenlerini içeren ve varyans analizi modelinde olduğu gibi α_i^* katsayıları ile her birimin ait olduğu sınıfla doğru ilişkisine izin veren karma yapıya sahiptir. Regresyon modeli nicel faktörlerin; varyans analizi modeli nitel faktörlerin;

¹⁷³ Tarı, **a.g.e.**, s.479

¹⁷⁴ Baltagi, **a.g.e.**, s.14; Hsiao, **a.g.e.**, s.30; Wooldridge, **a.g.e.**, s.503-504

¹⁷⁵ Tarı, **a.g.e.**, s.479

kovaryans analizi modeli hem nicel hem nitel faktörlerin etkilerinin belirlenmesine olanak sağlamaktadır¹⁷⁶.

(2.5.5) modeli vektör formunda yazıldığında

$$Y = \begin{bmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{y}_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{e} \\ \mathbf{0} \\ \vdots \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} \alpha_1^* + \begin{bmatrix} \mathbf{e} \\ \mathbf{0} \\ \vdots \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} \alpha_2^* + \dots + \begin{bmatrix} \mathbf{e} \\ \mathbf{0} \\ \vdots \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} \alpha_N^* + \begin{bmatrix} \mathbf{x}_1 \\ \mathbf{x}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{x}_N \end{bmatrix} \boldsymbol{\beta} + \begin{bmatrix} \mathbf{u}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{u}_N \end{bmatrix} \quad (2.5.6)$$

elde edilir. Burada,

$$\mathbf{y}_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix}_{T \times 1}, \quad \mathbf{x}_i = \begin{bmatrix} x_{1i1} & x_{2i1} & \cdots & x_{Ki1} \\ x_{1i2} & x_{2i2} & \cdots & x_{Ki2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{1iT} & x_{2iT} & \cdots & x_{KiT} \end{bmatrix}_{T \times K},$$

$$\mathbf{e}' = (1, 1, \dots, 1)_{1 \times T}, \quad \mathbf{u}'_i = (u_{i1}, \dots, u_{iT})_{1 \times T},$$

$$E\mathbf{u}_i = \mathbf{0}, \quad E\mathbf{u}_i \mathbf{u}'_i = \sigma_u^2 I_T, \quad E\mathbf{u}_i \mathbf{u}'_j = \mathbf{0} \quad (i \neq j \text{ için})$$

$I_T \rightarrow T \times T$ boyutlu birim matrisi ifade eder.

u_{it} için yapılan varsayımlar altında, olağan en küçük kareler tahmincisi (2.5.6) modelinin doğrusal en iyi sapmasız tahmin edicisidir (DESTE)¹⁷⁷. α_i^* ve $\boldsymbol{\beta}$ nın en küçük kareler yöntemiyle tahminleri

$$S = \sum_{i=1}^N \mathbf{u}'_i \mathbf{u}_i = \sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i - \mathbf{e} \alpha_i^* - X_i \boldsymbol{\beta})' (\mathbf{y}_i - \mathbf{e} \alpha_i^* - X_i \boldsymbol{\beta}) \quad (2.5.7)$$

¹⁷⁶ Hsiao, **a.g.e.**, s.31

¹⁷⁷ Baltagi, **a.g.e.**, s.15; Hsiao, **a.g.e.**, s.31; Wooldridge, **a.g.e.**, s.504

toplamı minimize edilerek elde edilir¹⁷⁸. S toplamının α_i^* a göre kısmi türevleri alınarak sıfıra eşitlendiğinde,

$$\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}, \quad \bar{\mathbf{x}}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it}$$

olmak üzere,

$$\hat{\alpha}_i^* = \bar{y}_i - \boldsymbol{\beta}' \bar{\mathbf{x}}_i, \quad i = 1, \dots, N \quad (2.5.8)$$

elde edilir. (2.5.8) in (2.5.7) de yerine yazılması ve S toplamının $\boldsymbol{\beta}$ ya göre kısmi türevinin alınmasıyla,

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{CV} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) \right] \quad (2.5.9)$$

elde edilir¹⁷⁹. (2.5.9) da en küçük karelerle elde edilen tahminler, α_i^* katsayısına ait değişkenin gözlenen değerleri kukla değişken formunda olduğu için, en küçük karelerle kukla değişkenli tahminler (LSDV) olarak tanımlanmaktadır¹⁸⁰. Bu modele ait eğim katsayılarının tahmininin hesaplanması süreci, birim (ve/veya zaman) etkilerini gösteren kukla değişkenlerin, açıklayıcı değişkenler matrisince içerilmesini gerektirmez. Her bir yatay kesit birimi için zaman boyunca elde edilen gözlemlerin ortalamaları ayrı ayrı hesaplanır, gözlenen değişkenler zamana bağlı ortalamaları çıkartılarak farklı tanımlanır ve bu veriye en küçük kareler yöntemi uygulanır. Sonuç için $K \times K$ boyutlu bir matrisin tersinin alınması gereklidir¹⁸¹.

¹⁷⁸ Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.584

¹⁷⁹ Greene, **a.g.e.**, s.287-288; Verbeek, **a.g.e.**, s.360

¹⁸⁰ Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.584-585

¹⁸¹ Baltagi, **a.g.e.**, s.14; Hsiao, **a.g.e.**, s.32

Yukarıda açıklanan süreç, birim gözlemlerinin birim (zaman boyunca) ortalamalarından sapmalar cinsinden ölçülebilmesi için birim etkisi α_i^* nin temizlenmesine olanak vermek üzere,

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{e}\alpha_i^* + X_i\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_i$$

ile gösterilen i inci eşitliğin, $T \times T$ boyutlu kovaryans dönüşüm matrisi

$$Q = I_T - \frac{1}{T}\mathbf{e}\mathbf{e}'$$

ile önden çarpılmasına denktir. Böylece,

$$\begin{aligned} Q\mathbf{y}_i &= Q\mathbf{e}\alpha_i^* + QX_i\boldsymbol{\beta} + Q\mathbf{u}_i \\ &= QX_i\boldsymbol{\beta} + Q\mathbf{u}_i, \quad i = 1, \dots, N \end{aligned} \quad (2.5.10)$$

(2.5.10) a en küçük kareler yöntemi uygulandığında, (2.5.9) a denk olan

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{CV} = \left[\sum_{i=1}^N X_i' Q X_i \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N X_i' Q \mathbf{y}_i \right] \quad (2.5.11)$$

veya

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) \right]$$

elde edilir. (2.5.6) kovaryans analizi modeli olarak bilindiği için, $\boldsymbol{\beta}$ nın LSDV tahminleyeni bazı çalışmalarda kovaryans tahminleyeni olarak isimlendirilmektedir¹⁸². Bazı çalışmalarda ise, bu tahminleyenin elde edilmesinde yalnızca grup içi değişim kullanıldığından, grup içi tahminleyeni olarak

¹⁸² Tarı, **a.g.e.**, s.479; Hsiao, **a.g.e.**, s.33

tanımlanmaktadır¹⁸³. Sabit etkiler modellerinde kullanıldığı için sabit etkiler tahminleyeni olarak da adlandırılmaktadır¹⁸⁴.

Birim etkisi α_i^* lar modelden temizlendikleri için, $\mathbf{x}_{it}$ lerle ilişkili veya ilişkisiz olmalarından bağımsız olarak kovaryans tahminleyenleri $\hat{\beta}_{CV}$ sapmasızdır¹⁸⁵. Aynı zamanda, N veya T , veya her ikisi birden sonsuza gittiğinde tutarlıdır. Kovaryans tahminleyeni $\hat{\beta}_{CV}$ nin varyans-kovaryans matrisi,

$$Var(\beta_{CV}) = \sigma_u^2 \left[\sum_{i=1}^N X_i' Q X_i \right]^{-1} = \sigma_u^2 \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)' \right]^{-1} \quad (2.5.12)$$

ile elde edilir¹⁸⁶. Buna karşın (2.5.8) de verilen kesişim katsayısının tahminleyeni $\hat{\alpha}_i^*$ sapmasız olmakla birlikte, yalnızca T sonsuza giderken tutarlıdır¹⁸⁷.

Zamanda sabit değişkenlerin ortalamadan farkları tüm gözlemler için sıfır olduğundan, bu değişkenlere ait katsayılar tahmin edilememektedir¹⁸⁸.

(2.5.5) modelinin denk bir alternatifi, modelde kesişim katsayısı ortalaması μ nün bulundurulmasıyla, modelin

$$y_{it} = \mu + \beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (2.5.13)$$

şeklinde yeniden yazılmasıyla elde edilmektedir. Hem μ , hem de α_i değişmeyen sabit (fixed constants) oldukları için, ek kısıtlamalar yapılmaksızın ayrı ayrı belirlenemez veya tahmin edilemezler. μ ve α_i nin belirlenebilmesinin bir yolu, modele $\sum_{i=1}^N \alpha_i = 0$

¹⁸³ Greene, **a.g.e.**, s.289-290; Verbeek, **a.g.e.**, s.360

¹⁸⁴ Verbeek, **a.g.e.**, s.360; Wooldridge, **a.g.e.**, s.482

¹⁸⁵ A. Colin Cameron ve Pravin K. Trivedi, **Microeconometrics Using Stata**, Revised Edition, Stata Press, Texas, 2010, s.257; Wooldridge, **a.g.e.**, s.503

¹⁸⁶ Verbeek, **a.g.e.**, s.361

¹⁸⁷ Wooldridge, **a.g.e.**, s.486; Hsiao, **a.g.e.**, s.33; Baltagi, **a.g.e.**, s.15

¹⁸⁸ Cameron ve Trivedi, **a.g.e.**, s.257; Wooldridge, **a.g.e.**, s.482

kısıtının eklenmesidir¹⁸⁹. Böylece birim etkisi α_i , i inci birimin genel ortalama μ den sapmasını göstermektedir¹⁹⁰.

En küçük karelerle kukla değişken tahminleyeni (kovaryans tahminleyeni, grup içi tahminleyeni) ırk, cinsiyet, din vb. gibi zaman değişmezi değişkenlerin katsayılarının elde edilmesinde kullanılamaz. Modelde ortalamadan farklar alınarak dönüşüm uygulandığından bu tür değişkenler modelden düşmektedir¹⁹¹.

(2.5.13) ve (2.5.5) denklemleri β için (2.5.9) daki aynı en küçük kareler tahminleyeni verir. $\sum_{i=1}^N \alpha_i = 0$ kısıtına bağlı olarak, μ , α_i ve β nın doğrusal en iyi sapmasız tahmin edicileri (DESTE),

$$\sum_{i=1}^N \mathbf{u}_i' \mathbf{u}_i = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T u_{it}^2$$

toplamının minimize edilmesiyle elde edilir. Marjinal koşulların çözülmesi esnasında $\sum_{i=1}^N \alpha_i = 0$ kısıtının kullanılmasıyla,

$$\bar{y} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it} \quad \text{ve} \quad \bar{\mathbf{x}} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it}$$

olmak üzere,

$$\hat{\mu} = \bar{y} - \beta' \bar{\mathbf{x}} \tag{2.5.14}$$

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \hat{\mu} - \beta' \bar{\mathbf{x}}_i \tag{2.5.15}$$

¹⁸⁹ Baltagi, **a.g.e.**, s.15

¹⁹⁰ Hsiao, **a.g.e.**, s.33

¹⁹¹ Baltagi, **a.g.e.**, s.15

hesaplanmaktadır¹⁹². (2.5.14) ve (2.5.15) in (2.5.13) denkleminde yazılması ve β için marjinal koşulun çözülmesiyle, (2.5.9) elde edilmektedir¹⁹³.

Modelde $(N-1)$ kukla değişken yer almakta ve N büyürken serbestlik derecesinde ciddi düşüş yaşanmaktadır¹⁹⁴.

Sabit etkiler modellerinde en küçük karelerle kukla değişken yaklaşımı veya ortalamadan farklara dayalı grup içi tahminleyeni dışında kullanılan bir diğer tahminleyen ilk farklara dayalı oluşturulmaktadır. Aşağıda ilk fark tahminleyenin elde edilişi verilmektedir.

2.5.1.2 İlk Fark Tahminleyeni

Kukla değişken yaklaşımı veya grup içi tahminleyende olduğu gibi, gözlenemeyen α_i etkilerinin modelden elimine edilmesine olanak veren alternatif bir tahminleyendir¹⁹⁵. Modelde ilk farklar alındığında

$$\mathbf{y}_{it} - \mathbf{y}_{i,t-1} = \beta'(\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1}) + (\mathbf{u}_{it} - \mathbf{u}_{i,t-1}) \text{ veya}$$

$$\Delta \mathbf{y}_{it} = \mathbf{y}_{it} - \mathbf{y}_{i,t-1} \text{ olmak üzere } \Delta \mathbf{y}_{it} = \beta' \Delta \mathbf{x}_{it} + \Delta \mathbf{u}_{it}$$

elde edilmektedir. Bu eşitlik için en küçük kareler yönteminin uygulanması ile ilk fark tahminleyeni

$$\hat{\beta}_{FD} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \Delta \mathbf{x}_{it} \Delta \mathbf{x}_{it}' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \Delta \mathbf{x}_{it} \Delta \mathbf{y}_{it} \right]$$

¹⁹² Verbeek, **a.g.e.**, s.361

¹⁹³ Hsiao, **a.g.e.**, s.33

¹⁹⁴ Baltagi, **a.g.e.**, s.15

¹⁹⁵ Wooldridge, **a.g.e.**, s.458; Baltagi, **a.g.e.**, s.16

olarak elde edilmektedir¹⁹⁶.

İlk farkların alınması ile modeldeki zaman değişmezi değişkenler düşmektedir¹⁹⁷. İlk fark tahminleyenin tutarlılığı için $E(\Delta \mathbf{x}_{it} \Delta \mathbf{u}_{it}) = 0$ koşulunun sağlanması gerekmektedir. Bu koşul grup içi tahminleyeninde (en küçük karelerle kukla değişken tahminleyeninde) aranan kesin dışsallık koşuluna göre daha gevşektir. Örneğin x_{it} ile $u_{i,t-2}$ arasında ilişki olmasına izin verilmektedir. Ancak ilk fark tahminleyenin etkinliği grup içi tahminleyene göre genellikle daha düşüktür¹⁹⁸. (2.5.4) ile verilen v_{it} hata terimlerinin dağılımı $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$ olduğunda yani sıfır ortalama ve sabit varyans ile bağımsız özdeş dağıldığında grup içi tahminleyen (kovaryans – ekk kukla değişkenli tahminleyen) daha etkindir¹⁹⁹.

u_{it} hata terimleri ardışık bağımsız (otokorelasyon yok) olduğunda grup içi tahminleyeni ilk fark tahminleyeninden daha etkin olmakta ve çalışmalarda grup içi tahminleyeni daha yaygın kullanılmaktadır²⁰⁰. $T = 2$ olduğunda, ilk fark tahminleyeni ile grup içi tahminleyeni özdeş olmaktadır.

Kurulan modelde gözlenemeyen a_i etkilerinin x_{it} açıklayıcı değişkenleriyle ilişkisiz (korelasyonsuz) olması halinde tesadüfi etkiler modelleri geçerli olmaktadır. Devam eden bölümlerde tesadüfi etkiler modelleri ve tahminleyenleri açıklanmaktadır.

¹⁹⁶ Verbeek, **a.g.e.**, s.362

¹⁹⁷ Wooldridge, **a.g.e.**, s.481

¹⁹⁸ Verbeek, **a.g.e.**, s.362

¹⁹⁹ Baltagi, **a.g.e.**, s.17

²⁰⁰ Wooldridge, **a.g.e.**, s.487

2.5.2 Tesadüfi Etkiler Modelleri: Varyans Bileşenlerinin Tahmini

Sabit etkiler modellerinde ihmal edilmiş birime özgü değişkenlerin (α_i), zaman boyunca değişmeyen (fixed) sabitler olduğu varsayılmaktadır. Tesadüfi etkiler modellerinde birime özgü etkiler, u_{it} için olduğu gibi, tesadüfi değişkenler olarak düşünülmektedir²⁰¹. Sabit etkiler modelinde tahmin edilmesi gereken çok sayıda parametre varken, eğer model tesadüfi etkiler içeriyorsa tahmin edilecek parametre sayısı azalmakta ve serbestlik derecesindeki kayıp önlenmektedir²⁰².

Gözlenemeyen α_i etkilerinin modeldeki tüm açıklayıcı değişkenlerle ilişkisiz olması halinde, sabit etkiler modeli yerine daha etkin olan tesadüfi etkiler modeli geçerli olmaktadır. Tesadüfi etkiler modelinde, sabit etkiler modelinde geçerli olan varsayımlara yapılan tek ilave, α_i ve x_{it} lerin ilişkisiz olmalarıdır²⁰³. Bu durumda model,

$$y_{it} = \mu + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + \alpha_i + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T,$$
$$u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2) \quad \alpha_i \sim IID(0, \sigma_\alpha^2)$$

biçimini almaktadır²⁰⁴. $v_{it} = \alpha_i + u_{it}$ hata terimi iki bileşenden oluşmaktadır²⁰⁵.

Sabit etkiler modellerinde birime özgü etkilerin modeldeki sabit terim olan α_i^* nin birimler boyunca değişen değerler almasıyla yakalandığı düşünülmektedir. α_i^* lar en küçük kareler tahminleyeni ile her birim için tahmin edilebilecek olan sabitlerdir. Tesadüfi etkiler modellerinde birime özgü etkiler yine modeldeki sabit

²⁰¹ Cameron ve Trivedi, **a.g.e.**, s.261; Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.586

²⁰² Baltagi, **a.g.e.**, s.17

²⁰³ Wooldridge, **a.g.e.**, s.489

²⁰⁴ Verbeek, **a.g.e.**, s.364

²⁰⁵ Modelde zaman etkileri de bulunuyorsa hata terimi $v_{it} = \alpha_i + \lambda_t + u_{it}$ biçimini alarak üç bileşenden oluşmaktadır.

terimler tarafından tutulmakta fakat yatay kesit birimlerinin büyük bir anakütleden tesadüfi olarak çekilen örneklerle elde edildiği varsayıldığı için birime özgü etkiler de tesadüfi olmaktadır²⁰⁶. Bu durumda α_i^* terimleri, anakütle ortalamasını gösteren μ ve bu anakütle ortalamasından tesadüfi birim farklılıklarını yansıtan α_i terimlerinin toplamı olarak alınabilmektedir²⁰⁷:

$$\alpha_i^* = \mu + \alpha_i$$

Birime özgü etki olarak adlandırılan ve yukarıdaki eşitlikte α_i ile gösterilen tesadüfi birim farklılıkları, panel veri modelindeki u_{it} hata terimleri gibi standart varsayımlara sahiptir: ortalamaları sıfır, birimler boyunca ilişkisiz ve sabit varyansla dağılmaktadırlar²⁰⁸.

$$E(\alpha_i) = 0, \quad \text{cov}(\alpha_i, \alpha_j) = 0, \quad \text{var}(\alpha_i) = \sigma_\alpha^2$$

Klasik regresyon analizinde bağımlı değişkenin değerini etkileyen fakat bağımsız değişken olarak modele dahil edilmemiş olan çok sayıda faktörün, tesadüfi hata teriminde özetlenebileceği varsayılmaktadır. Zaman boyunca çok sayıda birim gözlemlendiğinde, dışlanan değişkenlerin bir kısmının hem birimlere hem zamana özgü etkileri olacağı; bir kısmının zaman boyunca sabit kalırken birimlere özgü etki yaratacağı ve diğer bir kısmının ise birimler için sabit kalırken zaman boyunca etkisinin olacağı varsayılmaktadır. Bu nedenle hata terimi v_{it} nin,

$$\begin{aligned} E\alpha_i &= E\lambda_t = Eu_{it} = 0, \\ E\alpha_i\lambda_t &= E\alpha_iu_{it} = E\lambda_tu_{it} = 0, \end{aligned}$$

²⁰⁶ Tarı, **a.g.e.**, s.480

²⁰⁷ Hill, Griffiths ve Lim, **a.g.e.**, s.398; Tarı, **a.g.e.**, s.490

²⁰⁸ Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.586

$$\begin{aligned}
E\alpha_i\alpha_j &= \begin{cases} \sigma_\alpha^2 & i = j \text{ ise} \\ 0 & i \neq j \text{ ise} \end{cases} \\
E\lambda_t\lambda_s &= \begin{cases} \sigma_\lambda^2 & t = s \text{ ise} \\ 0 & t \neq s \text{ ise} \end{cases} \\
Eu_{it}u_{js} &= \begin{cases} \sigma_u^2 & i = j \text{ ve } t = s \text{ ise} \\ 0 & \text{diğer hallerde} \end{cases}
\end{aligned} \tag{2.5.16}$$

$$E\alpha_i\mathbf{x}'_{it} = E\lambda_t\mathbf{x}'_{it} = Eu_{it}\mathbf{x}'_{it} = \mathbf{0}'$$

olmak üzere,

$$v_{it} = \alpha_i + \lambda_t + u_{it} \tag{2.5.17}$$

üç bileşenden oluştuğu varsayılmaktadır²⁰⁹.

y_{it} nin $\mathbf{x}_{it}$ ye koşullu varyansı, (2.5.16) ve (2.5.17) nedeniyle $\sigma_y^2 = \sigma_\alpha^2 + \sigma_\lambda^2 + \sigma_u^2$ olmaktadır. σ_α^2 , σ_λ^2 ve σ_u^2 , varyans bileşenleri olduğu için bu tür modeller, *varyans bileşenleri modeli* veya *hata bileşenleri modeli* olarak tanınmaktadır²¹⁰.

(2.5.13) modeli vektör formunda,

$$\tilde{X}_i = (\mathbf{e}, X_i), \quad \boldsymbol{\delta}' = (\mu, \boldsymbol{\beta}'), \quad \mathbf{v}'_i = (v_{i1}, \dots, v_{iT}), \quad v_{it} = \alpha_i + u_{it}$$

olmak üzere,

$$\mathbf{y}_i = \tilde{X}_i \boldsymbol{\delta} + \mathbf{v}_i, \quad i = 1, \dots, N \tag{2.5.18}$$

$\begin{matrix} T \times 1 & T \times (K+1) & (K+1) \times 1 & T \times 1 \end{matrix}$

şeklinde yazılmaktadır. $\mathbf{v}_i$ nin varyans-kovaryans matrisi

²⁰⁹ Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.586-587; Hsiao, **a.g.e.**, s.34; Wooldridge, **a.g.e.**, s.490

²¹⁰ Hill, Griffiths ve Lim, **a.g.e.**, s.399; Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.586; Verbeek, **a.g.e.**, s.364

$$E\mathbf{v}_i\mathbf{v}_i' = \sigma_u^2 I_T + \sigma_\alpha^2 \mathbf{e}\mathbf{e}' = V \quad (2.5.19)$$

olmaktadır²¹¹. Varyans-kovaryans matrisinin tersi ise,

$$V^{-1} = \frac{1}{\sigma_u^2} \left[I_T - \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2} \mathbf{e}\mathbf{e}' \right] \quad (2.5.20)$$

olarak elde edilmektedir²¹².

2.5.2.1 Kovaryans Tahminleyeni (CVE)

Farklı yatay kesit birimlerinden oluşan kalıntılar bağımsız olmasına karşın, α_i nin varlığı aynı yatay kesit birimlerinin kalıntıları arasında korelasyon oluşturur²¹³. α_i lerin sabit veya tesadüfi düşünülmüş olmasına bakılmaksızın, $Q\mathbf{e} = \mathbf{0}$ ve bu nedenle $Q\mathbf{v}_i = Q\mathbf{u}_i$ olduğu için, verilen bir örnekte birime özgü etkiler kovaryans dönüşüm matrisi Q ile ortadan kaldırılmaktadır. Böylece, (2.5.18) önden Q ile çarpılarak

$$\begin{aligned} Q\mathbf{y}_i &= Q\mathbf{e}\mu + QX_i\boldsymbol{\beta} + Q\mathbf{e}\alpha_i + Q\mathbf{u}_i \\ &= QX_i\boldsymbol{\beta} + Q\mathbf{u}_i \end{aligned} \quad (2.5.21)$$

elde edilir. (2.5.21) e en küçük kareler uygulandığında, $\boldsymbol{\beta}$ için kovaryans tahminleyeni (2.5.11) elde edilir. μ , $\hat{\mu} = \bar{y} - \hat{\boldsymbol{\beta}}'_{CV} \bar{\mathbf{x}}$ ile tahmin edilmektedir²¹⁴.

α_i lerin sabit veya tesadüfi olmasına bakılmaksızın, $\boldsymbol{\beta}$ için kovaryans tahminleyeni hem sapmasız hem de N ve T den biri veya her ikisi birden sonsuza

²¹¹ Verbeek, **a.g.e.**, s.364; Baltagi, **a.g.e.**, s.17

²¹² Hsiao, **a.g.e.**, s.35; Verbeek, **a.g.e.**, s.364

²¹³ Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.587

²¹⁴ Hsiao, **a.g.e.**, s.35

giderken tutarlıdır. Buna karşın β için kovaryans tahminleyeni, α_i lerin değişmeyen sabitler (fixed constants) olduğu varsayımı altında doğrusal en iyi sapmasız tahminleyen iken, sonlu bir örnekte α_i ler tesadüfi varsayıldığında etkinliğini kaybetmekte ve artık doğrusal en iyi sapmasız tahminleyen olma özelliğini yitirmektedir²¹⁵. Sonlu bir örnekte tesadüfi α_i ler için doğrusal en iyi sapmasız tahminleyen, genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni (GLS) dir²¹⁶. Ayrıca, açıklayıcı değişkenler zaman boyunca değişmeyen z_i değişkenleri içerdiklerinde, kovaryans dönüşümü z_i değişkenlerini (2.5.21) den ortadan kaldırdığı için, zaman değişmezi z_i lerin katsayıları kovaryans tahminleyeni ile elde edilememektedir²¹⁷.

Sonraki bölümde genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni detaylı olarak incelenmektedir.

2.5.2.2 Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Tahminleyeni (GLSE)

v_{it} ve v_{is} terimlerinin her ikisi de α_i terimini içerdiği için (2.5.18) modelinin kalıntıları korelasyon içermektedir. $\delta' = (\mu, \beta')$ için etkin tahminler genelleştirilmiş en küçük kareler (GLS) metodu ile elde edilmektedir²¹⁸. Genelleştirilmiş en küçük kareler (GLS) tahminleyenlerine ait normal denklemler

$$\left[\sum_{i=1}^N \tilde{X}_i' V_i^{-1} \tilde{X}_i \right] \hat{\delta}_{GLS} = \sum_{i=1}^N \tilde{X}_i' V_i^{-1} y_i \quad (2.5.22)$$

şeklindedir ve

²¹⁵ Baltagi, **a.g.e.**, s.19

²¹⁶ Hsiao, **a.g.e.**, s.35; Baltagi, **a.g.e.**, s.21

²¹⁷ Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.587; Wooldridge, **a.g.e.**, s.482

²¹⁸ Baltagi, **a.g.e.**, s.20-21

$\psi = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2}$ olmak üzere²¹⁹ (2.5.20) ile verilen V^{-1} ,

$$V^{-1} = \frac{1}{\sigma_u^2} \left[\left(I_T - \frac{1}{T} \mathbf{e}\mathbf{e}' \right) + \psi \cdot \frac{1}{T} \mathbf{e}\mathbf{e}' \right] = \frac{1}{\sigma_u^2} \left[Q + \psi \cdot \frac{1}{T} \mathbf{e}\mathbf{e}' \right] \quad (2.5.23)$$

normal denklemlerinde yerine konulduğunda,

$$\begin{aligned} T_{\tilde{x}\tilde{x}} &= \sum_{i=1}^N \tilde{X}_i' \tilde{X}_i, & T_{\tilde{x}y} &= \sum_{i=1}^N \tilde{X}_i' \mathbf{y}_i, \\ B_{\tilde{x}\tilde{x}} &= \frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \left(\tilde{X}_i' \mathbf{e}\mathbf{e}' \tilde{X}_i \right), & B_{\tilde{x}y} &= \frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \left(\tilde{X}_i' \mathbf{e}\mathbf{e}' \mathbf{y}_i \right), \\ W_{\tilde{x}\tilde{x}} &= T_{\tilde{x}\tilde{x}} - B_{\tilde{x}\tilde{x}}, & W_{\tilde{x}y} &= T_{\tilde{x}y} - B_{\tilde{x}y} \end{aligned}$$

değerleriyle (2.5.22) normal denklemleri

$$\left[W_{\tilde{x}\tilde{x}} + \psi B_{\tilde{x}\tilde{x}} \right] \begin{bmatrix} \hat{\mu} \\ \hat{\beta} \end{bmatrix}_{GLS} = W_{\tilde{x}y} + \psi B_{\tilde{x}y} \quad (2.5.24)$$

şeklini almaktadır²²⁰.

$B_{\tilde{x}\tilde{x}}$ ve $B_{\tilde{x}y}$ matrisleri gruplararası, $W_{\tilde{x}\tilde{x}}$ ve $W_{\tilde{x}y}$ matrisleri grupları içi ve $T_{\tilde{x}\tilde{x}}$ ve $T_{\tilde{x}y}$ matrisleri toplam değişim kareler toplamaları ve çapraz çarpımların toplamalarını içermektedir²²¹.

(2.5.24) çözüldüğünde,

²¹⁹ Wooldridge, **a.g.e.**, s.490; Verbeek, **a.g.e.**, s.365; Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.587

²²⁰ Hsiao, **a.g.e.**, s.35-36

²²¹ Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.587

$$\begin{aligned}
& \begin{bmatrix} \psi NT & \psi T \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i' \\ \psi T \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i & \sum_{i=1}^N X_i' Q X_i + \psi T \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i \bar{\mathbf{x}}_i' \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\mu} \\ \hat{\beta} \end{bmatrix}_{GLS} \\
& = \begin{bmatrix} \psi NT \bar{y} \\ \sum_{i=1}^N X_i' Q \mathbf{y}_i + \psi T \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i \bar{y}_i \end{bmatrix}
\end{aligned} \tag{2.5.25}$$

eşitliğinde parçalı ters matris işlemleri ile,

$$\begin{aligned}
\Delta &= \psi T \left[\sum_{i=1}^N X_i' Q X_i + \psi T \sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})' \right]^{-1} \times \left[\sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})' \right], \\
\hat{\beta}_b &= \left[\sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{y}_i - \bar{y}) \right]
\end{aligned}$$

olmak üzere

$$\begin{aligned}
\hat{\beta}_{GLS} &= \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N X_i' Q X_i + \psi \sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})' \right]^{-1} \\
&\quad \times \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N X_i' Q \mathbf{y}_i + \psi \sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{y}_i - \bar{y}) \right] \\
&= \Delta \hat{\beta}_b + (I_K - \Delta) \hat{\beta}_{CV}, \\
\hat{\mu}_{GLS} &= \bar{y} - \hat{\beta}_{GLS}' \bar{\mathbf{x}}
\end{aligned} \tag{2.5.26}$$

elde edilir²²².

$\hat{\beta}_b$ tahminleyeni veride yalnızca yatay kesit (gruplararası) değişkenliği kullanmaktadır²²³. $\hat{\beta}_b$ tahminleyenleri grup içi değişimi hesaplamadığı için gruplararası tahminleyen (between estimator) olarak adlandırılmaktadır²²⁴.

²²² G. S. Maddala, “The Use of Variance Components Models in Pooling Cross Section and Time Series Data”, *Econometrica*, Volume:39, No:2, 1971, s.343, (341-358); Verbeek, **a.g.e.**, s.365

²²³ Cameron ve Trivedi, **a.g.e.**, s.260

²²⁴ Hsiao, **a.g.e.**, s.36

Gruplararası tahminleyen sabit etkiler modellerinde tutarsızken, tesadüfi etkiler modellerinde tutarlı davranmaktadır²²⁵.

(2.5.26) da verilen genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni (GLS), grupiçi ve gruplararası tahminleyenlerin ağırlıklı ortalamasıdır²²⁶. Grupiçi tahminleyeni her bir yatay kesit birimi için gözlemlerin zamana göre (dönem boyunca) değişimini dikkate alırken, gruplararası tahminleyen ise yatay kesit gözlemleri arasındaki değişimi dikkate almaktadır²²⁷. Ağırlık iki tahminleyenin göreceli varyanslarına bağlıdır²²⁸. $\psi \rightarrow 1$ olduğunda, δ_{GLS} tahminleyeni, en küçük kareler tahminleyeni $T_{xx}^{-1}T_{xy}$ ye yakınsar. $\psi \rightarrow 0$ olduğunda ise, β nın GLS tahminleyeni, (2.5.11) de verilen kovaryans tahminleyenine (LSDV – grupiçi tahminleyen) dönüşür²²⁹. Esas olarak ψ gruplar arası değişkenliğe verilen ağırlığı ölçer. Sabit etkiler (LSDV) modelinde bu değişkenlik kaynağı ihmal edilir²³⁰. Genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni grupiçi ve gruplararası tahminleyenlerin en uygun (optimal) kombinasyonu olduğu için her iki tahminleyenden de daha etkindir²³¹.

Ampirik çalışmalarda ψ nin tahmini değeri asla sıfır veya bir olmamaktadır. ψ değeri bire yaklaştığında tesadüfi etkiler tahminleri havuzlanmış en küçük kareler tahminlerine yakın çıkmaktadır. Bu durum gözlenemeyen α_i etkilerinin σ_u^2 ya göre küçük varyansa sahip olmasından kaynaklanmaktadır. Yapılan çalışmalarda genellikle gözlenemeyen α_i etkilerinin σ_u^2 ya göre büyük varyansa sahip olduğu ve ψ değerinin sıfıra yaklaştığı durumla karşılaşmaktadır. T büyüdüğünde ψ değeri sıfıra

²²⁵ Cameron ve Trivedi, **a.g.e.**, s.260-261

²²⁶ Baltagi, **a.g.e.**, s.20; Wooldridge, **a.g.e.**, s.491

²²⁷ Tarı, **a.g.e.**, s.493

²²⁸ Verbeek, **a.g.e.**, s.365

²²⁹ Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.587; Baltagi, **a.g.e.**, s.20

²³⁰ Hsiao, **a.g.e.**, s.37; Maddala (1971), **a.g.e.**, s.343

²³¹ Verbeek, **a.g.e.**, s.365

yaklaşmakta ve tesadüfî etkiler ve sabit etkiler tahminleyenleri benzer sonuçlar vermektedir²³².

Uygun model tesadüfî etkiler modeli olduğunda, genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni hem tutarlı hem etkin olmaktadır²³³. $[W_{\bar{x}\bar{x}} + \psi B_{\bar{x}\bar{x}}]$ nonsingüler olduğunda (tekil olmadığında), δ nın genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyenine ait kovaryans matrisi,

$$\begin{aligned} \text{Var} \begin{bmatrix} \hat{\mu} \\ \hat{\beta} \end{bmatrix}_{GLS} &= \sigma_u^2 [W_{\bar{x}\bar{x}} + \psi B_{\bar{x}\bar{x}}]^{-1} \\ &= \sigma_u^2 \left[\begin{pmatrix} 0 & \mathbf{0}' \\ \mathbf{0} & \sum_{i=1}^N X_i Q X_i \end{pmatrix} + T\psi \begin{pmatrix} N & \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i' \\ \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i & \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i \bar{\mathbf{x}}_i' \end{pmatrix} \right]^{-1} \end{aligned} \quad (2.5.27)$$

olur. Parçalı ters matristen faydalanıldığında,

$$\text{Var}(\hat{\beta}_{GLS}) = \sigma_u^2 \left[\sum_{i=1}^N X_i' Q X_i + T\psi \sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \mathbf{x}_i)(\bar{\mathbf{x}}_i - \mathbf{x}_i)' \right]^{-1} \quad (2.5.28)$$

elde edilir²³⁴.

σ_u^2 ve σ_α^2 varyanslarının bilinmediği durumda, iki adımlı genelleştirilmiş en küçük kareler (two step GLS) tahminleyeni kullanılır. İlk adımda tutarlı bir tahminleyen kullanılarak varyans bileşenleri tahmin edilir. İkinci adımda ise tahmin edilen değerler (2.5.24) de yerine yazılır²³⁵. iki adımlı genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni, uygun genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni (feasible generalized least squares estimator) veya Balestra-Nerlove tahminleyeni olarak da

²³² Wooldridge, **a.g.e.**, s.491

²³³ Cameron ve Trivedi, **a.g.e.**, s.262; Wooldridge, **a.g.e.**, s.505

²³⁴ Hsiao, **a.g.e.**, s.37

²³⁵ Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.588

adlandırılır²³⁶. Örnek hacmi büyük yani $N \rightarrow \infty$ veya $T \rightarrow \infty$ olduğunda, iki adımlı genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyenin asimptotik etkinliği, bilinen varyans bileşenleriyle genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni ile aynı olur.

$$\bar{y}_i = \mu + \beta' \bar{\mathbf{x}}_i + \alpha_i + \bar{u}_i \text{ ve } (y_{it} - \bar{y}_i) = \beta' (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i) + (u_{it} - \bar{u}_i) \quad \text{eşitliklerinden}$$

faydalanılarak ve $(\tilde{\mu}, \tilde{\beta}') = B_{\bar{\mathbf{x}}\bar{\mathbf{x}}}^{-1} B_{\bar{\mathbf{x}}\bar{\mathbf{y}}}$ olmak üzere, tahmini σ_u^2 ve σ_α^2 değerleri sırasıyla,

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left[(y_{it} - \bar{y}_i) - \hat{\beta}'_{CV} (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i) \right]^2}{N(T-1) - K} \quad (2.5.29)$$

ve

$$\hat{\sigma}_\alpha^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \tilde{\mu} - \tilde{\beta}' \bar{\mathbf{x}}_i)^2}{N - (K+1)} - \frac{1}{T} \hat{\sigma}_u^2 \quad (2.5.30)$$

formülleriyle elde edilebilmektedir²³⁷.

2.5.2.3 En Çok Benzerlik Tahminleyeni (MLE)

α_i ve u_{it} terimleri tesadüfi normal dağılıma sahip olduğunda, benzerlik fonksiyonunun logaritması

²³⁶ Verbeek, **a.g.e.**, s.366

²³⁷ Hsiao, **a.g.e.**, s.38

$$\begin{aligned}
\log L &= -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{N}{2} \log |V| - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i - \mathbf{e}\mu - X_i\boldsymbol{\beta})' V^{-1} (\mathbf{y}_i - \mathbf{e}\mu - X_i\boldsymbol{\beta}) \\
&= -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{N(T-1)}{2} \log \sigma_u^2 - \frac{N}{2} \log (\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2) \\
&\quad - \frac{1}{2\sigma_u^2} \sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i - \mathbf{e}\mu - X_i\boldsymbol{\beta})' Q (\mathbf{y}_i - \mathbf{e}\mu - X_i\boldsymbol{\beta}) \\
&\quad - \frac{T}{2(\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2)} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \mu - \boldsymbol{\beta}'\bar{\mathbf{x}}_i)^2
\end{aligned} \tag{2.5.31}$$

olmaktadır²³⁸. İkinci eşitlikte (2.5.23) ten ve $|V| = \sigma_u^{2(T-1)} (\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2)$ olmasından faydalanılmaktadır²³⁹.

$(\mu, \boldsymbol{\beta}', \sigma_u^2, \sigma_\alpha^2) = \tilde{\boldsymbol{\delta}}'$ için en çok benzerlik tahminleyeni aşağıda verilen

$$\frac{\partial \log L}{\partial \mu} = \frac{T}{\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \mu - \bar{\mathbf{x}}_i'\boldsymbol{\beta}) = 0 \tag{2.5.32}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \log L}{\partial \boldsymbol{\beta}} &= \frac{1}{\sigma_u^2} \left[\sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i - \mathbf{e}\mu - X_i\boldsymbol{\beta})' Q X_i \right. \\
&\quad \left. - \frac{T\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \mu - \bar{\mathbf{x}}_i'\boldsymbol{\beta}) \bar{\mathbf{x}}_i' \right] = \mathbf{0}
\end{aligned} \tag{2.5.33}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \log L}{\partial \sigma_u^2} &= -\frac{N(T-1)}{2\sigma_u^2} - \frac{N}{2(\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2)} \\
&+ \frac{1}{2\sigma_u^4} \sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i - \mathbf{e}\mu - X_i\boldsymbol{\beta})' Q (\mathbf{y}_i - \mathbf{e}\mu - X_i\boldsymbol{\beta}) \\
&+ \frac{T}{2(\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2)^2} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \mu - \bar{\mathbf{x}}_i'\boldsymbol{\beta})^2 = 0
\end{aligned} \tag{2.5.34}$$

²³⁸ Maddala (1971), **a.g.e.**, s.345

²³⁹ Hsiao, **a.g.e.**, s.39

$$\frac{\partial \log L}{\partial \sigma_\alpha^2} = -\frac{NT}{2(\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2)} + \frac{T^2}{2(\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2)^2} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \mu - \bar{\mathbf{x}}_i' \boldsymbol{\beta})^2 = 0 \quad (2.5.35)$$

kısmi türevli denklemlerin eş anlı çözülmesi ile elde edilmektedir²⁴⁰. (2.5.32) – (2.5.35) denklemlerinin eş anlı çözülmesi güçtür. Çözüm için Newton-Raphson iterasyon metodu kullanılabilir. Newton-Raphson iterasyonunda, $\tilde{\boldsymbol{\delta}}$ için uygun bir $\hat{\boldsymbol{\delta}}^{(1)}$ başlangıç değeri seçilerek

$$\hat{\boldsymbol{\delta}}^{(j)} = \hat{\boldsymbol{\delta}}^{(j-1)} - \left[\frac{\partial^2 \log L}{\partial \tilde{\boldsymbol{\delta}} \partial \tilde{\boldsymbol{\delta}}'} \right]_{\tilde{\boldsymbol{\delta}} = \hat{\boldsymbol{\delta}}^{(j-1)}}^{-1} \frac{\partial \log L}{\partial \tilde{\boldsymbol{\delta}}} \bigg|_{\tilde{\boldsymbol{\delta}} = \hat{\boldsymbol{\delta}}^{(j-1)}} \quad (2.5.36)$$

formülünde yerine yazılmakta ve böylece $\tilde{\boldsymbol{\delta}}$ için iyileştirilmiş $\hat{\boldsymbol{\delta}}^{(2)}$ değeri elde edilmektedir. Bu şekilde, j.inci iterasyon çözümü $\hat{\boldsymbol{\delta}}^{(j)}$, (j-1).inci iterasyon çözümü $\hat{\boldsymbol{\delta}}^{(j-1)}$ e yaklaşıncaya kadar devam edilmektedir.

En çok benzerlik tahminleyeni elde etmek için Newton-Raphson iterasyon metoduna alternatif olarak, ardışık iterasyon metodu kullanılabilir. (2.5.32) ve (2.5.33) eşitliklerinden hareketle

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \hat{\mu} \\ \hat{\boldsymbol{\beta}} \end{bmatrix} &= \left[\sum_{i=1}^N \tilde{X}_i \mathbf{V}^{-1} \tilde{X}_i' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \tilde{X}_i \mathbf{V}^{-1} \mathbf{y}_i \right] \\ &= \left\{ \sum_{i=1}^N \begin{bmatrix} \mathbf{e}' \\ X_i' \end{bmatrix} \left[I_T - \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2} \mathbf{e}\mathbf{e}' \right] (\mathbf{e}, X_i) \right\}^{-1} \\ &\quad \times \left\{ \sum_{i=1}^N \begin{bmatrix} \mathbf{e}' \\ X_i' \end{bmatrix} \left[I_T - \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2} \mathbf{e}\mathbf{e}' \right] \mathbf{y}_i \right\} \end{aligned} \quad (2.5.37)$$

elde edilmektedir. (2.5.35), (2.5.34) içine yazıldığında

²⁴⁰ Maddala (1971), **a.g.e.**, s.345; Hsiao, **a.g.e.**, s.39

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i - \mathbf{e}\mu - X_i\boldsymbol{\beta})' Q(\mathbf{y}_i - \mathbf{e}\mu - X_i\boldsymbol{\beta}) \quad (2.5.38)$$

olmakta ve (2.5.35) den

$$\hat{\sigma}_\alpha^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \hat{\mu} - \bar{\mathbf{x}}_i' \hat{\boldsymbol{\beta}})^2 - \frac{1}{T} \hat{\sigma}_u^2 \quad (2.5.39)$$

elde edilmektedir. Ardışık iterasyon metodu ile çözüm arandığında, (2.5.37) denkleminde $\sigma_\alpha^2 / (\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2)$ yerine uygun bir başlangıç değeri yazılarak μ ve $\boldsymbol{\beta}'$ için tahmini değerler hesaplanmakta, (2.5.37) çözümüyle elde edilen değerler, (2.5.38) de kullanılarak σ_u^2 ve (2.5.39) da kullanılarak σ_α^2 tahmini değerleri elde edilmektedir. Bulunan tahmini σ_u^2 ve σ_α^2 değerleri yeniden (2.5.37) de yazılarak iterasyona devam edilir ve uygun bir yakınsama elde edildiğinde süreç durdurulur²⁴¹.

T sabitken N sonsuz büyüdüğünde, en çok benzerlik tahminleyeni tutarlı ve asimptotik olarak normal dağılıma sahiptir. Varyans-Kovaryans matrisi, $\sigma^2 = \sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2$ olmak üzere,

$$\begin{aligned} \text{var}\left(\sqrt{N}\hat{\boldsymbol{\delta}}_{MLE}\right) &= NE\left[-\frac{\partial^2 \log L}{\partial \tilde{\boldsymbol{\delta}} \partial \tilde{\boldsymbol{\delta}}'}\right]^{-1} \\ &= \begin{bmatrix} \frac{T}{\sigma^2} & \frac{T}{\sigma^2} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i' & 0 & 0 \\ \frac{1}{\sigma^2} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i' \left(I_T - \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma^2} \mathbf{e}\mathbf{e}'\right) X_i & \mathbf{0} & \mathbf{0} & 0 \\ 0 & 0 & \frac{T-1}{2\sigma_u^2} + \frac{1}{2\sigma^4} & \frac{T}{2\sigma^4} \\ 0 & 0 & \frac{T}{2\sigma^4} & \frac{T^2}{2\sigma^4} \end{bmatrix}^{-1} \end{aligned} \quad (2.5.40)$$

²⁴¹ Hsiao, **a.g.e.**, s.40

biçiminde elde edilmektedir.

N sabitken T sonsuz büyüdüğünde, μ , β ve σ_u^2 ya ait en çok benzerlik tahminleyenleri kovaryans tahminleyenine yakınsamakta ve tutarlı olmaktadır. Fakat σ_α^2 ya ait en çok benzerlik tahminleyeni, N sabitken T ne kadar büyük olursa olsun, α_i de yeterli değişkenlik oluşmadığı için tutarsız olmaktadır²⁴².

En çok benzerlik tahminleyeni asimptotik olarak etkin olsa da, (2.5.32)–(2.5.35) denklemlerinin eş anlı çözümüyle elde edilen tahmini σ_α^2 değeri negatif çıkabilmektedir. (2.5.32)–(2.5.35) ile verilen kısmi türevli denklemlerin $\sigma_u^2 > 0$ ve $\sigma_\alpha^2 > 0$ kısıtları altında tek çözümü elde edildiğinde, uygun çözüm en çok benzerlik tahminleyenidir. Öte yandan kısıtlar $\sigma_u^2 \geq 0$ ve $\sigma_\alpha^2 \geq 0$ biçimindeyken, bir sınır çözümü (boundary solution) elde edilebilmektedir. Bu durumda ulaşılan çözüm (2.5.32)–(2.5.35) kısmi türevli eşitliklerin tümünü birden sağlamaz²⁴³. $\sigma_u^2 = 0$ olduğunda sınır çözümü oluşamamakta fakat $T_{yy} - T'_{xy}T_{xx}^{-1}T_{xy} > T \left[B_{yy} - 2T'_{xy}T_{xx}^{-1}T_{xy} + T'_{xy}T_{xx}^{-1}B_{xx}T_{xx}^{-1}T_{xy} \right]$ iken $\sigma_\alpha^2 = 0$ olduğunda bir sınır çözümü oluşmaktadır. N veya T den herhangi biri sonsuz büyüdüğünde, sınır çözümü oluşma olasılığı sıfıra yakınsamaktadır.

2.5.3 Model Seçimi: Sabit Etkiler veya Tesadüfi Etkiler

α_i etkilerinin sabit veya tesadüfi alınarak (2.5.5) ile gösterilen doğrusal regresyon modelinin tahminleyeninin hesaplanmasında, T çok büyük olduğunda (2.5.11) de verilen LSDV tahminleyeni ve (2.5.26) da verilen genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni arasında fark kalmaz²⁴⁴. T küçük ve N büyük olduğunda ise,

²⁴² Hsiao, **a.g.e.**, s.41

²⁴³ Hsiao, **a.g.e.**, s.41

²⁴⁴ Wooldridge, **a.g.e.**, s.491

sabit etkiler modelleri ve tesadüfi etkiler modelleri ile elde edilen tahminlerde anlamlı farklılıklar oluşmaktadır²⁴⁵. α_i etkilerinin x_{it} açıklayıcı değişkenlerinin T boyunca hesaplanan ortalama değerleriyle ilişkili olması halinde de tesadüfi etkiler ve sabit etkiler modelleri arasında fark kalmamaktadır²⁴⁶.

Tesadüfi etkiler modellerinde, sabit etkiler modelinin varsayımlarına önemli bir ilave yapılmaktadır: α_i etkileri x_{it} açıklayıcı değişkenlerinden bağımsız dağılmaktadır. Bu güçlü varsayım $E(u_{it}|\alpha_i, x_{it}) = E(u_{it}|x_{it})$ olmasını gerektirmektedir. Tesadüfi etkiler tahminleyeninin tutarlı davranabilmesi için $E(u_{it}|x_{it}) = 0$ eşitliği sağlanmalıdır²⁴⁷.

Modelde önemli açıklayıcı değişkenlerin zaman değişmezi olmaları halinde, sabit etkiler modeli kullanılamamaktadır. Gözlenemeyen α_i etkilerinin x_{it} açıklayıcı değişkenleriyle korelasyonlu olması halinde ise tesadüfi etkiler modeli kullanılamamaktadır²⁴⁸.

Sabit etkiler ve tesadüfi etkiler modellerini bütünleştirmenin bir yolu, başlangıçta etkilerin tesadüfi olduğu varsayımının yapılmasıdır. Sabit etkiler modelinde örnekteki etkilere koşullu çıkarımlar yapılmaktadır. Tesadüfi etkiler modelinde ise anakütleyle dayalı koşulsuz (marjinal) çıkarımlar yapılmaktadır²⁴⁹. Koşullu en çok benzerlik veya marjinal en çok benzerlik fonksiyonunun kullanımı, örnek verilerinin hangi kaynaktan ve ne biçimde toplandığına bağlı olarak değişmektedir. Bir örnek olarak, makine bakımı yapan teknisyenler göz önüne alındığında eğer teknisyenler bir anakütleden tesadüfi olarak seçilmiş ise, teknisyenlerin etkileri tesadüfi olacaktır ve tesadüfi etkiler modeli seçilmelidir. Aksine, eğer teknisyenler sabit ve daimi iseler ve araştırmacı bu teknisyenler arasındaki

²⁴⁵ Hsiao, **a.g.e.**, s.41; Verbeek, **a.g.e.**, s.367

²⁴⁶ Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.589

²⁴⁷ Cameron ve Trivedi, **a.g.e.**, s.266

²⁴⁸ Tarı, **a.g.e.**, s.492; Wooldridge, **a.g.e.**, s.493

²⁴⁹ Verbeek, **a.g.e.**, s.367

farklılıkları ortaya çıkarmak istiyorsa, sabit etkiler modeli tercih edilmelidir. Modelin dayandığı durum ve bu duruma dayalı yapılacak çıkarımlar, etkilerin sabit veya tesadüfi alınmasında karar kriterlerini oluşturmaktadır²⁵⁰.

Sabit veya tesadüfi etkiler modelleri arasında, birimlere özgü değişiklik göstermesi beklenmeyen genel eğim katsayılarında ciddi farklılıklar oluşabilmektedir. Bu nedenle modelin doğru tanımlanması önem kazanmaktadır²⁵¹. (2.5.2.1) – (2.5.2.3) ile verilen tesadüfi etkiler modellerinde iki temel varsayım yapılmaktadır. İlki, birime özgü gözlenemeyen tesadüfi etkilerin (α_i) anakütleden gelen tesadüfi bir örnek olduğu; ikincisi ise açıklayıcı değişkenlerin kesin dışsal değişken (strictly exogenous) olduklarıdır. Hata terimleri açıklayıcı değişkenlerin geçmiş, bugünkü ve gelecek değerleriyle ilişkisizdir:

$$\begin{aligned} E(u_{it} | \mathbf{x}_{i1}, \dots, \mathbf{x}_{iT}) &= E(\alpha_i | \mathbf{x}_{i1}, \dots, \mathbf{x}_{iT}) \\ &= E(v_{it} | \mathbf{x}_{i1}, \dots, \mathbf{x}_{iT}) = 0 \quad t = 1, \dots, T \end{aligned} \quad (2.5.41)$$

Etkilerin sabit olduğu durumda havuzlanmış panel veri veya tesadüfi etkiler tahminleyenleri tutarsız olmakta ve sabit etkiler modeli geçerli olduğundan grup içi tahminleyen (kovaryans tahminleyeni – LSDV) kullanılmaktadır. Etkiler sabit değilken yalnızca grup içi değişkenliğin dikkate alınması etkinliği azaltacağı ve zaman değişmezi açıklayıcı değişkenlerin modelde kullanılmasına olanak vermediği için tesadüfi etkiler modeli kurulmaktadır²⁵².

Teknisyen örneğine dönüldüğünde, eğer teknisyenler arasında temel farklılıklar (yetenek, yaş, tecrübe gibi) varsa, aralarındaki farklılıklar tesadüfi olarak açıklanamaz. Bu durumda teknisyenlerin heterojen anakütlelerden geldikleri ve birime

²⁵⁰ Hsiao, **a.g.e.**, s.43

²⁵¹ Wooldridge, **a.g.e.**, s.493

²⁵² Cameraon ve Trivedi, **a.g.e.**, s.266; Wooldridge, **a.g.e.**, s.493

özgü $\alpha_i^* = \alpha_i + \mu$ etkilerinin bu anakütleler arasındaki farklılıkları yansıttığı düşünülmelidir. α_i^* terimleri sabit ve farklı olmaktadır.

Yatay kesit birimleri arasında α_i^* ile ifade edilen farklılık varken ihmal edildiğinde, (2.5.18) e ait en küçük kareler tahminleyeni, $\bar{\alpha} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \alpha_i^*$ olmak üzere,

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{LS} &= \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}})(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}})' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}})(y_{it} - \bar{y}) \right] \\ &= \beta + \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}})(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}})' \right]^{-1} \left\{ T \sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\alpha_i^* - \bar{\alpha}) \right\} \end{aligned} \quad (2.5.42)$$

olmaktadır. $N \rightarrow \infty$ iken $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\alpha_i^* - \bar{\alpha})$ sifıra yakınsamadığı takdirde, β ya ait en küçük kareler tahminleyeni tutarsızdır. $\hat{\beta}_{LS}$ deki taraflılık, $\mathbf{x}_{it}$ ve α_i^* arasındaki korelasyona bağlıdır²⁵³.

Mundlak (1978a), (2.5.16) ile verilen tesadüfi etkiler formülünü, α_i etkileri ile $\mathbf{x}_{it}$ açıklayıcı değişkenleri arasında olması muhtemel korelasyonu ihmal ettiği gerekçesi ile eleştirmektedir. Pek çok durumda α_i ve $\mathbf{x}_{it}$ arasında ciddi korelasyon olması muhtemeldir. Var olan korelasyonun ihmal edilmesi ise, taraflı tahminlere yol açmaktadır²⁵⁴. Tahminleyenlerin özellikleri, açıklayıcı değişkenler ve etkiler arasında korelasyon olup olmaması ve varsa şiddetine bağlı olarak değişmektedir²⁵⁵. Bu nedenle bu değişkenlerin ortak dağılımı incelenmelidir. α_i etkileri doğrudan gözlenemediği için, $E(\alpha_i | X_i)$ beklenen değerine doğrusal bir fonksiyonla yakınsanabilir. Bunun için,

²⁵³ Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.589; Hsiao, **a.g.e.**, s.44

²⁵⁴ Baltagi, **a.g.e.**, s.72

²⁵⁵ Verbeek, **a.g.e.**, s.368

$$\alpha_i = \sum_t \mathbf{x}'_{it} \mathbf{a}_t + \omega_i \quad \omega_i \sim N(0, \sigma_\omega^2) \quad (2.5.43)$$

yan regresyonu kurulmakta ve

$$\alpha_i = \bar{\mathbf{x}}'_i \mathbf{a} + \omega_i \quad \omega_i \sim N(0, \sigma_\omega^2) \quad (2.5.44)$$

olarak işleme girmektedir²⁵⁶. $\mathbf{x}_{it}$ açıklayıcı değişkenlerinin α_i etkileri ile korelasyonu yok (bağımsız) ise, $\mathbf{a}$ değeri $\mathbf{0}$ ve $\sigma_\omega^2 = \sigma_\alpha^2$ olmaktadır.

(2.5.44) eşitliği (2.5.17) de yerine yazıldığında, $\mathbf{x}_i$ ye koşullu olarak

$$\begin{aligned} E(\mathbf{u}_i + \mathbf{e}\omega_i) &= \mathbf{0}, \\ E(\mathbf{u}_i + \mathbf{e}\omega_i)(\mathbf{u}_j + \mathbf{e}\omega_j)' &= \begin{cases} \sigma_u^2 I_T + \sigma_\omega^2 \mathbf{e}\mathbf{e}' = \tilde{V}, & i = j \\ \mathbf{0}, & i \neq j \end{cases} \\ \tilde{V}^{-1} &= \frac{1}{\sigma_u^2} \left[I_T - \frac{\sigma_\omega^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\omega^2} \mathbf{e}\mathbf{e}' \right] \end{aligned}$$

olmak üzere,

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \mathbf{y}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{y}_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{X}_1 \\ \tilde{X}_2 \\ \vdots \\ \tilde{X}_N \end{bmatrix} \boldsymbol{\delta} + \begin{bmatrix} \mathbf{e}\bar{\mathbf{x}}'_1 \\ \mathbf{e}\bar{\mathbf{x}}'_2 \\ \vdots \\ \mathbf{e}\bar{\mathbf{x}}'_N \end{bmatrix} \mathbf{a} + \begin{bmatrix} \mathbf{e} \\ \mathbf{0} \\ \vdots \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} \omega_1 + \begin{bmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{e} \\ \vdots \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} \omega_2 + \cdots + \begin{bmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \\ \vdots \\ \mathbf{e}_N \end{bmatrix} \omega_N + \begin{bmatrix} \mathbf{u}_1 \\ \mathbf{u}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{u}_N \end{bmatrix} \quad (2.5.45)$$

elde edilmektedir. $(\mu, \boldsymbol{\beta}', \mathbf{a}')$ ya ait genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyenleri aşağıdaki gibi olmaktadır²⁵⁷:

$$\hat{\mu}_{GLS}^* = \bar{y} - \bar{\mathbf{x}}' \hat{\boldsymbol{\beta}}_b \quad (2.5.46)$$

²⁵⁶ Hsiao, **a.g.e.**, s.44-45

²⁵⁷ Hsiao, **a.g.e.**, s.45

$$\hat{\beta}_{GLS}^* = \hat{\beta}_{CV} \quad (2.5.47)$$

$$\hat{a}_{GLS}^* = \hat{\beta}_b - \hat{\beta}_{CV} \quad (2.5.48)$$

α_i nin sabit mi yoksa tesadüfi mi olduğu konusu esas olarak, α_i nin bir anakütleden çekilmiş tesadüfi bir örneğe ait olmasına veya α_i nin $\mathbf{x}_i$ ye bağlı koşullu dağılımının i boyunca özdeş olarak dağılmasına bağlıdır²⁵⁸. Doğrusal regresyon yapısındaki (2.5.13) modelinde α_i sabit olarak ele alındığında elde edilecek β ya ait tahminleyen, (2.5.43) ve (2.5.44) modelinde olduğu gibi α_i $\mathbf{x}_i$ ile korelasyona sahip olduğunda veya heterojen bir anakütleden geldiğinde elde edilecek tahminleyenle özdeş olacaktır²⁵⁹. α_i ve $\mathbf{x}_i$ arasında korelasyon olduğunda (2.5.13) modeli sabit etkiler modeli; korelasyon olmadığında ise tesadüfi etkiler modeli olacaktır²⁶⁰.

Tesadüfi etkiler modellerinde aynı birimin (i. birim) farklı dönemlere ait (t. ve s. dönemler) $v_{it} = \alpha_i + u_{it}$ hata terimleri arasındaki ilişki aşağıdaki gibi olmaktadır:

$$\begin{aligned} \text{cov}(v_{it}, v_{is}) &= E(v_{it} v_{is}) = E[(\alpha_i + u_{it})(\alpha_i + u_{is})] \\ &= E(\alpha_i^2) + E(\alpha_i u_{is}) + E(u_{it} \alpha_i) + E(u_{it} u_{is}) \\ &= \sigma_\alpha^2 + 0 + 0 + 0 = \sigma_\alpha^2 \end{aligned}$$

Diğer durumlarda ise hata terimleri arasında ilişki yoktur: $\text{cov}(v_{it}, v_{jt}) = 0$ ve $\text{cov}(v_{it}, v_{js}) = 0$ olmaktadır. Hata terimlerinin aynı birimin farklı dönemlerinde korelasyonlu olması, tüm dönemlerde sabit olan α_i teriminden kaynaklanmaktadır. Oluşan korelasyon

²⁵⁸ Verbeek, **a.g.e.**, s.367-368; Wooldridge, **a.g.e.**, s.493

²⁵⁹ Hsiao, **a.g.e.**, s.49

²⁶⁰ Cameron ve Trivedi, **a.g.e.**, s.266; Wooldridge, **a.g.e.**, s.493; Baltagi, **a.g.e.**, s.72-73

$$\rho = \text{cor}(v_{it}, v_{is}) = \frac{\text{cov}(v_{it}, v_{is})}{\sqrt{\text{var}(v_{it}) \text{var}(v_{is})}} = \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + \sigma_u^2}$$

ile hesaplanmaktadır²⁶¹. Kurulan modelde her i için $\alpha_i = 0$ olduğunda, birime özgü etki yoktur ve uygun model havuzlanmış panel veri modeli olmaktadır²⁶².

Birime özgü etkilerin (birimler arası değişkenliğin) varlığı, $\sigma_\alpha^2 = 0$ ve dolayısıyla $\rho = 0$ olup olmadığı test edilerek anlaşılabilmektedir²⁶³. Hipotezler aşağıdaki gibi kurulmaktadır:

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

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

Sıfır hipotezinin reddedilmesi halinde, tesadüfî birim etkilerinin varlığına karar verilmekte iken, kabul edilmesi durumunda birim etki olmadığına karar verilmektedir. Lagranj çarpanı (Lagrange multiplier - LM) prensibi ile Breusch ve Pagan tarafından geliştirilen ve H_0 hipotezi altında 1 serbestlik dereceli χ_1^2 dağılımına uyan test istatistiği²⁶⁴,

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left\{ \frac{\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T u_{it} \right)^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T u_{it}^2} - 1 \right\}^2 \quad LM \sim \chi_1^2$$

ile hesaplanmaktadır²⁶⁵. Bu test literatürde Breusch-Pagan testi olarak adlandırılmaktadır.

²⁶¹ Wooldridge, **a.g.e.**, s.490; Tarı, **a.g.e.**, s.492

²⁶² Hill, Griffiths ve Lim, **a.g.e.**, s.399-400

²⁶³ Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.590

²⁶⁴ Baltagi, **a.g.e.**, s.65

²⁶⁵ Hill, Griffiths ve Lim, **a.g.e.**, s.400-401

Breusch-Pagan testi sonunda H_0 hipotezi reddedilerek birim etkinin varlığına karar verilmesi halinde, sabit etkiler veya tesadüfi etkiler modellerinden hangisinin kullanılacağına anlaşılmaması için, α_i nin tesadüfi ve $\mathbf{x}_i$ lerle korelasyonsuz olduğu varsayılan (2.5.18) modelinde spesifikasyon hatası testi yapılmaktadır²⁶⁶. (2.5.43) ve (2.5.44) eşitlikleri kullanılarak bu test

$$H_0 : \mathbf{a} = \mathbf{0}$$

$$H_1 : \mathbf{a} \neq \mathbf{0}$$

hipotezleriyle yapılabilir. H_0 hipotezi geçerli olduğunda (2.5.18) de verilen tesadüfi etkiler modeli; H_1 alternatif hipotezi geçerli olduğunda (2.5.5) ile verilen sabit etkiler modeli kullanılmaktadır.

H_1 alternatifine karşı H_0 hipotezini test etmek için, $V^{*-1} = (1/\sigma_u^2)[Q + \psi^*(1/T)\mathbf{e}\mathbf{e}']$ ve $\psi^* = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + T\sigma_\omega^2)$ olmak üzere, K ve $NT - (2K + 1)$ serbestlik derecesiyle merkezi F dağılımına uyan

$$F = \frac{\left(\frac{\sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i - \tilde{X}_i \hat{\boldsymbol{\delta}}_{GLS})' V^{*-1} (\mathbf{y}_i - \tilde{X}_i \hat{\boldsymbol{\delta}}_{GLS}) - \sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i - \tilde{X}_i \hat{\boldsymbol{\delta}}_{GLS}^* - \mathbf{e} \bar{\mathbf{x}}_i' \hat{\mathbf{a}}_{GLS}^*)' V^{*-1} (\mathbf{y}_i - \tilde{X}_i \hat{\boldsymbol{\delta}}_{GLS}^* - \mathbf{e} \bar{\mathbf{x}}_i' \hat{\mathbf{a}}_{GLS}^*)}{K} \right)}{\frac{\sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i - \tilde{X}_i \hat{\boldsymbol{\delta}}_{GLS}^* - \mathbf{e} \bar{\mathbf{x}}_i' \hat{\mathbf{a}}_{GLS}^*)' V^{*-1} (\mathbf{y}_i - \tilde{X}_i \hat{\boldsymbol{\delta}}_{GLS}^* - \mathbf{e} \bar{\mathbf{x}}_i' \hat{\mathbf{a}}_{GLS}^*)}{NT - (2K + 1)}} \quad (2.5.49)$$

test oranı kullanılmaktadır²⁶⁷.

²⁶⁶ Baltagi, **a.g.e.**, s.72-73

²⁶⁷ Hsiao, **a.g.e.**, s.50

Bu teste alternatif olarak Hausman tarafından geliştirilen test istatistiği, $\hat{\mathbf{q}} = \hat{\boldsymbol{\beta}}_{CV} - \hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS}$ ve $\text{Var}(\hat{\mathbf{q}}) = \text{Var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{CV}) - \text{Var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS})$ olmak üzere

$$m = \hat{\mathbf{q}}' \text{Var}(\hat{\mathbf{q}})^{-1} \hat{\mathbf{q}} \quad (2.5.50)$$

biçimindedir²⁶⁸. Hausman testi, sabit etkiler veya tesadüfi etkiler tahminleyeni arasındaki tercih için gözlenemeyen α_i etkilerinin bağımsız değişkenlerle ilişkili olup olmadığını test etmektedir²⁶⁹. Burada hipotezler

$$H_0 : E(\alpha_i | X_{it}) = 0 \quad (\alpha_i, x_{it} \text{ ile ilişkisizdir})$$

$$H_1 : E(\alpha_i | X_{it}) \neq 0 \quad (\alpha_i, x_{it} \text{ ile ilişkilidir})$$

şeklinde kurulmaktadır²⁷⁰. Birim etkilerin tesadüfi olduğu kabulüne dayalı H_0 hipotezi altında her iki tahminleyen (tesadüfi ve sabit etkiler tahminleyenleri) tutarlı olacağı için benzer sonuçlar vermektedir. Alternatif hipotez altında tahminleyenler farklılaşmaktadır. Hausman testinin temelini bu düşünce oluşturmaktadır²⁷¹. Sıfır hipotezi altında test istatistiğinin dağılımı K serbestlik derecesiyle asimptotik olarak Ki-kare dağılımına uymaktadır²⁷². Alternatif hipotez altında test istatistiğinin dağılımı ise, $\bar{\mathbf{q}} = \text{plim}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{CV} - \hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS})$ olmak üzere merkezi olmayan $\bar{\mathbf{q}}' \text{Var}(\hat{\mathbf{q}})^{-1} \bar{\mathbf{q}}$ parametresi ile merkezi olmayan Ki-kare dağılımına uymaktadır. N sabit tutulduğunda ve T sonsuza uzanırken $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{CV}$ ve $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS}$ özdeş olmaktadır. (2.5.50) de verilen test istatistiğinin pay ve paydası aynı hızda sıfıra yaklaşmakta olduğundan test oranı Ki-kare dağılımına uymaktadır²⁷³.

α_i tesadüfi etkileri ve x_{kit} bağımsız değişkenleri arasında ilişki (korelasyon) olmadığında tesadüfi etkiler ve sabit etkiler tahminleyenlerinin her ikisi de tutarlı

²⁶⁸ Verbeek, **a.g.e.**, s.368; Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.589

²⁶⁹ Tarı, **a.g.e.**, s.493

²⁷⁰ Baltagi, **a.g.e.**, s.73

²⁷¹ Cameraon ve Trivedi, **a.g.e.**, s.266; Verbeek, **a.g.e.**, s.368

²⁷² Baltagi, **a.g.e.**, s.73

²⁷³ Hsiao, **a.g.e.**, s.51

davranmakta ve doğru β_k parametrelerini vermektedir. Büyük örneklerde her iki tahminleyenin aynı olması beklenmektedir. α_i tesadüfi etkileri ve herhangi bir x_{kit} bağımsız değişkeni arasında ilişki olduğunda tesadüfi etkiler tahminleyeni tutarsız olmakta iken sabit etkiler tahminleyeni tutarlı kalmakta ve katsayı tahminleri farklılaşmaktadır²⁷⁴. Bu nedenlerle Hausman test istatistiği tesadüfi etkiler ve sabit etkiler tahminleyenleri ile elde edilen katsayıların karşılaştırılmasına dayanmaktadır²⁷⁵. Katsayılar farkının sıfırdan farklı olup olmadığı test edilmektedir²⁷⁶. Test istatistiği bağımsız değişken sayısını (K) serbestlik derecesi kabul eden ki-kare dağılımına uymaktadır:

H_0 : Katsayılar arasındaki fark sistematik değildir.

H_1 : Katsayılar arasındaki fark sistematiktir.

$$Test\ İstatistiği = [\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}]' [\text{var}(\hat{\beta}_{FE}) - \text{var}(\hat{\beta}_{RE})]^{-1} [\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}] \sim \chi_K^2$$

elde edilmektedir.

Yapılan test sonucu H_0 reddedildiğinde tesadüfi etkiler tahminleyeni tutarsız davranacağı için uygun model sabit etkiler modeli olmaktadır. H_0 in kabul edilmesi halinde her iki tahminleyen de tutarlı davranmakta ve tesadüfi etkiler tahminleyeni etkin olduğu için tercih edilmektedir²⁷⁷.

Model seçiminde kullanılabilecek alternatif bir test olabilirlik oranı testidir (Likelihood ratio test). Olabilirlik oranı testi, H_0 kısıtı altında elde edilen (kısıtlı – restricted) ve alternatif hipotez altında elde edilen (kısıtsız – unrestricted) modellerin

²⁷⁴ Verbeek, **a.g.e.**, s.368; Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.589

²⁷⁵ Hill, Griffiths ve Lim, **a.g.e.**, s.404-405

²⁷⁶ Wooldridge, **a.g.e.**, s.493

²⁷⁷ Baltagi, **a.g.e.**, s.73; Verbeek, **a.g.e.**, s.368

olabilirlik değerlerinin karşılaştırılmasına dayanmaktadır. Test istatistiği şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$LR = -2 \log \frac{LL(kısıtlı)}{LL(kısıtsız)}$$

Formülde yer alan $LL(kısıtlı)$ kısıtlı, $LL(kısıtsız)$ ise kısıtsız modelin en çok benzerlik tahminleyeni ile elde edilen olabilirlik değerlerini göstermektedir. Test istatistiği, tek yönlü modellerde $\frac{1}{2} \chi^2(0) + \frac{1}{2} \chi^2(1)$, iki yönlü modellerde ise $\frac{1}{4} \chi^2(0) + \frac{1}{2} \chi^2(1) + \frac{1}{4} \chi^2(2)$ dağılımlarına uymaktadır²⁷⁸.

2.5.4 Değişen Varyans (Heteroscedasticity)

Bir hata bileşenleri modelinde, α_i ye ait $\sigma_{\alpha_i}^2$ veya u_{it} ye ait $\sigma_{u_i}^2$ varyanslarının birinin veya her ikisinin birlikte i değiştikçe değişmesi durumunda değişen varyansın varlığından bahsedilmektedir. Bu durumda,

$$E\mathbf{v}_i \mathbf{v}_i' = \sigma_{u_i}^2 I_T + \sigma_{\alpha_i}^2 \mathbf{e} \mathbf{e}' = \mathbf{V}_i \quad (2.5.51)$$

olmaktadır. (2.5.20) de verilen eşitlikte σ_u^2 ve σ_α^2 yerine sırasıyla $\sigma_{u_i}^2$ ve $\sigma_{\alpha_i}^2$ yazılarak $\mathbf{V}_i^{-1}$ elde edilmektedir. δ ya ait genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni ise, (2.5.22) de $\mathbf{V}$ yerine $\mathbf{V}_i$ yazılarak ulaşılmaktadır²⁷⁹.

²⁷⁸ Er, **a.g.e.**, s.82

²⁷⁹ Hsiao, **a.g.e.**, s.56

$\sigma_{u_i}^2$ ve $\sigma_{\alpha_i}^2$ bilinmiyorken, bu parametrelerin yerine tahmini değerlerinin yazılmasıyla uygun (veya iki adımlı) genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni geliştirilebilmektedir. v_{it} nin başlangıç tahmini $\hat{v}_{it}$ olmak üzere, geleneksel

$$\hat{\sigma}_{\alpha_i}^2 = \hat{v}_i^2 - \frac{1}{T} \hat{\sigma}_{u_i}^2, \quad i = 1, \dots, N \quad (2.5.52)$$

formülü ile $T \rightarrow \infty$ da olsa, $\sigma_{\alpha_i}^2$ değerine değil, α_i^2 değerine yakınsanmaktadır²⁸⁰.

Buna karşın, $T \rightarrow \infty$ halinde $\sigma_{u_i}^2$ için tutarlı bir tahminleyen

$$\hat{\sigma}_{u_i}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (\hat{v}_{it} - \hat{v}_i)^2 \quad (2.5.53)$$

eşitliği ile elde edilmektedir. Her i için $\sigma_{\alpha_i}^2 = \sigma_{\alpha}^2$ olduğunda, (2.5.52) eşitliğinde i boyunca ortalama alınarak σ_{α}^2 nin tahminleyenine ulaşılmaktadır. T sonlu olduğunda N sonsuza gidiyor da olsa, $\sigma_{u_i}^2$ ve $\sigma_{\alpha_i}^2$ için tutarlı bir tahminleyen oluşturulamamaktadır. N ve T her ikisi birlikte sonsuza uzanırken her i için $\sigma_{\alpha_i}^2 = \sigma_{\alpha}^2$ olması halinde $\sigma_{u_i}^2$ ve σ_{α}^2 için tutarlı tahminleyenler elde edilmektedir. V_i içerisinde $\sigma_{u_i}^2$ ve σ_{α}^2 yerine $\hat{\sigma}_{u_i}^2$ ve $\hat{\sigma}_{\alpha}^2$ tahminleyenleri yazıldığında, V_i nin tahminleyeni $\hat{V}_i$ elde edilmektedir²⁸¹.

Alternatif olarak, değişen varyans $\sigma_{\alpha_i}^2$ nin tutarlı tahminleyenine ulaşmak için yatay kesit birimleri boyunca $\mathbf{x}_i$ koşulu altında α_i nin koşullu varyansının aynı

$$\text{Var}(\alpha_i | \mathbf{x}_i) = \sigma^2(\mathbf{x}_i)$$

²⁸⁰ Hsiao, **a.g.e.**, s.56

²⁸¹ Hsiao, **a.e.**, s.56

fonksiyon biçimine sahip olduğu varsayılabilir. δ ya ait uygun bir çözüm olan genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni,

$$\hat{\delta}_{FGLS} = \left[\sum_{i=1}^N \tilde{X}_i \hat{V}_i^{-1} \tilde{X}_i' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \tilde{X}_i \hat{V}_i^{-1} \mathbf{y}_i \right] \quad (2.5.54)$$

N ve T nin her ikisi sınırsız büyüdüğünde asimptotik olarak genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeniye denk olmaktadır. $\hat{\delta}_{FGLS}$ e ait asimptotik varyans kovaryans matrisine $\left(\sum_{i=1}^N \tilde{X}_i \hat{V}_i^{-1} \tilde{X}_i' \right)^{-1}$ ile yakınsanmaktadır.

$\sigma_{\alpha_i}^2$ ve $\sigma_{u_i}^2$ nin her ikisi de i boyunca değişiyorken modeli oluşturmanın bir diğer yolu da α_i etkisini elimine etmek için kovaryans dönüşümü yapmak ve ardından da uygun bir ağırlıklı en küçük kareler yöntemi uygulamaktır. Bunun için her yatay kesit gözlemi σ_{u_i} nin çarpmaya göre tersi ile ağırlıklandırılmakta,

$$y_i^* = \frac{1}{\sigma_{u_i}} y_i, \quad X_i^* = \frac{1}{\sigma_{u_i}} X_i,$$

ve ardından dönüştürülmüş veri kullanılarak kovaryans tahminleyeni elde edilmektedir²⁸²

$$\hat{\beta}_{CV} = \left[\sum_{i=1}^N X_i^{*'} Q X_i^* \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N X_i^{*'} Q y_i^* \right]. \quad (2.5.55)$$

²⁸² Hsiao, **a.g.e.**, s.57

2.5.4.1 Değişen Varyansın Test Edilmesi

Hata terimlerinde değişen varyans olup olmadığının test edilmesinde sabit etkiler modeline ait kalıntı terimleri $\hat{u}_{it}$ kullanılabilmektedir. Test için sabit terim ve değişen varyansa neden olduğu düşünülen J sayıda z_{it} değişkeni kullanılarak, $\hat{u}_{it}^2$ üzerine yan regresyon kurulmaktadır:

$$H_0 : \alpha = 0$$

$$H_1 : V(u_{it}) = \sigma^2 h(\mathbf{z}'_{it} \alpha)$$

Alternatif hipotez altında kullanılan h , $h(0) = 1$ koşulunu sağlayan ve sürekli, diferansiyellenebilen ve bilinmeyen bir fonksiyonu ifade etmektedir. Sıfır hipotezi altında test istatistiği

$$\chi^2_J = N(T-1)R^2 \quad [R^2 : \text{Yan regresyondan elde edilmektedir.}]$$

olmakta ve J serbestlik derecesiyle asimptotik ki-kare dağılımına uymaktadır²⁸³.

Birimlere göre değişen varyans varlığının test edilmesinde değiştirilmiş Wald (modified Wald) istatistiği kullanılabilmektedir²⁸⁴. Sabit etkiler modelinde değişen varyansın varlığının araştırılmasında kullanılan değiştirilmiş Wald testi,

$$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma^2 \quad (i = 1, \dots, N)$$

temel hipotezinin sınanmasını sağlamaktadır²⁸⁵. Yatay kesit birimlerine ait hata varyanslarının tahmini değerleri $\hat{\sigma}_i^2 = T_i^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} u_{it}^2$ olmak üzere, bu varyansların tahmin edilen varyansları

²⁸³ Verbeek, **a.g.e.**, s.374-375

²⁸⁴ Christopher F. Baum, "Residual Diagnostics For Cross-Section Time Series Regression Models", **The Stata Journal**, Volume:1, Number:1, 2001, s.101, (101-104)

²⁸⁵ William H. Greene, **Econometric Analysis**, Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall, 2000, s.598

$$V_i = T_i^{-1} (T_i - 1) \sum_{t=1}^{T_i} (u_{it}^2 - \hat{\sigma}_i^2)^2$$

olmaktadır. Sıfır hipotezi altında χ_N^2 dağılımına uyan değiştirilmiş Wald test istatistiği²⁸⁶

$$W = \sum_{i=1}^N \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2}{V_i}$$

biçiminde elde edilmekte ve karar alınmaktadır.

Değişen varyansın test edilmesinde Lagranj çarpanı (Lagrange Multiplier – LM), benzerlik oranı (Likelihood ratio – LR) ve Wald istatistiklerinden de faydalanılabilmektedir. Ancak bu istatistikler hata terimlerinin normalligine çok sıkı bağımlıdır. Değiştirilmiş Wald istatistiği ise, hata terimlerinin normallikten sapması halinde de kullanılabilmektedir²⁸⁷. Değiştirilmiş Wald testinin gücü zaman boyutunun (T) kısa olması halinde azalmaktadır.

Breusch ve Pagan tarafından geliştirilen Lagranj çarpanı istatistiği kullanılarak sabit varyanslılık varsayımının incelenmesinde, değişen varyansa neden olduğu düşünülen değişkenler $\mathbf{w}_{it}$ vektörü ile gösterilmekte ve,

$$H_0 : \sigma_{it}^2 = \sigma^2$$

$$H_a : \sigma_{it}^2 = \sigma^2 + \gamma' \mathbf{w}_{it}$$

hipotezleri test edilmektedir²⁸⁸. γ p boyutlu parametre vektörüdür. Bunun için ilk olarak, kurulan model tahmin edilmekte ve u_{it} hata terimleri elde edilmektedir. Hata terimleri standardize edilerek kareleri hesaplanmaktadır (u_{it}^{*2}). Bağımlı değişkeni u_{it}^{*2}

²⁸⁶ Baum, **a.g.e.**, s.101-102

²⁸⁷ Baum, **a.e.**, s.102

²⁸⁸ Frees, **a.g.e.**, s.45-46

ve bağımsız değişkenleri $\mathbf{w}_{it}$ olan yan regresyon kurulmakta ve bu modelin açıklanan kareler toplamı AKT_w olmak üzere Breusch Pagan LM test istatistiği

$$LM = \frac{AKT_w}{2}$$

elde edilmektedir. LM test istatistiği χ_p^2 dağılımına uymaktadır.

Hata bileşeninde sabit varyanslılık varsayımının geçerliliğinin test edilmesinde kullanılabilecek alternatif bir LM testi aşağıdaki hipotezi test etmektedir²⁸⁹:

$$H_0 : \sigma_{u_1}^2 = \dots = \sigma_{u_N}^2$$

$$H_1 : \text{En az biri farklıdır. } (\sigma_{u_i}^2 \neq \sigma_{u_j}^2)$$

$$\hat{\sigma}_{u_i}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T u_{it}^2}{T} \quad \text{ve} \quad \hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T u_{it}^2}{NT} = \frac{\sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_{u_i}^2}{N} \quad \text{olmak üzere, } LM \text{ test istatistiği}$$

$$LM = \frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \left(\frac{\hat{\sigma}_{u_i}^2}{\hat{\sigma}_u^2} - 1 \right)^2$$

elde edilmektedir. Test istatistiği $N-1$ serbestlik dereceli χ_{N-1}^2 dağılımına uymaktadır²⁹⁰.

²⁸⁹ Greene, 2003, **a.g.e.**, s.327-328

²⁹⁰ Şebnem Er, “Dinamik Panel Veri Analizi ve Bir Uygulama”, Yayınlanmamış Doktora Tezi, İ.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü İABD, 2009, s.84

2.5.5 Otokorelasyon (Ardışık Korelasyon - Serially Correlated Errors)

Değişken sabit katsayılar modelinde yapılan temel varsayımlardan biri α_i yatay kesit etkilerine koşullu olarak otokorelasyonsuz (ardışık korelasyonsuz) olmalarıdır. Uygulamada, gözlenemeyen değişkenlerin etkilerinin zamanla sistematik olarak değiştiği veya etkisi geçici değişkenlerin etkilerinin bir periyottan uzun sürdüğü durumlarla karşılaşilmektedir. Bu tür değişkenlerin varlığı, sabit veya zamandan bağımsız dağılan hata terimleri ile iyi tanımlanamamaktadır. Bu durumda u_{it} hata terimlerinin otokorelasyonsuz olması varsayımı gevşetilebilir. Anderson ve Hsiao (2.5.18) modelinde ε_{it} teriminin sıfır ortalama ve σ_ε^2 varyansla bağımsız özdeş dağılıma sahip olduğu birinci mertebeden otoregresif u_{it} ye dayalı

$$u_{it} = \rho u_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.5.56)$$

en çok benzerlik tahminleyeni (MLE) oluşturmuşlardır. Burada en çok benzerlik tahminleyeni elde etmek için yapılacak işlemler uzun ve karmaşıktır. ρ bilindiğinde ise model, standart bir varyans bileşenleri modeline dönüştürülebilmektedir²⁹¹:

$$y_{it} - \rho y_{i,t-1} = \mu(1 - \rho) + \beta'(\mathbf{x}_{it} - \rho \mathbf{x}_{i,t-1}) + (1 - \rho)\alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2.5.57)$$

Dönüşümün ardından, β ya ait asimptotik etkin tahminleyen dört adımda elde edilebilmektedir²⁹²:

Adım 1: (2.5.18) modelinden yatay kesit ortalaması çıkartılarak yatay kesit etkisi α_i yok edilmektedir.

²⁹¹ Hsiao, **a.g.e.**, s.57

²⁹² Hsiao, **a.e.**, s.57

$$y_{it} - \bar{y}_i = \boldsymbol{\beta}'(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i) + (u_{it} - \bar{u}_i). \quad (2.5.58)$$

Adım 2: Otokorelasyon katsayısı ρ nun tahminleyeni elde etmek için (2.5.58) modeline ait en küçük kareler kalıntıları kullanılmaktadır. Alternatif olarak, bağımlı değişkenin $(y_{it} - \bar{y}_i)$ alınarak ayrı ayrı $(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1})$ ve $(\mathbf{x}_{i,t-1} - \bar{\mathbf{x}}_{i,-1})$ değişkenleri üzerine regresyonlar kurulmakta ve $\bar{y}_{i,-1} = (1/T) \sum_{t=1}^T y_{i,t-1}$, $\bar{\mathbf{x}}_{i,-1} = (1/T) \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{i,t-1}$ olmak üzere, otokorelasyon katsayısı ρ nun tahminleyeni olarak $(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1})$ ya ait katsayı elde edilmektedir.

Adım 3: σ_ε^2 ve σ_α^2 lara ait tahminleyenler,

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left\{ (y_{it} - \bar{y}_i) - (1 - \hat{\rho})\hat{\mu} - \hat{\rho}(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1}) - \hat{\boldsymbol{\beta}}'[(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i) - (\mathbf{x}_{i,t-1} - \bar{\mathbf{x}}_{i,-1})\hat{\rho}] \right\}^2 \quad (2.5.59)$$

ve

$$\hat{\sigma}_\alpha^2 = \frac{1}{(1 - \hat{\rho})^2} \cdot \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\bar{y}_i - \hat{\mu}(1 - \hat{\rho}) - \hat{\rho}\bar{y}_{i,-1} - \hat{\boldsymbol{\beta}}'(\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}}_{i,-1}\hat{\rho}) \right]^2 - \frac{1}{T} \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \quad (2.5.60)$$

olarak elde edilmektedir.

Adım 4: Bulunan $\hat{\rho}$, (2.5.59) ve (2.5.60) tahminleyenleri, $\varepsilon_{it} + (1 - \rho)\alpha_i$ ye ait varyans kovaryans matrisinde sırasıyla ρ , σ_ε^2 , ve σ_α^2 yerine yazılmakta ve (2.5.57) modeli genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi ile elde edilmektedir. Bu süreçte u_{i1} terimleri sabitler olarak ele alınmaktadır.

u_{i1} terimleri ortalaması 0 ve varyansı $\sigma_\varepsilon^2 / (1 - \rho^2)$ olan tesadüfi değişkenler olarak ele alındığında, işlem yükü daha fazla fakat daha etkin olan uygun bir genelleştirilmiş en küçük kareler çözümü mevcuttur²⁹³. (2.5.18) modeli $T \times T$ boyutlu

$$R = \begin{pmatrix} (1 - \rho^2)^{1/2} & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ -\rho & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & -\rho & 1 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -\rho & \ddots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & -\rho & 1 \end{pmatrix}$$

dönüşüm matrisi ile önden çarpılarak $\mathbf{u}_i$ terimleri otokorelasyonsuz ve eşvaryanslı hata terimlerine dönüştürülmektedir. $\mathbf{e}_T \alpha_i$ terimi ise,

$$l_T = \left[\left(\frac{1 + \rho}{1 - \rho} \right)^{1/2}, 1, \dots, 1 \right]'$$

olmak üzere, $(1 - \rho)l_T \alpha_i$ biçimine dönüşmektedir. Tüm bu işlemler yapılarak dönüştürülmüş hata terimlerine ait, tersi

$$V^{*-1} = \frac{1}{\sigma_\varepsilon^2} \left[I_T - \frac{(1 - \rho)^2 \sigma_\alpha^2}{[T - (T - 1)\rho - \rho^2] \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2} l_T l_T' \right] \quad (2.5.61)$$

olan varyans kovaryans matrisi

$$V^* = \sigma_\varepsilon^2 I_T + (1 - \rho)^2 \sigma_\alpha^2 l_T l_T' \quad (2.5.62)$$

²⁹³ Hsiao, **a.e.**, s.58

olarak elde edilmektedir. ρ , σ_α^2 ve σ_ε^2 ye ait başlangıç tahminleri (2.5.61) eşitliğinde yerine yazılarak δ nın tahminleyeni genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi ile elde edilmektedir²⁹⁴.

T sonsuza uzanırken, β ya ait genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni, dönüştürülmüş model olan (2.5.57) ye yakınsamaktadır. Böylece, β ya ait asimptotik olarak etkin bir tahminleyen elde etmek için; ρ nun tutarlı bir tahminleyeni bulunmakta, otokorelasyon probleminin çözümü için model dönüştürülmekte ve ardından dönüştürülmüş (2.5.57) modeline kovaryans analizi uygulanmaktadır²⁹⁵.

2.5.5.1 Ardışık Korelasyonun Test Edilmesi

Ardışık korelasyonun (otokorelasyon) varlığı standart hataların sapmalı olmasına ve tahminleyenlerin etkinliğinin düşmesine neden olmaktadır. Bu nedenle panel modellerinde otokorelasyonun varlığının araştırılması gerekmektedir. Sabit veya tesadüfi etkiler modellerinde kullanılabilecek otokorelasyon testlerinden biri Wooldridge tarafından geliştirilmiştir²⁹⁶ ve küçük örneklerde de güçlü (robust) bir testtir. Wooldridge'in yönteminde ilk farklara dayalı regresyon kalıntılarından (hatalarından) yararlanılmaktadır²⁹⁷:

$$\begin{aligned} y_{it} - y_{i,t-1} &= (\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1})\beta + u_{it} - u_{i,t-1} \\ \Delta y_{it} &= \Delta \mathbf{x}_{it}\beta + \Delta u_{it} \end{aligned}$$

Oluşturulan ilk farklara dayalı modelin hata terimleri ile bu terimlerin bir gecikmeli değerleri arasında regresyon modeli kurulmakta ve gecikmeli hata teriminin

²⁹⁴ Hsiao, **a.g.e.**, s.58

²⁹⁵ Hsiao, **a.e.**, s.59

²⁹⁶ Jeffrey M. Wooldridge, **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**, İngiltere, MIT Press, 2002, s.282-283

²⁹⁷ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **Panel Veri Ekonometrisi Stata Uygulamalı**, Beta Basım, İstanbul, 2012, s.206

regresyon parametresinin -0,5 değerine eşitliği test edilmektedir. Orijinal modelde otokorelasyon olmadığında $corr(\Delta u_{it}, \Delta u_{i,t-1}) = -0,5$ olmaktadır. Regresyon parametresi -0,5 değerinden farklı bulunması otokorelasyonun varlığını göstermektedir²⁹⁸. Regresyon parametresinin -0,5 e eşitliği, F veya Wald testi kullanılarak sınanmaktadır.

Otokorelasyonun varlığının test edilmesinde Durbin-Watson testinden yararlanılabilmektedir. Alternatif hipotez altında $u_{it} = \rho u_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$ ve ε_{it} bağımsız ve özdeş dağılmaktadır. Böylece her birim zaman boyunca aynı otokorelasyon (ardışık korelasyon) katsayısı ρ ya sahip olmaktadır. Hipotezler

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : |\rho| < 1$$

olmak üzere, Bhargava, Franzini ve Narendranathan tarafından önerilen değiştirilmiş (genelleştirilmiş) Durbin-Watson test istatistiği, $\hat{u}_{it}$ grup içi tahminleyen kalıntıları göstermek üzere

$$dw_p = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{u}_{it} - \hat{u}_{i,t-1})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2} \text{ olarak hesaplanmakta}^{299} \text{ ve } N, T \text{ ve } K \text{ nın farklı}$$

değerleri için hesaplanan kritik değerlerle karşılaştırılmaktadır³⁰⁰. N büyük iken pozitif otokorelasyon testi için test istatistiğinin ikiden küçük olup olmadığına bakılması yeterli görülmektedir³⁰¹.

²⁹⁸ David M. Drukker, “Testing For Serial Correlation In Linear Panel-Data Models”, **The Stata Journal**, Volume:3, Number:2, 2003, s.169, (168–177)

²⁹⁹ Baltagi, **a.g.e.**, s.106

³⁰⁰ Verbeek, **a.g.e.**, s.373-374

³⁰¹ Baltagi, **a.g.e.**, s.106

2.5.6 Eşanlı Korelasyon (Contemporenaous-Spatial Correlation)

Panel veri modellerinde, yatay kesit birimlerine ait hata terimleri arasında aynı dönemde ilişki (korelasyon) olması durumuna eşanlı korelasyon adı verilmektedir³⁰². Özellikle panel verinin ülke, il vb. coğrafi birimlere ait olması halinde sıklıkla gözlenmektedir³⁰³. Yatay kesit birimlerinin tesadüfi olarak seçilmediği panel veri setlerinde de eşanlı korelasyona rastlanmaktadır. Örneğin ülkeler veya sektörler bazında yapılan makroekonomik araştırmalarda, araştırma birimleri gözlenen veya gözlenemeyen ortak faktörlerin etkisi altında olabilecekleri için eşanlı korelasyon oluşabilmektedir³⁰⁴.

Eşanlı korelasyonun varlığı, parametre tahminleyenlerinin tutarlılığını etkilememekte fakat bu parametrelerin tahmini standart hatalarının tutarlılığını etkilemektedir³⁰⁵.

Eşanlı korelasyon zaman tüm birimleri etkileyen tesadüfi zamana özgü etkilerle oluşmaktadır. Zamana özgü etki λ_t iken model $y_{it} = \lambda_t + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + u_{it}$ olarak ele alındığında, $\sigma^2_{y_{it}} = \sigma^2_{\lambda} + \sigma^2$ olmaktadır. Burada σ^2_{λ} $\text{var}(\lambda_t)$ yi; σ^2 ise $\text{var}(u_{it})$ yi göstermektedir. Farklı yatay kesit birimlerinin aynı dönemdeki kovaryansları $\text{cov}(y_{it}, y_{jt}) = \sigma^2_{\lambda}$ ($i \neq j$) olmaktadır. Yatay kesit birimleri arasındaki korelasyon $\text{cor}(y_{it}, y_{jt}) = \rho_{ij} = \sigma^2_{\lambda} / (\sigma^2_{\lambda} + \sigma^2)$ ile hesaplanmaktadır³⁰⁶.

Eşanlı korelasyonun varlığının test edilmesinde Frees tarafından Spearman sıra korelasyonuna (Spearman's rank correlation) dayalı olarak geliştirilen istatistik kullanılabilmektedir. İstatistiğin hesaplanabilmesi için ilk olarak kurulan modele ait

³⁰² Tatoğlu, **a.g.e.**, s.214-215

³⁰³ Baltagi, **a.g.e.**, s.216

³⁰⁴ John C. Driscoll ve Aart C. Kraay, "Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data", **The Review of Economics and Statistics**, Vol:80, No:4, Nov. 1998, s.549, (549-560)

³⁰⁵ Driscoll ve Kraay, **a.e.**, s.549

³⁰⁶ Frees, **a.g.e.**, s.42-43

hata terimleri hesaplanmakta; her bir yatay kesit birimi (i) için hata terimlerinin sıra numaraları oluşturulmaktadır. Böylece, her i için $\{u_{i1}, \dots, u_{iT}\}$ hatalarına ait $\{r_{i1}, \dots, r_{iT}\}$ sıra numaraları elde edilmektedir. Her birimdeki hata terimleri sıra numaraları 1'den T 'ye kadar değer alacağı için sıra numaraları ortalaması $(T+1)/2$ dir. Birimler arasındaki Spearman sıra korelasyonu aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır³⁰⁷:

$$sr_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T (r_{it} - (T+1)/2)(r_{jt} - (T+1)/2)}{\sum_{t=1}^T (r_{it} - (T+1)/2)^2}$$

Spearman sıra korelasyonlarının ve kareli sıra korelasyonlarının ortalamaları $j = 2, \dots, N$ ve $i = 1, \dots, (j-1)$ boyunca

$$R_{AVE} = \frac{1}{N(N-1)/2} \sum_{i < j} sr_{ij} \text{ ve } R_{AVE}^2 = \frac{1}{N(N-1)/2} \sum_{i < j} (sr_{ij})^2$$

elde edilmektedir. R_{AVE} ve R_{AVE}^2 değerlerinin büyük olması eşanlı korelasyonu işaret etmektedir. $H_0 : \rho_{ij} = \text{cor}(y_{it}, y_{jt}) = 0$ ($i \neq j$) hipotezinin testi yapılmak istendiğinde, R_{AVE}^2 istatistiği χ^2 tesadüfi değişkenlerinin ağırlıklı ortalamasından oluşan Q dağılımına uymaktadır³⁰⁸. Q dağılımı

$$Q = \frac{4(T+2)}{5(T-1)^2(T+1)} (\chi_{T-1}^2 - (T-1)) + \frac{2(5T+6)}{5T(T-1)(T+1)} (\chi_{T(T-3)/2}^2 - T(T-3)/2)$$

biçiminde tanımlıdır.

Eşanlı korelasyon varlığında Driscoll ve Kraay bu ilişkiyi dikkate alan ve standart hataların tutarlılığını sağlayan parametrik olmayan varyans-kovaryans matrisi

³⁰⁷ Frees, **a.e.**, s.43

³⁰⁸ Er, **a.g.e.**, s.93

tahminleyeni geliřtirmiřtir. Bu tahminleyen hata terimlerinde otokorelasyon, deęiřen varyans ve eřanlı korelasyon olmasına dirençlidir³⁰⁹.

³⁰⁹ Driscoll ve Kraay, **a.g.e.**, s.549-560

2.6 Değişen Sabit Katsayılarla Dinamik Modeller

Dinamik ekonometrik modellerde panel veri kullanımı son yıllarda yaygınlaşmaktadır. Bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin bağımsız değişken olarak modele eklenmesiyle dinamik panel modelleri elde edilmektedir. Dinamik modellerde doğrudan ilgilenilen konu gecikmeli bağımlı değişkenin tahmin edilen katsayısı olmadığında bile, modelde dinamik ilişkiye yer verilmesi, diğer parametrelerin tutarlı tahminlerinin yapılabilmesi için önemli olabilmektedir³¹⁰.

$$y_{it} = \beta'x_{it} + \alpha_i^* + \lambda_t + u_{it}, \quad \alpha_i^* = \mu + \alpha_i, \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{matrix} \quad (2.6.1)$$

ile gösterilen değişen sabit katsayılarla regresyon modelleri doğrusal statik modellerdir. Panel veri analizi ile dinamik ilişkiler incelenmek istendiğinde; $Eu_{it} = 0$, $i = j$ ve $t = s$ için $Eu_{it}u_{js} = \sigma_u^2$ ve diğer durumlarda $Eu_{it}u_{js} = 0$ olmak üzere modele bağımlı değişkenin gecikmeli değeri eklenebilmektedir³¹¹:

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \beta'x_{it} + \alpha_i^* + \lambda_t + u_{it}, \quad \alpha_i^* = \mu + \alpha_i, \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{matrix} \quad (2.6.2)$$

Doğrusal statik bir modelde birincisi α_i^* ve λ_t etkilerinin tesadüfî veya sabit oluşuna bağlı olarak tahminleyenlerin etkinliği ve ikincisi etkiler ile değişkenler arasındaki bağımsızlık olmak üzere iki konu ön plana çıkmaktadır. Açıklayıcı değişkenlerin tümü dışsal olduğunda kovaryans tahminleyeni, sabit etkiler varsayımı altında doğrusal en iyi sapmasız tahmin edici; tesadüfî etkiler varsayımı altında ise T

³¹⁰ Stephen R. Bond, "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice", **Portuguese Economic Journal**, Vol:1, 2002, s.142, (141-162)

³¹¹ Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.591

sabitlendiğinde etkin olmasa da, tutarlı ve sapmasız (tarafsız) tahminleyen olmaktadır. Modeldeki dışsal değişkenlerle korelasyonu olan model dışında kalmış yatay kesit niteliği olduğunda, modelde yer alması gereken bu niteliklerin etkileri arındırıldığı için kovaryans tahminleyeni sapmasız olmaktadır ancak etkiler ve açıklayıcı değişkenler arasında bağımsızlık varsayımı altında çalışan tesadüfi etkiler modeline ait genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni taraflı (yanlı, biased) olmaktadır. Doğrusal statik bir modelde etkiler açıklayıcı değişkenlerle ilişkili ise, tesadüfi etkiler modeli kullanıldığında sabit etkiler modeliyle aynı kovaryans tahminleyenine ulaşılmaktadır³¹².

Gecikmeli bağımlı değişken değerleri açıklayıcı değişken olarak modelde yer aldığı kesin dışsallık varsayımı geçerliliğini kaybetmektedir³¹³. Buna bağlı olarak en küçük kareler ve grup içi tahminleyenleri tutarlı değildir. Tutarsızlığın nedeni, gözlemlenemeyen etkilerin, gecikmeli bağımlı değişkenin ve hata teriminin korelasyonlu olmasıdır. Bu durumda alternatif yöntemlere başvurulmaktadır. İyi tanımlanmış araç değişken kümesine sahip olduğu için çoğunlukla Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi tahminleyeni (GMME) tercih edilmektedir³¹⁴.

Çok sayıda yatay kesit birimine karşın kısa dönem gözlemlerinden oluşan bir panel veride en çok benzerlik tahminleyeni (MLE) veya sabit etkiler formülasyonu ile kovaryans tahminleyeni (grup içi tahminleyen - CV) tutarlılığını kaybetmektedir. Etkilerin sabit veya tesadüfi olduğuna bakmaksızın, dinamik panel modelinde kovaryans tahminleyeni (yapay değişkenli en küçük kareler tahminleyeni) ve en küçük kareler tahminleyeni tutarsız olmaktadır³¹⁵. En çok benzerlik tahminleyeni (MLE),

³¹² Hsiao, **a.g.e.**, s.70

³¹³ Baltagi, **a.g.e.**, s.147

³¹⁴ Mark N. Harris, Laszlo Matyas ve Patrick Sevestre, "Dynamic Models for Short Panels", **The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice**, 3. baskı, ed.: Laszlo Matyas ve Patrick Sevestre, Springer, 2008, s.249

³¹⁵ Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.592

vekil deęiřken (instrumental variable, IV) ve genelleřtirilmiř momentler yntemi (GMM) tahminleyenleri tutarlı olmaktadır³¹⁶.

Dinamik modellerde α_i^* terimleri ortalaması sıfır ve varyansı σ_α^2 olan zdeř baęımsız daęılıma; u_{it} terimleri ise ortalaması sıfır ve varyansı σ_u^2 olan zdeř baęımsız daęılıma sahiptirler. Modelde baęımlı deęiřkenin gecikmeli deęeri aıklayıcı deęiřkenler arasında yer aldığından otokorelasyon oluřmakta ve birimler arasındaki deęiřkenlięi gsteren birime zg etkiler yer almaktadır³¹⁷. Baęımlı deęiřkenin gecikmeli deęerleri ve gzlemlenemeyen etkiler arasında korelasyon ieren dinamik modeller, $\mathbf{x}_{it}$ deęiřkenlerinin tm veya bir kısmının hata terimi bileřenlerinden baęımsız olduęu varsayımına dayanan yntemlerle tahmin edilebilmektedir. $\mathbf{x}_{it}$ deęiřkenlerinin tm veya bir kısmı ve bu deęiřkenlerin gecikmeli deęerleri ara deęiřkenler olarak kullanılmaktadır. Bu durumda birime zg etkilerin aıklayıcı deęiřkenlerle iliřkisiz olduęu varsayılmaktadır³¹⁸.

Aıklayıcı deęiřkenlerle birime zg etkiler arasında iliřki olması halinde modelin birinci farkları alınmakta ve bylece zaman deęiřmezi birime zg etkiler elimine edilmektedir³¹⁹.

2.6.1 Kovaryans Tahminleyeni

Statik modellerde kovaryans tahminleyeni CV (kukla deęiřkenli en kk kareler tahminleyeni – LSDV) etkilerin sabit veya tesadf olmasından baęımsız

³¹⁶ Hsiao, **a.g.e.**, s.70

³¹⁷ Baltagi, **a.g.e.**, s.135

³¹⁸ Harris, Matyas ve Sevestre, **a.g.e.**, s.256-257

³¹⁹ Harris, Matyas ve Sevestre, **a.e.**, s.237

olarak tutarlı olmaktadır. Dinamik panel modellerinde ise yatay kesit etkileri sabitken de tesadüfiyken de kovaryans tahminleyeni tutarsız olmaktadır³²⁰.

Modelde gecikmeli bağımlı değişkenin açıklayıcı değişkenler arasında olmaması durumunda her birim için değişkenlerin zaman boyunca hesaplanan ortalamalarından farkları alınmakta ve dönüştürülmüş değişkenlerle en küçük kareler tahminleyeni oluşturulmaktadır. Gözlenemeyen etkilerin açıklayıcı değişkenlerle ilişkili olması halinde de tutarlı olan bu tahminleyen sabit etkiler tahminleyeni (grup içi tahminleyeni – kovaryans tahminleyeni) olarak adlandırılmaktadır. Etkilerin açıklayıcı değişkenlerden bağımsız olması halinde genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni kullanılmaktadır. Ancak bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modele bağımsız değişken olarak alındığında bu tahminleyenler sapmalı ve tutarsız olmaktadır³²¹.

y_{i0} terimlerinin gözlenebilir olduğu; $\alpha_i^* = \alpha_i + \mu$, $Eu_{it} = 0$, $i = j$ ve $t = s$ iken $Eu_{it}u_{js} = \sigma_u^2$ olduğu ve diğer durumlarda $Eu_{it}u_{js} = 0$ olduğu varsayımı altında,

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \alpha_i^* + u_{it}, \quad |\gamma| < 1, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.6.3)$$

modelinde, $\bar{y}_i = \sum_{t=1}^T y_{it} / T$, $\bar{y}_{i,-1} = \sum_{t=1}^T y_{i,t-1} / T$, ve $\bar{u}_i = \sum_{t=1}^T u_{it} / T$ olmak üzere α_i^* ve γ ya ait LSDV tahminleyenleri

$$\alpha_i^* = \bar{y}_i - \hat{\gamma}_{CV} \bar{y}_{i,-1}, \quad i = 1, \dots, N \quad (2.6.4)$$

³²⁰ Hsiao, **a.g.e.**, s.71; Maddala (1971), **a.g.e.**, s.348

³²¹ Mark N. Harris ve Laszlo Matyas, “A Comparative Analysis of Different IV and GMM Estimators of Dynamic Panel Data Models”, **International Statistical Review**, Volume:72, Issue:3, 2004, s.398, (397–408)

$$\begin{aligned}\hat{\gamma}_{CV} &= \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y}_i)(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1})}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1})^2} \\ &= \gamma + \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T [(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1})(u_{it} - \bar{u}_i) / NT]}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T [(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1})^2 / NT]}\end{aligned}\quad (2.6.5)$$

olmaktadır³²². (2.6.5) eşitliğinde ikinci terime ait payda sıfırdan farklı olduğunda kovaryans tahminleyeni hesaplanabilmekte, aynı terimde payın değeri sıfıra yakınsadığında ise kovaryans tahminleyeni tutarlı olmaktadır. Dönem uzunluğu (T) yatay kesit genişliğine (N) göre çok küçük olduğunda, kovaryans tahminleyenindeki aşağı yönlü sapma büyük olmaktadır³²³. Modelde yerlerine yazıldıklarında,

$$y_{it} = u_{it} + \gamma u_{i,t-1} + \dots + \gamma^{t-1} u_{i1} + \frac{1-\gamma^t}{1-\gamma} \alpha_i^* + \gamma^t y_{i0} \quad (2.6.6)$$

ve t boyunca $y_{i,t-1}$ toplanarak

$$\begin{aligned}\sum_{t=1}^T y_{i,t-1} &= \frac{1-\gamma^T}{1-\gamma} y_{i0} + \frac{(T-1)-T\gamma+\gamma^T}{(1-\gamma)^2} \alpha_i^* \\ &\quad + \frac{1-\gamma^{T-1}}{1-\gamma} u_{i1} + \frac{1-\gamma^{T-2}}{1-\gamma} u_{i2} + \dots + u_{i,T-1}\end{aligned}\quad (2.6.7)$$

elde edilmektedir. Bağımsız ve özdeş dağılmakta olan u_{it} terimleri α_i^* terimleri ile korelasyonsuz oldukları için, (2.6.7) kullanılarak büyük sayılar teorisi gereği N sonsuz büyüdüğünde

$$\begin{aligned}\text{plim}_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1})(u_{it} - \bar{u}_i) &= -\text{plim}_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \bar{y}_{i,-1} \bar{u}_i \\ &= -\frac{\sigma_u^2}{T^2} \frac{(T-1)-T\gamma+\gamma^T}{(1-\gamma)^2}\end{aligned}\quad (2.6.8)$$

³²² Hsiao, **a.g.e.**, s.71

³²³ Javier Alvarez ve Manuel Arellano, "The Time Series And Cross-Section Asymptotics Of Dynamic Panel Data Estimators", **Econometrica**, Volume:71, Issue:4, July 2003, s.1121-1122, (1121-1159)

olmaktadır³²⁴. (2.6.5) eşitliğinde ikinci terime ait payda ise

$$\frac{\sigma_u^2}{1-\gamma^2} \left\{ 1 - \frac{1}{T} - \frac{2\gamma}{(1-\gamma)^2} \frac{(T-1) - T\gamma + \gamma^T}{T^2} \right\} \quad (2.6.9)$$

ifadesine yakınsamaktadır. N sonsuz büyüyorken T de sonsuz büyüdüğünde, (2.6.8) sıfıra, (2.6.9) ise sıfırdan farklı $\sigma_u^2 / (1-\gamma^2)$ sabitine yaklaşmakta ve böylece (2.6.4) ve (2.6.5), α_i^* ve γ nın tutarlı tahminleyenleri olmaktadır. T sabitken N ne kadar büyürse büyüsün, (2.6.8) sıfırdan farklı bir sabit olacağı için (2.6.4) ve (2.6.5) tahminleyenleri tutarsız olmaktadır. γ nın kovaryans tahminleyenine ait asimptotik sapma bu durumda

$$\begin{aligned} \text{plim}_{N \rightarrow \infty}(\hat{\gamma}_{CV} - \gamma) = & -\frac{1+\gamma}{T-1} \left(1 - \frac{1}{T} \frac{1-\gamma^T}{1-\gamma} \right) \\ & \times \left\{ 1 - \frac{2\gamma}{(1-\gamma)(T-1)} \left[1 - \frac{1-\gamma^T}{T(1-\gamma)} \right] \right\}^{-1} \end{aligned} \quad (2.6.10)$$

kadardır. $\hat{\gamma}$ tahminleyenindeki sapma, gözlem değerlerinden bilinmeyen α_i^* yatay kesit etkilerinin temizlenmesi ile, açıklayıcı değişkenler ile dönüştürülmüş $(y_{it} - \bar{y}_i) = \gamma(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1}) + (u_{it} - \bar{u}_i)$ modelindeki kalıntılar arasında ortaya çıkan korelasyon neticesinde oluşmaktadır. T büyüdüğünde sağ taraf değişkenleri asimptotik olarak korelasyonsuz olur. Küçük T değerleri için $\gamma > 0$ iken sapma daima negatif olmaktadır³²⁵. γ sıfıra yaklaştığında ise sapma sıfıra yaklaşmaz. Az sayıda zaman gözlemi içeren panel modellerinde bu yanlılık ihmal edilememektedir.

Dinamik sabit etkiler modellerinde T küçükken kovaryans tahminleyeni sapmalı (tutarsız) olmaktadır. Kovaryans tahminleyeni (grup içi tahminleyeni) yalnızca modeldeki tüm sağ taraf (açıklayıcı) değişkenleri kesin dışsal olduklarında tutarlı

³²⁴ Hsiao, a.g.e., s.72

³²⁵ Bond, a.g.e., s.144

olmaktadır³²⁶. Bu durumda γ ya ait tutarlı bir tahminleyen vekil değişken yöntemi (IV) veya en çok benzerlik yöntemi (MLE) ile elde edilebilmektedir.

2.6.2 Tesadüfi Etkiler Modelleri

Birime özgü etkilerin tesadüfi olduğu modellerde, bu etkilerin açıklayıcı değişkenlerle ilişkili ve ilişkisiz olduğu durumlar ayrı ayrı ele alınmaktadır. Etkilerin açıklayıcı değişkenlerle ilişkili olması durumunda aralarındaki korelasyon dikkate alınmaksızın oluşturulacak kovaryans tahminleyeni, gerekli özellikleri statik regresyon denklemlerinde olduğu gibi sağlamamaktadır. Bu durumda etkiler ve açıklayıcı değişkenler arasında var olan doğrusal ilişki $\alpha_i = \mathbf{a}'\bar{\mathbf{x}}_i + w_i$ ile gösterilmekte ve

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{y}_{i,-1}\gamma + X_i\beta + \mathbf{e}\bar{\mathbf{x}}_i\mathbf{a} + \mathbf{e}w_i + \mathbf{u}_i \quad (2.6.11)$$

modeli elde edilmektedir³²⁷. Bu modelde $E(\mathbf{x}_{it}w_i) = 0$ ve $E(\mathbf{x}_{it}u_{it}) = 0$ olmaktadır. $\bar{\mathbf{x}}_i$ zamandan bağımsız olduğu ve $E\alpha_i\mathbf{x}'_{it} = \mathbf{0}'$ varsayımı altında birime özgü w_i etkileri α_i lerle aynı özelliklere sahip olduğu için (2.6.11) modelinin tahmini

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{y}_{i,-1}\gamma + X_i\beta + \mathbf{e}\mathbf{z}'_i\mathbf{p} + \mathbf{e}\alpha_i + \mathbf{u}_i \quad (2.6.12)$$

modelinin tahminine denk olmaktadır. Bu modelde X_i $T \times K_1$ boyutlu zamanla değişen açıklayıcı değişkenleri, $\mathbf{z}'_i$ $1 \times K_2$ boyutlu zamandan bağımsız (zamanla değişmeyen) açıklayıcı değişkenleri ve sabit terimi gösteriyorken,

³²⁶ Bond, **a.g.e.**, s.144

³²⁷ Hsiao, **a.g.e.**, s.73

$E\alpha_i = 0$, $E\alpha_i \mathbf{z}_i' = \mathbf{0}'$, ve $E\alpha_i \mathbf{x}_{it}' = \mathbf{0}'$ olmaktadır. Etkilerin dışsal açıklayıcı değişkenlerle ilişkisiz olduğu varsayılmaktadır.

Dinamik hata bileşenleri modellerinde en küçük kareler tahminleyeni taraflı olmaktadır³²⁸. Tüm açıklayıcı değişkenlerin dışsal ve etkilerden bağımsız olduğu statik modellerde hata bileşenleri modeli geçerliiyken, yerine etkinliği daha az olmasına karşın tarafsız ve tutarlı olan sabit etkilerle en küçük kareler tahminleyeni kullanılabilir. Dinamik hata bileşenleri modellerinde ise gecikmeli bağımlı değişken ve birime özgü etkiler arasında oluşan korelasyon nedeniyle en küçük kareler tahminleyeni tarafsızlığını yitirmektedir³²⁹. Bu durumda özellikle büyük örneklerde yukarı sapma gerçekleşmektedir.

Gecikmeli bağımlı değişkeni içeren dinamik panel veri modellerinde dönem sayısı (T) kısa olduğunda kukla değişkenli en küçük kareler tahminleyeni tutarsız olmaktadır³³⁰. Büyük örneklerde aşağı yönlü sapma gözlenmektedir³³¹.

En küçük kareler tahminleyenindeki taraflılığı göstermek üzere, i ve t boyunca bağımsız ve özdeş dağılmakta olan u_{it} hata terimlerine sahip

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \alpha_i + u_{it}, \quad |\gamma| < 1, \quad i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \quad (2.6.13)$$

modeli ele alındığında, γ için en küçük kareler tahminleyeni

$$\hat{\gamma}_{LS} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it} y_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{i,t-1}^2} = \gamma + \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\alpha_i + u_{it}) y_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{i,t-1}^2} \quad (2.6.14)$$

³²⁸ Bond, **a.g.e.**, s.143-144

³²⁹ Hsiao, **a.g.e.**, s.73

³³⁰ Ruth A. Judson ve Ann L. Owen, "Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide For Macroeconomists", **Economics Letters**, Volume:65, Issue:1, October 1999, s.9 , (9-15)

³³¹ Bond, **a.g.e.**, s.144

olmaktadır. En küçük kareler tahminleyenindeki asimptotik taraflılık (2.6.14) eşitliğinin sağ tarafındaki ikinci terimde olasılık limiti alınarak elde edilmektedir. Bu durumda,

$$\begin{aligned} \text{plim}_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\alpha_i + u_{it}) y_{i,t-1} &= \frac{1}{T} \frac{1-\gamma^T}{1-\gamma} \text{cov}(y_{i0}, \alpha_i) \\ &+ \frac{1}{T} \frac{\sigma_\alpha^2}{(1-\gamma)^2} [(T-1) - T\gamma + \gamma^T], \end{aligned} \quad (2.6.15)$$

$$\begin{aligned} \text{plim}_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{i,t-1}^2 &= \frac{1-\gamma^{2T}}{T(1-\gamma^2)} \frac{\sum_{i=1}^N y_{i0}^2}{N} \\ &+ \frac{\sigma_\alpha^2}{(1-\gamma)^2} \frac{1}{T} \left(T - 2 \frac{1-\gamma^T}{1-\gamma} + \frac{1-\gamma^{2T}}{1-\gamma^2} \right) \\ &+ \frac{2}{T(1-\gamma)} \left(\frac{1-\gamma^T}{1-\gamma} - \frac{1-\gamma^{2T}}{1-\gamma^2} \right) \text{cov}(\alpha_i, y_{i0}) \\ &+ \frac{\sigma_u^2}{T(1-\gamma^2)^2} [(T-1) - T\gamma^2 + \gamma^{2T}] \end{aligned} \quad (2.6.16)$$

limitleri elde edilmektedir. y_{i0} terimleri $\text{cov}(y_{i0}, \alpha_i)$ değeri 0 veya pozitif olan keyfi sabitler olarak düşünülmektedir. $\text{plim}_{N \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^N y_{i0}^2 / N$ değerinin sonlu olduğu varsayımı altında, N veya T değerlerinden biri veya her ikisi birlikte sonsuza uzanırken en küçük kareler tahminleyeni, otokorelasyon katsayısı γ nın değerini olduğundan büyük bulmaktadır. Oluşan sapma birime özgü etkilerin σ_α^2 varyansı arttıkça daha belirgin olmaktadır. Bu asimptotik sapma sonlu örneklerde de geçerli olmaktadır³³².

Oluşan sapma, gecikmeli bağımlı değişken ve sabit etkiler arasında var olan korelasyondan kaynaklanmaktadır. Oluşan sapma dönem uzunluğu (T) ile ters yönlü ilişki içerisinde fakat $T=30$ olduğunda bile sapma miktarı oldukça etkilidir³³³.

³³² Hsiao, **a.g.e.**, s.74

³³³ Mark J. Flannery ve Kristine Watson Hankins, “Estimating dynamic panel models in corporate finance”, **Journal of Corporate Finance**, Volume 19, February 2013, s.1, (1-19)

Oluşan sapmanın ortadan kaldırılması için en çok benzerlik tahminleyeni, vekil değişken tahminleyeni ve genelleştirilmiş momentler tahminleyeni gibi alternatif tahminleyenler kullanılmaktadır.

Dışsal değişkenleri birinci derece otoregresif sürece eklemek gecikmeli bağımlı değişkenin katsayısının tahminleyenindeki taraflılığı yok etmemekte ancak azaltmaktadır.

2.6.2.1 Modelin Oluşturulması

T sonlu olduğunda kurulan modelin açıklayıcılığı y_{i0} başlangıç değerleri için yapılan varsayımlara bağlı olmaktadır. En çok benzerlik ve genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyenlerinin istatistik özellikleri y_{i0} için yapılan varsayımlara bağlı olmaktadır, vekil değişken tahminleyeni ve genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyenleri bu varsayımlardan bağımsız olmaktadır.

$\mathbf{z}_i$ terimi $K_2 \times 1$ boyutlu zamanla değişmeyen sabit terim ve cinsiyet gibi dışsal değişkenler vektörünü; $\mathbf{x}_{it}$ terimi $K_1 \times 1$ boyutlu zamanla değişen dışsal değişkenler vektörünü; $\gamma, \boldsymbol{\rho}, \boldsymbol{\beta}$ sırasıyla $1 \times 1, K_2 \times 1, K_1 \times 1$ boyutlu parametre vektörlerini göstermek üzere,

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \boldsymbol{\rho}' \mathbf{z}_i + \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_{it} + v_{it}, \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{matrix} \quad (2.6.17)$$

modelinde

$$\begin{aligned}
|\gamma| < 1, \quad v_{it} = \alpha_i + u_{it}, \quad E\alpha_i = Eu_{it} = 0, \quad E\alpha_i \mathbf{z}_i' = \mathbf{0}', \quad E\alpha_i \mathbf{x}_{it}' = \mathbf{0}', \\
E\alpha_i u_{jt} = 0, \\
E\alpha_i \alpha_j = \begin{cases} \sigma_\alpha^2, & i = j \\ 0, & i \neq j \end{cases} \\
Eu_{it} u_{js} = \begin{cases} \sigma_u^2, & i = j, t = s \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}
\end{aligned}$$

varsayımları geçerlidir³³⁴. (2.6.17) modeli,

$$w_{it} = \gamma w_{i,t-1} + \boldsymbol{\rho}' \mathbf{z}_i + \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_{it} + u_{it} \quad (2.6.18)$$

$$y_{it} = w_{it} + \eta_i \quad (2.6.19)$$

biçiminde gösterilebilir. Bu gösterimde,

$$\alpha_i = (1 - \gamma)\eta_i, \quad E\eta_i = 0, \quad \text{var}(\eta_i) = \sigma_\eta^2 = \sigma_\alpha^2 / (1 - \gamma)^2 \quad (2.6.20)$$

olmaktadır. (2.6.17) modeli cebirsel olarak (2.6.18) ve (2.6.19) gösterimine denktir ancak y_{it} nin oluşturulma sürecinin yorumlanması farklıdır. (2.6.17) modelinde, kendi gecikmeli değeri ve dışsal değişkenlere ait genel tepkinin dışında, her yatay kesit birimine özgü süreçte, farklı birimler için farklı değerler alabilen gözlenemeyen α_i karakteristikleri ortaya çıkmaktadır. (2.6.18) ve (2.6.19) da ise, $\{w_{it}\}$ dinamik süreci birime özgü η_i etkisinden bağımsızdır. Dışsal değişkenlere koşullu olarak birimler, genel bir anakütleden tesadüfi olarak gelen bağımsız ve farklı arızı etkiler altındaki

³³⁴ Hsiao, **a.g.e.**, s.75

özdeş bir stokastik sürece sahiptir. y_{it} , birime özgü ve zamanla değişmeyen tesadüfi η_i değişkenince etkilenen gecikmeli değişken w_{it} nin gözlenen değerleridir. Modellere yüklenen bu farklı anlamların, birimlerin doğalarındaki farklılıklardan veya i inci süreçteki genel bir ölçüm hatasından kaynaklandığı düşünülebilir³³⁵.

w_{it} terimleri gözlenemediği için (2.6.17) modeli (2.6.18) ve (2.6.19) modellerinden ayırt edilememektedir. Bunun yerine, y_{i0} ve w_{i0} başlangıç gözlemlerine ait bilgi bu iki sürecin ayırt edilmesinde kullanılabilmektedir. Başlangıç gözlemlerine ait temel iki varsayım, sabit oldukları veya tesadüfi olduklarıdır. Model olarak (2.6.17) seçildiğinde iki temel durum sözkonusudur: (I) y_{i0} sabittir ve (II) y_{i0} tesadüfidir. Temel model olarak (2.6.18) ve (2.6.19) seçildiğinde ise yine iki temel durum, (III) w_{i0} sabittir ve (IV) w_{i0} tesadüfidir şeklinde ortaya çıkmaktadır³³⁶:

- **Durum (I):** y_{i0} sabittir. Bir yatay kesit birimi keyfi bir y_{i0} noktasından başlayarak yavaş yavaş $(\alpha_i + \rho'z_i) / (1 - \gamma) + \beta' \sum_{j=0}^{t-1} x_{i,t-j} \gamma^j$ seviyesine doğru hareket eder. Bu seviye, gözlenemeyen α_i etkileri, gözlenebilen ve zamanda sabit olan z_i karakteristikleri, ve zamanla değişebilen x_{it} değişkenlerinin bileşik etkisiyle belirlenmektedir. Birime özgü α_i etkisi ortalaması 0 ve varyansı σ_α^2 olan bir anakütleden tesadüfi olarak gelmektedir. Ancak örneklemeye ne zaman başlanacağı kararı keyfi ve y_{i0} değerlerinden bağımsız olduğunda, $E\alpha_i y_{i0} = 0$ varsayımı birime özgü α_i etkilerinin 0 anında modelde olmadığı ve süreci 1 anı ve sonrasında etkiledikleri anlamına geldiği için, y_{i0} terimini sabit olarak düşünmek sorgulanabilmektedir. Eğer süreç önceden başlamış ve devam

³³⁵ Hsiao, a.g.e., s.75

³³⁶ Hsiao, a.g.e., s.76

etmekte ise bu durumda y_{i0} terimini y_{it} den farklı düşünmeyi gerektirecek bir durum olmamaktadır.

- **Durum (II):** y_{i0} tesadüfidir. Bu durumda başlangıç gözlemlerinin μ_0 genel ortalama ve σ_{y0}^2 varyansı ile tesadüfi oldukları varsayılmaktadır.

$$y_{i0} = \mu_{y0} + \varepsilon_i \quad (2.6.21)$$

y_{i0} ve α_i arasındaki korelasyon için yapılan varsayıma bağlı olarak bu durum iki farklı şekilde ele alınmaktadır:

- **Durum (IIa):** y_{i0} , α_i den bağımsızdır, $\text{cov}(\varepsilon_i, \alpha_i) = 0$. Bu durumda başlangıç terimlerinin etkileri zamanla yavaş yavaş azalmakta ve sonunda kaybolmaktadır. Başlangıç değeri ve α_i etkilerinin bağımsızlığı bakımından “Durum (I)”e benzemekte fakat farklı olarak gözlenebilen başlangıç değeri sabit değil, μ_{y0} ortalama ve σ_{y0}^2 varyansa sahip bir anakütleden gelen tesadüfi bir değer olmaktadır.
- **Durum (IIb):** y_{i0} , α_i ile korelasyonludur. y_{i0} ve α_i arasındaki korelasyon $\phi\sigma_{y0}^2$ ile gösterilmektedir. Başlangıç terimlerinin ε_i etkileri, α_i ile aralarındaki korelasyon nedeniyle y_{it} nin tüm gelecek dönem değerlerini etkiler ve sonunda $[\phi\varepsilon_i / (1-\gamma)] = \lim_{t \rightarrow \infty} E \left[y_{it} - \rho'z_i / (1-\gamma) - \beta' \sum_{j=0}^{t-1} x_{i,t-j} \gamma^j \middle| \varepsilon_i \right]$ seviyesine ulaşır. Özel olarak, $\phi\sigma_{y0}^2 = \sigma_\alpha^2$ ($\varepsilon_i = \alpha_i$) olduğunda, birime özgü etkilerin tamamen başlangıç terimlerinin doğasındaki farklılıklardan kaynaklandıkları söylenebilmektedir. Bu durumda başlangıç terimlerinin nihai etkisi $[\alpha_i / (1-\gamma)] = \eta_i$ olmaktadır.

- **Durum (III):** w_{i0} sabittir. Birime özgü gözlenemeyen $\{w_{it}\}$ süreci keyfi bir başlangıç değerine sahiptir. Bu açıdan “Durum (I)”e benzemektedir.

Farklı yanı ise, gözlenen yatay kesit y_{it} birimleri, birime özgü η_i etkileri ile korelasyonlu olmaktadır. Gözlenen yatay kesit birimlerinin her biri keyfi bir y_{i0} noktasından başlayabilmekte ve yavaş yavaş $\eta_i + \rho'z_i / (1-\gamma) + \beta' \sum_{j=0}^{t-1} x_{i,t-j} \gamma^j$ seviyesine hareket etmektedir.

- **Durum (IV):** w_{i0} tesadüfidir. w_{i0} teriminin genel bir ortalamaya sahip olarak düşünülmesi veya düşünülmemesine bağlı olarak dört alt durum söz konusu olmaktadır:
 - **Durum (IVa):** w_{i0} terimi, genel ortalaması μ_w ve varyansı $\sigma_u^2 / (1-\gamma^2)$ olan bir anakütleden tesadüfi gelmektedir.
 - **Durum (IVb):** w_{i0} terimi, genel ortalaması μ_w ve keyfi varyansı σ_{w0}^2 olan bir anakütleden tesadüfi gelmektedir.
 - **Durum (IVc):** w_{i0} terimi, ortalaması θ_{i0} ve varyansı $\sigma_u^2 / (1-\gamma^2)$ olan bir anakütleden tesadüfi gelmektedir.
 - **Durum (IVd):** w_{i0} terimi, ortalaması θ_{i0} ve keyfi varyansı σ_{w0}^2 olan bir anakütleden tesadüfi gelmektedir.

Belirtilen son dört alt durumun her birinde y_{i0} ve η_i terimleri arasında korelasyona izin verilmektedir. Böylece η_i , y_{it} terimlerini y_{i0} da dahil olmak üzere zamanın her gözlem noktasında etkilemektedir. “Durum (IVa)”da başlangıç durumundaki varyansın sonra gelen durumlardaki varyansla aynı olduğu varsayılmaktadır. “Durum (IVb)”de keyfi varyans nedeniyle başlangıç durumunun durağan olmayışına izin verilmektedir. “Durum (IVc) ve Durum(IVd)”de başlangıç durumlarının farklı ortalamalara sahip farkı anakütlelerden tesadüfi geldikleri varsayılmaktadır. “Durum (IVc)”de $\{w_{it}\}$ sürecinin sonsuz bir geçmişten geldiği ve dışsal değişkenlere koşullu olarak, ikinci momentlerinin durağanlaştığı

varsayılmaktadır. “*Durum(IVd)*”de ise w_{i0} in varyansının keyfi olmasına izin verilerek bu varsayım gevşetilmektedir³³⁷.

2.6.2.2 En Çok Benzerlik Tahminleyeni (MLE)

Başlangıç koşulları ve asimptotik özelliklere bağlı farklı varsayımlar en çok benzerlik tahminleyenini etkilemektedir³³⁸. Bu durum aşağıda detaylı olarak ele alınmaktadır.

Başlangıç şartları için yapılan her farklı varsayım, farklı bir en çok benzerlik fonksiyonu oluşmasına neden olmaktadır. Başlangıç koşulları doğru belirlenmediğinde α_i için elde edilen en çok benzerlik tahminleyeni tutarsız olmaktadır³³⁹. α_i ve u_{it} terimlerinin normal dağıldığı varsayımı altında çalışıldığında, “*Durum (I)*” için en çok benzerlik fonksiyonu³⁴⁰:

$$L_1 = (2\pi)^{\frac{-NT}{2}} |V|^{\frac{-N}{2}} \times \exp \left\{ \frac{-1}{2} \sum_{i=1}^N \left((\mathbf{y}_i - \mathbf{y}_{i,-1}\gamma - \mathbf{Z}_i\boldsymbol{\rho} - \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta})' V^{-1} (\mathbf{y}_i - \mathbf{y}_{i,-1}\gamma - \mathbf{Z}_i\boldsymbol{\rho} - \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}) \right) \right\} \quad (2.6.22)$$

biçimini almaktadır. Burada $\mathbf{y}_i = (y_{i1}, \dots, y_{iT})'$, $\mathbf{y}_{i,-1} = (y_{i0}, \dots, y_{i,T-1})'$, $\mathbf{Z}_i = \mathbf{e}\mathbf{z}_i'$, $\mathbf{e} = (1, \dots, 1)'$, $\mathbf{X}_i = (\mathbf{x}_{i1}, \dots, \mathbf{x}_{iT})'$ ve $V = \sigma_u^2 I_T + \sigma_\alpha^2 \mathbf{e}\mathbf{e}'$ olmaktadır. “*Durum (IIa)*” için en çok benzerlik fonksiyonu:

³³⁷ Hsiao, **a.g.e.**, s.78

³³⁸ Alvarez, **a.g.e.**, s.1121; Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.591

³³⁹ Stephen R. Bond, “Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice”, **Portuguese Economic Journal**, Vol:1, 2002, s.145, (141-162)

³⁴⁰ Hsiao, **a.g.e.**, s.78

$$L_{2a} = L_1 (2\pi)^{\frac{-N}{2}} (\sigma_{y0}^2)^{\frac{-N}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma_{y0}^2} \sum_{i=1}^N (y_{i0} - \mu_{y0})^2 \right\} \quad (2.6.23)$$

“Durum (IIb)” için en çok benzerlik fonksiyonu, $a = \sigma_\alpha^2 - \phi^2 \sigma_{y0}^2$ olmak üzere:

$$L_{2b} = (2\pi)^{\frac{-NT}{2}} (\sigma_u^2)^{\frac{-N(T-1)}{2}} (\sigma_u^2 + Ta)^{\frac{-N}{2}} \times \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma_u^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T [y_{it} - \gamma y_{i,t-1} - \rho' \mathbf{z}_i - \beta' \mathbf{x}_{it} - \phi(y_{i0} - \mu_{y0})]^2 \right. \\ \left. + \frac{a}{2\sigma_u^2 (\sigma_u^2 + Ta)} \times \sum_{i=1}^N \left\{ \sum_{t=1}^T [y_{it} - \gamma y_{i,t-1} - \rho' \mathbf{z}_i - \beta' \mathbf{x}_{it} - \phi(y_{i0} - \mu_{y0})] \right\}^2 \right\} \\ \times (2\pi)^{\frac{-N}{2}} (\sigma_{y0}^2)^{\frac{-N}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma_{y0}^2} \sum_{i=1}^N (y_{i0} - \mu_{y0})^2 \right\} \quad (2.6.24)$$

“Durum (III)” için en çok benzerlik fonksiyonu:

$$L_3 = (2\pi)^{\frac{-NT}{2}} |\sigma_u^2|^{\frac{-NT}{2}} \times \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma_u^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left[(y_{it} - y_{i0} + w_{i0}) - \gamma (y_{i,t-1} - y_{i0} + w_{i0}) \right]^2 \right\} \\ \cdot (2\pi)^{\frac{-N}{2}} (\sigma_\eta^2)^{\frac{-N}{2}} \times \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma_\eta^2} \sum_{i=1}^N (y_{i0} - w_{i0})^2 \right\} \quad (2.6.25)$$

“Durum (IVa)” için en çok benzerlik fonksiyonu:

$$L_{4a} = (2\pi)^{\frac{-N(T+1)}{2}} |\Omega|^{\frac{-N}{2}} \times \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \left[\begin{pmatrix} y_{i0} - \mu_w, y_{i1} - \gamma y_{i0} - \rho' z_i - \beta' x_{i1}, \dots, \\ y_{iT} - \gamma y_{i,T-1} - \rho' z_i - \beta' x_{iT} \end{pmatrix} \right. \right. \\ \left. \left. \times \Omega^{-1} (y_{i0} - \mu_w, \dots, y_{iT} - \gamma y_{i,T-1} - \rho' z_i - \beta' x_{iT})' \right] \right\} \quad (2.6.26)$$

olmaktadır. Bu eşitlikte:

$$\begin{aligned} \Omega_{(T+1) \times (T+1)} &= \sigma_u^2 \begin{bmatrix} \frac{1}{1-\gamma^2} & \mathbf{0}' \\ \mathbf{0} & I_T \end{bmatrix} + \sigma_\alpha^2 \begin{bmatrix} \frac{1}{1-\gamma} \\ \mathbf{e} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \frac{1}{1-\gamma}, \mathbf{e}' \end{pmatrix}, \\ |\Omega| &= \frac{\sigma_u^{2T}}{1-\gamma^2} \left(\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2 + \frac{1+\gamma}{1-\gamma} \sigma_\alpha^2 \right), \\ \Omega^{-1} &= \frac{1}{\sigma_u^2} \left\{ \begin{bmatrix} \frac{1}{1-\gamma^2} & \mathbf{0}' \\ \mathbf{0} & I_T \end{bmatrix} - \left(\frac{\sigma_u^2}{\sigma_\alpha^2} + T + \frac{1+\gamma}{1-\gamma} \right)^{-1} \begin{bmatrix} 1+\gamma \\ \mathbf{e} \end{bmatrix} (1+\gamma, \mathbf{e}') \right\} \end{aligned} \quad (2.6.27)$$

ifade etmektedir. “Durum (IVb)” için en çok benzerlik fonksiyonu L_{4b} , (2.6.26) eşitliği ile gösterilen L_{4a} benzerlik fonksiyonunda Ω yerine Λ yazılarak elde edilmektedir. Ω ya ait ilk terimin sol üst köşesinde yer alan $1/(1-\gamma^2)$ elemanının yerine σ_w^2 / σ_u^2 elemanı yazılarak Λ bulunmaktadır. “Durum (IVc)” için en çok benzerlik fonksiyonu L_{4c} , L_{4a} benzerlik fonksiyonunda y_{i0} ın ortalaması yerine θ_{i0} yazılarak oluşturulmaktadır. “Durum (IVd)” için en çok benzerlik fonksiyonu L_{4d} , (2.6.24) eşitliği ile gösterilen L_{2b} benzerlik fonksiyonunda μ_{y0} , ϕ , ve σ_{y0}^2 terimlerinin yerine sırasıyla θ_{i0} , $(1-\gamma)\sigma_\eta^2 / (\sigma_\eta^2 + \sigma_{w0}^2)$ ve $\sigma_\eta^2 + \sigma_{w0}^2$ terimleri yazılarak elde edilmektedir.

En çok benzerlik fonksiyonunun parametrelere göre maksimize edilmesi ile en çok benzerlik tahminleyeni (MLE) elde edilmektedir. En çok benzerlik tahminleyenin tutarlılığı başlangıç koşullarına ve gözlem sayıları T ve N in sonsuza uzanmasına bağlıdır. Başlangıç koşullarına bağlı olarak verilen “*Durum (III)*” ve “*Durum (IVd)*” hallerinde en çok benzerlik tahminleyeni yoktur. Bu durumlarda, y_{i0} teriminin w_{i0} veya θ_{i0} değerine eşit olarak alınması halinde, benzerlik fonksiyonlarındaki ikinci üstel ifadenin değeri 1 olmaktadır. σ_η^2 veya $\sigma_\eta^2 + \sigma_{w0}^2$ varyanslarının sıfıra yaklaşması sağlandığında benzerlik fonksiyonları sınırsız olmaktadır. Bu durumda kısmi türevleri alınarak birinci dereceden kısıtlar altında çözüm aranmaktadır³⁴¹.

T sonsuz büyüdüğünde en çok benzerlik tahminleyeni başlangıç koşulları için yapılan varsayımlardan bağımsız olarak tutarlı davranmaktadır. T sonlu iken N sonsuz büyüdüğünde ise en çok benzerlik tahminleyenin tutarlılığı başlangıç koşulları için yapılan varsayımlara bağlı olarak değişmektedir³⁴².

N sonlu olduğunda ρ nun tanımlanabilir olması için gerek koşul $N \geq K_2$ olmasıdır. Bu koşul sağlanmadığında modelde tam çoklu doğrusal bağlantı (strict multicollinearity) oluşmaktadır. $N \geq K_2$ koşulu geçerli de olsa T sonsuz büyüdüğünde ρ ve σ_α^2 için en çok benzerlik tahminleyenleri birimler arası değişkenlik bilgisi yetersiz kaldığı için tutarsız olmaktadır. Tüm durumlar altında γ , β ve σ_u^2 ya ait en çok benzerlik tahminleyenleri tutarlı kalmaktadır. T büyüdüğünde başlangıç gözlemlerinin ağırlığı hızla azalmakta ve farklı durumlar altındaki en çok benzerlik tahminleyenlerinin tümü aynı kovaryans tahminleyenine yakınsamaktadır³⁴³.

³⁴¹ Hsiao, **a.g.e.**, s.79-80

³⁴² T. W. Anderson ve Cheng Hsiao, “Estimation of Dynamic Models with Error Components”, Social Science Working Paper 336, **Division of the Humanities and Social Sciences California Institute of Technology**, Pasadena, California, August 1980, s.36, (1-41)

³⁴³ Hsiao, **a.g.e.**, s.80

Tablo 2: Dinamik Tesadüfi Etkiler Modellerinde En Çok Benzerlik Tahminleyenin (MLE) Tutarlılık Davranışı

Durum		N sabit, $T \rightarrow \infty$	T sabit, $N \rightarrow \infty$
Durum (I): y_{i0} sabit	$\gamma, \beta, \sigma_u^2$	Tutarlı	Tutarlı
	ρ, σ_α^2	Tutarsız	Tutarlı
Durum (II): y_{i0} tesadüfi			
(IIa): y_{i0}, α_i den bağımsız	$\gamma, \beta, \sigma_u^2$	Tutarlı	Tutarlı
	$\mu_{y0}, \rho, \sigma_\alpha^2, \sigma_{y0}^2$	Tutarsız	Tutarlı
(IIb): y_{i0}, α_i ile korelasyonlu	$\gamma, \beta, \sigma_u^2$	Tutarlı	Tutarlı
	$\mu_{y0}, \rho, \sigma_\alpha^2, \sigma_{y0}^2, \phi$	Tutarsız	Tutarlı
Durum (III): w_{i0} sabit	$\gamma, \beta, \sigma_u^2$	Tutarlı	Tutarsız
	$w_{i0}, \rho, \sigma_\eta^2$	Tutarsız	Tutarsız
Durum (IV): w_{i0} tesadüfi			
(IVa): ortalama μ_w ve varyans $\sigma_u^2 / (1 - \gamma^2)$	$\gamma, \beta, \sigma_u^2$	Tutarlı	Tutarlı
	$\mu_w, \rho, \sigma_\eta^2$	Tutarsız	Tutarlı
(IVb): ortalama μ_w ve varyans σ_{w0}^2	$\gamma, \beta, \sigma_u^2$	Tutarlı	Tutarlı
	$\sigma_{w0}^2, \mu_w, \rho, \sigma_\eta^2$	Tutarsız	Tutarlı
(IVc): ortalama θ_{i0} ve varyans $\sigma_u^2 / (1 - \gamma^2)$	$\gamma, \beta, \sigma_u^2$	Tutarlı	Tutarsız
	$\theta_{i0}, \rho, \sigma_\eta^2$	Tutarsız	Tutarsız
(IVd): ortalama θ_{i0} ve varyans σ_{w0}^2	$\gamma, \beta, \sigma_u^2$	Tutarlı	Tutarsız
	$\theta_{i0}, \sigma_{w0}^2, \sigma_\eta^2$	Tutarsız	Tutarsız

Kaynak: Hsiao, **a.g.e.**, s.80

w_{i0} terimlerinin ortalamalarının θ_{i0} olduğu “Durum IVc ve IVd” için Bhargava ve Sargan θ_{i0} ların tahmininde gözlemlenen tüm $\mathbf{x}_{it}$ ve $\mathbf{z}_i$ terimlerinin kullanılmasını önermektedir³⁴⁴. ξ_{it} bağımsız ve özdeş dağılıma sahip olmak üzere, $\mathbf{x}_{it}$ ler homojen stokastik bir süreç tarafından üretildiğinde

$$\mathbf{x}_{it} = \mathbf{c} + \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{b}_j \xi_{i,t-j} \quad (2.6.28)$$

$\mathbf{x}_{it}$ ve $\mathbf{z}_i$ ye koşullu olarak

$$y_{i0} = \sum_{t=1}^T \pi'_{0t} \mathbf{x}_{it} + \mathbf{p}'^* \mathbf{z}_i + v_{i0} \quad \text{ve} \quad (2.6.29)$$

$$v_{i0} = \varepsilon_{i0} + u_{i0}^* + \eta_i \quad (2.6.30)$$

elde edilmektedir. π_{0t} katsayıları i boyunca özdeş olmaktadır³⁴⁵. v_{i0} hata terimi üç bileşenin toplamından oluşmaktadır. Bu bileşenler, θ_{i0} a ait tahmin hatası olan ε_{i0} , sıfır anından önceki kümülatif arızı etkileri gösteren $u_{i0}^* = u_{i0} + \gamma u_{i,-1} + \gamma^2 u_{i,-2} + \dots$ ve son olarak birime özgü etkileri gösteren η_i . Tahmin hatası ε_{i0} sıfır ortalamaya ve $\sigma_{\varepsilon 0}^2$ varyansa sahip olup, u_{it} ve η_i den bağımsızdır. Böylece, dışsal değişkenlere koşullu

³⁴⁴ Alok Bhargava ve J. Denis Sargan, “Estimating Dynamic Random Effects Models from Panel Data Covering Short Time Periods”, **Econometrica**, Volume:51, Issue:6, 1983, (1635-1659)

³⁴⁵ Cheng Hsiao, M. Hashem Pesaran ve A. Kamil Tahmiscioglu, “Maximum Likelihood Estimation Of Fixed Effects Dynamic Panel Data Models Covering Short Time Periods”, **Journal of Econometrics**, Volume:109, Issue:1, July 2002, s.126-127, (107–150)

w_{i0} lara ait hata sürecinin durağan olup olmadığına bağlı olmaksızın “*Durum IVc ve IVd*” deki gözlem sayısına bağlı olarak artan parametre sayısından, sabit sayıda parametreye sahip N adet bağımsız dağılım (T+1) bileşenli vektör içeren “*Durum IVc’ ve IVd’*” elde edilmektedir³⁴⁶. Bu durumda $N \rightarrow \infty$ iken en çok benzerlik tahminleyeni tutarlı olmaktadır.

Durum IVc’:

$$\begin{aligned} \text{var}(v_{i0}) &= \sigma_{\varepsilon 0}^2 + \frac{\sigma_u^2}{1-\gamma^2} + \frac{\sigma_\alpha^2}{(1-\gamma)^2} \\ \text{cov}(v_{i0}, v_{it}) &= \frac{\sigma_\alpha^2}{1-\gamma}, \quad t = 1, \dots, T \end{aligned} \quad (2.6.31)$$

Durum IVd’:

$$\text{var}(v_{i0}) = \sigma_{w0}^2 \quad \text{ve} \quad \text{cov}(v_{i0}, v_{it}) = \sigma_\tau^2, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.6.32)$$

2.6.2.3 Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Tahminleyeni (GLSE)

“*Durum (III), (IVc) ve (IVd)*” dışındaki hallerde en çok benzerlik fonksiyonu sabit sayıda parametrelere bağlı olmaktadır. Ω veya $\sigma_u^2, \sigma_\alpha^2, \sigma_{y0}^2$ ve ϕ ye koşullu alındığında, en çok benzerlik tahminleyeni MLE, genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni GLS ye denk olmaktadır. “*Durum (I)*” geçerliiyken $(y_{i1}, \dots, y_{iT})$ ye ait kovaryans matrisi, (2.5.19) da verilen hata bileşenleri formunda olmaktadır. “*Durum (IIa), (IIb), (IVa), (IVb)*” geçerliiyken veya θ_i nin koşullu ortalamasına bağlı olarak

³⁴⁶ Hsiao, **a.g.e.**, s.81

“Durum (IVc) veya (IVd)” geçerliyken, $\mathbf{v}_i = (v_{i0}, v_{i1}, \dots, v_{iT})$ ye ait kovaryans matrisi

$\tilde{V}$, $\begin{bmatrix} \sigma_{w0}^2 & \sigma_\tau^2 \mathbf{e}' \\ \sigma_\tau^2 \mathbf{e} & V \end{bmatrix}$ formunda olmaktadır. Bu durumda $\tilde{\mathbf{y}}'_i = (y_{i0}, \dots, y_{iT})$ ve

$$\tilde{X}_i = \begin{pmatrix} \mathbf{x}'_{i1} & \mathbf{x}'_{i2} & \dots & \mathbf{x}'_{iT} & \mathbf{z}'_i & 0 & \mathbf{0}' & \mathbf{0} \\ \mathbf{0}' & \dots & \dots & \dots & \mathbf{0}' & y_{i0} & \mathbf{x}'_{i1} & \mathbf{z}'_i \\ \vdots & & & & \vdots & y_{i1} & \mathbf{x}'_{i2} & \mathbf{z}'_i \\ \vdots & & & & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \mathbf{0}' & \dots & \dots & \dots & \mathbf{0}' & y_{iT-1} & \mathbf{x}'_{iT} & \mathbf{z}'_i \end{pmatrix}$$

olmak üzere, $\boldsymbol{\delta}' = (\boldsymbol{\pi}', \boldsymbol{\rho}^{*'}, \gamma, \boldsymbol{\beta}', \boldsymbol{\rho}')$ ya ait genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni

$$\hat{\boldsymbol{\delta}}_{GLS} = \left(\sum_{i=1}^N \tilde{X}_i \tilde{V}^{-1} \tilde{X}_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \tilde{X}_i \tilde{V}^{-1} \tilde{\mathbf{y}}_i \right) \quad (2.6.33)$$

olmaktadır³⁴⁷. $N \rightarrow \infty$ iken GLS tahminleyeni asimptotik normal dağılmakta ve tutarlı davranmaktadır³⁴⁸.

$(y_{i0}, \dots, y_{iT})$ terimlerinin $v_{i0} = y_{i0} - E(y_{i0} | \mathbf{x}'_i, \mathbf{z}_i)$ üzerine koşullanması ile

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{y}_{i,-1} \gamma + Z_i \boldsymbol{\rho} + X_i \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\tau} v_{i0} + \mathbf{v}_i^* \quad (2.6.34)$$

koşullu en küçük kareler tahminleyeni elde edilebilmektedir. Burada $\boldsymbol{\tau}$ terimi y_{i0} ve α_i arasındaki korelasyona bağlı değerler alan $T \times 1$ boyutlu sabitler vektörünü göstermekte ve $\mathbf{v}_i^* = (v_{i1}^*, \dots, v_{iT}^*)'$ olmaktadır. y_{i0} ve $(y_{i1}, \dots, y_{iT})$ arasındaki korelasyon keyfi olduğunda $\boldsymbol{\tau}$, $T \times 1$ boyutlu kısıtsız sabitler vektörünü göstermektedir. (2.6.34) da GLS tahminleyeni $N \rightarrow \infty$ iken tutarlı olmaktadır³⁴⁹.

³⁴⁷ Maddala (1971), **a.g.e.**, s.343

³⁴⁸ Hsiao, **a.g.e.**, s.84

³⁴⁹ Hsiao, **a.g.e.**, s.84

v_i veya v_i^* a ait kovaryans matrisi bilinmediğinde, uygun (feasible) bir genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni (FGLS) elde edilebilmektedir. İlk aşamada, tahmin edilen v_i veya v_i^* ye ait kovaryans matrisinin tutarlı bir tahmini elde edilmektedir. γ ve β ya ait tutarlı tahminleyenler vekil değişken tahminleyeni (IVE) ile elde edilerek $y_{it} - \gamma y_{i,t-1} - \beta' x_{it}$ denkleminde yerine yazılmakta ve elde edilen değerler birimlere özgü z_i ile regresyona alınarak ρ nun tutarlı bir tahminleyeni elde edilmektedir. Böylece, γ , β ve ρ ya ait elde edilen tahminler (2.6.12) de yerine yazılarak $t = 1, \dots, T$ boyunca v_{it} nin tahminleri elde edilmektedir.

$$y_{i0} = \sum_{t=1}^T \pi'_{0t} x_{it} + \rho' z_i + v_{i0} \quad \text{ve} \quad v_{i0} = \varepsilon_{i0} + u_{i0}^* + \eta_i, \quad i = 1, \dots, N$$

yatay kesit regresyonundan elde edilen kalıntılar, v_{i0} in tahminleri olarak kullanılmakta ve v_i ye ait kovaryans matrisi, değişen sabit katsayılarla basit regresyon uygulanarak elde edilmektedir. v_i^* in tahminleri olarak, $y_i - y_{i-1}\gamma - X_i\beta$ teriminin Z_i ve $e\hat{v}_{i0}$ ile regresyonu sonunda elde edilen kalıntılar kullanılmaktadır. İkinci aşamaya geçildiğinde, v_i veya v_i^* nin tahmin edilen kovaryans matrisi, bilinen kovaryans matrisi olarak ele alınmakta ve (2.6.12) veya (2.6.34) denklemlerine genelleştirilmiş en küçük kareler uygulanmaktadır³⁵⁰.

T sonlu ve $N \rightarrow \infty$ iken, $\text{cov}(y_{i0}, \alpha_i) \neq 0$ olduğunda, (2.6.12) ye uygulanan genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni tutarsız davranmaktadır³⁵¹. Bu durumda GLS tahminleyeni model dışı kalan değişkenlerin yaratacağı sapmanın tesiri altında kalmaktadır. Asimptotik sapmanın miktarı en küçük kareler tahminleyeninin veya kukla değişkenli en küçük kareler tahminleyeninin sapmasından daha az olmaktadır. T sonsuz büyüdüğünde ise, genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyeni kukla

³⁵⁰ Hsiao, **a.g.e.**, s.84-85

³⁵¹ Baltagi, **a.g.e.**, s.148

değişkenli en küçük kareler (LSDV) tahminleyenine yakınsadığı için tutarlı olmaktadır³⁵².

2.6.2.4 Vekil Değişken Tahminleyeni (IVE)

x_{it} açıklayıcı değişkenlerinin α_i sabit etkileriyle ilişkili olabildiği fakat u_{it} hata terimleriyle ilişkili olmasına izin verilmediği kısıtlı içsellik halinde, sabit etkiler ve ilk fark tahminleyenleri tutarlı davranmaktadır. x_{it} açıklayıcı değişkenlerinin u_{it} hata terimleriyle ilişkili olabildiği daha katı içsellik problemi halinde, x_{it} açıklayıcı değişkenleriyle ilişkili fakat u_{it} hata terimleriyle ilişkili olmayan z_{it} vekil değişkenlerinin varlığına ihtiyaç duyulmaktadır. Panel vekil değişken yöntemi, α_i etkilerinin kontrol altına alınabilmesi için birim etkiler modellerine uygun bir dönüşüm yapılmasının ardından dönüştürülmüş modele vekil değişken eklenerek uygulanmaktadır³⁵³.

Kısa dönemli ve çok sayıda yatay kesit biriminden oluşan (short and wide) panel verilerde farklı başlangıç koşulları altında farklı en çok benzerlik fonksiyonları olduğu için, başlangıç koşullarının yanlış seçilmesi halinde tahminleyen asimptotik olarak doğru değerlere yaklaşmamakta ve tutarsız davranmaktadır³⁵⁴. Bu durumda, başlangıç koşullarından bağımsız ve en çok benzerlik tahminleyeninin iterasyonunda kullanılabilecek başlangıç değerlerinin tahminini de yapan tutarlı bir tahminleyene ihtiyaç duyulmaktadır³⁵⁵.

³⁵² Hsiao, **a.g.e.**, s.85

³⁵³ Cameron ve Trivedi, **a.g.e.**, s.287-288

³⁵⁴ Anderson ve Hsiao, **a.g.e.**, s.38

³⁵⁵ Baltagi, **a.g.e.**, s.148

Bu özelliklere sahip tutarlı bir tahminleyen üç adımlı bir süreç sonunda elde edilebilmektedir³⁵⁶:

Adım 1. (2.6.17) modelinde ilk farklar alınarak³⁵⁷

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \gamma(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \beta'(\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1}) + u_{it} - u_{i,t-1}, \quad t = 2, \dots, T \quad (2.6.35)$$

elde edilmektedir. $(y_{i,t-2} - y_{i,t-3})$ terimi $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ ile korelasyonlu fakat $(u_{it} - u_{i,t-1})$ ile korelasyonsuz olduğu için, $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ için bir vekil değişken olarak kullanılabilen ve γ ve β nın tahmininde kullanılabilir³⁵⁸. Bu durumda,

$$\begin{pmatrix} \hat{\gamma}_{iv} \\ \hat{\beta}_{iv} \end{pmatrix} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=3}^T \begin{pmatrix} (y_{i,t-1} - y_{i,t-2})(y_{i,t-2} - y_{i,t-3}) & (y_{i,t-2} - y_{i,t-3})(\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1})' \\ (\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1})(y_{i,t-2} - y_{i,t-3}) & (\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1})(\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1})' \end{pmatrix} \right]^{-1} \\ \times \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=3}^T \begin{pmatrix} y_{i,t-2} - y_{i,t-3} \\ \mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1} \end{pmatrix} (y_{it} - y_{i,t-1}) \right] \quad (2.6.36)$$

ve

$$\begin{pmatrix} \tilde{\gamma}_{iv} \\ \tilde{\beta}_{iv} \end{pmatrix} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \begin{pmatrix} y_{i,t-2}(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) & y_{i,t-2}(\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1})' \\ (\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1})y_{i,t-2} & (\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1})(\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1})' \end{pmatrix} \right]^{-1} \\ \times \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \begin{pmatrix} y_{i,t-2} \\ \mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1} \end{pmatrix} (y_{it} - y_{i,t-1}) \right] \quad (2.6.37)$$

tahminleyenlerinin her ikisi de tutarlı olmaktadır. (2.6.37) tahminleyeninde gerekli en küçük T değeri 2 olduğu için, $T \geq 3$ gerektiren (2.6.36) tahminleyene göre daha kullanışlı olmaktadır.

³⁵⁶ Anderson ve Hsiao, **a.g.e.**, s.35-36

³⁵⁷ Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.592

³⁵⁸ Baltagi, **a.g.e.**, s.148

Adım 2. γ ve β ya ait tahmini değerler

$$\bar{y}_i - \gamma \bar{y}_{i,-1} - \beta' \bar{x}_i = \rho' z_i + \alpha_i + \bar{u}_i, \quad i = 1, \dots, N \quad (2.6.38)$$

eşitliğinde yerine yazılarak en küçük kareler (OLS) tahminleyeni ile ρ elde edilmektedir. (2.6.38) eşitliğinde, $\bar{y}_i = \sum_{t=1}^T y_{it} / T$,

$$\bar{y}_{i,-1} = \sum_{t=1}^T y_{i,t-1} / T, \quad \bar{x}_i = \sum_{t=1}^T x_{it} / T \quad \text{ve} \quad \bar{u}_i = \sum_{t=1}^T u_{it} / T \quad \text{dir.}$$

Adım 3. σ_u^2 ve σ_α^2 ,

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \left[(y_{it} - y_{i,t-1}) - \hat{\gamma} (y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) - \hat{\beta}' (x_{it} - x_{i,t-1}) \right]^2}{2N(T-1)} \quad (2.6.39)$$

$$\hat{\sigma}_\alpha^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \left(\bar{y}_i - \hat{\gamma} \bar{y}_{i,-1} - \hat{\rho}' z_i - \hat{\beta}' \bar{x}_i \right)^2}{N} - \frac{1}{T} \hat{\sigma}_u^2 \quad (2.6.40)$$

tahminleyenleri ile elde edilmektedir.

Bu yöntemle elde edilen tahminleyenlerin tutarlılığı başlangıç değerlerinden bağımsız olmaktadır. γ , β ve σ_u^2 nin vekil değişken tahminleyenleri, N veya T değerlerinden biri veya her ikisi birlikte sonsuz büyüdüğünde tutarlı olmaktadır. ρ ve σ_α^2 nin tahminleyenleri ise yalnızca N sonsuz büyüdüğünde tutarlıdır³⁵⁹. Elde edilen vekil değişken tahminleyeni tutarlı olmasına karşın, mümkün tüm moment kısıtları (vekilleri) kullanılmadığı ve hata terimlerinde farklara dayalı yapı dikkate alınmadığı için her zaman etkin olmamaktadır³⁶⁰.

Anderson ve Hsiao tarafından geliştirilen vekil değişken tahminleyeninden daha etkin olan ve geliştirilmiş momentler yöntemine dayanan bir tahminleyen Arellano ve Bond tarafından geliştirilmiştir³⁶¹. Devam eden bölümde geliştirilmiş

³⁵⁹ Hsiao, **a.g.e.**, s.86

³⁶⁰ Seung C. Ahn ve Peter Schmidt, "Efficient Estimation Of Models For Dynamic Panel Data", **Journal of Econometrics**, Volume:68, Issue:1, 1995, s.5-6, (5-27); Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.591-592; Baltagi, **a.g.e.**, s.148

³⁶¹ Manuel Arellano ve Stephen Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", **Review of Economic Studies**, Volume:58(2), 1991, (277-297); Maddala ve Lahiri, **a.g.e.**, s.593

momentler yöntemi detaylıca incelenmekte ve bu yönteme dayalı olup araştırmalarda sıklıkla kullanılan çeşitli tahminleyenlere değinilmektedir.

2.6.2.5 Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni (GMME)

(2.6.35) eşitliğinde, $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ için seçilen $(y_{i,t-2} - y_{i,t-3})$ vekil değişkeni, seçilebilecek pek çok değişkenden biridir. $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ değişkeni için, $(y_{i,t-2-j} - y_{i,t-2-j+1})$ $j = 0, 1, 2, \dots$ değişkenlerinin her biri $E[y_{i,t-2-j}(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})] \neq 0$ ve $E[y_{i,t-2-j}(u_{i,t} - u_{i,t-1})] = 0$ koşullarını sağlamakta ve böylece uygun birer vekil değişken olmaktadır³⁶². L gecikme işlemcisi olmak üzere, $\Delta = (1 - L)$, $\mathbf{x}'_i = (\mathbf{x}'_{i1}, \dots, \mathbf{x}'_{iT})$ ve $\mathbf{q}_{it} = (y_{i0}, y_{i1}, \dots, y_{i,t-2}, \mathbf{x}'_i)'$ olarak gösterildiğinde,

$$E\mathbf{q}_{it}\Delta u_{it} = 0, \quad t = 2, \dots, T \quad (2.6.41)$$

elde edilmektedir. (2.6.35) de verilen $(T-1)$ ilk farklar denklemleri matris notasyonuyla bir araya getirildiğinde

$$\Delta \mathbf{y}_i = \Delta \mathbf{y}_{i,-1}\gamma + \Delta X_i \beta + \Delta \mathbf{u}_i, \quad i = 1, \dots, N \quad (2.6.42)$$

eşitliği ile gösterilebilmektedir. Bu eşitlikte $\Delta \mathbf{y}_i$, $\Delta \mathbf{y}_{i,-1}$ ve $\Delta \mathbf{u}_i$ vektörlerinin her biri

$(T-1) \times 1$ boyutludur ve sırasıyla $(y_{i2} - y_{i1}, \dots, y_{iT} - y_{i,T-1})'$, $(y_{i1} - y_{i0}, \dots, y_{i,T-1} - y_{i,T-2})'$ ve $(u_{i2} - u_{i1}, \dots, u_{iT} - u_{i,T-1})'$ vektörlerini göstermektedir. ΔX_i matrisi ise $(T-1) \times K$ boyutlu olup, $(\mathbf{x}_{i2} - \mathbf{x}_{i1}, \dots, \mathbf{x}_{iT} - \mathbf{x}_{i,T-1})'$ matrisini ifade

³⁶² Hsiao, **a.g.e.**, s.86

etmektedir. (2.6.41) e ait $T(T-1)[K_1 + \frac{1}{2}]$ ortogonallik kısıtları, boyutu $[T(T-1)(K_1 + \frac{1}{2})] \times (T-1)$ olan

$$W_i = \begin{pmatrix} \mathbf{q}_{i2} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{q}_{i3} & \cdots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{q}_{i2} \end{pmatrix} \quad (2.6.43)$$

matrisi kullanılarak,

$$EW_i \Delta \mathbf{u}_i = \mathbf{0} \quad (2.6.44)$$

biçiminde gösterilebilmektedir. (2.6.43) matrisinin boyutu $K_1 + 1$ den çok daha büyüktür. Bu nedenle Arellano ve Bond (1991)³⁶³, genelleştirilmiş momentler yöntemi (GMM) tahminleyeni önermektedirler³⁶⁴. Arellano ve Bond tarafından geliştirilen GMM tahminleyeni Anderson ve Hsiao tarafından geliştirilen vekil değişken tahminleyeninden daha etkindir³⁶⁵.

Kısa panellerde (T küçük olduğunda) en küçük kareler tahminleyeninde oluşan sapmayı düzeltmek için çeşitli tahminleyenler geliştirilmiştir. Bu yöntemlerin temelinde vekil değişken tahminleyeni yatmaktadır. Arellano ve Bond (1991) geçerli vekiller oluşturmak için genelleştirilmiş momentler yönteminden faydalanmışlardır. Modelden zaman değişmezi sabit etkileri temizlemek için ilk farklar alınmakta ve gecikmeli bağımlı değişkenin değerleri (seviye – level), hata terimlerinin ikinci derece ardışık korelasyon içermemesi şartıyla ilk farkı alınmış değişken için geçerli vekil değişken olmaktadır³⁶⁶.

³⁶³ Manuel Arellano ve Stephen Bond, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, **Review of Economic Studies**, Volume:58(2), 1991, (277-297)

³⁶⁴ Harris ve Matyas, **a.g.e.**, s.400; Hsiao, **a.g.e.**, s.87; Arellano ve Bond, **a.g.e.**, s.277-297

³⁶⁵ Baltagi, **a.g.e.**, s.148

³⁶⁶ Flannery ve Hankins, **a.g.e.**, s.4

Momentler yöntemi tahminleyenin elde edilişi, bilinmeyen parametre vektörü θ nın, teorik momentlerin yerine gözleme dayalı tahminlerinin yazılarak çözülmesine dayanmaktadır. y ve x in, bilinmeyen parametre vektörü θ nın fonksiyonu olan ve değeri bilinen sabitlere eşit (örneğin sıfır) birinci ve ikinci anakütle momentleri, $m(y, x; \theta)$ ile gösterildiğinde; (y_i, x_i) ye ait N bağımsız örnekten elde edilen tahmini değerleri $\hat{m}(y, x; \theta) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N m(y, x; \theta)$ olmaktadır. Bu durumda θ ya ait momentler yöntemi tahminleyeni $\hat{\theta}_{mm}$,

$$m(y, x; \theta) = \hat{m}(y, x; \hat{\theta}_{mm}) = 0 \quad (2.6.45)$$

olmaktadır. (2.6.45) deki denklemlerin sayısı θ nın boyutuna eşit olduğunda genel olarak $\hat{\theta}_{mm}$ için uygun bir tek çözüm bulunabilmektedir. Denklemlerin sayısı θ nın boyutundan büyük olduğunda uygun bir çözüm bulunamamaktadır. Böyle bir durumda, A pozitif definit bir matris olmak üzere,

$$[\hat{m}(y, x; \theta) - m(y, x; \theta)]' A [\hat{m}(y, x; \theta) - m(y, x; \theta)] \quad (2.6.46)$$

minimize edilmesi gerekmektedir. Tahminleyenin özelliği A matrisine bağlı olmakta ve A nın optimum değeri

$$A^* = \left\{ E [\hat{m}(y, x; \theta) - m(y, x; \theta)] [\hat{m}(y, x; \theta) - m(y, x; \theta)]' \right\}^{-1} \quad (2.6.47)$$

biçiminde elde edilmektedir. θ nın genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni, $A = A^*$ olduğunda (2.6.46) yı minimize eden $\hat{\theta}_{GMM}$ in seçimini sağlamaktadır³⁶⁷.

³⁶⁷ Hsiao, a.g.e., s.88

Arellano ve Bover'ın geliştirdiği genelleştirilmiş momentler yöntemiyle $\theta = (\gamma, \beta')'$ ya ait tahminleyen³⁶⁸,

$$\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{u}_i' \mathbf{W}_i' \right) \psi^{-1} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mathbf{W}_i \Delta \mathbf{u}_i \right) \quad (2.6.48)$$

ifadesi minimize edilerek elde edilmektedir. $\psi = E \left[\left(1 / N^2 \right) \sum_{i=1}^N \mathbf{W}_i \Delta \mathbf{u}_i \Delta \mathbf{u}_i' \mathbf{W}_i' \right]$ olmaktadır. u_{it} lerin sıfır ortalama ve σ_u^2 varyansla bağımsız ve özdeş dağıldıkları varsayımı altında $(\sigma_u^2 / N^2) \sum_{i=1}^N \mathbf{W}_i \tilde{\mathbf{A}} \mathbf{W}_i'$ kullanılarak ψ ye yaklaşılmaktadır. Burada,

$$\tilde{\mathbf{A}}_{(T-1) \times (T-1)} = \begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 2 & -1 \\ 0 & \dots & 0 & -1 & 2 \end{bmatrix} \quad (2.6.49)$$

olmaktadır³⁶⁹. Asimptotik kovaryans matrisi

$$\begin{aligned} & \text{cov}(\hat{\theta}_{GMM, AB}) \\ &= \sigma_u^2 \left\{ \left[\sum_{i=1}^N \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{i,-1}' \\ \Delta X_i' \end{pmatrix} \mathbf{W}_i' \right] \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{W}_i \tilde{\mathbf{A}} \mathbf{W}_i' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{W}_i (\Delta \mathbf{y}_{i,-1}, \Delta X_i) \right] \right\}^{-1} \end{aligned} \quad (2.6.50)$$

olan Arellano-Bover genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni

³⁶⁸ Manuel Arellano ve Olympia Bover, “Another Look At The Instrumental Variable Estimation Of Error-Components Models”, **Journal of Econometrics**, Volume:68, Issue:1, 1995, (29–51)

³⁶⁹ Hsiao, **a.g.e.**, s.88

$$\text{cov}(\hat{\theta}_{GMM,AB}) = \sigma_u^2 \left\{ \left[\sum_{i=1}^N \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}'_{i,-1} \\ \Delta X'_i \end{pmatrix} W_i' \right] \left[\sum_{i=1}^N W_i \tilde{A} W_i' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N W_i (\Delta \mathbf{y}_{i,-1}, \Delta X_i) \right] \right\}^{-1} \\ \times \left\{ \left[\sum_{i=1}^N \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}'_{i,-1} \\ \Delta X'_i \end{pmatrix} W_i' \right] \left[\sum_{i=1}^N W_i \tilde{A} W_i' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N W_i \Delta \mathbf{y}_i \right] \right\} \quad (2.6.51)$$

biçiminde elde edilmektedir³⁷⁰.

Arellano ve Bover, (2.6.42) de verilen moment kısıtlarına ek olarak, $\bar{v}_i = \bar{y}_i - \bar{y}_{i,-1}\gamma - \bar{\mathbf{x}}'_i\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\rho}'\mathbf{z}_i$ eşitliği altında $E\bar{v}_i = 0$ olacağını göstermişlerdir. Bu durumda

$$E\tilde{\mathbf{q}}_i\bar{v}_i = \mathbf{0} \quad (2.6.52)$$

olacak şekilde $\tilde{\mathbf{q}}_i$ vekil değişkenlerinin varlığı halinde, ilave edilen bu moment kısıtı da dikkate alınarak daha etkin bir genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni elde edilebilir.

Blundell ve Bond (1998) alternatif bir system-GMM tahminleyeni önermişlerdir³⁷¹. Arellano-Bond'da olduğu gibi ilk farklar alınmakta fakat gecikmeli ilk farklar dönüştürülmemiş (seviye – level) denklemde vekil olarak kullanılmaktadır³⁷². Arellano-Bond ve Blundell-Bond tahminleyenlerinin her ikisinde de içsel değişken varlığında bu değişkenlerin gecikmeli değerleri veya ilk farkları geçerli vekiller olarak modele katılarak kullanılabilir³⁷³. Seviye ve ilk farkı alınmış değişkenlerle ayrı ayrı iki model kurulmaktadır.

³⁷⁰ Baltagi, **a.g.e.**, s.156-157; Hsiao, **a.g.e.**, s.88

³⁷¹ Richard Blundell ve Stephen Bond, “Initial Conditions And Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, **Journal of Econometrics**, Volume:87, Issue:1, 1998, (115–143)

³⁷² Baltagi, **a.g.e.**, s.161

³⁷³ Flannery ve Hankins, **a.g.e.**, s.4

İkinci derece ardışık korelasyon bulunması halinde Arellano-Bond ve Blundell-Bond tahminleyenleri geçerliliğini yitirdiği için, Hahn ve diğerleri (2007) büyük farklara dayalı vekil değişken tahminleyenini geliştirmişlerdir³⁷⁴. Hahn ve diğerleri dengeli panellerde çok periyotlu farkları uzun gecikmeli vekil seçimleriyle birleştirmenin, Arellano-Bond ve Blundell-Bond tahmineyenlerine göre daha tutarlı sonuçlar verdiğini göstermiştir³⁷⁵.

Blundell-Bond'un (1998) geliştirdiği sistem genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni şöyle elde edilmektedir³⁷⁶:

$y_{it} = \gamma_1 y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_1 + \mathbf{w}_{it}\boldsymbol{\beta}_2 + \alpha_i + u_{it}$ dinamik modelinde $\mathbf{x}_{it}$ dışsal (exogenous), $\mathbf{w}_{it}$ yarı içsel (predetermined) veya içsel (endogenous) açıklayıcı değişkenleri göstermektedir. k_1 dışsal değişken sayısını, k_2 $\mathbf{w}_{it}$ de yer alan değişken sayısını, $K = k_1 + k_2 + 1$ ve L düzey (seviye - level) olmak üzere $X_{it}^L = (y_{i,t-1}, \mathbf{x}_{it}, \mathbf{w}_{it})$ $1 \times K$ boyutlu açıklayıcı değişken vektörünü gösteriyorken, kurulan dinamik model her bir yatay kesit birimi için T adet eşitlikle $\mathbf{y}_i^L = \mathbf{X}_i^L \boldsymbol{\delta} + \alpha_i \mathbf{1}_T + \mathbf{u}_i$ biçiminde gösterilebilir. $\mathbf{y}_i$, $\mathbf{1}_T$, ve $\mathbf{u}_i$ $T \times 1$; $\mathbf{X}_i$ ise $T \times K$ boyutludur. Blundell-Bond tahminleyeni düzey ve dönüştürülmüş (ilk farkları alınmış veya ileri ortogonal sapma kullanılmış) değişkenleri kullanmaktadır. Dönüştürülmüş değişkenler * ile işaretlendiğinde, $\mathbf{y}_i^*$ $\mathbf{y}_i^L$ nin, $\mathbf{X}_i^*$ $\mathbf{X}_i^L$ nin dönüştürülmüş karşılıkları olmaktadır.

Her bir yatay kesit birimi için düzey ve dönüştürülmüş bağımlı değişken vektörleri üst üste eklendiğinde $\mathbf{y}_i = \begin{pmatrix} \mathbf{y}_i^* \\ \mathbf{y}_i^L \end{pmatrix}$, düzey ve dönüştürülmüş açıklayıcı

³⁷⁴ Jinyong Hahn, Jerry Hausman ve Guido Kuersteiner, "Long Difference Instrumental Variables Estimation For Dynamic Panel Models With Fixed Effects", **Journal of Econometrics**, Volume:140, Issue:2, 2007, (574–617)

³⁷⁵ Flannery ve Hankins, **a.g.e.**, s.4

³⁷⁶ StataCorp, **Stata Longitudinal Data / Panel Data Reference Manual Release 12**, Stata Press, Texas, 2011, s.84-88

değişkenler matrisleri üst üste eklendiğinde $\mathbf{X}_i = \begin{pmatrix} \mathbf{X}_i^* \\ \mathbf{X}_i^L \end{pmatrix}$ elde edilir. Vekil değişkenler

matrisi $\mathbf{Z}_i = \begin{pmatrix} \mathbf{Z}_{di} & \mathbf{0} & \mathbf{D}_i & \mathbf{0} & \mathbf{I}_i^d \\ \mathbf{0} & \mathbf{Z}_{Li} & \mathbf{0} & \mathbf{L}_i & \mathbf{I}_i^L \end{pmatrix}$ biçimindedir. Burada $\mathbf{Z}_{di}$ ilk farkları alınmış

denklem için GMM vekilleri matrisi, $\mathbf{Z}_{Li}$ düzey denklem için GMM vekilleri matrisi,

$\mathbf{D}_i$ ilk farkları alınmış denklem için standart vekiller matrisi, $\mathbf{L}_i$ düzey denklem için

standart vekiller matrisi, $\mathbf{I}_i^d$ ilk farkları alınmış denklem için standart vekiller matrisi,

$\mathbf{I}_i^L$ düzey denklem için standart vekiller matrisidir.

$\mathbf{Q}_{xz} = \sum_i \mathbf{X}_i' \mathbf{Z}_i$, $\mathbf{Q}_{zy} = \sum_i \mathbf{Z}_i' \mathbf{y}_i$, $\mathbf{W}_1 = \mathbf{Q}_{xz} \mathbf{A}_1 \mathbf{Q}_{xz}'$, $\mathbf{A}_1 = \left(\sum \mathbf{Z}_i' \mathbf{H}_{1i} \mathbf{Z}_i \right)^{-1}$ ve

$\mathbf{H}_{1i} = \begin{pmatrix} \mathbf{H}_{di} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{H}_{Li} \end{pmatrix}$ olmak üzere, Blundell-Bond'un tek aşamalı tahminleyeni

$\hat{\boldsymbol{\beta}}_1 = \mathbf{W}_1^{-1} \mathbf{Q}_{xz} \mathbf{A}_1 \mathbf{Q}_{zy}$ olarak elde edilmektedir. Modelde kullanılan dönüşüm ilk farklar dönüşümü ise,

$$\mathbf{H}_{di} = \begin{pmatrix} 1 & -0,5 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ -0,5 & 1 & -0,5 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & -0,5 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -0,5 & 1 \end{pmatrix} \quad \text{ve} \quad \mathbf{H}_{Li} = \begin{pmatrix} 0,5 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0,5 & \ddots & 0 & 0 \\ \vdots & 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & \vdots & \ddots & 0,5 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0,5 \end{pmatrix} = 0,5\mathbf{I}$$

olmaktadır. Dönüştürülmüş tek aşamalı hata terimleri $\mathbf{u}_{1i}^* = \mathbf{y}_i^* - \hat{\boldsymbol{\beta}}_1 \mathbf{X}_i^*$ olmakta ve

$\hat{\sigma}_1^2 = (1/(N-K)) \sum_{i=1}^N \hat{\mathbf{u}}_{1i}^{*'} \hat{\mathbf{u}}_{1i}^*$ kullanılarak, varyans-kovaryans matrisi

$\hat{\mathbf{V}}_{GMM}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_1) = \hat{\sigma}_1^2 \mathbf{W}_1^{-1}$ elde edilmektedir. Tek aşamalı düzey hata terimleri

$\mathbf{u}_{1i}^L = \mathbf{y}_i^L - \hat{\boldsymbol{\beta}}_1 \mathbf{X}_i^L$ olmakta ve hata vektörleri birleştirildiğinde $\hat{\mathbf{u}}_{1i} = \begin{pmatrix} \hat{\mathbf{u}}_{1i}^* \\ \hat{\mathbf{u}}_{1i}^L \end{pmatrix}$ kullanılarak,

$\mathbf{H}_{2i} = \hat{\mathbf{u}}_{1i}' \hat{\mathbf{u}}_{1i}$ olmak üzere, $\mathbf{A}_2 = \left(\sum \mathbf{Z}_i' \mathbf{H}_{2i} \mathbf{Z}_i \right)^{-1}$ ve değişen varyansa dirençli robust

(sağlam) varyans-kovaryans matrisi $\hat{\mathbf{V}}_{\text{robust}}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_1) = \mathbf{W}_1^{-1} \mathbf{Q}_{xz} \mathbf{A}_1^{-1} \mathbf{A}_2 \mathbf{A}_1 \mathbf{Q}_{xz}' \mathbf{W}_1^{-1}$ elde

edilmektedir. $\mathbf{W}_2 = \mathbf{Q}_{xz} \mathbf{A}_2 \mathbf{Q}_{xz}'$ olarak tanımlandığında, Blundell-Bond iki aşamalı sistem genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni $\hat{\beta}_2 = \mathbf{W}_2^{-1} \mathbf{Q}_{xz} \mathbf{A}_2 \mathbf{Q}_{zy}$ ve varyans-kovaryans matrisi $\hat{\mathbf{V}}_{GMM}(\hat{\beta}_2) = \mathbf{W}_2^{-1}$ bulunmaktadır³⁷⁷.

Genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni asimptotik olarak etkindir³⁷⁸. GMM tahminleyeninin asimptotik etkinliğinin artması için moment kısıt sayısının çoğaltılması teorik olarak mümkündür. Ancak sonlu bir örnekte çok sayıda moment kısıtı ile çalışılması sonucu sağlanacak şüpheli etkinlik artışına karşın, moment kısıtı sayısı arttıkça tahminleyen aykırı değerli gözlemlerden (outlying observations) oldukça etkilenmektedir. Bu nedenle panel veri uygulamalarında olası tüm moment kısıtları analize dahil edilmemektedir³⁷⁹. Genelleştirilmiş momentler yöntemi iki aşamalı tahminleyeni varyans-kovaryans matrisi sapmalıdır. Windmeijer³⁸⁰ iki aşamalı GMM tahminleyeninin sapması düzeltilmiş robust (dirençli) varyans-kovaryans matrisini geliştirmiştir.

Arellano-Bond ve Blundell-Bond tahminleyenleri hata terimlerinin otokorelasyonsuz olduğunu kabul etmektedir³⁸¹. Sonuçların geçerli olması için otokorelasyon testi yapılarak, hata terimlerinin bağımsız olduğu varsayımının sağlandığı görülmelidir.

2.6.2.6 Başlangıç Koşulları için Hipotez Testleri

Tesadüfi etkiler modellerinde en çok benzerlik ve genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleyenlerinin tutarlılıkları başlangıç koşullarına bağlı olarak değişmektedir. Yapılacak analizde, başlangıç gözlemlerine ait çok kısıtlı bilgiye sahip

³⁷⁷ A.e., s.88

³⁷⁸ Stephen R. Bond, “Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice”, **Portuguese Economic Journal**, Vol:1, 2002, s.146, (141-162)

³⁷⁹ Hsiao, a.g.e., s.90

³⁸⁰ Frank Windmeijer, “A Finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators”, **Journal of Econometrics**, Volume 126, Issue 1, May 2005, s.25-51

³⁸¹ Cameron ve Trivedi, a.g.e., s.302

olunmaktadır. Kullanılabilecek bir test süreci Bhargava ve Sargan'ın önerdiği benzerlik prensibine dayanmaktadır³⁸². “*Durum I*” de y_{i0} terimleri dışsal olduğunda hata bileşenleri modelinin geçerliliği kovaryans matrisi V üzerinde kısıtlar varken veya yokken L_1 maksimize edilerek yapılabilmektedir. Model (2.6.17) kısıtı altında $\log L_1$ in maksimumu L_1^* ile, kovaryans matrisi V nin keyfi bir pozitif definit matris olduğu durumda $\log L_1$ in maksimumu L_1^{**} ile gösterildiğinde, sıfır hipotezi altında bulunan test istatistiği $2(L_1^{**} - L_1^*)$ olmakta ve $[T(T+1)/2 - 2]$ serbestlik derecesi ile asimptotik ki-kare dağılımına uymaktadır³⁸³.

y_{i0} terimlerinin içsel olduğu varsayımı altında hata bileşenleri modelinin geçerliliğinin testi için, *Durum IVa* ve *IVc'* altında çalışılıyorken benzerlik fonksiyonlarının logaritmalarının (log likelihood) maksimumları sırasıyla L_{4a}^* ve $L_{4c'}^*$ ile; *Durum IVa* ve *IVc'* altında fakat (2.6.27) ve (2.6.31) kısıtları olmaksızın çalışılıyorken benzerlik fonksiyonlarının logaritmalarının maksimumları sırasıyla L_{4a}^{**} ve $L_{4c'}^{**}$ ile gösteriliyorken, sıfır hipotezi altında test istatistikleri $2(L_{4a}^{**} - L_{4a}^*)$ ve $2(L_{4c'}^{**} - L_{4c'}^*)$ olmakta ve sırasıyla $[(T+1)(T+2)/2 - 2]$ ve $[(T+1)(T+2)/2 - 3]$ serbestlik dereceleri ile asimptotik ki-kare dağılımına uymaktadır³⁸⁴.

Durağanlık varsayımının testi için, *Durum IVb* ve *IVd'* altında benzerlik fonksiyonlarının logaritmalarının maksimumları sırasıyla L_{4b}^* ve $L_{4d'}^*$ ile gösterildiğinde, $2(L_{4b}^* - L_{4a}^*)$ ve $2(L_{4d'}^* - L_{4c'}^*)$ test istatistikleri 1 serbestlik dereceli asimptotik ki-kare dağılımına uymaktadır.

³⁸² Bhargava ve Sargan, **a.g.e.**, s.1644

³⁸³ Hsiao, **a.g.e.**, s.90

³⁸⁴ Bhargava ve Sargan, **a.g.e.**, s.1644-1645

Durum IVb ve *IVd'* nin geçerliliğinin testi için sırasıyla $\left[(T+1)(T+2)/2-2 \right]$ ve $\left[(T+1)(T+2)/2-3 \right]$ serbestlik dereceleri ile asimptotik ki-kare dağılımına uyan $2(L_{4b}^* - L_{4a}^*)$ ve $2(L_{4d'}^* - L_{4c'}^*)$ test istatistikleri kullanılabilmektedir.

Bhargava ve Sargan'ın geliştirdiği test süreci genelleştirilerek hata sürecine ait çeşitli varsayımlar altında başlangıç gözlemlerinin genel μ_w ortalamaya veya farklı θ_{i0} ortalamalarına sahip olup olmadıkları test edilebilmektedir. $2(L_{4c'}^* - L_{4a}^*)$, $2(L_{4c'}^{**} - L_{4a}^{**})$ ve $2(L_{4d'}^* - L_{4b}^*)$ test istatistikleri (2.6.29) daki bilinmeyen katsayıların sayısı q ile gösterilmek üzere sırasıyla q , $(q-1)$ ve $(q-1)$ serbestlik dereceleriyle asimptotik ki-kare dağılımına uymaktadır. Varyans bileşenleri modeli ve genel ortalamaya sahip olduğu bileşik varsayımının testi içinse, $\left[q + (T+1)(T+2)/2-3 \right]$ ve $\left[q + (T+1)(T+2)/2-4 \right]$ serbestlik dereceleriyle asimptotik ki-kare dağılımına uyan $2(L_{4a}^{**} - L_{4a}^*)$ veya $2(L_{4a}^{**} - L_{4a}^*)$ test istatistikleri kullanılabilmektedir³⁸⁵.

y_{i0} terimlerinin dışsallığının testini yapmak için, olasılık yoğunluk fonksiyonları farklı olduğu için L_1 benzerlik fonksiyonu ile *Durum IV* altındaki benzerlik fonksiyonlarının karşılaştırılması yapılamamaktadır. Bu durumda test istatistiği elde edebilmek için, v_{i0} terimlerinin η_i (veya α_i) terimlerinden bağımsız olduğu ve $\sigma_{\varepsilon 0}^2$ varyansı ile dağıldığı kısıtı altında, (2.6.17) ve (2.6.29) modellerinin bileşik benzerlik fonksiyonu yazılmaktadır. Böylece $(y_{i0}, \dots, y_{iT})$ ye ait $(T+1) \times (T+1)$ boyutlu varyans kovaryans matrisinde $\text{cov}(v_{i0}, v_{it}) = 0$, $t = 1, \dots, T$ kısıtı oluşturulmaktadır. Elde edilen benzerlik fonksiyonu L_5 olmak üzere, $(v_{i1}, \dots, v_{iT})$

³⁸⁵ Hsiao, a.g.e., s.91

nin kısıtsız varyans kovaryans matrisi ile $\log L_5$ in maksimumu L_5^{**} ile gösterildiğinde, y_{i0} ların dışsallığı T serbestlik dereceli asimptotik ki-kare dağılımına uyan $2(L_{4c}^{**} - L_5^{**})$ test istatistiği ile yapılabilmektedir³⁸⁶.

y_{i0} terimlerinin dışsallığının testi için alternatif bir yöntem, hata terimlerinin varyans bileşenleri yapısına sahip olduğu varsayımı ile geliştirilmektedir. $(v_{i1}, \dots, v_{iT})$ ye ait varyans kovaryans matrisinin eşitlik (2.5.19) da verilen V formunda olduğu varsayımı altında $\log L_5$ in maksimumu L_5^* elde edilmektedir. $\text{var}(v_{i0}) = \sigma_{w0}^2$ ve $\text{cov}(v_{i0}, v_{it}) = \sigma_\tau^2$ $t = 1, \dots, T$ keyfi sabitleri göstermek üzere, $E\mathbf{v}_i \mathbf{v}_i' = \tilde{V}^*$ kısıtı altında $(y_{i0}, \dots, y_{iT})$ ye ait benzerlik fonksiyonunun logaritmasının maksimumu $L_{4d'}^*$ elde edilmektedir. y_{i0} in dışsal olduğunu belirten sıfır hipotezi geçerliiyken $2(L_{4d'}^* - L_5^*)$ test istatistiği 1 serbestlik dereceli asimptotik ki-kare dağılımına uymaktadır.

2.6.3 Sabit Etkiler Modelleri

Birime özgü etkilerin sabit ve birimler arasında farklı olduğu durumda, zaman boyunca değişmez değerler alan değişkenlerle etkiler arasında tam çoklu doğrusal bağlantı olması nedeniyle, etkilerin zaman değişmez değişkenlerden ayırdedilmesi mümkün olmamaktadır. T sonsuz büyüdüğünde y nin gecikmeli değerleri açıklayıcı değişkenlerle kesin dışsallık varsayımını sağlamıyorsa, zayıf dışsallık varsayımı $E(u_{it} | y_{i,t-1}, y_{i,t-2}, \dots; \alpha_i) = 0$ koşulunu sağlamaktadır. Bu durumda y_{it} nin gecikmeli $y_{i,t}$, $\mathbf{x}_{it}$ ve birime özgü sabit üzerine en küçük kareler regresyonu ile tahminler tutarlı olmaktadır. T sonlu ve N sonsuz büyük olduğunda ise, sabit etkiler modelindeki

³⁸⁶ Hsiao, a.e., s.91

parametre sayısı N büyüdükçe artmaktadır. Kesin dışsallık varsayımı altındaki statik bir modelde birime özgü sabitlerin varlığı eğim katsayılarının kovaryans ve en çok benzerlik tahminleyenlerinin tutarlılığını etkilememektedir. Gecikmeli bağımlı değişkenin açıklayıcı değişken olarak modelde yer alması halinde ise tahminleyenlerin tutarlılıkları yitirilmekte ve asimptotik sapma ile karşılaşmaktadır³⁸⁷.

(2.6.5) ile verilen vekil değişken tahminleyeni ve (2.6.45) ile verilen genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni, sabit α_i^* etkileri ile tutarlı kalmakta ve asimptotik normal dağılıma sahip olmaktadır. Vekil değişken tahminleyeninde olduğu gibi, dönüştürülmüş benzerlik fonksiyonu (transformed likelihood function) kullanılarak oluşturulan tahminleyen de tutarlı kalmakta ve asimptotik normal dağılıma sahip olmaktadır³⁸⁸.

N büyük ve T küçük olduğunda grup içi tahminleyeni (kovaryans tahminleyeni) sapmalı ve tutarsız olmaktadır³⁸⁹. Dinamik hata bileşenleri modellerinde γ ve β ya ait grup içi tahminleyeni ancak T sonsuz büyüdüğünde tutarlı davranmaktadır³⁹⁰.

2.6.3.1 Dönüştürülmüş Benzerlik Yaklaşımı

(2.6.35) ile verilen ilk fark denklemi y_{i0} ve $\mathbf{x}_{i0}$ başlangıç değerlerinin mevcut olduğu varsayımı altında $t = 2, 3, \dots, T$ dönemi için iyi tanımlanmış olup birime özgü α_i^* etkilerini içermemektedir. Δy_{i0} ve $\Delta \mathbf{x}_{i0}$ bulunmadığı için, (2.6.35) denklemi $\Delta y_{i1} = (y_{i1} - y_{i0})$ için tanımlı değildir. $a_{i1} = \beta' \sum_{j=0}^{\infty} \Delta \mathbf{x}_{i,1-j} \gamma^j$ olmak üzere,

³⁸⁷ Baltagi, **a.g.e.**, s.147-148

³⁸⁸ Hsiao, **a.g.e.**, s.96

³⁸⁹ Maurice J. G. Bun ve Martin A. Carree, "Bias-corrected estimation in dynamic panel data models with heteroscedasticity", **Economics Letters**, Volume:92, Issue:2, 2006, s.222, (220-227)

³⁹⁰ Baltagi, **a.g.e.**, s.148

$$\Delta y_{i1} = a_{i1} + \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^j \Delta u_{i,1-j} \quad (2.6.53)$$

biçiminde tanımlanabilmektedir. $\Delta \mathbf{x}_{i,1-j}$ gözlemleri var olmadığı için a_{i1} bilinmemektedir. Bu sorunun aşılabilmesi için, a_{i1} in gözlemlere dayalı beklenen değeri, sonlu parametrelili bir fonksiyon

$$E(a_{i1} | \Delta \mathbf{x}_i) = c^* + \boldsymbol{\pi}' \Delta \mathbf{x}_i, \quad i = 1, \dots, N \quad (2.6.54)$$

olarak tanımlanmaktadır. Bu eşitlikte $\boldsymbol{\pi}$, $TK_1 \times 1$ boyutlu sabitler vektörünü; $\Delta \mathbf{x}_i$ ise $TK_1 \times 1$ boyutlu $(\Delta \mathbf{x}'_{i1}, \dots, \Delta \mathbf{x}'_{iT})'$ vektörünü göstermektedir. ξ_{it} terimlerinin sıfır ortalama ve sabit kovaryans matrisi ile bağımsız özdeş dağılıma sahip olduğu varsayımı altında

$$\mathbf{x}_{it} = \boldsymbol{\mu}_i + \mathbf{g}t + \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{b}_j \xi_{i,t-j}, \quad \sum_{j=0}^{\infty} |\mathbf{b}_j| < \infty \quad (2.6.55)$$

olması halinde, (2.6.54) geçerli olmaktadır. $\mathbf{x}_{it}$ dışsal değişkenlerinin üretiliş sürecini modelleyen (2.6.55) eşitliği, i boyunca sabit ve farklı $\boldsymbol{\mu}_i$ katsayılarına veya genel bir ortalamaya sahip tesadüfî $\boldsymbol{\mu}_i$ katsayılarına izin vermektedir. (2.6.54) kullanılarak

(2.6.53) eşitliği, $v_{i1}^* = \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^j \Delta u_{i,1-j} + [a_{i1} - E(a_{i1} | \Delta \mathbf{x}_i)]$ göstermek üzere

$$\Delta y_{i1} = c^* + \boldsymbol{\pi}' \Delta \mathbf{x}_i + v_{i1}^* \quad (2.6.56)$$

biçiminde yeniden yazılabilmektedir³⁹¹.

³⁹¹ Hsiao, **a.g.e.**, s.96

(2.6.35) ve (2.6.56) bir araya getirilerek $\Delta y_i^* = (\Delta y_{i1}, \dots, \Delta y_{iT})$, $i = 1, \dots, N$ için benzerlik fonksiyonu

$$(2\pi)^{-\frac{NT}{2}} |\Omega^*|^{-\frac{N}{2}} e^{\left\{ -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \Delta u_i^{*'} \Omega^{*-1} \Delta u_i^* \right\}} \quad (2.6.57)$$

elde edilmektedir. $\Delta u_i^* = (v_{i1}^*, \Delta \mathbf{u}_i')'$ normal dağılmaktadır. Bu durumda benzerlik fonksiyonu sınırlı sayıda parametreye bağlı olmakta ve en çok benzerlik tahminleyeni $N \rightarrow \infty$ iken asimptotik normal dağılıma sahip olmakta ve tutarlı davranmaktadır.

3 İMKB'DE İŞLEM GÖREN İMALAT SANAYİİ İŞLETMELERİNDE AKTİF KARLILIK ORANINI ETKİLEYEN FİNANSAL ORANLAR VE MAKROEKONOMİK GÖSTERGELERİN İNCELENMESİ

İşletmeler yatırım projelerinin finansmanlarında borçlanma, hisse senedi ihraç etme yoluyla özkaynak yaratma ve faaliyetleri neticesinde kaynak yaratma (içsel özkaynak) yollarından bir veya birkaçını bir arada kullanmaktadırlar. İşletmelerin yatırımlarında borçlanma veya özkaynak kullanımı yollarından hangisinin ve ne oranda tercih edildiği, borç finansmanı ile ortaya çıkan vergi tasarruflarını da doğrudan etkilemektedir. Karlılık, işletmelerin içsel özkaynaklarını doğrudan etkilemekte ve işletmelerin finansal yapılarında önemli bir gösterge olarak yer almaktadır. Ayrıca işletmelerin sermaye yatırımlarında en önemli kaynağı iç fonlar oluşturmakta ve karlılık işletmelerin var oluş nedenlerinin en başında yer almaktadır. Bu nedenlerle karlılık, işletme yöneticileri ve yatırımcılar açısından işletmeler hakkında karar alma aşamasında göz önünde tutulan en önemli göstergelerden biridir.

Literatürde işletme karlılığını açıklamaya yönelik yapılan çalışmalarda işletme karlılığının bir göstergesi olarak aktif karlılık oranı ($\text{Net Kar} / \text{Toplam aktifler}$), faiz vergi ve amortisman öncesi karın toplam aktiflere oranı, net karın özsermayeye oranı, vergi öncesi karın özsermayeye oranı, net karın net satışlara oranı, brüt karın net satışlara oranı, net faaliyet karının net satışlara oranı ve net karın hisse senedi sayısına oranı gibi çeşitli göstergeler kullanılmaktadır. Karlılığı açıklamaya yönelik yapılan çalışmalarda genellikle mikroekonomik veya makroekonomik göstergelerden yararlanılmakta, her iki grubun bir arada yer aldığı çalışmalar ise azınlıkta kalmaktadır.

Bu çalışmada karlılığın göstergesi olarak seçilen aktif karlılık oranının hangi faktörlere bağımlı olduğu araştırılmaktadır. Aktif karlılığını açıklamak üzere hem

mikro hem makroekonomik deęişkenler kullanılmakta, yöntem olarak deęişen sabit katsayılarla statik ve dinamik panel veri analizleri uygulanmaktadır.

Türkiye’de imalat sanayii sektörü, gayrisafi yurt içi hasılaya katkı bakımından hizmet sektöründen sonra %33 ile ikinci sırada yer almaktadır³⁹². Türkiye’de sektörlerin dağılımı incelendiğinde gerek dış ticaret kapasitesi, gerek istihdam kapasitesi açısından imalat sanayii önemli bir paya sahiptir. Bu nedenle araştırma imalat sanayii sektöründe yapılmıştır.

Devam eden bölümlerde öncelikle araştırmanın amacı ve kapsamı hakkında bilgi verilmekte, araştırmanın yöntemi ve analiz aşamasında kullanılan veriler ayrıntılı olarak ele alınmakta ve sonraki bölümlerde elde edilen bulgular tartışılmaktadır.

3.1 Araştırmanın Amacı ve Kapsamı

Araştırmanın temel amacı İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’na (İMKB) kayıtlı imalat sanayii işletmelerinin aktif karlılık oranını (%) etkileyen faktörlerin neler olduğunun ve nasıl etkili olduklarının panel veri analiz yöntemleriyle belirlenmesidir. İşletmelere ait finansal oranlar ve makroekonomik faktörlerin kullanıldığı çalışmada, aktif karlılığının geçmiş dönem değerleri de analize dahil edilerek statik yapının yanı sıra, dinamik yapı da incelenmektedir. Ayrıca karlılığın, piyasa değerinin en üst seviyeye çıkarılma amacına uygun olarak arttırılması ve sürdürülebilir karlılığın sağlanması yönünde tavsiyeler oluşturulmaya çalışılmaktadır.

³⁹² İbrahim H. Ekşi ve Yavuz Akçi, “Sektör Farklılıklarının Finansal Oranlar Üzerindeki Etkileri: İMKB İmalat Sanayi Firmalarında Bir Uygulama”, **Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, C.14, S.1, 2009, s.116, (115-126)

3.2 Araştırma Yöntemi ve Veriler

Araştırma verileri İMKB’de 2005-2011 döneminde kayıtlı olan 183 imalat sanayii işletmesine aittir. İlgili dönemde verileri eksik olan veya İMKB’ye sonradan dahil olan 28 işletme araştırma kapsamı dışında tutulmuş ve $183-28=155$ imalat sanayii işletmesine ait verilerle çalışılmıştır³⁹³. Araştırmada $T=7$ yıl (2005-2011) boyunca $N=155$ işletmenin aşağıda tanımlanan çeşitli özellikleri ve makroekonomik değişkenlerden oluşan dengeli panel veri kullanılmıştır. 2005-2011 dönemine ait verilerle çalışılmasının nedeni, 2005 öncesi işletmelerin bilanço sistemlerinin farklı olmasıdır. Her değişken için $NT=155*7=1085$ gözlem bulunmaktadır.

Araştırmanın konusu olan imalat sanayiinde faaliyet gösteren ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında (İMKB) 2005-2011 döneminde işlem gören işletmelerin aktif karlılık oranını (%) (akk) etkileyebilecek değişkenler ise aynı döneme ait on finansal oran ve yedi makroekonomik göstergedir. Finansal oranlar: Net kar marjı(%) (nkm), FVAÖK Marjı(%) (fvaok), stok devir hızı (sdh), Kaldıraç oranı(%) (ko), Aktif devir hızı (adh), Toplam varlık büyüme oranı (gtv), Cari oran (co), Özsermaye devir hızı (odh), Alacak devir hızı (adh) ve Satışlar büyüme oranıdır (gsat). Makroekonomik değişkenler ise, Enflasyon oranı (tufe), Bileşik faiz oranı (fo), Dolar kuru (usd), Petrol fiyatı (pf), Para arzı (pa), Gayrisafi milli hasıla (gsmh) ve Sanayi üretim endeksidir (sue).

Makroekonomik değişkenler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi³⁹⁴ (TCMB-EVDS) ve Türkiye İstatistik Kurumu³⁹⁵ (TÜİK) web sitelerinden temin edilmiştir. Finansal oranların hesaplanmasında kullanılan veriler, İMKB’nin resmi web sitesinden³⁹⁶ işletmelerin mali tablolarına FİNNET Mali Analiz yazılımı³⁹⁷ aracılığıyla ulaşılarak elde edilmiştir. Temin edilen

³⁹³ Araştırmada kullanılan işletmelerin listesi Ek.6 da yer almaktadır.

³⁹⁴ <http://evds.tcmb.gov.tr/cbt.html>

³⁹⁵ <http://www.tuik.gov.tr/start.do>

³⁹⁶ www.imkb.gov.tr

³⁹⁷ <http://www.finnet.gen.tr/urun/fma/>

verilerden finansal oranların hesaplanması, FİNNET Mali analiz yazılımı ve Microsoft Excel³⁹⁸ programı kullanılarak yapılmış olup, hesaplamalarda enflasyon etkisinden arındırılmış konsolide bilanço ve gelir tablolarından yararlanılmıştır. Verilerin analiz edilmesinde ise Stata 12 istatistik paket programı³⁹⁹ kullanılmıştır.

Araştırmada kullanılan mikroekonomik ve makroekonomik değişkenler ve bu değişkenlerin istatistik paket programında kullanılan kısa karşılıkları **Ek.1** de verilen tabloda yer almaktadır.

3.3 Araştırmanın Bulguları

İMKB’de işlem gören imalat sanayii sektörüne kayıtlı işletmelerin aktif karlılık oranını etkileyen finansal oranların ve makroekonomik değişkenlerin belirlenmesi ve varsa bu etkilerin yönünün belirlenebilmesi için açıklayıcı değişkenlerin tüm mümkün kombinasyonları kullanılarak panel veri modelleri incelenmektedir. İlk olarak anlamlı bulgular elde edilen değişen sabit katsayılarla panel veri modelleri, ardından aktif karlılık oranının bir dönem gecikmeli değerlerinin de açıklayıcı değişken olarak modelde yer aldığı ve anlamlı bulgulara ulaşılan değişen sabit katsayılarla dinamik panel veri modelleri sonuçlarına yer verilmektedir.

3.3.1 Değişen Sabit Katsayılarla Statik Panel Veri Modelleri

İncelenen dönemde ve tüm yatay kesit birimleri (imalat sanayii işletmeleri) için havuzlanmış finansal oranlar ve makroekonomik değişkenlere ait tanımsal ölçüler (ortalama, standart sapma, en küçük ve en büyük gözlem değerleri) Tablo 3 ve Tablo 4’de özetlenmektedir:

³⁹⁸ <http://office.microsoft.com/en-us/excel/>

³⁹⁹ <http://www.stata.com/stata12/>

Tablo 3: Finansal Oranlara ait Tanımsal Ölçüler

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
akk	1085	2.630198	16.58879	-322.8453	100.5084
dum	1085	.5714286	.4950999	0	1
nkm	1085	4.65569	106.6998	-622.1962	3179.148
fvaok	1085	10.9042	24.70178	-265.0624	410.0262
sdh	1085	13.64496	77.03025	.13305	2369.613
ko	1085	48.98303	46.66239	.6379329	597.5024
akdh	1085	.9992072	.7010393	.006467	10.00416
gtv	1085	.0488827	.2500205	-.7274174	3.171678
co	1085	2.524723	3.612476	.1004248	79.25003
odh	1085	2.76649	6.672899	.0066192	144.1343
aldh	1085	121.3802	1337.421	.0819077	25028.34
gsat	1085	.0578614	.5443521	-.9964487	14.15179

Tablo 4: Makroekonomik Değişkenlere ait Tanımsal Ölçüler

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
usd	1085	1.440571	.1301598	1.293	1.67
fo	1085	18.99039	3.282698	14.19937	22.92992
tufe	1085	153.3917	24.38406	117.4979	189.9833
gsmh	1085	104.7775	4.779597	95.17412	109.157
sue	1085	111.8564	8.441873	100.0889	126.879
pa	1085	8.83e+07	2.59e+07	6.19e+07	1.38e+08
pf	1085	77.61997	18.93044	54.79051	112.3023

Tanımsal ölçüler tüm değişkenler için incelendiğinde ilk sütundaki gözlem sayılarından (Obs) eksik veri olmadığı, değişkenlerin en küçük (Min) ve en büyük (Max) gözlem değerlerinin beklenen aralıklarda yer aldığı ve sıradışı gözlem bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Aktif karlılık oranını açıklamak üzere ilk olarak Havuzlanmış En Küçük Kareler (HEKK), Sabit Etkiler (SE) ve Tesadüfi Etkiler (TE) modelleri kurulmuştur. Modellerin kurulması aşamasında açıklayıcı değişkenlerle tüm mümkün kombinasyonlar değerlendirilerek, değişkenler arasındaki ilişkiler incelenmiştir. Anlamlı sonuçlar elde edilen modeller saptanmış ve bu modellere ait sonuçlar

Tablo.5’de verilmiştir. Tablodaki son dört sütunda sırasıyla birinci derece otokorelasyon (AR1) içeren sabit etkiler modeli (SEAR1); otokorelasyon ve değişen varyansa dirençli Huber-White standart hatalarıyla sabit etkiler modeli (SE_RB); değişen varyans ve eşanlı korelasyona dirençli panel düzeltilmiş standart hatalarla sabit etkiler modeli (SE_PCSE); değişen varyans, otokorelasyon ve eşanlı korelasyona dirençli Driscoll-Kraay standart hatalarıyla sabit etkiler modeli (SE_DK) sonuçları yer almaktadır.

Tablo 5: Statik Panel Veri Modelleri Özet Tablosu

Variable	HEKK	SE	TE	SEAR1	SE_RB	SE_PCSE	SE_DK
nkm	.03737307 .00394182 0.0000	.03127122 .00404742 0.0000	.03535503 .0039033 0.0000	.03085417 .00435194 0.0000	.03127122 .01594342 0.0516	.03102917 .00498245 0.0000	.03127122 .006499 0.0000
fvaok	.1548979 .01724526 0.0000	.11167239 .01878285 0.0000	.14054473 .01775851 0.0000	.12114543 .02195125 0.0000	.11167239 .04434349 0.0128	.11133979 .0292209 0.0001	.11167239 .02056937 0.0000
sdh	.01522163 .00519565 0.0035	.02806403 .005838 0.0000	.02025325 .00531965 0.0001	.03031988 .00636971 0.0000	.02806403 .00938983 0.0033	.0253973 .00941787 0.0070	.02806403 .00355209 0.0000
ko	-.15505627 .00879116 0.0000	-.42951602 .02191908 0.0000	-.18305335 .01080814 0.0000	-.53433601 .02626937 0.0000	-.42951602 .14778675 0.0042	-.23167862 .07054002 0.0010	-.42951602 .10814376 0.0001
akdh	2.7427058 .57313534 0.0000	2.5544326 .97008694 0.0086	2.7175201 .66590547 0.0000	1.0168361 1.333085 0.4458	2.5544326 1.2972629 0.0507	2.8194462 .65479881 0.0000	2.5544326 .8047524 0.0018
gtv	9.2137841 1.615892 0.0000	9.8377009 1.5300408 0.0000	9.4185413 1.5720721 0.0000	11.559432 1.7680224 0.0000	9.8377009 4.1383319 0.0187	10.939569 2.6185128 0.0000	9.8377009 2.7885238 0.0006
usd	7.7166918 3.3699743 0.0222	9.3813441 2.8567233 0.0011	7.8337953 3.1128857 0.0119	9.2999981 2.9947985 0.0020	9.3813441 4.4979764 0.0387	8.9842595 .95746236 0.0000	9.3813441 .6390193 0.0000
sue	.24975694 .11791597 0.0344	.20728766 .09947046 0.0374	.24826638 .10882666 0.0225	.17198289 .1063916 0.1064	.20728766 .15608235 0.1861	.24429082 .02873747 0.0000	.20728766 .0268518 0.0000
pf	-.11991688 .051872 0.0210	-.06790416 .04391302 0.1224	-.11606469 .04789163 0.0154	-.04781155 .04390058 0.2765	-.06790416 .08043207 0.3998	-.11057749 .01619451 0.0000	-.06790416 .01836898 0.0003
_cons	-24.781752 9.835327 0.0119	-12.540557 8.3633726 0.1341	-23.598939 9.0940778 0.0095	-3.4344919 8.6530816 0.6915	-12.540557 14.276116 0.3811	-22.788716 3.9081114 0.0000	-12.540557 5.2781463 0.0187
N	1085	1085	1085	930	1085	1085	1085
N_g		155	155	155	155	155	155
r2	.38592866	.40186962			.40186962	.35499159	
r2_w		.40186962	.33952998	.45938445	.40186962		.40186962
r2_b		.46002711	.53122305	.43159816	.46002711		
r2_o		.33282762	.38288732	.3163817	.33282762		
sigma_u		15.109683	4.1542683	20.19381	15.109683		
sigma_e		10.972109	10.972109	11.341426	10.972109		
sigma		18.673235	11.732225		18.673235		
ll	-4321.9704	-4049.6078		-3487.8714	-4049.6078		
ll_0	-4586.5173	-4328.4238		-3773.8682	-4328.4238		
F	75.06788	68.755341		72.322596	191.80035		18887.458
F_f		3.8999329		3.4208127			
rho		.65474411	.12538001		.65474411		
rho_ar				.10950763			
rho_fov				.76020946			
theta			.29350687				
corr		-.80115745		-.85598311	-.80115745		
chi2			592.94523			555.06308	
p			6.84e-122			9.14e-114	

legend: b/se/p

Aktif karlılık oranını açıklamak üzere kurulan modellerde, işletmelere özgü gözlenemeyen tesadüfi birim etkilerin var olup olmadığını anlamak ve Havuzlanmış En Küçük Kareler modeli ile, tesadüfi birim etki barındıran Sabit veya Tesadüfi Etkiler modelleri arasında tercihte bulunabilmek amacıyla, F testi, Lagrange Çarpanı (LM) testi veya Olabilirlik Oranı (LR) testleri yapılabilmektedir.

Bu amaçla uygulanan F testinde aşağıdaki hipotez test edilmektedir:

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N = 0$$

H_0 hipotezini test etmek için birinci serbestlik derecesi $f_1 = (N - 1)$, ikinci serbestlik derecesi $f_2 = N(T - 1) - K$ olan F dağılımından yararlanılmaktadır. H_0 hipotezi reddedildiğinde parametrelerin birimlere (işletmelere) göre değiştiği ve Havuzlanmış en küçük kareler modelinin uygun olmadığı (daha az etkin olduğu) sonucuna varılmaktadır. Bu durumda modelde birim etkilerin barındırılması gerektiği anlaşılmaktadır.

H_0 hipotezi altında elde edilen havuzlanmış en küçük kareler modeline ait hata kareleri toplamı $RRSS$ (Restricted sum squares – Kısıtlı hata kareleri toplamı), H_0 geçerli değilken kurulan birim etkiler modeline (Kukla Değişkenli En Küçük Kareler Modeline) ait hata kareleri toplamı $URSS$ (Unrestricted sum squares – Kısıtsız hata kareleri toplamı) olmak üzere F test istatistiği

$$\begin{aligned} F &= \frac{(RRSS - URSS) / (N - 1)}{URSS / (N(T - 1) - K)} \\ &= \frac{(183179.87 - 110763.73) / (155 - 1)}{110763.73 / (155(7 - 1) - 9)} = 3.91 \end{aligned}$$

elde edilmekte ve p değeri 0.0000 olduğu için birim etkilerin sıfıra eşit olduğu anlamına gelen H_0 hipotezi reddedilmektedir. Buna göre modelde birim etkilerin olduğu ve havuzlanmış en küçük kareler modelinin uygun olmadığı gözlenmektedir.

İşletmelere özgü birim etkilerin, işletmelerin yönetim tarzı, piyasadaki imajları gibi faktörlerden oluştuğu düşünülmektedir.

Modelde işletmelere özgü birim heterojenliğinin (etkilerin) varlığını araştırmak için alternatif bir yol, havuzlanmış en küçük kareler modelinin uygunluğunu tesadüfi etkiler modeline karşı test etmek için havuzlanmış en küçük kareler modelinin hataları kullanılarak hesaplanan ve Breusch ve Pagan tarafından geliştirilen Lagrange Çarpanı testinin yapılmasıdır. Bu testte birim etkilerin varyansının sıfır olduğu hipotezi sınanmaktadır:

Lagrange Çarpanı (LM) Testi	
$H_0 : \sigma_{\alpha_i}^2 = 0$	
$LM \chi_1^2 = 90.39$	$prob > \chi^2 = 0.0000$

1 serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uyan LM test istatistiği

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T u_{it} \right)^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T u_{it}^2} - 1 \right]^2 = 90.39$$

ve p değeri 0.0000 olduğundan birim etkilerin varyansının sıfıra olduğunun ileri sürüldüğü H_0 hipotezi reddedilmekte ve havuzlanmış en küçük kareler modelinin uygun olmadığı, modelde işletmelere özgü gözlemlenemeyen birim etkilere yer verilmesi gerektiği sonucuna varılmaktadır.

Havuzlanmış en küçük kareler modelinin geçerliliğini belirlemek için, birim etkilerin standart hatasının sıfır olup olmadığının araştırılmasında Olabilirlik Oranı (LR) testi yapıldığında;

Olabilirlik Oranı (LR) Testi

$H_0 : \sigma_{\alpha_i} = 0$ (Havuzlanmış en küçük kareler modeli geçerlidir.)	
$\chi^2_1 = 79.24$	$prob > \chi^2 = 0.0000$

test istatistiği $\chi^2_1 = 79.24$ ve p değeri 0.000 olduğundan, önceki testlerde olduğu gibi işletmelere özgü gözlemlenemeyen birim etkilerin varlığına karar verilmektedir.

Yapılan testler sonucunda modelde işletmelere özgü birim etkilerin varlığına karar verildiğinden, havuzlanmış en küçük kareler modelinin etkinliği daha azdır ve bu nedenle uygun bir model değildir. Tablo 5’de ilk iki sütunda sırasıyla havuzlanmış en küçük kareler ve sabit etkiler modellerinin sonuçları yer almaktadır. Tablo incelendiğinde, aktif karlılık oranını açıklayan değişkenlerin %1 anlamlılık seviyesinde her iki modelde de net kar marjı (nkm), faiz, vergi ve amortisman öncesi kar marjı (fvaok), stok devir hızı (sdh), kaldıraç oranı (ko), aktif devir hızı (akdh), toplam varlık büyüme oranı (gtv) olduğu; döviz kurunun (usd) p -değeri sabit etkiler modelinde %0,11 iken, havuzlanmış en küçük kareler modelinde %2,22; sanayi üretim endeksi (sue) p -değeri her iki modelde yaklaşık %4 ve petrol fiyatı (pf) p -değeri havuzlanmış en küçük kareler modelinde %2,1 iken sabit etkiler modelinde %12,24 olduğu anlaşılmaktadır.

Sabit etkiler modeline ait katsayılar incelendiğinde, finansal oranlardan kaldıraç oranının (ko) ve makroekonomik değişkenlerden petrol fiyatının (pf) aktif karlılık oranı üzerinde negatif etkisi olduğu anlaşılmaktadır (petrol fiyatı %12,24 anlamlılık seviyesinde). Diğer finansal oranlarla döviz kuru (usd) ve sanayi üretim endeksinin (sue) etkisi ise pozitifdir.

İşletmelere özgü gözlemlenemeyen birim etkilerin var olduğu anlaşılan araştırmada, bu etkilerin modellenmesinde sabit etkiler veya tesadüfi etkiler modellerinden hangisinin kullanılmasının uygun olacağına karar verilmesi

gerekmektedir. Bilindiği gibi, tesadüfi etkiler modelinin uygun olduğu durumlarda sabit etkiler modeline kıyasla tesadüfi etkiler modelinin tahmin varyansları daha küçük olduğundan daha etkin sonuçlar vermektedir. Aksi durumda, yani sabit etkiler modelinin uygun olması halinde ise tesadüfi etkiler modeli sonuçları sapmalı olmakta ve tutarlı davranan sabit etkiler modeli sonuçlarına güvenilmektedir.

Birim etkiler ile bağımsız değişkenler arasında ilişki (korelasyon) olmadığı durumda tesadüfi etkiler modelinin etkinliği sabit etkiler modelinden fazladır ve standart hata daha küçük olduğu için tesadüfi etkiler modeli kullanılmaktadır. İlişkinin varlığı halinde ise, tesadüfi etkiler tahminleyeni tutarsız olurken, sabit etkiler tahminleyeni tutarlı kalmakta, iki tahminleyenin tahmin değerleri farklılaşmakta ve bu nedenlerle sabit etkiler modeli kullanılmaktadır. Tablo 5’de sabit etkiler modeli sonuçları altında verilen korelasyon değeri (*corr*), gözlemlenemeyen işletme etkileri ile açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişkiye aittir. Korelasyon katsayısı $cor(\alpha_i, x_{it}) = -0,8012$ olduğundan, işletmelere özgü etkilerle açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişki oldukça yüksektir. İlişki düzeyinin yüksekliği, doğru modelin sabit etkiler modeli olduğuna işaret etmektedir. İlişkinin varlığının istatistik olarak test edilmesinde Hausman tarafından geliştirilen test istatistiği kullanılabilir.

Aktif karlılık oranını açıklayan modelde birim etkilerin var olduğuna karar verildikten sonra, tesadüfi olan bu etkilerin işletmeler için sabit etkiler tahminleyeni ile mi yoksa tesadüfi etkiler tahminleyeni ile mi modellenecekleri sorusuna yanıt bulabilmek için Hausman testinin yapılması gerekmektedir.

Hausman testinde sıfır hipotezi işletmelere özgü birim etkiler ile açıklayıcı değişkenler arasında ilişki olmadığı, alternatif hipotez altında birim etkiler ile açıklayıcı değişkenler arasında ilişki olduğu iddia edilmektedir. H_0 altında, her iki tahminleyen de tutarlı davranmakta, parametreler arasında anlamlı bir farklılık oluşmamakta ve bu durumda daha etkin olan tesadüfi etkiler tahminleyeni tercih edilmektedir. Alternatif hipotez altında ise tesadüfi etkiler tahminleyeni sapmalı

olacağından, tutarlı olan sabit etkiler tahminleyeni tesadüfi etkiler tahminleyenine tercih edilmektedir.

Hausman testi için hipotezler şu şekilde kurulmaktadır:

H_0 : Katsayılar arasındaki fark sistematik değildir.

H_1 : Katsayılar arasındaki fark sistemattir.

veya

$H_0 : E(\alpha_i | X_{it}) = 0$ (α_i, x_{it} ile ilişkisizdir)

$H_1 : E(\alpha_i | X_{it}) \neq 0$ (α_i, x_{it} ile ilişkilidir)

Hausman testi için sabit etkiler ve tesadüfi etkiler tahminleyenleri ile elde edilen katsayı tahminleri ve bu katsayıların farkları Tablo 6’da özetlenmektedir:

Tablo 6: Birim Etkiler Modellerinde Hausman Testi

Değişken	Sabit Etkiler (b)	Tesadüfi Etkiler (B)	Fark (b-B)	Standart Hata
nkm	.0312712	.035355	-.0040838	.0010704
fvaok	.1116724	.1405447	-.0288723	.0061181
sdh	.028064	.0202533	.0078108	.0024049
ko	-.429516	-.1830534	-.2464627	.0190691
akdh	2.554433	2.71752	-.1630875	.705435
gtv	9.837701	9.418541	.4191597	.
usd	9.381344	7.833795	1.547549	.
sue	.2072877	.2482664	-.0409787	.
pf	-.0679042	-.1160647	.0481605	.
$\chi^2_9 = (b - B)' \left[(V_b - V_B)^{-1} \right] (b - B) = 180.22$ $prob > \chi^2 = 0.0000$				

Hausman test istatistiği,

$$m = \chi^2_9 = (\hat{\beta}_{CV} - \hat{\beta}_{GLS})' \left(\text{Var}(\hat{\beta}_{CV}) - \text{Var}(\hat{\beta}_{GLS}) \right)^{-1} (\hat{\beta}_{CV} - \hat{\beta}_{GLS}) = 180,22$$

bulunmuştur. p değeri 0,0000 dır.

Varyans kovaryans matrisleri arasındaki farkın köşegen elemanlarının karekökü ile elde edilen bazı standart hataların eksik olması, bu varyans kovaryans matrisinin asimptotik olarak pozitif definit olmasından kaynaklanmaktadır. Köşegen elemanlarında negatif değerlerle karşılaşılabilir⁴⁰⁰.

⁴⁰⁰ StataCorp., **Stata: Release 12 Statistical Software**, College Station, TX: StataCorp LP, 2011, s.712 (Bu konuda ayrıntılı bilgi içermektedir.)

Sonuç olarak, Hausman testi p değeri 0,0000'dır ve H_0 hipotezi reddedilmektedir. Böylece, tahmin katsayıları arasında sistematik farklılık olduğu, tesadüfi etkiler modelinin tutarsız olduğu ve tutarlı davranan sabit etkiler modelinin geçerli olduğuna karar verilmektedir.

Tablo 5’de ikinci ve üçüncü sütunlarda sırasıyla sabit etkiler (SE) ve tesadüfi etkiler (TE) modellerine ait sonuçlar verilmektedir. İki model karşılaştırıldığında, tesadüfi etkiler modelinde katsayıların standart hatalarının genellikle daha küçük olduğu ve p değerlerinin sabit etkiler modeline kıyasla daha düşük olduğu gözlenmektedir. Ancak yapılan Hausman testi, tesadüfi etkiler modeli ile elde edilen katsayı tahminlerinin sapmalı olduğunu ve bu tahminlere güvenilemeyeceğini göstermektedir. İki tahminleyene ait katsayı tahminleri ve sabit etkiler modeli katsayılarına göre tesadüfi etkiler modeli katsayılarındaki farklılaşmanın yüzde olarak değeri Tablo 7’de gösterilmektedir.

Tablo 7: Tesadüfi Etkiler Modeli Tahminlerinde Sabit Etkiler Modeli Tahminlerine Göre Gerçekleşen Sapmalar (Yüzde)

Değişken	Sabit Etkiler Tahminleyeni	Tesadüfi Etkiler Tahminleyeni	% Sapma
nkm	0,031271	0,035355	13,1
fvaok	0,111672	0,140545	25,9
sdh	0,028064	0,020253	-27,8
ko	-0,429516	-0,183053	57,4
akdh	2,554433	2,717520	6,4
gtv	9,837701	9,418541	-4,3
usd	9,381344	7,833795	-16,5
sue	0,207288	0,248266	19,8
pf	-0,067904	-0,116065	70,9

Tablodaki % Sapma sütununda verilen değerler, tesadüfi etkiler tahminleyeni katsayılarının sabit etkiler tahminleyeni katsayılarına göre yüzde sapmalarını göstermekte ve $\% Sapma = \left[\left(\beta_{Tesadüfi Etkiler} / \beta_{Sabit Etkiler} \right) - 1 \right] * 100$ formülüyle hesaplanmaktadır. Yüzdelere katsayıların mutlak değerleri üzerinden sapmayı belirtmektedir. Tablo 7 incelendiğinde, özellikle petrol fiyatı katsayısı ile kaldıraç oranı katsayılarının sırasıyla %70,9 ve %57,4 gibi yüksek oranlarda farklılaştığı (saptığı) gözlenmektedir. Petrol fiyatının katsayısı mutlak değerce incelendiğinde sabit etkiler modelinde 0,067904 iken, tesadüfi etkiler modelinde 0,116065’dir. Mutlak değerce %70,9 sapma (artış) görülmekte ve cebirsel olarak (işaretleri göz önüne alındığında) -0,067904’dan -0,116065’e doğru %70,9 oranında sapma (azalma) gözlenmektedir.

Sabit etkiler modeli ile elde edilen sonuçların tarafsız ve etkin olabilmesi için, sabit varyanslılık, otokorelasyon olmaması ve birimler arası korelasyon olmaması varsayımlarının sağlanması gerekmektedir. Bu varsayımlar geçerli olduğunda sonuçlar tarafsız ve etkin olmaktadır. Varsayımların sağlanamaması halinde ise standart hatalar sapmalı olacağı için etkinliği engellemektedir. Öncelikle varsayımlardan sapma olup olmadığı kontrol edilmeli ve sapma durumunda belirlenen varsayım ihlaline dirençli olan uygun yöntemlerle model tahmini yapılmalıdır.

Birimler boyunca hata bileşeni varyansının sabit olduğu varsayımı Değiştirilmiş Wald Testi ile kontrol edilebilmektedir. Varyansların sabit olduğunu belirten sıfır hipotezine karşılık, alternatif hipotezde farklı varyanslılık ileri sürülmektedir.

Hata Bileşeninde Farklı Varyanslılık İçin Değiştirilmiş Wald Testi

$$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma^2 \text{ Farklı varyanslılık yoktur.}$$

$$\chi_{155}^2 = 4.3 * 10^5 \quad prob > \chi_{155}^2 = 0.0000$$

Test sonucunda p değeri 0.0000 olduğundan H_0 reddedilerek modelde farklı varyanslılık olduğu sonucuna varılmaktadır.

Sabit etkiler modelinde otokorelasyon olmaması varsayımının geçerliliğini araştırmak üzere, Baltagi-Wu'nun yerel en iyi değişmez (locally best invariant) test istatistiği hesaplanmıştır:

Otokorelasyon için Baltagi-Wu'nun Yerel En İyi Değişmez Testi

$$H_0 : \rho = 0$$

$$\text{Baltagi – Wu LBI test istatistiği} = 2.0306$$

Test istatistiğinin 2 civarında olması ciddi bir otokorelasyon olmadığını işaret etmektedir.

Bhargava, Franzini, ve Narendranathan tarafından geliştirilen ve otokorelasyon yoktur biçiminde kurulan sıfır hipotezini test eden değiştirilmiş Durbin-Watson testi yapılarak elde edilen sonuç aşağıda verilmektedir:

Otokorelasyon İçin, Değiştirilmiş Durbin-Watson Testi

$$H_0 : \rho = 0$$

$$\text{Durbin-Watson } DW = 1.8809$$

Test istatistiğinin 2 civarında olması, Baltagi-Wu testinde olduğu gibi, ciddi bir otokorelasyon olmadığı kararının alınmasına neden olmaktadır.

Sabit etkiler modelinde birinci dereceden otokorelasyonun varlığının test edilmesinde, Wooldridge'in ardışık bağımlılık testi uygulanmış ve test istatistiği aşağıdaki gibi elde edilmiştir:

Wooldridge'in Ardışık Bağımlılık Testi

 H_0 : Modelde birinci derece otokorelasyon yoktur.

 $F_{1,154} = 23.475 \quad \text{prob} > F_{1,154} = 0.0000$

Test sonucunda H_0 hipotezi reddedilmekte ve modelde ardışık bağımlılık olduğuna karar verilmektedir.

Panel veri modellerinde, yatay kesit birimlerine (işletmelere) ait hata terimleri arasında aynı dönemde ilişki (korelasyon) olması durumuna eşanlı korelasyon (uzamsal korelasyon – contemporaneous correlation – spatial correlation) adı verilmektedir. Son olarak, sabit etkiler modelinde birimler (işletmeler) arası korelasyon olmaması (eşanlı korelasyon) varsayımı kontrol edilmektedir. Bu amaçla kullanılabilecek testlerden, Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı testi, Pesaran testi, Friedman'ın testi ve Frees'in testi uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibidir:

Breusch-Pagan Eşanlı Korelasyon için Lagrange Çarpanı Testi

 H_0 : Birimlerarası korelasyon yoktur.

 $\text{Breusch-Pagan LM } \chi^2_{11935} = 17863.201$

 $\text{prob} > \chi^2_{11935} = 0.0000$

$N(N-1)/2 = 155.154/2 = 11935$ serbestlik derecesiyle χ^2 dağılımına uyan Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı testine göre, işletmelerarası korelasyon olmadığının iddia edildiği H_0 hipotezi reddedilmekte ve birimlerarasında korelasyon olduğuna karar verilmektedir. Ancak büyük N ve küçük T ile çalışılan veri setlerinde Breusch-Pagan LM testi sonuçlarına güvenilmemektedir.

Pesaran CD Eşanlı Korelasyon Testi

 H_0 : Birimlerarası korelasyon yoktur.

Pesaran CD istatistiği $\chi^2_{11935} = 6.784$

 $prob > \chi^2_{11935} = 0.0000$

Pesaran testi sonucunda χ^2 test istatistiği 6,784 bulunmuştur. H_0 hipotezi reddedilerek işletmelerarasında eşanlı korelasyon olduğuna karar verilmektedir.

Friedman R Eşanlı Korelasyon Testi

 H_0 : Birimlerarası korelasyon yoktur.

Friedman R istatistiği = 23.065

 $prob = 1.0000$

Friedman test istatistiği 23,065'tir. Olasılık (p) değeri 1,0000 olduğundan Friedman testine göre H_0 hipotezini reddetmeye yeter düzeyde kanıt yoktur ve işletmelerarasında eşanlı korelasyon olmadığı düşünülebilir.

Frees'in Q Eşanlı Korelasyon Testi

 H_0 : Birimlerarası korelasyon yoktur.

Frees Q istatistiği = 5.914

Frees Q Dağılımı Kritik Değerleri :

 $\alpha = 0.10$ için : 0.3583 $\alpha = 0.05$ için : 0.4923 $\alpha = 0.01$ için : 0.7678

Frees testi sonuçlarına göre bulunan test istatistiği $Q = 5,914$ değeri $\alpha = 0.01$ için verilen kritik değerden büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilmekte ve işletmelerarası eşanlı korelasyon olduğuna karar verilmektedir.

Sonuçlar değerlendirildiğinde, Pesaran'ın CD testi ve Frees'in Q testlerine göre işletmelerarası ilişki olmadığını belirten H_0 hipotezini reddetmek için yeterli kanıt bulunmaktadır. Friedman'ın R testine göre ise H_0 hipotezini reddetmek için yeterli kanıt bulunmamaktadır. Testlerde ağırlıklı H_0 reddedilmiş ve işletmelerarası korelasyon olduğu yönünde karar alınmıştır. Ayrıca Friedman'ın R testine göre diğer testlerin sonucuna daha fazla güvenilmektedir. Bu durumda birimlerarası korelasyon olduğuna karar verilmekte ve bu yapı göz önünde bulundurularak analize devam edilmektedir⁴⁰¹.

Üç önemli varsayım için yapılan testler neticesinde tek yönlü birim etki barındıran sabit etkiler modelinde değişen varyans problemi olduğu, işletmelerarası eşanlı korelasyon (spatial correlation) bulunduğu ve birinci dereceden ardışık bağımlılık yer aldığı saptanmıştır. Bu varsayım ihlalleri dikkate alınarak ve gerekli düzeltmeler yapılarak model kurulmalıdır.

Model özetlerinin verildiği Tablo 5'de Havuzlanmış En Küçük Kareler tahminleyeni (HEKK); Sabit Etkiler tahminleyeni (SE); Tesadüfi Etkiler tahminleyeni (TE); 1. mertebeden otokorelasyonu dikkate alan Sabit Etkiler tahminleyeni (SE-AR1); değişen varyans ve otokorelasyonu dikkate alan ve Rogers standart hatalarını kullanan Sabit Etkiler tahminleyeni (SE-RB); değişen varyans, otokorelasyon ve birimlerarası eşanlı korelasyonu dikkate alan ve Beck-Katz standart hatalarını kullanan Sabit Etkiler tahminleyeni (SE-PCSE); son olarak, değişen varyans, otokorelasyon ve

⁴⁰¹ Sakyi, Daniel: "Economic Globalisation, Democracy and Income in Sub-Saharan Africa: A Panel Cointegration Analysis", **Proceedings of the German Development Economics Conference**, Berlin 2011, No. 72, s.27-28 Bu konuda detaylı bilgi içermektedir.

birimlerarası eşanlı korelasyonu dikkate alan Driscoll-Kraay standart hatalarını kullanan Sabit Etkiler tahminleyeni (SE-DK) sonuçları görölmektedir.

Beck-Katz standart hatalarıyla sabit etkiler tahminleyeni, panel verideki yatay kesit birim sayısı zamana göre çok büyük olduğunda tutarsız sonuçlar verebilmektedir. $N=155$ birim ve $T=7$ yıllık gözlem içeren araştırmamızda, Monte Carlo denemeleri sonucu büyük N ve $T=5$ iken de tutarlı sonuçlar verdiği bilinen Driscoll-Kraay standart hatalarıyla sabit etkiler tahminleyeni sonuçlarının (SE-DK) kullanılmasının uygun olacağı düşünölmektedir.

Tablo 5'in son sütununda gösterilen ve uygun model olarak seçilen Driscoll-Kraay standart hatalarıyla doğrusal statik sabit etkiler panel veri modeli sonuçları incelendiğinde, aktif karlılık oranı üzerinde kaldıraç oranı (ko) ve petrol fiyatı (pf) değişkenlerinin negatif anlamlı bir etkiye sahip olduğu görölmektedir. Kaldıraç oranındaki %1'lik artış aktif karlılık oranında %0,01 anlamlılıkla %0,43 azalışa; petrol fiyatındaki 1 dolarlık artış, %0,03 anlamlılıkla %0,07'lik bir azalışa neden olmaktadır.

Net kar marjı oranı (nkm), faiz, vergi ve amortisman öncesi kar marjı oranı (fvaok), stok devir hızı oranı (sdh), aktif devir hızı oranı (akdh), toplam varlık büyüme oranı (gtv), döviz kuru (usd) ve sanayi üretim endeksi (sue) değişkenlerinin etkilerinin pozitif ve anlamlı olduğu görölmektedir. Net kar marjı oranındaki %1'lik artış, aktif karlılık oranında %0,00 anlamlılıkla %0,03 artışa; faiz, vergi ve amortisman öncesi kar oranındaki %1'lik artış %0,00 anlamlılıkla %0,11'lik artışa; stok devir hızındaki %1'lik artış %0,00 anlamlılıkla %0,03'lük artışa; aktif devir hızı oranındaki %1'lik artış %0,18 anlamlılıkla %2,55 artışa; toplam varlık büyüme oranındaki %1'lik artış % 0,06 anlamlılıkla %9,84 artışa neden olmaktadır.

Makroekonomik değişkenlerden sanayi üretim endeksindeki 1 puanlık artış %0,00 anlamlılıkla %0,21 artışa ve döviz kurundaki 0,1 TL'lik artış %0,00 anlamlılıkla %0,94 artışa neden olmaktadır.

Kaldıraç oranı varlıkların yabancı kaynaklarla finanse edilme düzeyini göstermektedir. Literatürde yapılan çalışmalar incelendiğinde, kaldıraç oranının aktif karlılık oranı üzerinde negatif etkisini ortaya çıkaran çalışmalar olduğu gibi (Çakır 2012, Karadeniz ve İskenderoğlu 2011, Mesquita ve Lara 2003), pozitif etkisi olduğunu öne süren çalışmalara da rastlanmaktadır (Albayrak ve Akbulut 2008, Yücel ve Kurt 2002). Toplam aktifler içinde kısa ve uzun vadeli yükümlülükleri gösteren kaldıraç oranındaki yükselme, işletmelerin yüklendikleri riskin de artışına işaret etmektedir. Yükselen risk altında işletmelerin aktif karlılık oranı azalmaktadır.

İmalat sanayii için önemli bir girdi kaynağı olan petrol Türkiye’de büyük oranda ithalat yoluyla temin edilmektedir. Petrol fiyatlarında artış olması, imalat sanayii işletmelerinin maliyetlerinde artışa neden olmakta ve maliyetlerdeki artış aktif karlılığı üzerinde negatif etki yapmaktadır.

Diğer değişkenler sabit tutulduğunda işletmelerin net kar marjının yükselmesi, giderlerinin gelirlerine oranla düştüğüne işaret edebilmektedir. Bu nedenle, işletmelerde giderlerin kontrol edilebilme seviyesini ölçmekte olan net kar marjı oranı ve aktif karlılık oranı arasında pozitif bir ilişki bulunması beklentiye uygundur.

Stok devir hızı işletmelerin stoklarını kolaylıkla satışa dönüştürdüğüünün göstergesi olduğundan, stok devir hızının artması satışların artmasını, paralelinde aktif karlılık oranının artmasını sağlamaktadır.

İşletme karlılığını belirleyen oranlardan olan aktif devir hızı, işletmelerin gelir elde etmek için varlıklarını etkin kullanmalarının bir göstergesidir. Aktif devir hızının artması varlıkların daha etkin kullanıldığını gösterdiği için beraberinde aktif karlılığının da artmasına neden olmaktadır.

Toplam varlık büyüme oranı işletmelerin önceki döneme göre varlıklarındaki büyümeyi ölçmektedir. Buna göre, toplam varlık büyüme oranının arttırıldığı

iřletmelerde varlık miktarı artacađından, iřletmelerin aktif karlılık oranları da artmaktadır.

İřletmelerin üretimlerini ihracat ağırlıklı veya lke ii ağırlıklı yapmalarına bađlı olarak, dviz kuru beklentileri de farklı olmaktadır. İhracat ağırlıklı alıřan iřletmelerde dviz kurunun artması olumlu etki yaratırken, i pazara retim yapan iřletmeler iin durum genelde tersi yndedir. Dviz kurunun aktif karlılık oranına pozitif etkisinin, byk imalat iřletmelerinin ihracata ağırlık vermesinden kaynaklanıyor olduđu dřnlmektedir.

3.3.2 Değişen Sabit Katsayılarla Dinamik Panel Veri Modelleri

Bu bölümde, mikroekonomik ve makroekonomik değişkenlerin aktif karlılık oranı üzerindeki etkileri, gecikmeli aktif karlılık oranı da modele bağımsız değişken olarak eklenerek, değişen sabit katsayılarla dinamik panel veri analizi ile incelenmektedir. Araştırmanın bağımlı değişkeni olan aktif karlılık oranının bir dönem gecikmeli değerleri bağımsız değişken olarak modele dahil edildiğinden, havuzlanmış en küçük kareler, statik sabit etkiler veya tesadüfi etkiler tahminleyenleri kullanıldığında parametre tahminlerinde sapmalar oluşmakta ve bu sapmaları ortadan kaldıran uygun yöntem, değişen sabit katsayılarla dinamik panel veri analizi olmaktadır. Panel veride gözlem sayısının fazla olması nedeniyle analizin istatistik gücü artsa da, gecikmeli aktif karlılık oranı gibi dinamik verilerle çalışıldığında en küçük kareler tahminleyeni ile regresyon analizi, değişkenler arasındaki gerçek ilişkiler yerine sahte ilişkiler bulunmasına neden olabilmektedir.

Dinamik panel veri analizi, aktif karlılık oranının geçmiş dönem değerinin bugünkü değeri üzerinde nasıl bir etkisi olduğunun incelenmesine olanak vermektedir. Ayrıca, işletmelere özgü sabit etkilerin hesaplanarak, her bir işletmeye özgü gözlenemeyen değişkenlerin etkilerinin kontrol edilmesi mümkün olmaktadır. Gecikmeli bağımlı değişkenin parametre tahmininin yapılabilmesi, gözlenemeyen etkilerin kontrol edilebilmesi ve tam dışsal olmayan bağımsız değişkenlerin modelde kullanılabilmesi nedenleriyle bu bölümde dinamik panel veri modeli kurulmaktadır.

Anderson ve Hsiao (1982), bağımsız değişkenler ve hata terimi arasında oluşabilecek ilişkinin etkisinin giderilebilmesi için fark alınmış değişkenler veya vekiller kullanılmasını önermişlerdir. Arellano (1989), fark alınmış vekil değişkenlerle kurulan dinamik modellerde küçük örneklerle çalışıldığında parametre tahminlerinin büyük standart hatalara sahip olduğunu ve bu nedenle değişkenler arasında sahte ilişkilerin oluşabildiğini göstermiştir. Sonraki çalışmalarda (Arellano ve Bover, 1995;

Blundell ve Bond, 1998) bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin bağımsız değişken olarak kullanıldığı ve içsellik içeren modellerde genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyenin kullanılması uygunluğu vurgulanmıştır. Genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyenin kullanılması daha güçlü (robust) standart hataların elde edilmesini ve parametre tahminlerinin kesinliğinin artmasını sağlamaktadır (Arellano ve Bover, 1995; Blundell ve Bond, 1998).

Genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyenin kullanılması parametre tahminlerinin kesinliğinin artmasını sağlamasına rağmen, Blundell ve Bond (1998) modelde ilave vekil değişken kullanımını önermektedirler. Nickell (1981), yatay kesit birim sayısının (N) büyük, incelenen zaman diliminin (T) kısa olduğu geniş ve kısa panellerde, ilk farklar alınarak oluşturulan modellerle elde edilen sonuçların tutarsız olduğunu savunmaktadır. Bu olumsuzluğun giderilmesi için sistem genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni kullanılmaktadır (Arellano ve Bover, 1995; Blundell ve Bond, 1998).

Aktif karlılık oranının bir dönem gecikmeli değerlerinin de açıklayıcı değişken olarak ele alınmasıyla oluşturulan dinamik model

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_1 + \mathbf{w}_{it}\boldsymbol{\beta}_2 + \alpha_i^* + u_{it}, \quad \alpha_i^* = \mu + \alpha_i, \quad i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T$$

şeklinde yazılabilir. Burada y_{it} modelin bağımlı değişkeni olan aktif karlılık oranını göstermekte, $y_{i,t-1}$ bir dönem gecikmeli aktif karlılık oranını, $\mathbf{x}_{it}$ ve $\mathbf{w}_{it}$ ile gösterilen diğer bağımsız değişkenler ise önceki bölümlerde belirtilen mikro ve makroekonomik değişkenlerden oluşmaktadır. $\mathbf{x}_{it}$ tam dışsal bağımsız değişkenler, $\mathbf{w}_{it}$ yarı içsel veya içsel bağımsız değişkenlerdir.

Modeldeki bir x_{it} değişkeni her t ve s için $E(x_{it}u_{is}) = 0$ koşulunu sağlıyorsa dışsal (exogenous) değişken olarak adlandırılmaktadır. $s < t$ iken $E(x_{it}u_{is}) \neq 0$ oluyor

ve her $s \geq t$ için $E(x_{it}u_{is}) = 0$ sağlanıyorsa, x_{it} değişkeni yarı içsel (predetermined) değişkendir. Benzer biçimde, $s \leq t$ iken $E(x_{it}u_{is}) \neq 0$ oluyor ve her $s > t$ için $E(x_{it}u_{is}) = 0$ sağlanıyorsa, x_{it} değişkeni içseldir (endogenous).

Doğrusal dinamik panel veri modelleri bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin açıklayıcı değişken olarak modele girmesini sağlarken, gözlenemeyen sabit veya tesadüfi işletme etkilerinin de (α_i) analize dahil edilmesine olanak vermektedir. Modelin yapısı gereği gözlenemeyen işletme etkileri, modelde bağımsız değişken olarak yer alan gecikmeli bağımlı değişkenle ilişkili olmakta ve standart hataların tutarsız olmasına neden olmaktadır.

Modeldeki tüm değişkenlerin bir dönem gecikmeli değerleri ile farklarının alınması ile aşağıdaki eşitlik elde edilmekte ve birime (işletmelere) özgü etkiler modelden düşmektedir:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \gamma(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1})\boldsymbol{\beta}_1 + (\mathbf{w}_{it} - \mathbf{w}_{i,t-1})\boldsymbol{\beta}_2 + (u_{it} - u_{i,t-1})$$

Anderson ve Hsiao (1981,1982) gecikmeli bağımlı değişkenin yerine ileri gecikmeli değerler veya fark değerlerinin vekil olarak kullanılmasını önermişlerdir. Arellano ve Bond (1991), önerilen bu vekillerin yanısıra daha pek çok vekil değişken kullanılabileceğini, bağımlı değişken ve içsel veya yarı içsel değişkenlerin kaç gecikmeli değerlerinin geçerli vekiller olacağını tanımlayarak göstermişler ve modelin parametreleri için tutarlı bir genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni geliştirmişlerdir. Ayrıca, dışsal değişkenlerin ilk farklarıyla, oluşturulan gecikmeli değerlerin (vekillerin), vekil değişken matrisinde nasıl bir araya getirilerek kullanılabileceğini göstermişlerdir. Oluşturulan vekil değişken matrisi kullanılarak tek aşamalı ve iki aşamalı genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyenleri ve tek aşamalı tahminleyen için robust (güçlü - değişen varyansa dayanıklı) varyans-kovaryans matrisi oluşturulmaktadır. İki aşamalı tahminleyen için robust varyans-

kovaryans matrisi sapmalı olmaktadır. Windmeijer (2005) bu sapmayı düzelten robust varyans-kovaryans matrisini oluşturmuştur.

Arellano-Bond tahminleyeni çok sayıda birim ve az sayıda dönem içeren geniş ve kısa panel veri için geliştirilmiştir ve hata teriminde otokorelasyon olmamasını gerektirmektedir.

Arellano-Bond tahminleyeni otoregresif parametre büyük veya işletmelere özgü etkilere ait varyansın hata terimi varyansına oranı büyük olduğunda zayıf (etkin olmayan) sonuçlar vermektedir. Arellano ve Bover'ın (1995) çalışmalarına paralel olarak Blundell ve Bond (1998), ilave moment kısıtları içeren bir sistem tahminleyeni geliştirmişlerdir. Sistem genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni, hata terimlerinde otokorelasyon olmaması varsayımının yanısıra, işletmelere özgü etkilerin, bağımlı değişkenin ilk gözlemine ait ilk farkla ilişkisiz (korelasyonsuz) olması anlamına gelen başlangıç kısıtının sağlanmasını da gerektirmektedir.

Sistem genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni ile yapılan tahminlerde değişen varyansa dirençli standart hatalar elde edilmekte ve bağımlı değişken ile bağımsız değişkenler arasındaki ilişkiler daha iyi anlaşılabilir. Modelde kullanılan vekil değişkenlerin bir grup olarak geçerliliklerinin incelenmesinde *Sargan* istatistiğinden yararlanılmaktadır.

Dinamik panel modelinin, havuzlanmış en küçük kareler tahminleyeni ile analiz edilmesi yanlış sonuçlar elde edilmesine neden olmaktadır. En küçük kareler tahminleyeni ile yapılan parametre tahminlerinin ve standart hatalarının doğru ve sapmasız olabilmesi için tahminleyenin varsayımlarının karşılanması gerekmektedir. Dinamik panel modelinde bu varsayımlardan en az ikisi teorik olarak sağlanamamaktadır.

Aşağıda verilen ve gösterim amacıyla sadeleştirilmiş otoregresif modelde, bağımlı değişken y_{it} , bir grup açıklayıcı değişken ve u_{it} hata terimi ile gösterilmektedir:

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

Modelde yer alan gecikmeli bağımlı değişken $y_{i,t-1}$, y_{it} bağımlı değişkenini açıklayan değişkenlerle açıklanabileceğinden, $y_{i,t-1}$ ile ilgili olan hata terimi u_{it} ile ve modeldeki bağımlı değişkenle korelasyonlu (ilişkili) olacaktır.

Havuzlanmış en küçük kareler tahminleyenin bir diğer zayıf yönü, işletmelere özgü etkileri ayrıştıramamasıdır. Modelde işletmelere özgü gözlenemeyen karakteristikler (etki) bulunmadığında, bu etkilere ait hatalar modelin genel hata terimine yansımakta ve parametre tahminlerinin kesinliğini düşürmektedir (etkinliği azaltmaktadır). Sabit etkiler tahminleyeni gözlenemeyen bu tür bağımsız değişkenlerin etkilerini hesaba katmak ve parametre tahminlerinin kesinliğini arttırmak üzere oluşturulmaktadır.

Sabit etkiler tahminleyeni gözlenemeyen etkileri ayrıştırıyor olmasına karşın, dinamik panel sapması için düzeltme yapmamaktadır. Havuzlanmış en küçük kareler tahminleyeni ile gecikmeli bağımlı değişkenin katsayısı yukarı sapmalı olurken, sabit etkiler tahminleyeni ile aşağı sapmalı bulunmaktadır. Bu nedenle havuzlanmış en küçük kareler tahmininin anlamlı bulduğu katsayıya güvenilemezken (gerçekte anlamsız olabilir), sabit etkiler modeli tahmini gerçekte anlamlı olan katsayının anlamsız çıkmasına neden olabilmektedir. Parametrenin doğru tahmini, bu iki tahminleyenin kestirimleri arasında olmalıdır.

Dinamik panel modelinde içsel değişkenlerden kaynaklanan sapmayı düzeltmenin bir yolu vekil değişken tahminleyeni kullanılmasıdır. Bu amaçla ilk olarak modeldeki içsel değişkenler, dışsal değişkenlerin bağımsız değişken olduğu en küçük karelerle regresyon analizine alınmaktadır. Nihai modelde içsel değişkenlerin

gözlem değerleri yerine, regresyon analiziyle elde edilen en küçük kareler tahminleri geçirilmekte ve yeniden en küçük karelerle regresyon analizi yapılmaktadır. Vekil değişken tahminleyeni ile gözlenemeyen işletme etkileri ayrıştırılabilirken, içsel bir değişken olduğu varsayımıyla gecikmeli bağımlı değişken de açıklayıcı olarak modele alınabilmektedir. Sabit varyanslılık altında vekil değişken tahminleyeni etkin olurken, değişen varyans bulunması halinde etkinliğini kaybetmektedir. Dinamik panel modelinde en güçlü tahminleyen, sistem genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyenidir. İzleyen alt bölümde Arellano-Bond tahminleyeni ile kurulan modellere yer verilmektedir.

3.3.2.1 Arellano-Bond Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni

Aktif karlılık oranını gösteren bağımlı değişkenin bir dönem gecikmeli değerlerinin de modele dahil edilmesiyle oluşturulan dinamik panel veri modeli ilk olarak değişkenlerin tümü ve alt grupları için oluşturulan modellerde Arellano-Bond tahminleyeni kullanılarak analiz edilmiştir. Denenen tüm modeller arasından kaldıraç oranını (ko) yarı içsel kabul eden ve sonuçları en iyi olan seçilmiştir. Bu amaçla önce Arellano-Bond'un tek aşamalı genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni (AB_1) kullanılmış, ardından bu model robust (değişen varyansa dayanıklı, sabit varyans koşulu gevşetilmiş) standart hatalar kullanılarak (AB_1_R) yeniden tahmin edilmiştir. Aynı modelde, Arellano-Bond'un iki aşamalı genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni (AB_2) ve iki aşamalı modelde robust standart hatalar kullanılarak (AB_2_R) ulaşılan sonuçlar Tablo 8'de özetlenmektedir. Ayrıca modellere ait Stata çıktıları Ek 4'de verilmektedir.

Tablo 8: Arellano-Bond Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni ile Elde Edilen 4 Model

Variable	AB_1	AB_1_R	AB_2	AB_2_R
akk				
L1.	-.08683223	-.08683223	-.09370614	-.09370614
	.02737156	.06219094	.00716656	.04419934
	0.0015	0.1626	0.0000	0.0340
ko	-.66815374	-.66815374	-.65685442	-.65685442
	.03657204	.33479564	.01366536	.35333074
	0.0000	0.0460	0.0000	0.0630
nkm	.03995213	.03995213	.05037492	.05037492
	.00455419	.01928556	.00812718	.02476914
	0.0000	0.0383	0.0000	0.0420
fvaok	.15040107	.15040107	.16128294	.16128294
	.02776303	.05990321	.02316893	.06365034
	0.0000	0.0120	0.0000	0.0113
sdh	.04600692	.04600692	.05757517	.05757517
	.00661904	.02139386	.00931153	.02812561
	0.0000	0.0315	0.0000	0.0407
gtv	10.875341	10.875341	7.2893318	7.2893318
	1.7740981	4.6096172	1.7821638	3.7205821
	0.0000	0.0183	0.0000	0.0501
co	-.60656024	-.60656024	-.82625474	-.82625474
	.20552817	.41866815	.17924893	.45884267
	0.0032	0.1474	0.0000	0.0717
aldh	7.314e-06	7.314e-06	.00007156	.00007156
	.00040483	.00006425	.00003503	.00004148
	0.9856	0.9094	0.0411	0.0845
tufe	-.08105017	-.08105017	-.15602263	-.15602263
	.081941	.05658347	.03013397	.04440406
	0.3226	0.1520	0.0000	0.0004
gsmh	-.01729737	-.01729737	-.08653469	-.08653469
	.1137404	.10918969	.03781068	.08104624
	0.8791	0.8741	0.0221	0.2856
sue	-.01177843	-.01177843	.11394364	.11394364
	.07837425	.10851873	.03889508	.06218802
	0.8805	0.9136	0.0034	0.0669
pa	1.352e-07	1.352e-07	1.564e-07	1.564e-07
	7.223e-08	4.596e-08	2.503e-08	5.536e-08
	0.0613	0.0033	0.0000	0.0047
N	775	775	775	775
N_g	155	155	155	155
df_m	12	12	12	12
chi2	712.22456	925.9251	8071.3726	549.24974
arm1	-9.6494116	-2.533876	-2.1424592	-1.6312072
arm2	-3.5592155	-1.3130369	-1.2257952	-1.2088089
sig2	91.56475	91.56475	94.007132	94.007132
rss	139727.81	139727.81	143454.88	143454.88
sargan	615.24489		43.470347	

legend: b/se/p

Dört tahminleyene ait Tablo 8’de verilen sonuçlar incelendiğinde, modelin bir bütün olarak anlamlılığının test edilmesinde kullanılan 12 serbestlik dereceli (df_m) Wald χ^2 istatistiklerinin (chi2 – ki-kare) sırasıyla 712,22; 925,93; 8071,37 ve 549,25 oldukları görülmektedir. İstatistiklere ait olasılık değerleri (sig.) tümü için 0,0000 dır. Katsayıların bir bütün olarak sıfırdan farklı oldukları anlaşılmaktadır.

Tek aşamalı ve iki aşamalı genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyenleri ile elde edilen parametre tahminlerinin birbirinden farklılaştıkları ve hatta sanayi üretim endeksine ait katsayının işaret değiştirdiği gözlenmektedir. Ayrıca tahminleyenlerin robust standart hatalarla elde edilmiş sonuçları ile hata terimlerinde değişen varyansa izin verilmeyen sonuçlara ait standart hatalar arasında da beklendiği gibi farklılaşma söz konusudur. Arellano-Bond tahminleyenlerinin sonuçlarının kullanılabilmesi için hata terimlerinde otokorelasyon olmaması ve model aşırı tanımlama kısıtlarının geçerli olması gerekmektedir. Bu nedenle kurulan modeller için Arellano-Bond otokorelasyon testleri ve aşırı tanımlama kısıtlarının geçerlilikleri için Sargan testleri yapılmaktadır.

Tabloda verilen dört model için ilk farkları alınmış hata terimleriyle birinci ve ikinci mertebeden yapılan Arellano-Bond otokorelasyon testlerinin sonuçları şu şekildedir:

Tablo 9: Arellano-Bond GMY Tahminleyenleri ile Kurulan Modellerde Otokorelasyon Testleri

H_0 : Otokorelasyon yoktur.								
	AB_1		AB_1_R		AB_2		AB_2_R	
Mertebe	z	Prob > z	z	Prob > z	z	Prob > z	z	Prob > z
1	- 9,6494	0,0000	- 2,5339	0,0113	- 2,1425	0,0322	- 1,6312	0,1028
2	- 3,5592	0,0004	- 1,3130	0,1892	- 1,2258	0,2203	- 1,2088	0,2267

Hata terimleri özdeş bağımsız dağılıma sahip olduklarında ilk farkları alınmış hata terimleri otokorelasyonlu oldukları için, yapılan testte birinci mertebeden otokorelasyon olmadığının ileri sürüldüğü sıfır hipotezinin reddedilmesi modelde tanımlama (belirleme-spesifikasyon) hatası yapıldığını göstermez. Daha yüksek mertebeden (ikinci mertebeden) otokorelasyon olmadığının kabul eden sıfır hipotezinin reddedilmesi ise tanımlama hatasını göstermekte ve modeli geçersiz kılmaktadır. Buna göre, ilk sütunda gösterilen tek aşamalı genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni hariç, diğer üç modelde otokorelasyon testleri sonucu olasılık değerleri sırasıyla 0,1892; 0,2203 ve 0,2267 bulunduğundan üç modelde hata terimlerinde otokorelasyon olmadığı anlaşılmaktadır.

Modellere ait aşırı tanımlama kısıtlarının geçerliliği için yapılan Sargan testi sonuçları Tablo 10’da verilmektedir:

Tablo 10: Arellano-Bond Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni ile Elde Edilen Modellerde Sargan Testleri

H_0 : Aşırı tanımlama kısıtları geçerlidir.							
AB_1		AB_1_R		AB_2		AB_2_R	
χ^2_{33}	Prob > χ^2	χ^2	Prob > χ^2	χ^2_{33}	Prob > χ^2	χ^2	Prob > χ^2
615,245	0,0000	Kullanılamaz		43,470	0,1050	Kullanılamaz	

Sargan test istatistiğinin dağılımı yalnızca hata terimleri özdeş ve bağımsız dağıldıklarında bilinmekte olduğundan, robust (güçlü) standart hataların kullanıldığı modellerde Sargan testi yapılamamaktadır. Hata terimlerinde değişen varyansa izin verilen robust modellerde, tek aşamalı genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni kullanıldığında Sargan test istatistiği yukarı sapmalı (red yönünde), iki aşamalı tahminleyen kullanıldığında ise aşağı sapmalı (kabul yönünde) olmaktadır. Bu nedenlerle robust standart hataların kullanıldığı modellerde aşırı tanımlama kısıtlarının testi için robust olmayan modele ait Sargan testi sonuçları incelenmektedir.

Sargan testi sonuçları incelendiğinde, tek aşamalı modelin aşırı tanımlama kısıtlarının geçerli olmadığı (H_0 red), iki aşamalı tahminleyen kullanılan modelde ise kısıtların geçerli olduğu (H_0 kabul) anlaşılmaktadır.

Otokorelasyon ve aşırı tanımlama kısıtlarının geçerliliği testleri bir arada değerlendirildiğinde, Tablo 8’de verilen dört modelden iki aşamalı tahminleyenin kullanıldığı üçüncü ve dördüncü modellerin testleri geçtiği gözlenmektedir. Ancak Arellano-Bond’un iki aşamalı genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyenin standart hatalarının aşağı sapmalı olduğu bilinmekte olduğundan, bu durumda dört model arasından en uygununun dördüncü sütunda belirtilen ve robust standart hatalarla iki aşamalı genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni ile elde edilen model olduğuna karar verilmektedir. Modelin katsayı tahminleri incelendiğinde gayrisafi milli hasıla (gsmh) hariç (sig.=0,286), modele giren diğer açıklayıcı değişkenlerin anlamlı oldukları ve en düşük anlamlılık seviyesinin alacak devir hızı oranına (aldh – sig.=0,085) ait olduğu anlaşılmaktadır.

İzleyen bölümde Arellano-Bond tahminleyenin ilk farkları alınmış denklemde kullandığı düzey gecikmeli vekil değişkenlere ilave olarak, düzey

denklemden gecikmeli ilk farkların vekil olarak kullanıldığı Blundell-Bond sistem tahminleyeni ile elde edilen modeller incelenmektedir.

3.3.2.2 Arellano-Bover / Blundell-Bond Dinamik Panel Veri Tahminleyeni (Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Sistem Tahminleyeni)

Arellano-Bover (1995) ve Blundell-Bond (1998), ilk farkları alınmış değişkenler için Arellano-Bond tahminleyenin kullandığı düzey gecikmeli vekil değişkenlerin genellikle zayıf kaldıklarını göstermişlerdir.

Tahminlerin kesinliğini arttırmak için ilave moment kısıtları gerekmektedir. Bu amaçla $E(\Delta y_{i,t-1} u_{it}) = 0$ kısıtı ele alınmakta ve $\{E(y_{is} \Delta u_{it}) = 0 \text{ tüm } s \leq (t-2) \text{ için}\}$ kısıtı ile birlikte değerlendirilmektedir. İçsel ve yarı içsel değişkenler için de benzer ek kısıtlar eklenebilmektedir. Böylece, geliştirilen sistem tahminleyeni, düzey gecikmeli vekil değişkenlerin yanısıra gecikmeli ilk farkları da vekil değişken olarak kullanmaktadır. Arellano-Bond tahminleyeninde olduğu gibi, Blundell-Bond sistem genelleştirilmiş yöntemler tahminleyeni de tek aşamalı ve iki aşamalı olarak kullanılabilir.

Aktif karlılık oranını açıklamak üzere, Blundell-Bond sistem tahminleyeni ile dinamik panel veri modelinin analizinde tüm açıklayıcı değişkenler ve alt grupları ile kurulan modeller ve sonuçları incelenmiş, kurulan modellerden seçilen dördü ve bu modellerin robust standart hatalarla hesaplanmış tahminleri birlikte aşağıda açıklanmıştır.

Tüm modellerde net kar marjı oranı (nkm), faiz, vergi ve amortisman öncesi kar marjı oranı (fvaok), stok devir hızı oranı (sdh), kaldıraç oranı (ko) ve toplam varlık büyüme oranı (gtv) değişkenleri yarı içsel olarak tanımlanmaktadır. Modellerde yer

alan diğer açıklayıcı değişkenler dışsaldırlar. Gecikmeli bağımlı değişken ise, modelin yapısı gereği içseldir. Modellerde iki aşamalı sistem tahminleyeni ile çalışılmıştır.

Sunulan ilk modelde (ABBB01) gecikmeli bağımlı değişken ve yarı içsel bağımsız değişkenlerin yanısıra, cari oran (co) ve döviz kuru (usd-dolar) değişkenleri modelin açıklayıcı değişkenleridirler.

İkinci modelde (ABBB02) gecikmeli bağımlı değişken ve yarı içsel bağımsız değişkenlerin yanında, cari oran (co), sanayi üretim endeksi (sue) ve petrol fiyatı (pf) yer almaktadır.

Üçüncü modelde (ABBB03) gecikmeli bağımlı değişken ve yarı içsel bağımsız değişkenlerle birlikte, cari oran (co), faiz oranı (fo) ve enflasyon oranı (tüfe) bulunmaktadır.

Dördüncü modelde ise (ABBB04), gecikmeli bağımlı değişken ve yarı içsel bağımsız değişkenlerin yanısıra, cari oran (co) ve gayri safi milli hasıla (gsmh) açıklayıcı değişkenlerdir.

Tablo 11’de birinci ve ikinci modeller, robust standart hatalarla (_R) elde edilen sonuçlarla birlikte özetlenmekte; Tablo 12’de ise üçüncü ve dördüncü modeller, robust standart hatalarla (_R) elde edilen sonuçlarla birlikte özetlenmektedir. Modellere ait Stata çıktıları Ek 5’de yer almaktadır.

Tablo 11: Arellano-Bover / Blundell-Bond Sistem Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni Özet Sonuçları-1

Variable	ABBB01	ABBB01_R	ABBB02	ABBB02_R
akk				
L1.	-.11607375	-.11607375	-.12936611	-.12936611
	.00017816	.04717771	.00039438	.04672973
	0.0000	0.0139	0.0000	0.0056
nkm	.03760641	.03760641	.03640959	.03640959
	.00003219	.01408367	.00003378	.01426905
	0.0000	0.0076	0.0000	0.0107
fvaok	.20158747	.20158747	.20076156	.20076156
	.00023049	.07225272	.00023256	.0765625
	0.0000	0.0053	0.0000	0.0087
sdh	.0267146	.0267146	.02597057	.02597057
	.00001376	.00456593	.00001218	.004618
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
ko	-.29407538	-.29407538	-.29928606	-.29928606
	.00031084	.12228499	.00018142	.13031987
	0.0000	0.0162	0.0000	0.0216
gtv	10.269584	10.269584	9.8397456	9.8397456
	.04459921	5.8127704	.05217191	5.6868374
	0.0000	0.0773	0.0000	0.0836
co	-1.0886239	-1.0886239	-1.1023252	-1.1023252
	.00144357	.52807403	.00189812	.54947174
	0.0000	0.0393	0.0000	0.0448
usd	12.696337	12.696337		
	.01453769	4.9356832		
	0.0000	0.0101		
sue			.25460564	.25460564
			.00066572	.0656338
			0.0000	0.0001
pf			-.10637756	-.10637756
			.0004533	.04631707
			0.0000	0.0216
N	930	930	930	930
N_g	155	155	155	155
df_m	8	8	9	9
chi2	96486058	7943.6129	4.217e+08	7405.0132
arm1	-1.8962329	-1.8794161	-1.8651404	-1.8525685
arm2	-.99857901	-.96303662	-.93349887	-.91163292
sig2	135.51781	135.51781	132.93326	132.93326
rss	207884.32	207884.32	203653.76	203653.76
sargan	151.12682		149.3875	

legend: b/se/p

Tablo 12: Arellano-Bover / Blundell-Bond Sistem Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni Özet Sonuçları-2

Variable	ABBB03	ABBB03_R	ABBB04	ABBB04_R
akk				
L1.	-.12107233	-.12107233	-.13153321	-.13153321
	.00031988	.04615054	.00026692	.05091712
	0.0000	0.0087	0.0000	0.0098
nkm	.03791895	.03791895	.03671342	.03671342
	.0000346	.00785217	.00001838	.01432023
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0104
fvaok	.20526411	.20526411	.19957408	.19957408
	.00038715	.07478493	.00017452	.07533272
	0.0000	0.0061	0.0000	0.0081
sdh	.0274681	.0274681	.02581716	.02581716
	.00001354	.00413299	9.473e-06	.00491709
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
ko	-.29593024	-.29593024	-.30066381	-.30066381
	.00027415	.12471785	.00027014	.12924798
	0.0000	0.0177	0.0000	0.0200
gtv	9.765279	9.765279	9.7445443	9.7445443
	.0646681	5.0068503	.04801447	5.5432544
	0.0000	0.0511	0.0000	0.0788
co	-1.1013853	-1.1013853	-1.0862188	-1.0862188
	.00223371	.53139068	.00110674	.53685257
	0.0000	0.0382	0.0000	0.0430
fo	.26493622	.26493622		
	.00199813	.13733584		
	0.0000	0.0537		
tufe	.0843797	.0843797		
	.00008178	.03075296		
	0.0000	0.0061		
gsmh			.19089682	.19089682
			.00019236	.07372225
			0.0000	0.0096
N	930	930	930	930
N_g	155	155	155	155
df_m	9	9	8	8
chi2	4.144e+08	7846.4322	81213624	7150.7925
arm1	-1.9186749	-1.9086196	-1.9516613	-1.9425088
arm2	-.90084194	-.8763224	-.81234316	-.78496123
sig2	136.51041	136.51041	133.90628	133.90628
rss	209133.94	209133.94	205412.24	205412.24
sargan	152.00423		150.7111	

legend: b/se/p

Kurulan modellerin katsayılarının bir bütün olarak anlamlılığı, Wald χ^2 testi ile incelenmektedir. Hipotezler ve Wald χ^2 testi sonuçları Tablo 13’de gösterilmektedir:

Tablo 13: Blundell-Bond Sistem Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni ile Elde Edilen Modellerde Wald Ki-kare Testleri

H_0 : Anakütlede tüm katsayılar sıfırdır.							
ABBB01		ABBB01_R		ABBB02		ABBB02_R	
Wald χ^2_8	Prob > χ^2	Wald χ^2_8	Prob > χ^2	Wald χ^2_9	Prob > χ^2	Wald χ^2_9	Prob > χ^2
9,65e+07	0,0000	7943,61	0,0000	4,22e+09	0,0000	7405,01	0,0000
ABBB03		ABBB03_R		ABBB04		ABBB04_R	
Wald χ^2_9	Prob > χ^2	Wald χ^2_9	Prob > χ^2	Wald χ^2_8	Prob > χ^2	Wald χ^2_8	Prob > χ^2
4,14e+08	0,0000	7846,43	0,0000	8,12e+07	0,0000	7150,79	0,0000

Sekiz modelin tümünde Wald χ^2 testi anlamlılık düzeyi 0,0000 olduğundan, tüm modeller bir bütün olarak anakütle için anlamlıdır.

Verilen modellerde katsayıların tek tek yapılan testlerinde de Tablo 11 ve Tablo 12’de anlamlılık düzeylerinin 0,0000 ile 0,0836 arasında değiştiği ve anlamlı oldukları gözlenmektedir (%8.36 anlamlılık seviyesinde).

Sistem genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni ile elde edilen modellerde hata terimlerinde otokorelasyon olmaması ve aşırı tanımlama kısıtlarının geçerli olması gerekmektedir. Bu varsayımların modellerde geçerliliklerini incelemek

üzere, Arellano-Bond otokorelasyon testi ve Sargan aşırı tanımlama testi yapılmaktadır.

Moment kısıtlarının geçerli olabilmesi için hata terimlerinde otokorelasyon olmaması gerekmektedir. Arellano-Bond otokorelasyon testi ilk farkları alınmış hata terimlerine ait test sonuçlarını vermektedir. Otokorelasyon testi hipotez ve sonuçları Tablo 14’de verilmektedir:

Tablo 14: Arellano-Bover / Blundell-Bond Sistem GMY Tahminleyenleri ile Kurulan Modellerde Otokorelasyon Testleri

H_0 : Otokorelasyon yoktur.								
	ABBB01		ABBB01_R		ABBB02		ABBB02_R	
Mertebe	z	Prob > z	z	Prob > z	z	Prob > z	z	Prob > z
1	- 1,8962	0,0579	- 1,8794	0,0602	- 1,8651	0,0622	- 1,8526	0,0639
2	- 0,9986	0,3180	- 0,9630	0,3355	- 0,9335	0,3506	- 0,9116	0,3620
	ABBB03		ABBB03_R		ABBB04		ABBB04_R	
Mertebe	z	Prob > z	z	Prob > z	z	Prob > z	z	Prob > z
1	- 1,9187	0,0550	- 1,9086	0,0563	- 1,9517	0,0510	- 1,9425	0,0521
2	- 0,9008	0,3677	- 0,8763	0,3809	- 0,8123	0,4166	- 0,7850	0,4325

Özdeş ve bağımsız dağılan hata terimlerine ait birinci farklar otokorelasyonlu olacaklarından, ilk farkları alınmış hata terimlerinde birinci mertebeden otokorelasyon yoktur sıfır hipotezinin reddedilmesi modelde tanımlama hatası olduğunu göstermemektedir. İlk farkları alınmış hata terimlerinde ikinci mertebeden otokorelasyon olmaması gerekmektedir. Tabloda verilen test sonuçlarına göre, ilk farkları alınmış hata terimlerinde ikinci mertebeden otokorelasyon olmadığından, tüm

modeller için hata terimlerinde otokorelasyon olmadığına karar verilmektedir (H_0 kabul).

Tüm genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyenlerinde olduğu gibi, Blundell-Bond sistem GMY tahminleyenin tutarlı tahminler yapması kullanılan moment kısıtlarının geçerliliğine bağlı olmaktadır. Bu nedenle modellerin aşırı tanımlama kısıtlarının geçerli olup olmadığı Sargan testi ile araştırılmaktadır. Sargan test istatistiği asimptotik Ki-kare dağılımına sahiptir. Robust standart hataların kullanılması halinde Sargan test istatistiğinin asimptotik dağılımı bilinmediğinden kullanılamamaktadır. Bu durumda robust olmayan modele ait test sonuçlarına bakılmaktadır.

Tüm modellere ait Sargan testi sonuçları Tablo 15’de verilmektedir.

Tablo 15: Arellano-Bover / Blundel-Bond Sistem Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni ile Elde Edilen Modellerde Sargan Testleri

H_0 : Aşırı tanımlama kısıtları geçerlidir.							
ABBB01		ABBB01_R		ABBB02		ABBB02_R	
χ^2_{144}	Prob > χ^2	χ^2_{144}	Prob > χ^2	χ^2_{144}	Prob > χ^2	χ^2_{144}	Prob > χ^2
151,13	0,3255	Kullanılamaz		149,39	0,3621	Kullanılamaz	
ABBB03		ABBB03_R		ABBB04		ABBB04_R	
χ^2_{144}	Prob > χ^2	χ^2_{144}	Prob > χ^2	χ^2_{144}	Prob > χ^2	χ^2_{144}	Prob > χ^2
152,00	0,3077	Kullanılamaz		150,71	0,3341	Kullanılamaz	

Tüm modellerde Sargan test istatistiğinin anlamlılık düzeyleri 0,3077 ile 0,3621 arasında değişmekte ve H_0 hipotezi kabul edilmektedir. Buna göre, aşırı tanımlama kısıtları geçerli olmaktadır.

İki aşamalı genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni varyans-kovaryans matrisinin sapmalı sonuçlar verdiği bilinmektedir. Windmeijer (2005) robust iki aşamalı genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyenindeki bu sapmayı düzeltmiştir. Elde edilen modellerin yorumlanmasında sapmalı olduğu bilinen iki aşamalı tahminleyen sonuçları yerine, iki aşamalı robust (dayanıklı) tahminleyen sonuçları değerlendirilmelidir.

Robust modeller (ABBB01_R, ABBB02_R, ABBB03_R ve ABBB04_R) incelendiğinde aktif karlılık oranının bir dönem gecikmeli değerine ait katsayı en düşük -0,1161 en yüksek -0,1315 olarak tahmin edilmekte, anlamlılık seviyesi 0,0056 ile 0,0139 aralığında bulunmaktadır. Genel olarak modellerde yer alan ortak değişkenlere ait tahmin edilen katsayılar birbirine oldukça yakındır.

Yarı içsel olduğu kabul edilen açıklayıcı değişkenlerin tahmin edilen katsayıları ve anlamlılık seviyeleri incelendiğinde, net kar marjı oranı (nkm) katsayısı 0,0364 (sig.=0,0107) ile 0,0379 (sig.=0,0000) arasında; faiz vergi ve amortisman öncesi kar marjı oranı (fvaok) katsayısı 0,1996 (sig.=0,0081) ile 0,2053 (sig.=0,0061) arasında; stok devir hızı oranı (sdh) katsayısı 0,0258 (sig.=0,0000) ile 0,0274 (sig.=0,0000) arasında; kaldıraç oranı (ko) katsayısı -0,2941 (sig.=0,0162) ile -0,3007 (sig.=0,0200) arasında; toplam varlık büyüme oranı (gtv) katsayısı 9,7445 (sig.=0,0788) ile 10,2696 (sig.=0,0773) arasında tahmin edilmektedir.

Tüm modellerde yer alan dışsal açıklayıcı değişken cari oranın (co) katsayısı -1,0862 (sig.=0,0430) ile -1,1023 (sig.=0,0448) arasında değişmektedir. Birinci robust modelde (ABBB01_R) yer alan döviz kuru (usd-dolar) değişkenine ait katsayı 12,6963 (sig.=0,0101); ikinci robust modelde (ABBB02_R) yer alan sanayi üretim endeksi (sue) katsayısı 0,2546 (sig.=0,0001) ve petrol fiyatı (pf) katsayısı -0,1064 (sig.=0,0216) olarak tahmin edilmektedir. Üçüncü robust modelde (ABBB03_R) yer alan faiz oranı (fo) katsayısı 0,2649 (sig.=0,0537) ve enflasyon oranı (tüfe) katsayısı 0,0844 (sig.=0,0061); dördüncü robust modelde (ABBB04_R) yer alan gayri safi milli hasıla (gsmh) katsayısı 0,1909 (sig.=0,0096) olarak elde edilmektedir.

Model katsayılarına göre açıklanan değişken aktif karlılık oranı üzerinde kendi gecikmeli değeriyle birlikte, kaldıraç oranı, cari oran ve petrol fiyatlarındaki artışlar negatif etki yapmaktadır. Modellerde yer alan diğer tüm açıklayıcı değişkenlerin etkileri ise pozitif bulunmuştur.

Likidite oranları arasında yer alan cari oran, işletmelerin kısa vadeli borçlarını ödeyebilme güçlerinin bir göstergesi olarak kullanılmaktadır. Likidite yetersizliği işletmelerin ödeme gücünü yaşamasına neden olurken, çok yüksek cari orana sahip işletmelerde dönen varlıklar atıl kalabilmekte ve karlılık fırsatları iyi değerlendirilemeyebilmektedir. Cari orandaki artış işletmelerin olması gerekenin üstünde nakit tuttuklarını veya alacaklarını geç tahsil ettiklerini işaret etmektedir. Cari oranın aktif karlılık oranı üzerinde negatif etkisi olması, yönetim zafiyetinin bir işareti olarak da değerlendirilebilir. Ayrıca, dönen varlıkların artması toplam varlıkların artmasını, toplam varlıkların artması ise toplam varlıklar içinde net karın oranının (aktif karlılık oranının) azalmasına neden olmaktadır.

Sistem genelleştirilmiş momentler yöntemi tahminleyeni ile elde edilen robust model sonuçları ile, statik panel veri modelinden elde edilen sonuçlar karşılaştırıldığında, dinamik modellerde anlamsız bulunan aktif devir hızı oranının (akdh) statik modelde anlamlı (%0,18 düzeyinde) ve pozitif etkili olduğu görülmektedir. Tersine, statik modelde anlamsız çıkan cari oran (co) değişkeni dinamik sistem modellerin tümünde anlamlı (%3,82 ile %4,48 anlamlılık aralığında) ve negatif ilişkili bulunmaktadır. Anlamlı bulunan diğer katsayılarla ait tahminler karşılaştırıldığında, ilişki yönlerinin aynı ve çoğunlukla benzer büyüklükte olduğu görülmektedir.

Tüm modeller bir arada değerlendirildiğinde, statik panel modeli ve Blundell-Bond sistem GMM tahminleyeni ile elde edilen dinamik modellerin paralel olduğu görülmektedir. Ancak Arellano-Bond tahminleyeni ile elde edilen dinamik modelde, enflasyon oranının aktif karlılık oranı üzerinde negatif (-0,156) ve anlamlı (%0,04 düzeyinde) bir etkisi olduğu görülürken, ABBB03_R modelinde pozitif (0,084) ve

anlamalı (%0,61 düzeyinde) olduğu gözlenmektedir. Ayrıca, Arellano-Bond modelinde alacak devir hızı oranı (aldh) pozitif (milyonda 7) ve anlamalı (%8,45); para arzı (pa) pozitif (1,56e-07) ve anlamalı (%0,47 düzeyinde) çıkmışken, diğer tüm modellerde anlamsız bulunmuşlardır.

Alacak devir hızı oranı işletmelerin alacaklarını tahsil etme gücünü göstermektedir. Alacak devir hızı oranındaki artış, alacaklara daha az işletme sermayesinin bağlandığını gösterdiğinden, aktif karlılık oranını pozitif yönde etkilemesi beklentiye uygun bulunmaktadır. Para arzının aktif karlılık oranı üzerindeki pozitif etkisi ise, para arzındaki artışa bağlı olarak satışlarda artışın gerçekleşmesi ve ekonomide büyümenin olması, sonuç olarak işletmelerin karlılıklarının ve aktif karlılık oranlarının artmasına neden olması ile açıklanabilmektedir.

SONUÇ

Çalışmada öncelikle işletmeler için karlılığın önemi üzerinde durulmuş ve işletme karlılığı göstergelerinden biri olan aktif karlılık oranını etkileyen mikroekonomik ve makroekonomik değişkenlerin neler olduğu panel veri analizi yöntemleri kullanılarak belirlenmeye çalışılmıştır.

Literatürde işletme karlılığını açıklamak üzere yapılan çalışmalarda, genellikle mikroekonomik veya makroekonomik değişkenlerle çalışıldığı, her iki tip değişken grubunun etkilerinin birlikte incelendiği çalışmaların sınırlı sayıda kaldığı gözlenmektedir. Karlılık üzerine yapılan çalışmalarda genellikle yalnızca yatay kesit veya zaman serileri verileri kullanılmakta ve bilinmeyen geleceğin tahmininde istatistikte iki önemli teknik olan regresyon ve zaman serileri analizinden yararlanılmaktadır.

Yalnızca regresyon analizi veya zaman serileri analizi ile yapılan çalışmalarda işletmeler arasındaki farklılıklar ve açıklanan değişkenin dinamik özellikleri bir arada değerlendirilememektedir. Bu çalışmada kullanılan panel veri analizi sayesinde hem işletmeler arasında var olan farklılıklar modellenebilmiş ve bu farklılıkların etkileri kontrol altına alınabilmiş, hem de modelde açıklanan değişken olarak seçilen aktif karlılık oranının ilgili dönemde dinamik özelliği incelenebilmiştir.

Çalışmanın birinci bölümünde aktif karlılık oranını etkileyen mikroekonomik değişkenler ve makroekonomik faktörlere yer verilmiştir. Mikroekonomik değişkenler seçilen finansal oranlarla sınırlandırılmıştır. Makroekonomik faktörler ise yapılan çalışmalarda karlılık üzerinde etkisi araştırılan ve literatürde karlılığı etkileyebileceği öne sürülen değişkenlerden oluşmaktadır.

1857’de Engel’in gıda harcamalarının gelirin bir fonksiyonu olarak nasıl değiştiğini incelediği bütçe çalışmasından bu yana sürekli geliştirilen ve geliştirilmesi devam eden panel veri analizi kullanılarak, birimlerde (işletmelerde) var olan

heterojenlik kontrol edilerek sapmasız tahminler yapılabilmekte, modelde yer almayan diğer tüm değişkenlerin etkileri kontrol altında tutularak, yalnızca yatay kesit veya zaman serileri verileriyle ulaşılamayan sonuçlar elde edilebilmekte, N gözlemlili yatay kesit veya T gözlemlili zaman serisi verisine kıyasla NT gözlem kullanılarak (serbestlik derecesi artırılarak) daha doğru parametre tahminlerine ulaşılmakta ve değişkenlerin sahip olduğu dinamik ilişki belirlenebilmektedir.

Çalışmanın ikinci bölümünde ayrıntılı olarak incelenen panel veri analizi statik ve dinamik modeller şeklinde ikiye ayrılarak, statik modeller de kendi içinde sabit etkiler ve tesadüfi etkiler olmak üzere ikiye ayrılarak tanıtılmaktadır.

Statik sabit etkiler modellerinde birim ve/veya zamana göre değişen etkilerin bir dağılımının olmadığı ve tahmin edilecek sabit birer katsayı oldukları varsayılırken, statik tesadüfi etkiler modellerinde etkilerin bir dağılımı olduğu varsayılarak, bu etkiler hata terimi bileşeni olarak gösterilmektedir.

Statik modellerden farklı olarak dinamik panel modellerinde, bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri bağımsız değişken olarak modele eklenmekte ve böylece dinamik ilişkiye yer verilmektedir. Araştırmada doğrudan ilgilenilen konu gecikmeli bağımlı değişkenin tahmin edilen katsayısı olmadığına bile, modelde dinamik ilişkiye yer verilmesi diğer parametrelerin tutarlı tahminlerinin yapılabilmesine katkı sağlamaktadır.

Araştırmada kullanılan veriler İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (İMKB) işlem gören 183 sanayi işletmesinin 155'inin 2005-2011 dönemine ait bilançolarından derlenen dengeli panel veri setinden oluşmaktadır. 2005-2011 dönemine ait verilerle çalışılması ve daha eski verilerin kullanılmamasının nedeni, 2005 öncesi işletmelerin bilanço sistemlerinin farklı olmasıdır. Her değişken için $NT=155*7=1085$ gözlem bulunmaktadır.

Araştırmada kullanılan mikroekonomik değişkenler işletmelerin finansal oranları ile sınırlandırılmış olup, aktif karlılık oranını (akk) açıklamak üzere analizde aktif devir hızı oranı (akdh), alacak devir hızı oranı (aldh), cari oran (co), faiz, vergi ve amortisman öncesi kar oranı (fvaok), kaldıraç oranı (ko), net kar marjı oranı (nkm), özsermaye devir hızı oranı (odh), satışlar büyüme oranı (gsat), stok devir hızı oranı (sdh) ve toplam varlık büyüme oranı (gsat) olmak üzere on finansal oranın etkileri incelenmiştir.

Analizde kullanılan makroekonomik değişkenler ise, faiz oranı (fo), enflasyon oranı (tüfe), döviz kuru (usd), petrol fiyatı (pf), para arzı (pa), gayrisafi milli hasıla (gsmh) ve sanayi üretim endeksi (sue) olarak belirlenmiştir. Aktif karlılık oranı üzerindeki etkileri incelenen bağımsız değişkenler literatürde yapılan çalışmalar incelenerek uygulamada en çok kullanılan ve teoride de aktif karlılık oranını etkilemesi beklenen değişkenler arasından seçilmiştir. Araştırmada hem statik, hem dinamik panel veri modelleri kurulmuş ve elde edilen anlamlı modeller üçüncü bölümde detaylı olarak incelenmiştir.

Statik panel veri modellerinden anlamlı bulunan sabit etkiler modeli sonucuna göre aktif karlılık oranı üzerinde, net kar marjı oranı, faiz, vergi ve amortisman öncesi kar oranı, stok devir hızı oranı, aktif devir hızı oranı ve toplam varlık büyüme oranı değişkenlerinin pozitif; kaldıraç oranı değişkeninin ise negatif olduğu gözlenmiştir. Makroekonomik değişkenlerden döviz kuru ve sanayi üretim endeksinin pozitif etkisi olduğu görülürken, petrol fiyatının etkisinin ise negatif olduğu belirlenmiştir.

Dinamik modellerden anlamlı bulunan ilk model Arellano-Bond genelleştirilmiş momentler yöntemi iki aşamalı robust tahminleyeni ile elde edilmiştir. Bu modele göre aktif karlılık oranının bir yıl gecikmeli kendi değeri ile birlikte kaldıraç oranı ve cari oranın negatif; net kar marjı, faiz, vergi ve amortisman öncesi kar oranı, stok devir hızı ve toplam varlık büyüme oranı değişkenlerinin ise pozitif etkiye sahip oldukları saptanmıştır. Makroekonomik değişkenlerden sanayi üretim

endeksi ve para arzının pozitif etkisi olduğu belirlenirken; enflasyon oranı ve sanayi üretim endeksi değişkenlerinin etkileri negatiftir.

Arellano-Bover / Blundell-Bond sistem genelleştirilmiş momentler yöntemi robust iki aşamalı tahminleyeni ile dört anlamlı model elde edilmiştir. Bulgular incelendiğinde, aktif karlılık oranının kendi bir dönem gecikmeli değeriyle birlikte kaldıraç oranı ve cari oranın negatif; net kar marjı oranı, faiz, vergi ve amortisman öncesi kar oranı, stok devir hızı oranı ve toplam varlık büyüme oranı değişkenlerinin etkilerinin pozitif olduğu anlaşılmaktadır. Makroekonomik değişkenlerden döviz kuru, sanayi üretim endeksi, faiz oranı, enflasyon oranı ve gayrisafı milli hasılanın etkileri pozitif; petrol fiyatının etkisi ise negatif bulunmuştur.

Amerika Birleşik Devletleri kredi krizinin yol açtığı global etkilerin neticesinde imalat sanayii işletmelerinin kapasite kullanım oranları 2008-2010 döneminde önceki yıllara göre düşüş yaşamıştır⁴⁰². Bu durumun imalat sanayii işletmelerinin karlılığı üzerinde yarattığı etkiye bağlı olarak, aktif karlılık oranının kendi gecikmeli değerinden negatif etkilendiği düşünülmektedir. Kaldıraç oranı işletmelerin yüklendikleri riskin artışı gösterdiğinden, bu artışa bağlı olarak yüksek risk altındaki işletmelerde aktif karlılık oranı azalmaktadır. Giderlerin kontrol edilebilme seviyesinin ölçen ve artması giderlerin gelirlere oranla düştüğünü gösteren net kar marjı oranının aktif karlılık oranını pozitif etkilemesi beklentiye uygundur. Stok devir hızındaki artış işletmelerin stoklarını kolaylıkla satışa dönüştürmelerini ve satışlarının artmasını sağladığından, buna bağlı olarak aktif karlılık oranı da artmaktadır. Aktif devir hızı işletmelerin gelir elde etme arayışlarında varlıklarını etkin kullanmalarının bir ölçüsüdür. Aktif devir hızındaki artış varlıkların daha etkin kullanıldığını gösterdiğinden, aktif karlılığının da artmasına neden olmaktadır. İşletmelerin önceki döneme göre varlıklarındaki büyümeyi ölçen toplam varlık büyüme oranındaki artış, işletmelerin varlık miktarını arttıracığı için, aktif karlılık oranını da arttırmaktadır. Finansal likidite oranları arasında yer alan cari oran,

⁴⁰² <http://www.tcmb.gov.tr/imalat/KKO.html>

iřletmelerin kısa vadeli borlarını deyebilme glerinin bir gstergesidir. Cari oranı ok yksek olan iřletmelerin dnen varlıkları atıl kalabilmekte ve karlılık fırsatlarından istifade edilememektedir. Cari orandaki ykselme iřletmelerde gereğinden fazla nakit bulundurulduėunun veya alacakların ge tahsil edildiėinin iřareti olarak yorumlanabilmektedir. Cari oranın aktif karlılık oranı zerinde negatif etkisinin olması iřletmelerde ynetim zafiyetinin varlıėı biiminde de deėerlendirilebilir. İřletmelerin alacaklarını tahsil etme gcn gsteren alacak devir hızı oranındaki artıř, alacaklara daha az iřletme sermayesi baėlandıėını gstermekte ve bu nedenle aktif karlılık oranını pozitif ynde etkilemektedir.

Trkiye’de byk oranda ithalat yoluyla temin edilen ve imalat sanayii iin nemli bir girdi kaynaėı olan petroln fiyatında artıř olması, imalat sanayii iřletmelerinin katlandıkları maliyetlerde artıřa neden olmakta ve maliyet artıřına paralel olarak aktif karlılık oranlarının dřmesine yol amaktadır. Sanayi retim endeksindeki artıř, imalat sanayii iřletmelerinin retimlerindeki artıřın gstergesi olduėu iin retimdeki ve satıřlardaki artıřa baėlı olarak aktif karlılık oranında da artıřa neden olmaktadır. Enflasyon oranının artması, maliyetlerin artmasından kaynaklanabileceėi gibi, talep artıřından da kaynaklanabilmektedir. Enflasyon oranındaki artıřın imalat sanayii iřletmelerinin aktif karlılık oranı zerinde pozitif etkisi, enflasyon ortamında oluřan ařırı satın alma isteėi ve mallara olan talepteki artıř karřılanabildiėinde, artan satıřlara baėlı olarak aktif karlılıėının da artacaėı řeklinde yorumlanmaktadır. İřletmelerin retimlerini ihracat aėırlıklı veya i pazar aėırlıklı yapmalarına baėlı olarak iřletmelerin dviz kuru beklentileri farklı olmaktadır. zellikle byk imalat sanayii iřletmelerinin retimlerini ihracat aėırlıklı yapmaları nedeniyle, dviz kurundaki artıř aktif karlılık oranında artıřa neden olmaktadır. Faiz oranlarının artmasının yurt iinde ulusal paraya olan talebi kısıarak enflasyonun ykselmesine yol aabileceėi bilinmektedir. Bu durumda ulusal para deėer kaybetmekte ve dviz kuru ykselmektedir. Sonu olarak aktif karlılık oranına pozitif etki edebilmektedir. Para arzındaki artıřın aktif karlılıėı zerindeki pozitif etkisi, para

arzındaki artışa baęlı olarak satışların artması ve ekonominin büyümesi, bunun neticesinde işletmelerin karlılığının artması ile açıklanabilmektedir.

Kurulan dinamik model sonuçları ile elde edilen bulgular, statik modellerle elde edilen bulgulara paralellik göstermektedir.

Çalışma yalnızca İMKB’de işlem gören imalat sanayii işletmeleriyle ve 2005-2011 dönemiyle sınırlandırılmıştır. Bu konuda farklı sektörlerde araştırma yapılabileceęi gibi, sektörler arasındaki farklılıkları ortaya koymaya dönük araştırmaların da yapılabileceęi düşünülmektedir. Ayrıca işletme karlılığı üzerine yapılacak çalışmalarda, karlılık ile işletmelerin likidite durumunu gösteren finansal oranlar arasında; mali bünyeleri (finansal yapıları) ile ilgili finansal oranlar arasında; ekonomik varlıklarını kullanışları ile ilgili oranlar (aktivite oranları) arasında Panel Vektör Otoregresif Modellerden faydalanılarak nedensellik araştırması yapılması düşünülebilir.

KAYNAKÇA

- Acar, Yalçın: **İktisadi Büyüme Ve Büyüme Modelleri**, Vipaş Yayınevi, Bursa, 2002
- Adler, Michael ve Bernard Dumas: “Exposure to Currency Risk: Definition and Measurement”, **Financial Management**, Vol:13, No:2, Summer 1984, (41-50)
- Ahn, Seung Chan ve Moon, Hyungsik Roger: “Large-N and Large-T Properties of Panel Data Estimators and the Hausman Test”, **USC CLEO Research Paper**, No. C01-20, Ağustos 2001
- Ahn, Seung C. ve Peter Schmidt: “Efficient Estimation Of Models For Dynamic Panel Data”, **Journal of Econometrics**, Volume:68, Issue:1, 1995, (5–27)
- Akdoğan, Nalan ve Nejat Tenker: **Finansal Tablolar ve Mali Analiz Teknikleri**, Gazi Kitabevi, Ankara, 2003
- Akgüç, Öztin: **Finansal Yönetim**, Yenilenmiş 7. baskı, Avcıol Basım Yayın, Muhasebe Enstitüsü Yayın No:65, İstanbul, 1998
- Akgüç, Öztin: **Mali Tablolar Analizi**, Avcıol Matbaası, İstanbul, 1987
- Albayrak, A. S. ve R. Akbulut: “Karlılığı Etkileyen Faktörler: İMKB Sanayi ve Hizmet Sektörlerinde İşlem Gören İşletmeler Üzerine Bir İnceleme”, **Zonguldak Karaelmas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Cilt:4, Sayı:7, 2008, (55-83)
- Alpugan, Oktay; M. Hulusi Demir; Mete Oktay; Nurel Üner: **İşletme Ekonomisi ve Yönetim**, Üçüncü Baskı, Beta Yayınları, İstanbul, 1993

- Alvarez, Javier ve Manuel Arellano: “The Time Series And Cross-Section Asymptotics Of Dynamic Panel Data Estimators”, **Econometrica**, Volume:71, Issue:4, July 2003, (1121–1159)
- Anderson, T. W. ve Cheng Hsiao: “Estimation of Dynamic Models with Error Components”, **Social Science Working Paper 336, Division of the Humanities and Social Sciences California Institute of Technology**, Pasadena, California, August 1980, (1-41)
- Arellano, Manuel ve Olympia Bover: “Another Look At The Instrumental Variable Estimation Of Error-Components Models”, **Journal of Econometrics**, Volume:68, Issue:1, 1995, (29–51)
- Arellano, Manuel ve Stephen Bond: “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, **Review of Economic Studies**, Volume:58(2), 1991, (277-297)
- Artan, Seyfettin: “Türkiye’de Enflasyon, Enflasyon Belirsizliği Ve Büyüme”, **International Journal of Economic and Administrative Studies**, Year:1 Volume:1 Number:1, Summer 2008, (113-138)
- Badi H. Baltagi, **Econometric Analysis of Panel Data**, Fourth Edition, John Wiley&Sons Ltd, 2010
- Baum, Christopher F., “Residual Diagnostics For Cross-Section Time Series Regression Models”, **The Stata Journal**, Volume:1, Number:1, 2001, (101-104)
- Berk, Niyazi: **Finansal Yönetim**, Türkmen Kitabevi, İstanbul, 1998
- Bhargava, Alok ve J. Denis Sargan: “Estimating Dynamic Random Effects Models from Panel Data Covering Short Time Periods”, **Econometrica**, Volume:51, Issue:6, 1983, (1635-1659)

- Blackwell, J. Lloyd: “Estimation And Testing of Fixed-Effect Panel-Data Systems”, **The Stata Journal**, Volume:5, Number:2, 2005, (202–207)
- Blundell, Richard ve Stephen Bond: “Initial Conditions And Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, **Journal of Econometrics**, Volume:87, Issue:1, 1998, (115–143)
- Bolak, Mehmet: **Menkul Kıymetler ve Portföy Analizi**, İTÜ Matbaası, İstanbul, 1990
- Bond, Stephen R.: “Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice”, **Portuguese Economic Journal**, Vol:1, 2002, (141-162)
- Brigham, Eugene F.: **Finansal Yönetimin Temelleri**, çev: Özdemir Akmut, Halil Sariaslan, Ankara, A. Ü. Yayınları, No:212, 1999
- Brown, Stephen P. A. ve Mine Kuban Yücel: “Oil Prices And U.S. Aggregate Economic Activity: A Question Of Neutrality”, **Economic and Financial Review**, Federal Reserve Bank of Dallas, Issue:Q2, 1999, (16–23)
- Bun, Maurice J. G. ve Martin A. Carree: “Bias-corrected estimation in dynamic panel data models with heteroscedasticity”, **Economics Letters**, Volume:92, Issue:2, 2006, (220–227)
- Büker, Semih ve Doğan Bayar: **Finansal Yönetim**, Anadolu Üniversitesi Ofset Tesisleri, Eskişehir, 1999
- Büyükkşalvarcı, Ahmet: “Finansal Analizde Kullanılan Oranlar Ve Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki: Ekonomik Kriz Dönemleri İçin İMKB İmalat Sanayi Şirketleri Üzerine Ampirik Bir Uygulama”, **Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, Cilt: 25, Sayı: 1, 2011, (225-240)

Cameron, A. Colin ve Pravin K. Trivedi: **Microeconometrics Using Stata**, Revised Edition, Stata Press, Texas, 2010

Ceylan, Ali ve Turhan Korkmaz: **İşletmelerde Finansal Yönetim**, Ekin Kitabevi, 2006

Christopher, S. Benjamin ve Kamalavalli, A. L.; “Sensitivity of Profitability to Working Capital Management in Indian Corporate Hospitals”, **International Journal of Managerial and Financial Accounting**, Vol:2, No:3, 2009, (213-227)

Civan, Mehmet: **Finansal Hesaplar**, Gazi Kitabevi, Ankara, 2004

Coşkun, Ender ve Dünder Kök: “Çalışma Sermayesi Politikalarının Karlılık Üzerine Etkisi: Dinamik Panel Uygulaması”, **Ege Akademik Bakış**, Cilt:11, Özel Sayı, 2011, (75-85)

Çağlar, Ünal: **Döviz Kurları Uluslararası Para Sistemi ve Ekonomik İstikrar**, Alfa Yayınevi, İstanbul, 2003

Çakır, Hafize Meder ve İlhan Küçük Kaplan: “İşletme Sermayesi Unsurlarının Firma Değeri ve Karlılığı Üzerindeki Etkisinin İMKB’de İşlem Gören Üretim Firmalarında 2000 – 2009 Dönemi İçin Analizi”, **Muhasebe ve Finansman Dergisi**, MUFAD Journal, Sayı:53, Ocak 2012, (69-86)

Demirci, Rasih; Rauf Arıkan ve İ. B. Erdoğan: **Genel Ekonomi, Mikro - Makro**, Gazi Kitabevi, Ankara, 1998

Demirci, Rasih; Rauf Arıkan ve İ. Burhan Erdoğan: **Genel Ekonomi, Mikro-Makro**, Gazi Kitabevi, Ankara, 2001

Dornbusch, Rudiger ve Stanley Fisher: **Makroekonomi**, Çev.ed: Erhan Yıldırım, Akademi Yayın, Ankara, 1998

- Driscoll, John C. ve Aart C. Kraay: “Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data”, **The Review of Economics and Statistics**, Vol:80, No:4, Nov. 1998, (549-560)
- Drukker, David M.: “Testing For Serial Correlation In Linear Panel-Data Models”, **The Stata Journal**, Volume:3, Number:2, 2003, (168–177)
- Ekşi, İbrahim H. ve Yavuz Akçi: “Sektör Farklılıklarının Finansal Oranlar Üzerindeki Etkileri: İMKB İmalat Sanayi Firmalarında Bir Uygulama”, **Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, C.14, S.1, 2009, (115-126)
- Eljelly, Abuzar M. A.: “Liquidity – Profitability Tradeoff: An Empirical Investigation In An Emerging Market”, **International Journal of Commerce and Management**, Vol. 14, No. 2, 2004, (48-61)
- Er, Şebnem: “Dinamik Panel Veri Analizi ve Bir Uygulama”, Yayınlanmamış Doktora Tezi, İ.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü İABD, 2009
- Erbaykal, Erman ve H. Aydın Okuyan: “Türkiye’de Temel Makro Ekonomik Değişkenler İle Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi”, **İktisat İşletme ve Finans Dergisi**, Cilt:22, Sayı:260, 2007, (66–79)
- Ercan, Metin Kamil ve Ünsal Ban: **Değere Dayalı İşletme Finansı Finansal Yönetim**, Gazi Kitabevi, Ankara, 2005
- Felderer, Bernhard ve Stefan Homburg: **Makro İktisat ve Yeni Makro İktisat**, Çev.: Osman Aydoğuş ve N. Oğuzhan Altay, Efil Yayınevi, Ankara, 2010
- Fisunoğlu, Mahir ve Bilge Köksal Tan: “Keynes Devrimi ve Keynesyen İktisat”, **Ekonomik Yaklaşım**, Cilt 20, Sayı 70, 2009, (31–60)

- Flannery, Mark J. ve Kristine Watson Hankins: “Estimating dynamic panel models in corporate finance”, **Journal of Corporate Finance**, Volume 19, February 2013, (1-19)
- Frees, Edward W.: **Longitudinal and Panel Data, Analysis and Applications in the Social Sciences**, New York, Cambridge University Press, 2004
- Gilland, Bernard: “Population, Economic Growth, and Energy Demand, 1985-2020”, **Population and Development Review**, Vol:14, No:2, June 1988, (233-244)
- Greene, William H., **Econometric Analysis**, Upper Saddle River, NJ: Prentice–Hall, 2000
- Greene, William H., **Econometric Analysis**, 5. baskı, Prentice Hall International, New Jersey, 2003
- Gujarati, Damodar N.: **Basic Econometrics**, Fourth Edition, McGraw Hill, New York, 2003
- Güvemli, Oktay: **Sanayi İşletmelerinde İşletme Sermayesi ve Analizi**, Türkiye Muhasebe Uzmanları Derneği Yayını, İstanbul, 1973
- Hahn, Jinyong, Jerry Hausman ve Guido Kuersteiner: “Long Difference Instrumental Variables Estimation For Dynamic Panel Models With Fixed Effects”, **Journal of Econometrics**, Volume:140, Issue:2, 2007, (574–617)
- Harris, Mark N. ve Laszlo Matyas: “A Comparative Analysis of Different IV and GMM Estimators of Dynamic Panel Data Models”, **International Statistical Review**, Volume:72, Issue:3, 2004, (397–408)
- Harris, Mark N.; Laszlo Matyas ve Patrick Sevestre: “Dynamic Models for Short Panels”, **The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent**

- Developments in Theory and Practice**, 3. baskı, ed.: Laszlo Matyas ve Patrick Sevestre, Springer, 2008
- Hill, R. Carter, William E. Griffiths ve Guay C. Lim: **Principles of Econometrics**, 3. Baskı, John Wiley & Sons, 2008
- Horngren, Charles T. ve Foster George: **Cost Accounting: A Managerial Emphasis**, Seventh Edition, Prentice Hall International, New Jersey, 1991
- Hsiao, Cheng: **Analysis of Panel Data**, 2.baskı, New York, Cambridge University Press, 2003
- Hsiao, Cheng, M. Hashem Pesaran ve A. Kamil Tahmiscioglu: “Maximum Likelihood Estimation Of Fixed Effects Dynamic Panel Data Models Covering Short Time Periods”, **Journal of Econometrics**, Volume:109, Issue:1, July 2002, (107–150)
- Işık, Sayım: **Para Finans ve Kriz**, Akçağ Yayınları, Ankara, 2004
- İvgen, Hünkar: **Şirket Değerleme**, Finnet Yayınları, İstanbul, 2003
- Judson, Ruth A. ve Ann L. Owen: “Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide For Macroeconomists”, **Economics Letters**, Volume:65, Issue:1, October 1999, (9-15)
- Karaca, Orhan: “Türkiye’de Faiz Oranı ile Döviz Kuru Arasındaki İlişki: Faizlerin Düşürülmesi Kurları Yükseltir mi?”, **Türkiye Ekonomi Kurumu, Tartışma Metni**, 2005/14, <http://www.tek.org.tr/dosyalar/karaca-05.pdf>, Erişim Tarihi: 18.08.2012
- Karadeniz, Erdinç ve Ömer İskenderoğlu: “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda işlem gören turizm işletmelerinin aktif karlılığını etkileyen değişkenlerin analizi”, **Turizm Araştırmaları Dergisi**, 2011, Cilt:22, Sayı:1, (65-75)

Kennedy, Peter: **A Guide to Econometrics**, 5. Baskı, MIT Press, 2003

Levi, Maurice D.: **International Finance: The Markets and Financial Management of Multinational Business**, Third Edition, McGraw-Hill, New York, 1996

Maddala, G. S.: “The Use of Variance Components Models in Pooling Cross Section and Time Series Data”, **Econometrica**, Volume:39, No:2, 1971, (341-358)

Maddala, G. S., Kijal Lahiri: **Introduction to Econometrics**, 4.bs., West Sussex, John Wiley & Sons, 2009

Meral, Pınar Seden: “Enflasyon ve Enflasyonun Okuma Yazma Alışkanlığına Etkisi”, **Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, Yıl:2005/2, Sayı:19, (309-324)

Mesquita, J. M. C. ve J. E. Lara: “Capital Structure and Profitability: The Brazilian Case”, **Academy of Business and Administration Sciences Conference**, Vancouver, Temmuz 2003, (1-14)

Mucuk, İsmet: **Modern İşletmecilik**, Der Yayınları, İstanbul, 1993

Nobanee, Haitham ve Maryam AlHajjar: “A Note On Working Capital Management And Corporate Profitability Of Japanese Firms”, Working Paper, SSRN Network, **International Journal of Accounting and Finance**, 13 Temmuz 2009, <http://ssrn.com/abstract=1433243>

Nobanee, Haitham ve Maryam AlHajjar: “Working Capital Management and Firm's Profitability: An Optimal Cash Conversion Cycle”, Working Paper, SSRN Network, **International Journal of Operational Research**, 10 Eylül 2009, <http://ssrn.com/abstract=1471230>

Orhunbilge, Neyran: **Zaman Serileri Analizi Tahmin ve Fiyat İndeksleri**, Tunç Matbaacılık, İstanbul, 1999

- Özgener, Şevki: “Büyüme Sürecindeki KOBİ’lerin Yönetim Ve Organizasyon Sorunları: Nevşehir Un Sanayii Örneği,” **Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Sayı:20, Ocak-Haziran 2003, (137–161)
- Parasız, İlker: **Para Banka ve Finansal Piyasalar**, 9. Baskı, Ezgi Kitapevi, Bursa, 2009
- Paya, Merih: **Para Teorisi ve Para Politikası**, Filiz Kitapevi, İstanbul, 2002
- Pazarlıoğlu, M. Vedat: “1980-1990 Döneminde Türkiye’de İç Göç Üzerine Ekonometrik Model Çalışması”, **V. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu**, Çukurova Üniversitesi, Adana, 2001
- Pekin, Tevfik: **Makro Ekonomi**, Zeus Kitapevi, İzmir, 2008
- Pollin, Robert: ”Two Theories of Money Supply Endogeneity: Some Emprical Evidence”, **Journal of Post Keynesian Economics**, Vol:13, No:3, Spring 1991, (366-396)
- Rochon, Louis Philippe ve Sergio Rossi: **Endogenous Money: The Evolutionary Versus Revolutionary Views**, Gennaio, No:14, 2006
- Sakyi, Daniel: “Economic Globalisation, Democracy and Income in Sub-Saharan Africa: A Panel Cointegration Analysis”, **Proceedings of the German Development Economics Conference**, Berlin 2011, No. 72
- Selimoğlu, Kardeş Seval: “Enflasyonun Finansal Tablolar Üzerindeki Etkilerinin Giderilmesi Yönünde Yapılan Ulusal ve Uluslararası Boyuttaki Düzenlemeler”, **Muhasebe ve Denetime Bakış**, Sayı: 4, 2001, (99-108)
- Smith, Keith V.: “Profitability Versus Liquidity Tradeoffs in Working Capital Management”, **Readings on the Management of Working Capital**, Ed. K. V. Smith, St. Paul, West Publishing Company, 1980, (549-562)

StataCorp.: **Stata Longitudinal Data / Panel Data Reference Manual Release 12**,
Stata Press, Texas, 2011

StataCorp.: **Stata: Release 12 Statistical Software**, College Station, TX: StataCorp
LP, 2011

Sakarya, Şakir: “Nakit Yönetiminde Nakit Dönüş Süresi Analizinin Kullanılması:
İMKB’deki KOBİ’ler Üzerine Ampirik bir Çalışma”, **Süleyman Demirel
Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Cilt:13, Sayı:2,
2008, (227-248)

Şimşek, Muammer ve Cem Kadılar: “Fisher Etkisinin Türkiye Verileri İle Testi”,
Doğuş Üniversitesi Dergisi, 7 (1), 2006, (99-111)

Recep Tarı, **Ekonometri**, Genişletilmiş 6. baskı, Umuttepe Kitabevi, Kocaeli, 2010

Taris, Toon W.: **A Primer in Longitudinal Data**, Sage Publications Ltd., London,
2000

Tatoğlu, Ferda Yerdelen: **Panel Veri Ekonometrisi Stata Uygulamalı**, Beta Basım,
İstanbul, 2012

Teker, Suat: **Faiz Oranı ve Döviz Kuru Riski Yönetimi**, Ekonomik Araştırmalar
Merkezi Yayınları, Ankara, 1999

Teruel, P. Garcia ve Solano, P. Martinez: “Effects of Working Capital Management
on SME Profitability”, **International Journal of Managerial Finance**,
No:3, 2007, (164-177)

Türk, İsmail: **Maliye Politikası, Amaçlar Araçlar ve Çağdaş Bütçe Teorileri**,
Turhan Kitabevi Yayınları, Ankara, 1997

Türkbal, Aydın: **Makro İktisat**, 3. baskı, Aktif Yayınevi, İstanbul, 2005

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, **Çekirdek Enflasyon Teknik Komite Çalışma Raporu**, Araştırma Genel Müdürlüğü, Yayın No: 2001/1, Mayıs 2001, Ankara, (1-88)

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, **2011 Yılında Para ve Kur Politikası**, Ankara, 21 Aralık 2010, (1-30)

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, **Para Arzı Sunumu**, Mayıs 2011, (Çevrimiçi)
http://www.tcmb.gov.tr/yeni/evds/yayin/parabank/d_diger_pas.html

Türko, R. Metin: **Finansal Yönetim**, Genişletilmiş 2.baskı, Alfa Basım Yayım Dağıtım, İstanbul, 2002

Uslu, Kamil: “Avrupa Birliği’nde Enerji ve Politikaları”, **M. Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Cilt:XIX, Sayı:1, 2004, (155-172)

Ülgen, Hayri ve Kadri Mirze: **İşletmelerde Stratejik Yönetim**, Literatür Yayınları, İstanbul, 2004

Ülkü, Ergun: **Finansal Tablolar**, 4.baskı, Ege Üniversitesi Basımevi, İzmir, 2000

Ünsal, Erdal Muzaffer: **Makro İktisat**, İmaj Yayınevi, Ankara, 2009

Verbeek, Marno: **A Guide to Modern Econometrics**, Third edition, John Wiley & Sons Ltd., West Sussex, 2008

Walther, Ted: **Dünya Ekonomisi**, çev: Ünal Çağlar, Alfa Yayınları, İstanbul, 2002

Wilk, Richard R.: “Culture and Energy Consumption”, **Energy : Science, Policy, and the Pursuit of Sustainability**, ed:Robert Bent, Lloyd Orr ve Randall Baker, chapter:4, Island Press, Washington DC, 2002

- Windmeijer, Frank, “A Finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators”, **Journal of Econometrics**, Volume 126, Issue 1, May 2005, (25-51)
- Wooldridge, Jeffrey M.: **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**, İngiltere, MIT Press, 2002
- Wooldridge, Jeffrey M.: **Introductory Econometrics**, 4. Baskı, Canada, South Western, 2009
- Yükçü, Süleyman: **Yönetim Muhasebesi (Yöneticiler İçin Muhasebe)**, Altın Nokta Basım Yayın Dağıtım, 2007
- Yükçü, Süleyman ve Gülşah Atağan: “Topsis Yöntemine Göre Performans Değerleme”, **Muhasebe ve Finansman Dergisi**, MUFAD Journal, Sayı:45, Ocak 2010, (28-35)
- Yüzel, Tülay ve Gülözar Kurt: “Nakit Dönüş Süresi, Nakit Yönetimi ve Karlılık: İMKB Şirketleri Üzerinde Ampirik Bir Çalışma”, **İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Dergisi**, Cilt:6, Sayı:22, Nisan/Mayıs/Haziran 2002, (1-15)
- Zengin, Ahmet: “Makroekonomik İstikrar ve KOBİ'ler”, **21.Yüzyılda KOBİ'ler: Sorunlar, Fırsatlar ve Çözüm Önerileri Sempozyumu**, 3-4 Ocak 2002, Gazimagusa, Kıbrıs, (1-18)

EKLER

EK 1.Araştırmada Kullanılan Değişkenler ve Yazılımda Kullanılan Kısa Karşılıkları

Tablo 16: Araştırmada Kullanılan Değişkenler ve Yazılımda Kullanılan Kısa Karşılıkları

Kullanılan Değişken	Yazılımdaki Karşılığı
Aktif Karlılık Oranı	akk
Aktif Devir Hızı Oranı	akdh
Alacak Devir Hızı Oranı	aldh
Cari Oran	co
FVAÖK marjı Oranı	fvaok
Kaldıraç Oranı	ko
Net Kar Marjı Oranı	nkm
Özsermaye Devir Hızı Oranı	odh
Satışlar Büyüme Oranı	gsat
Stok Devir Hızı Oranı	sdh
Toplam Varlık Büyüme Oranı	gtv
Enflasyon Oranı	tufe
Faiz Oranı	fo
Döviz Kuru	usd
Petrol Fiyatı	pf
Para Arzı	pa
Gayrisafi Milli Hasıla	gsmh
Sanayi Üretim Endeksi	sue

EK 2.Araştırmada Kullanılan Değişkenler Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları

Tablo 17: Aktif Karlılığı (%) ile Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (Tüm Yıllar - Toplu)

	akk	nkm	fvaok	co	sdh	aldh	ko	odh	akdh	g_tv
akk	1.0000									
nkm	0.2598	1.0000								
fvaok	0.2511	-0.2267	1.0000							
co	0.2119	0.1156	0.4330	1.0000						
sdh	0.1061	0.0175	-0.0302	0.1192	1.0000					
aldh	0.0286	0.0011	-0.0045	-0.0193	0.0029	1.0000				
ko	-0.5010	-0.1374	-0.1597	-0.3053	-0.0364	0.0135	1.0000			
odh	-0.0910	-0.0216	-0.0621	-0.1108	0.0140	0.0237	0.1446	1.0000		
akdh	0.0695	-0.0156	-0.0830	-0.1354	0.1132	0.0923	0.0598	0.2513	1.0000	
g_tv	0.1917	0.0578	0.1547	-0.0503	0.0316	0.0485	-0.0044	-0.0004	-0.0079	1.0000

Tablo 18: Aktif Karlılığı (%) ile Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2005)

	akk	nkm	fvaok	co	sdh	aldh	ko	odh	akdh	g_tv
akk	1.0000									
nkm	0.8510	1.0000								
fvaok	0.3117	0.3610	1.0000							
co	0.3566	0.3595	0.0998	1.0000						
sdh	0.1334	0.0644	-0.0472	-0.0252	1.0000					
aldh	0.1031	0.0352	-0.0106	-0.0379	-0.0280	1.0000				
ko	-0.5532	-0.3867	-0.1455	-0.4135	-0.1044	0.0230	1.0000			
odh	-0.1334	-0.1085	-0.0526	-0.1020	0.0375	0.0045	0.1499	1.0000		
akdh	0.0524	-0.0454	-0.1700	-0.1311	0.4265	0.0692	0.0711	0.1499	1.0000	
g_tv	0.1483	0.2253	0.4474	-0.0539	-0.0331	0.0328	0.0191	-0.0689	-0.1050	1.0000

Tablo 19: Aktif Karlılığı (%) ile Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2006)

	akk	nkm	fvaok	co	sdh	aldh	ko	odh	akdh	g_tv
akk	1.0000									
nkm	0.7177	1.0000								
fvaok	0.6159	0.8218	1.0000							
co	0.5429	0.4410	0.3953	1.0000						
sdh	0.3157	0.0873	-0.0495	0.4323	1.0000					
aldh	0.0546	0.0164	-0.0152	-0.0338	0.0037	1.0000				
ko	-0.6960	-0.5260	-0.3899	-0.4494	-0.0985	0.0084	1.0000			
odh	-0.2455	-0.1749	-0.1216	-0.1234	-0.0086	0.0045	0.1722	1.0000		
akdh	0.0800	0.0602	-0.1451	-0.0868	0.1019	0.1093	0.0435	0.1242	1.0000	
g_tv	0.1724	0.1791	0.0898	0.0042	0.1332	0.1481	0.0882	-0.0491	0.0550	1.0000

Tablo 20: Aktif Karlılığı (%) ile Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2007)

	akk	nkm	fvaok	co	sdh	aldh	ko	odh	akdh	g_tv
akk	1.0000									
nkm	0.1772	1.0000								
fvaok	0.1097	-0.7036	1.0000							
co	0.2037	0.3692	-0.1041	1.0000						
sdh	0.0509	0.0354	-0.0151	0.0067	1.0000					
aldh	0.0070	-0.0109	-0.0146	-0.0363	-0.0104	1.0000				
ko	-0.5347	-0.1583	-0.0540	-0.4742	-0.0689	0.0294	1.0000			
odh	-0.0206	-0.0686	-0.0861	-0.2664	0.0571	0.1462	0.2698	1.0000		
akdh	0.0297	-0.1023	-0.0082	-0.1454	0.1977	0.1845	0.0858	0.7722	1.0000	
g_tv	0.2938	0.0667	0.0867	-0.0217	0.0934	0.0881	-0.1290	-0.0087	0.0629	1.0000

Tablo 21: Aktif Karlılığı (%) ile Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2008)

	akk	nkm	fvaok	co	sdh	aldh	ko	odh	akdh	g_tv
akk	1.0000									
nkm	0.7125	1.0000								
fvaok	0.4062	0.5190	1.0000							
co	0.3930	0.3460	0.1002	1.0000						
sdh	0.0494	0.2340	-0.1676	0.2291	1.0000					
aldh	0.0238	0.0676	0.0492	-0.0360	0.0185	1.0000				
ko	-0.7074	-0.4127	-0.1587	-0.4170	-0.0497	0.0899	1.0000			
odh	-0.1783	-0.0418	-0.0954	-0.2328	0.0900	0.0344	0.2593	1.0000		
akdh	0.0720	0.1839	-0.0076	-0.1413	0.2055	0.1172	0.1369	0.4763	1.0000	
g_tv	0.2143	0.1828	0.1378	-0.0984	-0.0436	0.0766	0.0569	0.0884	-0.0286	1.0000

Tablo 22: Aktif Karlılığı (%) ile Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2009)

	akk	nkm	fvaok	co	sdh	aldh	ko	odh	akdh	g_tv
akk	1.0000									
nkm	0.5440	1.0000								
fvaok	0.2515	0.2370	1.0000							
co	0.0597	-0.0246	0.8286	1.0000						
sdh	0.0138	0.1136	-0.0723	0.0124	1.0000					
aldh	-0.0332	0.0261	-0.0362	-0.1192	0.0689	1.0000				
ko	0.0467	-0.1103	-0.1782	-0.2326	-0.0349	0.0813	1.0000			
odh	-0.0073	0.0753	-0.0469	-0.1617	0.1681	0.1452	0.2183	1.0000		
akdh	0.1843	0.2318	-0.0587	-0.2075	0.2232	0.1920	0.0842	0.6423	1.0000	
g_tv	0.2140	0.0453	0.0449	-0.0412	-0.0092	0.0289	-0.0781	0.1014	-0.0474	1.0000

Tablo 23: Aktif Karlılığı (%) ile Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2010)

	akk	nkm	fvaok	co	sdh	aldh	ko	odh	akdh	g_tv
akk	1.0000									
nkm	0.4348	1.0000								
fvaok	0.4030	-0.2060	1.0000							
co	0.1093	-0.5523	0.3540	1.0000						
sdh	-0.0440	0.0222	-0.0771	-0.1056	1.0000					
aldh	-0.0050	0.0018	-0.0220	-0.0345	0.0435	1.0000				
ko	-0.5324	-0.0646	-0.1920	-0.3482	0.0831	0.0365	1.0000			
odh	0.0557	0.1144	-0.1205	-0.2003	0.2132	0.0623	0.1797	1.0000		
akdh	0.0884	0.0911	-0.2014	-0.2282	0.5628	0.1013	0.0739	0.2873	1.0000	
g_tv	0.1228	0.1004	-0.0177	-0.0435	-0.0378	0.0230	-0.0742	0.0844	-0.0324	1.0000

Tablo 24: Aktif Karlılığı (%) ile Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2011)

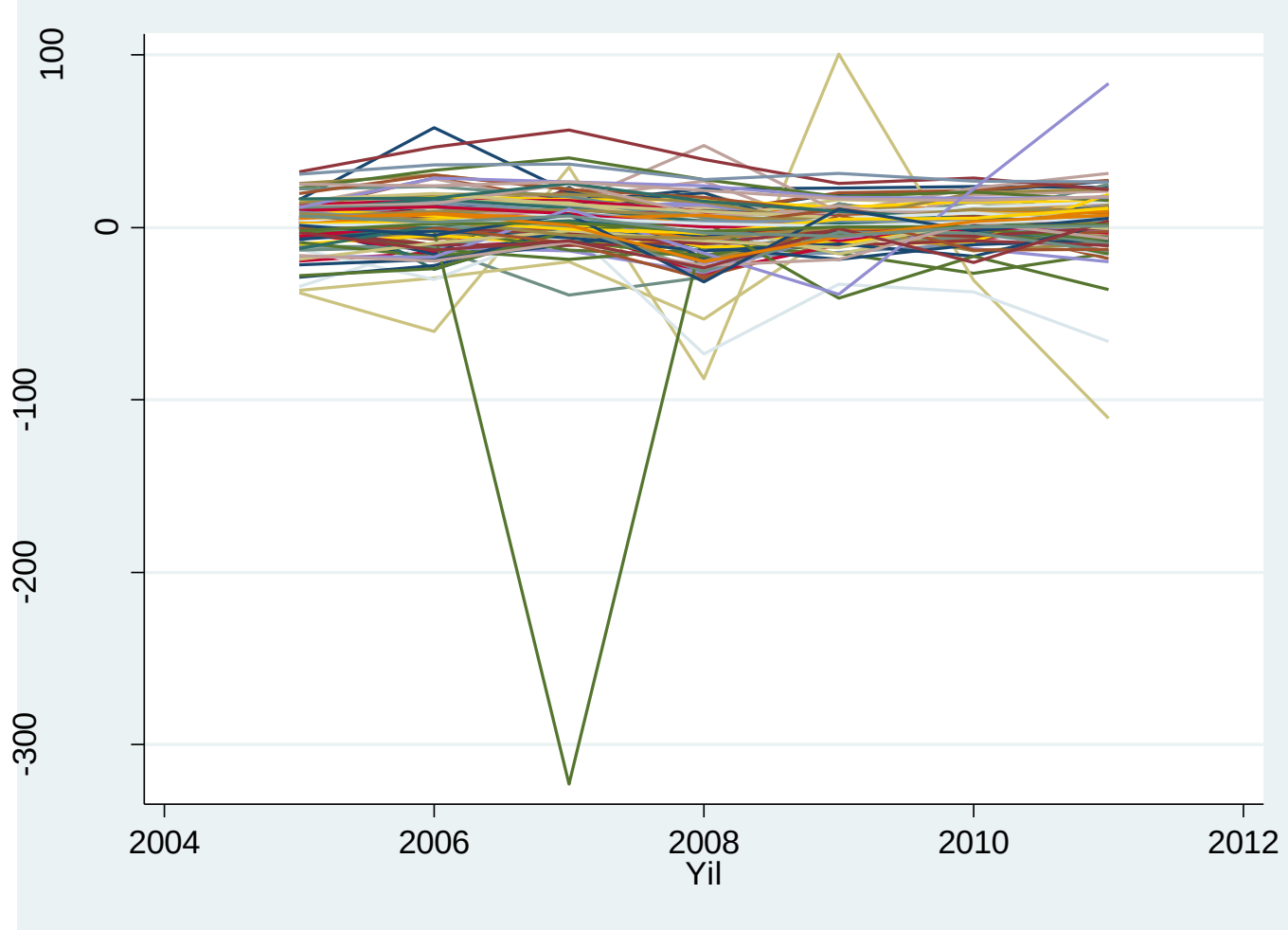
	akk	nkm	fvaok	co	sdh	aldh	ko	odh	akdh	g_tv
akk	1.0000									
nkm	0.8750	1.0000								
fvaok	0.3436	0.4669	1.0000							
co	0.3109	0.4942	0.4770	1.0000						
sdh	0.0462	0.0251	-0.0718	-0.0342	1.0000					
aldh	0.0789	0.1036	0.1938	0.0001	-0.0261	1.0000				
ko	-0.7725	-0.6304	-0.2088	-0.2559	0.0021	-0.0384	1.0000			
odh	-0.0983	-0.0898	-0.1770	-0.2271	0.1384	0.0032	0.1691	1.0000		
akdh	0.1002	0.0143	-0.1524	-0.2032	0.3716	0.0515	0.0172	0.5239	1.0000	
g_tv	0.1556	0.0955	0.1751	-0.1230	-0.2077	0.0874	0.0646	0.0802	0.0366	1.0000

EK 3: Aktif Karlılık Oranı Panel Çizgi Grafiği ve İşletmelere Göre Çizgi Grafikleri

Şekil 1: İşletmelere Göre Aktif Karlılığı (%) Çizgi Grafikleri



Şekil 2: Aktif Karlılığı (%) Değişkeninin Panel Çizgi Grafiği



Şekil 3: Aktif Karlılığı (%) En Küçük ve En Büyük Değerler

	id	akk		id	akk
1.	93	-322.84529	1066.	107	28.840694
2.	8	-110.57479	1067.	127	28.842558
3.	8	-87.554489	1068.	102	30.396595
4.	45	-73.363649	1069.	114	30.488818
5.	45	-66.140336	1070.	130	31.107981
6.	8	-60.07219	1071.	88	31.380018
7.	23	-53.022591	1072.	130	31.390091
8.	138	-40.775556	1073.	107	32.253848
9.	20	-39.343024	1074.	108	33.086771
10.	142	-38.865155	1075.	8	34.94579
11.	8	-37.985684	1076.	130	36.471116
12.	45	-37.329663	1077.	130	36.7462
13.	23	-36.409794	1078.	107	39.391721
14.	138	-35.894456	1079.	108	40.231078
15.	15	-34.25296	1080.	107	46.528354
16.	45	-33.085545	1081.	88	47.521668
17.	151	-31.416509	1082.	107	56.575055
18.	8	-30.582266	1083.	61	57.811045
19.	45	-30.077367	1084.	142	83.540172
20.	144	-29.522032	1085.	8	100.50841

EK 4: Arellano-Bond Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni Stata Çıktısı

**Tablo 25: Arellano-Bond Tek Aşamalı Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi
Tahminleyeni Sonuçları**

```
Arellano-Bond dynamic panel-data estimation   Number of obs       =       775
Group variable: id                           Number of groups    =       155
Time variable: t

Obs per group:   min =         5
                  avg =         5
                  max =         5

Number of instruments =      45                Wald chi2(12)       =       712.22
                                                Prob > chi2         =       0.0000
```

One-step results

	akk	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
akk						
L1.		-.0868322	.0273716	-3.17	0.002	-.1404795 -.033185
ko		-.6681537	.036572	-18.27	0.000	-.7398336 -.5964739
nkm		.0399521	.0045542	8.77	0.000	.0310261 .0488782
fvaok		.1504011	.027763	5.42	0.000	.0959865 .2048156
sdh		.0460069	.006619	6.95	0.000	.0330338 .05898
gtv		10.87534	1.774098	6.13	0.000	7.398172 14.35251
co		-.6065602	.2055282	-2.95	0.003	-1.009388 -.2037324
aldh		7.31e-06	.0004048	0.02	0.986	-.0007861 .0008008
tufe		-.0810502	.081941	-0.99	0.323	-.2416516 .0795512
gsmh		-.0172974	.1137404	-0.15	0.879	-.2402245 .2056297
sue		-.0117784	.0783742	-0.15	0.881	-.1653891 .1418323
pa		1.35e-07	7.22e-08	1.87	0.061	-6.42e-09 2.77e-07

Instruments for differenced equation

GMM-type: L(2/.) .akk L(1/.) .ko

Standard: D.nkm D.fvaok D.sdh D.gtv D.co D.al dh D.tufe D.gsmh D.sue D.pa

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation		Number of obs	=	775
Group variable: id		Number of groups	=	155
Time variable: t				
		Obs per group:	min =	5
			avg =	5
			max =	5
Number of instruments = 45		Wald chi2(12)	=	925.93
		Prob > chi2	=	0.0000

(Std. Err. adjusted for clustering on id)

	Robust					
akk	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
akk L1.	-.0868322	.0621909	-1.40	0.163	-.2087242	.0350598
ko	-.6681537	.3347956	-2.00	0.046	-1.324341	-.0119664
nkm	.0399521	.0192856	2.07	0.038	.0021531	.0777511
fvaok	.1504011	.0599032	2.51	0.012	.0329929	.2678092
sdh	.0460069	.0213939	2.15	0.032	.0040757	.0879381
gtv	10.87534	4.609617	2.36	0.018	1.840657	19.91002
co	-.6065602	.4186681	-1.45	0.147	-1.427135	.2140143
aldh	7.31e-06	.0000643	0.11	0.909	-.0001186	.0001332
tufe	-.0810502	.0565835	-1.43	0.152	-.1919517	.0298514
gsmh	-.0172974	.1091897	-0.16	0.874	-.2313052	.1967105
sue	-.0117784	.1085187	-0.11	0.914	-.2244712	.2009144
pa	1.35e-07	4.60e-08	2.94	0.003	4.51e-08	2.25e-07

Standard: D.nkm D.fvaok D.sdh D.gtv D.co D.alde D.tufe D.gsmh D.sue D.pa

Tablo 27: Arellano-Bond İki Aşamalı Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni Sonuçları

```

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation   Number of obs       =       775
Group variable: id                           Number of groups     =       155
Time variable: t

Obs per group:   min =         5
                  avg =         5
                  max =         5

Number of instruments =      45                Wald chi2(12)        =    8071.37
                                                Prob > chi2          =     0.0000

```

Two-step results

akk	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
akk						
L1.	-.0937061	.0071666	-13.08	0.000	-.1077523	-.0796599
ko	-.6568544	.0136654	-48.07	0.000	-.683638	-.6300708
nkm	.0503749	.0081272	6.20	0.000	.0344459	.0663039
fvaok	.1612829	.0231689	6.96	0.000	.1158727	.2066932
sdh	.0575752	.0093115	6.18	0.000	.0393249	.0758254
gtv	7.289332	1.782164	4.09	0.000	3.796355	10.78231
co	-.8262547	.1792489	-4.61	0.000	-1.177576	-.4749333
aldh	.0000716	.000035	2.04	0.041	2.90e-06	.0001402
tufe	-.1560226	.030134	-5.18	0.000	-.2150841	-.0969611
gsmh	-.0865347	.0378107	-2.29	0.022	-.1606422	-.0124271
sue	.1139436	.0388951	2.93	0.003	.0377107	.1901766
pa	1.56e-07	2.50e-08	6.25	0.000	1.07e-07	2.05e-07

Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard errors are recommended.

Instruments for differenced equation

GMM-type: L(2/.) .akk L(1/.) .ko

Standard: D.nkm D.fvaok D.sdh D.gtv D.co D.al dh D.tufe D.gsmh D.sue D.pa

EK 5: Arellano-Bover / Blundell-Bond Sistem Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi Tahminleyeni Stata Çıktıları

Tablo 29: ABBB01 Modeli

```
System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      930
Group variable: id                       Number of groups   =      155
Time variable: t

Obs per group:   min =      6
                  avg =      6
                  max =      6

Number of instruments =      152          Wald chi2(8)       =    9.65e+07
                                      Prob > chi2         =    0.0000

Two-step results
```

akk	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
akk L1.	-.1160738	.0001782	-651.52	0.000	-.1164229	-.1157246
nkm	.0376064	.0000322	1168.19	0.000	.0375433	.0376695
fvaok	.2015875	.0002305	874.60	0.000	.2011357	.2020392
sdh	.0267146	.0000138	1941.10	0.000	.0266876	.0267416
ko	-.2940754	.0003108	-946.06	0.000	-.2946846	-.2934661
gtv	10.26958	.0445992	230.26	0.000	10.18217	10.357
co	-1.088624	.0014436	-754.12	0.000	-1.091453	-1.085795
usd	12.69634	.0145377	873.34	0.000	12.66784	12.72483

```
Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
errors are recommended.
Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/.) .akk L(1/.) .nkm L(1/.) .fvaok L(1/.) .sdh L(1/.) .ko L(1/.) .gtv
Standard: D.co D.usd
Instruments for level equation
GMM-type: LD.akk D.nkm D.fvaok D.sdh D.ko D.gtv
```

Tablo 30: ABBB01_R Modeli

```
System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      930
Group variable: id                       Number of groups   =      155
Time variable: t

Obs per group:   min =      6
                  avg =      6
                  max =      6

Number of instruments =      152          Wald chi2(8)       =    7943.61
                                      Prob > chi2         =    0.0000

Two-step results
```

akk	Coef.	WC-Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
akk L1.	-.1160738	.0471777	-2.46	0.014	-.2085404	-.0236071
nkm	.0376064	.0140837	2.67	0.008	.0100029	.0652099
fvaok	.2015875	.0722527	2.79	0.005	.0599747	.3432002
sdh	.0267146	.0045659	5.85	0.000	.0177655	.0356637
ko	-.2940754	.122285	-2.40	0.016	-.5337496	-.0544012
gtv	10.26958	5.81277	1.77	0.077	-1.123237	21.6624
co	-1.088624	.528074	-2.06	0.039	-2.12363	-.0536178
usd	12.69634	4.935683	2.57	0.010	3.022576	22.3701

```
Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/.) .akk L(1/.) .nkm L(1/.) .fvaok L(1/.) .sdh L(1/.) .ko L(1/.) .gtv
Standard: D.co D.usd
Instruments for level equation
GMM-type: LD.akk D.nkm D.fvaok D.sdh D.ko D.gtv
```

Tablo 31: ABBB02 Modeli

System dynamic panel-data estimation	Number of obs	=	930
Group variable: id	Number of groups	=	155
Time variable: t			
	Obs per group:	min =	6
		avg =	6
		max =	6
Number of instruments = 153	Wald chi2(9)	=	4.22e+08
	Prob > chi2	=	0.0000

akk	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
akk						
L1.	-.1293661	.0003944	-328.03	0.000	-.1301391	-.1285931
nkm	.0364096	.0000338	1077.99	0.000	.0363434	.0364758
fvaok	.2007616	.0002326	863.28	0.000	.2003058	.2012174
	.0259706	.0000122	2132.96	0.000	.0259467	.0259944
ko	-.2992861	.0001814	-1649.67	0.000	-.2996416	-.2989305
gtv	9.839746	.0521719	188.60	0.000	9.737491	9.942001
co	-1.102325	.0018981	-580.74	0.000	-1.106045	-1.098605
sue	.2546056	.0006657	382.45	0.000	.2533009	.2559104
pf	-.1063776	.0004533	-234.67	0.000	-.107266	-.1054891

```
Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
        errors are recommended.
Instruments for differenced equation
      GMM-type: L(2/.)_akk L(1/.)_nkm L(1/.)_fvaok L(1/.)_sdh L(1/.)_ko L(1/.)_gtv
      Standard: D.co D.sue D.pf
Instruments for level equation
      GMM-type: LD.akk D.nkm D.fvaok D.sdh D.ko D.gtv
```

Tablo 32: ABBB02_R Modeli

System dynamic panel-data estimation	Number of obs	=	930
Group variable: id	Number of groups	=	155
Time variable: t			
	Obs per group:	min =	6
		avg =	6
		max =	6
Number of instruments = 153	Wald chi2(9)	=	7405.01
	Prob > chi2	=	0.0000

	akk	Coef.	WC-Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	akk						
	L1.	-.1293661	.0467297	-2.77	0.006	-.2209547	-.0377775
	nkm	.0364096	.014269	2.55	0.011	.0084428	.0643764
	fvaok	.2007616	.0765625	2.62	0.009	.0507018	.3508213
	sdh	.0259706	.004618	5.62	0.000	.0169195	.0350217
	ko	-.2992861	.1303199	-2.30	0.022	-.5547083	-.0438638
	gtv	9.839746	5.686837	1.73	0.084	-1.306251	20.98574
	co	-1.102325	.5494717	-2.01	0.045	-2.17927	-.0253804
	sue	.2546056	.0656338	3.88	0.000	.1259657	.3832455
	pf	-.1063776	.0463171	-2.30	0.022	-.1971574	-.0155978

```
Instruments for differenced equation
      GMM-type: L(2/.) .akk L(1/.) .nkm L(1/.) .fvaok L(1/.) .sdh L(1/.) .ko L(1/.) .gtv
      Standard: D.co D.sue D.pf
Instruments for level equation
      GMM-type: LD.akk D.nkm D.fvaok D.sdh D.ko D.gtv
```

Tablo 33: ABBB03 Modeli

System dynamic panel-data estimation	Number of obs	=	930
Group variable: id	Number of groups	=	155
Time variable: t			
	Obs per group:	min =	6
		avg =	6
		max =	6
Number of instruments = 153	Wald chi2(9)	=	4.14e+08
	Prob > chi2	=	0.0000

akk	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
akk						
L1.	-.1210723	.0003199	-378.50	0.000	-.1216993	-.1204454
nkm	.0379189	.0000346	1095.95	0.000	.0378511	.0379868
fvaok	.2052641	.0003872	530.19	0.000	.2045053	.2060229
sdh	.0274681	.0000135	2029.02	0.000	.0274416	.0274946
ko	-.2959302	.0002741	-1079.45	0.000	-.2964676	-.2953929
gtv	9.765279	.0646681	151.01	0.000	9.638532	9.892026
co	-1.101385	.0022337	-493.08	0.000	-1.105763	-1.097007
fo	.2649362	.0019981	132.59	0.000	.26102	.2688525
tufe	.0843797	.0000818	1031.77	0.000	.0842194	.08454

```
Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
        errors are recommended.
Instruments for differenced equation
      GMM-type: L(2/.)_akk L(1/.)_nkm L(1/.)_fvaok L(1/.)_sdh L(1/.)_ko L(1/.)_gtv
      Standard: D.co D.fo D.tufe
Instruments for level equation
      GMM-type: LD.akk D.nkm D.fvaok D.sdh D.ko D.gtv
```

Tablo 34: ABBB03_R Modeli

System dynamic panel-data estimation	Number of obs	=	930
Group variable: id	Number of groups	=	155
Time variable: t			
	Obs per group:	min =	6
		avg =	6
		max =	6
Number of instruments = 153	Wald chi2(9)	=	7846.43
	Prob > chi2	=	0.0000

		WC-Robust				
akk	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
akk						
L1.	-.1210723	.0461505	-2.62	0.009	-.2115257	-.0306189
nkm	.0379189	.0078522	4.83	0.000	.022529	.0533089
fvaok	.2052641	.0747849	2.74	0.006	.0586883	.3518399
sdh	.0274681	.004133	6.65	0.000	.0193676	.0355686
ko	-.2959302	.1247178	-2.37	0.018	-.5403727	-.0514878
gtv	9.765279	5.00685	1.95	0.051	-.0479672	19.57853
co	-1.101385	.5313907	-2.07	0.038	-2.142892	-.0598787
fo	.2649362	.1373358	1.93	0.054	-.0042371	.5341095
tufe	.0843797	.030753	2.74	0.006	.024105	.1446544

```
Instruments for differenced equation
      GMM-type: L(2/.) .akk L(1/.) .nkm L(1/.) .fvaok L(1/.) .sdh L(1/.) .ko L(1/.) .gtv
      Standard: D.co D.fo D.tufe
Instruments for level equation
      GMM-type: LD.akk D.nkm D.fvaok D.sdh D.ko D.gtv
```

Tablo 35: ABBB04 Modeli

```

System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      930
Group variable: id                       Number of groups   =      155
Time variable: t

Obs per group:   min =      6
                  avg =      6
                  max =      6

Number of instruments =      152          Wald chi2(8)       =      8.12e+07
                                           Prob > chi2        =      0.0000

```

Two-step results

	akk	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
	akk					
	L1.	-.1315332	.0002669	-492.78	0.000	-.1320564 -.1310101
	nmk	.0367134	.0000184	1997.98	0.000	.0366774 .0367494
	fvaok	.1995741	.0001745	1143.57	0.000	.199232 .1999161
	sdh	.0258172	9.47e-06	2725.43	0.000	.0257986 .0258357
	ko	-.3006638	.0002701	-1113.01	0.000	-.3011933 -.3001343
	gtv	9.744544	.0480145	202.95	0.000	9.650438 9.838651
	co	-1.086219	.0011067	-981.46	0.000	-1.088388 -1.08405
	gsmh	.1908968	.0001924	992.41	0.000	.1905198 .1912738

Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard errors are recommended.

Instruments for differenced equation

GMM-type: L(2/.) .akk L(1/.) .nmk L(1/.) .fvaok L(1/.) .sdh L(1/.) .ko L(1/.) .gtv

Standard: D.co D.gsmh

Instruments for level equation

GMM-type: LD.akk D.nmk D.fvaok D.sdh D.ko D.gtv

Tablo 36: ABBB04_R Modeli

```

System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      930
Group variable: id                       Number of groups   =      155
Time variable: t

Obs per group:   min =      6
                  avg =      6
                  max =      6

Number of instruments =      152          Wald chi2(8)       =      7150.79
                                           Prob > chi2        =      0.0000

```

Two-step results

	akk	Coef.	WC-Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
	akk					
	L1.	-.1315332	.0509171	-2.58	0.010	-.2313289 -.0317375
	nmk	.0367134	.0143202	2.56	0.010	.0086463 .0647806
	fvaok	.1995741	.0753327	2.65	0.008	.0519247 .3472235
	sdh	.0258172	.0049171	5.25	0.000	.0161798 .0354545
	ko	-.3006638	.129248	-2.33	0.020	-.5539852 -.0473424
	gtv	9.744544	5.543254	1.76	0.079	-1.120035 20.60912
	co	-1.086219	.5368526	-2.02	0.043	-2.13843 -.0340071
	gsmh	.1908968	.0737223	2.59	0.010	.0464039 .3353898

Instruments for differenced equation

GMM-type: L(2/.) .akk L(1/.) .nmk L(1/.) .fvaok L(1/.) .sdh L(1/.) .ko L(1/.) .gtv

Standard: D.co D.gsmh

Instruments for level equation

GMM-type: LD.akk D.nmk D.fvaok D.sdh D.ko D.gtv

EK 6: Araştırmada Kullanılan İşletmelerin Kodları ve İsimleri

Tablo 37: Araştırmada Kullanılan İşletmelerin Kodları ve İsimleri

KOD	İşletme Adı	KOD	İşletme Adı
ADANA	Adana Çimento (A)	BISAS	Bişaş Tekstil
ADBGR	Adana Çimento (B)	BOLUC	Bolu Çimento
ADEL	Adel Kalemcilik	BOSSA	Bossa
ADNAC	Adana Çimento (C)	BRISA	Brisa
AEFES	Anadolu Efes Biracılık	BRMEN	Birlik Mensucat
AFYON	Afyon Çimento	BRSAN	Borusan Boru
AKCNS	Akçansa	BSHEV	BSH Ev Aletleri
AKSA	Aksa	BSOKE	Batısöke Çimento
ALCAR	Alarko Carrier	BTCIM	Batı Çimento
ALKA	Alkim Kağıt	BUCIM	Bursa Çimento
ALKIM	Alkim Kimya	BURCE	Burçelik
ALTIN	Altınıyıldız	BURVA	Burçelik Vana
ALYAG	Altınyag	CBSBO	ÇBS Boya
ANACM	Anadolu Cam	COLA	Coca Cola İçecek
ARCLK	Arçelik	CELHA	Çelik Halat
ARSAN	Arsan Tekstil	CEMTS	Çemtaş
ASLAN	Aslan Çimento	CIMSA	Çimsa
ASUZU	Anadolu Isuzu	CMBTN	Çimbeton
ATEKS	Akın Tekstil	CMEN	Çimentaş
AYGAZ	Aygaz	COMDO	Componenta Döktaş
BAGFS	Bagfaş	DARDL	Dardanel
BAKAB	Bak Ambalaj	DENCM	Denizli Cam
BANVT	Banvit	DENTA	Dentaş Ambalaj
BFREN	Bosch Fren Sistemleri	DERIM	Derimod

Tablo 37: Araştırmada Kullanılan İşletmelerin Kodları ve İsimleri (devam)

KOD	İşletme Adı	KOD	İşletme Adı
DESA	Desa	GEREL	Gersan Elektrik
DEVA	Deva Holding	GOLDS	Goldaş Kuyumculuk
DGZTE	Doğan Gazetecilik	GOLTS	Göлтаş Çimento
DITAS	Ditaş Doğan	GOODY	Good-Year
DMSAS	Demisaş Döküm	GUBRF	Gübre Fabrikaları
DOBUR	Doğan Burda Rizzoli	HEKTS	Hektaş
DOGUB	Doğusan	HURGZ	Hürriyet Gazetecilik
DURDO	Duran Doğan Basım ve Ambalaj	HZNDR	Haznedar Refrakter
DYOBY	DYO Boya	IDAS	İdaş
ECILC	Eczacıbaşı İlaç	IHEVA	İhlas Ev Aletleri
ECYAP	Eczacıbaşı Yapı	IPEKE	İpek Doğal Enerji Kaynk.
EGEEN	Ege Endüstri	IZMDC	İzmir Demir Çelik
EGGUB	Ege Gübre	IZOCM	İzocam
EGPRO	Ege Profil	KAPLM	Kaplamın
EGSER	Ege Seramik	KARSN	Karsan Otomotiv
EMKEL	Emek Elektrik	KARTN	Kartonsan
EMNIS	Eminiş Ambalaj	KENT	Kent Gıda
EPLAS	Egeplast	KERVТ	Kerevitaş Gıda
ERBOS	Erbosan	KLBMО	Kelebek Mobilya
EREGL	Ereğli Demir Çelik	KLMSN	Klimasan Klima
ERSU	Ersu Gıda	KNFRT	Konfurt Gıda
ESEMS	Esem Spor Giyim	KONYA	Konya Çimento
FENIS	Feniş Alüminyum	KORDS	Kordsa Global Endüstriyel
FMIZP	F-M İzmit Piston	KOZAA	Koza Anadolu Metal
FRIGO	Frigo Pak Gıda	KRDMA	Kardemir (A)
FROTO	Ford Ootosan	KRDMB	Kardemir (B)
GEDIZ	Gediz İplik	KRDMD	Kardemir (D)
GENTS	Gentaş	KRSTL	Kristal Cola

Tablo 37: Araştırmada Kullanılan İşletmelerin Kodları ve İsimleri (devam)

KOD	İşletme Adı	KOD	İşletme Adı
KRTEK	Karsu Tekstil	SERVE	Serve Kırtasiye
KUTPO	Kütahya Porselen	SILVR	Silverline Endüstri ve Ticaret
LUKSK	Lüks Kadife	SKPLC	Şeker Piliç
MAKTK	Makina Takım	SKTAS	Söktaş
MEMSA	Mensa Sınai Ticari Mali Yatrm.	SNPAM	Sönmez Pamuklu
MERKO	Merko Gıda	SODA	Soda Sanayii
MNDRS	Menderes Tekstil	SONME	Sönmez Filament
MRDIN	Mardin Çimento	TATKS	Tat Konserve
MRSHL	Marshall	TBORG	T. Tuborg
MUTLU	Mutlu Akü	TIRE	Mondi Tire Kutsan
NUHCM	Nuh Çimento	TOASO	Tofaş Otomobil Fab.
OLMKS	Olmuksa	TRCAS	Turcas Petrol
OTKAR	Otokar	TRKCM	Trakya Cam
PARSN	Parsan	TTRAK	Türk Traktör
PENGD	Penguen Gıda	TUDDF	T. Demirdöküm
PETKM	Petkim	TUKAS	Tukaş
PETUN	Pınar Entegre Et ve Un	TUPRS	Tüpraş
PIMAS	Pimaş	ULKER	Ülker
PINSU	Pınar Su	UNYEC	Ünye Çimento
PNSUT	Pınar Süt	USAK	Uşak Seramik
PRKAB	Türk Prysmian Kablo	VESBE	Vestel Beyaz Eşya
PRTAS	ÇBS Printaş	VESTL	Vestel
PTOFS	OMV Petrol Ofisi	VKING	Viking Kağıt
SARKY	Sarkuysan	YATAS	Yataş
SASA	Sasa	YUNSA	Yünsa
SELGD	Selçuk Gıda		

ÖZGEÇMİŞ

Nihat Taş, Nisan 1979’da Manisa’nın Saruhanlı ilçesinde doğmuştur. İlkokulu Saruhanlı Cumhuriyet ilkokulunda, ortaokulu Saruhanlı Lisesi’nin ortaokul kısmında ve lise öğrenimini Yabancı Dil Ağırlıklı Manisa Lisesi’nde tamamlamıştır.

2002 yılında Marmara Üniversitesi Fen-Edebiyat Fakültesi Matematik Bölümü’nü bitirmiş ve aynı yıl Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı’nda yüksek lisansına başlamıştır. 2005 yılında yüksek lisans eğitimini tamamlamış ve 2006 yılında İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı Sayısal Yöntemler Bilim Dalı’nda Doktora eğitimine başlamıştır.

2002-2010 yılları arasında çeşitli dersane ve özel liselerde matematik öğretmenliği yapan Nihat Taş, 2010 yılı başında İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi’ne Araştırma Görevlisi olarak atanmıştır. Halen Araştırma Görevlisi olarak çalışmaktadır. Akademik ilgi alanları İstatistik, İstatistik Analiz’in çeşitli konuları ve Matematik’tir.