

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

DOKTORA TEZİ

DİNAMİK PANEL VERİ ANALİZİ ve BİR
UYGULAMA

ŞEBNEM ER

2502040156

TEZ DANIŞMANI:

PROF.DR. NEYRAN ORHUNBİLGE

İSTANBUL, 2009

ÖZ

Hisse senedi getirilerini açıklamak üzere gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde sayısız çalışma yapılmıştır. Bu çalışmaların birçoğunda yatay-kesit ya da zaman serileri analizlerinin yer aldığı görülmektedir. Çalışmada, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'na (İMKB) 2003-2007 döneminde süreklilik göstererek kote olmuş kayıtlı imalat sanayi firmalarının hisse senedi getirilerini etkileyen faktörleri belirleyebilmek amacıyla, yatay-kesit birimlerinin belirli bir zaman diliminde ele alınarak analiz edilebildiği Panel Veri Analiz yöntemlerinden yararlanılmaktadır. Öncelikli olarak Statik Panel Veri Analiz yöntemleri ele alınmakta ve daha sonra hisse senedi getirisinin bir yıl gecikmeli değerinin de modele ilave edildiği Dinamik Panel Veri Analiz yöntemleri ayrıntılı olarak incelenmektedir. Yapılan analizler sonucunda makroekonomik göstergelerle birlikte borsa performans oranları, mali bünye ile ilgili oranlar, faaliyet oranları, karlılık oranları gibi firma bazında mikroekonomik faktörlerin hisse senedi getirilerini açıklamada kullanılabileceği saptanmaktadır.

ABSTRACT

Many research, explaining the factors affecting stock returns, have been published both in developed and developing countries. In many of these papers, either cross-sectional or time series methods have been applied. In this study, Panel Data Analysis Methods have been applied in order to explain the factors affecting stock returns of firms that are continuously quoted in Istanbul Stock Exchange (ISE) during the period of 2003-2007. Initially Static Panel Data Analysis Methods are covered and finally Dynamic Panel Data Analysis Methods are examined in detail where the lag of the stock returns is also included in the model. The analysis' results indicate that microeconomic factors such as stock performance rates, rates of financial structure, leverage rates, profitability ratios can be used to explain the stock returns as well as the macroeconomic factors.

ÖNSÖZ

Menkul Kıymetler borsaları, sermaye sahiplerinin tasarruflarının tahvil, bono, hisse senedi gibi menkul değerlere yatırılarak büyük yatırımlara dönüşmesiyle firmalara kısa ve uzun vadeli borçlanma imkanı sağlayan piyasalardır. Ülke ekonomisi için önemi büyük olan tasarrufların yatırımlara dönüşebilmesi ilkesinin borsalar aracılığıyla gerçekleşmesi ve bu sayede firmaların uzun vadeli kaynak yaratabilmeleri için borsaların etkin işleyen piyasalar olmaları şarttır. Bu yolla yatırımlara dönüşen tasarruflar ülke ekonomisine önemli bir katkı sağlamaktadır.

Çalışmanın temel amacı, ülkemizde bu önemli işlevi üstlenmek üzere kurulmuş olan İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (İMKB) hisse senedi yatırımcılarını harekete geçirecek olan getirileri etkileyen faktörlerin belirlenmesidir. Literatürde tek veya çok değişkenli istatistik analiz yöntemleri ya da zaman serileri analizleri kullanılarak yapılmış çalışmalardan elde edilen bulgulara göre hisse senedi getirileri; faiz oranları, döviz kuru, enflasyon oranı, para arzı gibi makro ekonomik faktörlerin yanında firmaların sistematik riski, büyüklüğü, DD/PD oranı, K/F oranı, mali bünye ile ilgili oranları, faaliyet oranları ve karlılık oranları gibi birçok mikroekonomik faktörden etkilenmektedir. Bu çalışmada, mikro ve makro ekonomik faktörlerin hisse senedi getirileri üzerindeki etkilerinin birarada incelenmesi amacıyla, imalat sanayi sektöründe faaliyet gösteren firmaların belirli bir zaman diliminde ele alındığı, hem birimlerarası hem de zaman içindeki farklılaşmaların aynı anda incelenebildiği yöntemler topluluğu olan Statik ve Dinamik Panel Veri Analiz yöntemleri kullanılmaktadır.

Kurulan statik ve dinamik panel veri modellerinden elde edilen bulgulara göre hisse senedi getirisini istatistik olarak anlamlı bir şekilde açıklayan petrol fiyatları, döviz kuru, faiz oranı, para arzı gibi makroekonomik faktörlerin yanında; firmanın piyasa betası, firma büyüklüğü, DD/PD oranı ve K/F oranı ve mali bünye ile ilgili oranlardan Özsermaye/Maddi Duran Varlık Oranı, faaliyet oranlarından Alacak Devir Hızı ya da Stok Devir Hızı, karlılık oranlarından Satış Karlılığı veya Aktif Karlılığı gibi mikroekonomik faktörlerin olduğu anlaşılmaktadır.

Çalışmamın her aşamasında göstermiş olduğu yakın ilgi, destek ve yapmış olduğu katkılardan ötürü Sevgili Danışman Hocam Prof.Dr. Neyran Orhunbilge'ye ne kadar teşekkür etsem azdır.

Doktora tezi yazım aşamasına gelene kadar bilimsel anlamda gelişmemde büyük payı olan İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Sayısal Yöntemler Anabilim Dalı'ndaki tüm hocalarıma; İTÜ'de panel veri derslerini takip ederek kendisinden birçok konuda yardım aldığım Sevgili Hocam Yrd.Doç.Dr. Mehtap Hisarcıklılar'a; araştırma görevlisi olmam konusunda bana örnek olan ancak şu anda aramızda olmayan Sevgili Hocam Prof.Dr.Türkel Minibaş'a; Doktora tezimin tamamlanma aşamasında her türlü konuda dayanışma içerisinde olduğum ve bu süreçte varlığından ötürü huzur duyduğum ve kendisinden güç aldığım Sevgili meslektaşım Bilge Acar Bolat'a; uzun süreli kıymetli bir çalışmanın ancak ve ancak disiplinli ve planlı bir şekilde yürütülebileceğini öğreten ve bu sayede büyük yol katetmemi sağlayan arkadaşım Charlie Daly'e; tez çalışmalarım boyunca evini açarak beni yolda geçireceğim zamandan tasarruf ettiren meslektaşım Serap Şahin'e; işletme finansı konusunda ne zaman ihtiyacım olsa yardımına koşan araştırma görevlisi arkadaşlarım Bengü Vuran ve Ebru Demirci'ye; büyük emek harcayarak derlemiş olduğu firma verilerini benimle paylaşan araştırma görevlisi arkadaşım R.İlker Gökbulut'a; annemin yokluğunda bana annelik yapan sevgili komşumuz Emine Arslan'a ve elbette bugünlere gelmemde sonsuz emekleri olan aileme ve neşe kaynağım minik Nazlı Aydın'a en içten teşekkürlerimi sunarım.

Şebnem Er, İstanbul, 2009

İÇİNDEKİLER

ÖZ	iii
ÖNSÖZ	iv
İÇİNDEKİLER	vi
TABLolar LİSTESİ	ix
ŞEKİLLER LİSTESİ	xi
KISALTMALAR LİSTESİ.....	xii
GİRİŞ	1
1. BİRİNCİ BÖLÜM: HİSSE SENEDİ GETİRİSİNİ ETKİLEYEN FAKTÖRLER	4
1.1 Hisse Senedi Getirisini Etkileyen Makroekonomik Faktörler	6
1.1.1 Enflasyon Oranı	7
1.1.2 Ekonomik Faaliyetler: Gayri Safi Milli Hasıla (GSMH) ve Sanayi Üretim Endeksi (SÜE)	12
1.1.3 Faiz Oranı.....	14
1.1.4 Döviz Kuru.....	15
1.1.5 Para Arzı.....	18
1.1.6 Petrol Fiyatları.....	20
1.1.7 Dünya Borsalarındaki Gelişmeler	23
1.1.8 Diğer Makroekonomik Göstergeler	25
1.2 Hisse Senedi Getirisini Etkileyen Mikro Ekonomik Faktörler	26
1.2.1 Borsa Performans Oranları.....	27
1.2.1.1 Kazanç/Fiyat Oranı	27
1.2.1.2 DD/PD Oranı.....	31
1.2.1.3 Kâr Payı (Temettü) Verimliliği (Dividend Yield)	33
1.2.2 Firma Büyüklüğü	35
1.2.3 Beta	37
1.2.4 Finansal Oranlar	38
1.2.4.1 Mali Bünye ile İlgili Finansal Oranlar	38
1.2.4.2 Diğer Finansal Oranlar	41
1.2.4.2.1 Kârlılık Oranları	41
1.2.4.2.2 Likidite Oranları	43
1.2.4.2.3 Faaliyet Oranları.....	46
2. İKİNCİ BÖLÜM: PANEL VERİ MODELLERİ	48
2.1 STATİK PANEL VERİ MODELLERİ	53
2.1.1 Hata Bileşen Modelleri	54
2.1.1.1 Sabit Etkiler (SE) Modeli.....	56
2.1.1.1.1 Gölge Değişkenli En Küçük Kareler Tahmin Yöntemi	57
2.1.1.1.2 Gruplarıçer Sabit Etkiler Modeli.....	60
2.1.1.2 Rassal Etkiler (RE) Modeli	63
2.1.1.2.1 Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GEKK)Yöntemi.....	67
2.1.1.2.2 En Yüksek Olabilirlik Yöntemi.....	73
2.1.1.3 Statik Panel Veri Analizinde Testler.....	76
2.1.1.3.1 Duyarlılık Analizi.....	76
2.1.1.3.2 Belirleme (Spesifikasyon- Specification) Testleri	76

2.1.1.3.2.1	Hausmann Testi	78
2.1.1.3.2.2	Mundlak Testi.....	79
2.1.1.3.2.3	Breusch Pagan Lagranj Çarpanı Testi	81
2.1.1.3.2.4	Olabilirlik Oran Testi - Likelihood Ratio Test (LR)	82
2.1.1.3.3	Farklı Varyanslılık.....	83
2.1.1.3.3.1	Farklı Varyanslılığın Test Edilmesi.....	84
2.1.1.3.3.2	Sabit Etkiler Modelinde Farklı Varyanslılık Olduğunda Çözüm	85
2.1.1.3.3.3	Rassal Etkiler Modelinde Farklı Varyanslılık Olduğunda Çözüm	86
2.1.1.3.3.3.1	Sadece A_i Hata Bileşeninde Farklı Varyanslılık Olup Olmadığının Testi ve Farklı Varyanslılık Olduğunda Çözüm	86
2.1.1.3.3.3.2	Sadece u_{it} Hata Bileşeninde Farklı Varyanslılık Olup Olmadığının Testi ve Farklı Varyanslılık Olduğunda Çözüm	87
2.1.1.3.3.3.3	Hem A_i Hem de u_{it} Hata Bileşeninde Farklı Varyanslılık Olup Olmadığının Testi ve Farklı Varyanslılık Olduğunda Çözüm	88
2.1.1.3.4	Panel Veri Analizinde Ardışık Bağımlılık (Serial - Temporal Correlation)	89
2.1.1.3.4.1.1	Ardışık Bağımlılık Olup Olmadığının Araştırılması..	89
2.1.1.3.5	Panel Veri Analizinde Yatay-Kesit Birimleri Arasında Bağımlılık (Spatial –Contemporaneous Correlation).....	92
2.2	DİNAMİK PANEL VERİ MODELLERİ.....	95
2.2.1	Anderson ve Hsiao'nun 1981/1982 AD Tahmincisi	99
2.2.2	Arellano ve Bond'un 1991 GM Tahmincisi.....	104
2.2.3	Arellano ile Bover'in 1995 ve Blundell ile Bond'un 1998 Sistem Genelleştirilmiş Momentler – System Generalised Method of Moments (SGM) Tahmin Yöntemi	113
2.2.4	Spesifikasyon Testleri	117
2.2.4.1	Ardışık Bağımlılık Testi.....	118
2.2.4.2	Sargan Testleri	120
3.	ÜÇÜNCÜ BÖLÜM: HİSSE SENEDİ GETİRİSİNİ ETKİLEYEN MİKRO ve MAKRO EKONOMİK FAKTÖRLERİN İMKB FİRMALARI İÇİN İNCELENMESİ	122
3.1	Araştırmanın Amacı ve Kapsamı	122
3.2	Araştırma Yöntemi ve Veriler.....	123
3.3	Araştırmanın Bulguları.....	126
3.3.1	Statik Panel Veri Modelleri.....	126
3.3.2	Dinamik Panel Veri Modelleri	138
3.3.2.1	K/F Oranının Yarı-İşsel Olması Durumunda Anlamli Olan Modellerden Elde Edilen Bulgular.....	140
3.3.2.2	KF ve DD/PD Oranlarının Birlikte Yarı-İşsel Olması Durumunda Anlamli Olan Modellerden Elde Edilen Bulgular.....	148
	SONUÇ	152
	KAYNAKÇA	157
	EKLER.....	176
EK 1.	Kovaryans Analizi.....	176

1. Eğim Bileşenlerinin ve Sabit Parametrenin Birimlere Göre Homojenliğinin Testi.....	184
2. Eğim Katsayılarının Birimlere Göre Homojenliğinin Testi.....	185
3. Eğim Katsayılarının Birimlere Göre Homojen Olduğu Bilgisi Altında Sabitin Birimlere Göre Homojenliğinin Testi	186
EK 2. Dinamik Panel Veri Analizinde Kovaryans ve GEKK Tahmincilerinin Tutarsızlığı ve Başlangıç Koşulları ile İlgili Varsayımlar	187
EK 3. Araştırmada Kullanılan Değişkenlere Verilen Kodlar	202
EK 4. Araştırmada Kullanılan Değişkenler Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları	204
EK 5. Dinamik Panel Veri Modelleri	212
EK 6. Araştırmada Kullanılan Firmaların Kodları ve İsimleri.....	218
ÖZGEÇMİŞ	219

TABLolar LİSTESİ

Tablo 3.1: Anlamli Modellerin EKK ve Statik Panel Veri Bulgulari	127
Tablo 3.2: Sabit Etkiler Modellerinin Hausman Testi	131
Tablo 3.3: Model 1’de Ardışık Bağımlılık için Durbin Watson Testi Sonuçları....	132
Tablo 3.4: Model 1’de Ardışık Bağımlılık için Wooldridge Testi Sonuçları	133
Tablo 3.5: Model 2’de Ardışık Bağımlılık için Wooldridge Testi Sonuçları	133
Tablo 3.6 : Model 1’de u_{it} Hata Bileşeninde Farklı Varyanslılık Testi Sonuçları..	134
Tablo 3.7 : Model 2’de u_{it} Hata Bileşeninde Farklı Varyanslılık Testi Sonuçları..	134
Tablo 3.8 : K/F Değişkeninin Yarı-İçsel Olması Durumunda Sargan-Fark Testleri	141
Tablo 3.9 : K/F Değişkeninin Yarı-İçsel Olması Durumunda Elde Edilen Anlamli Modeller	147
Tablo 3.10 : K/F ve DD/PD Değişkeninin Yarı-İçsel Olması Durumunda Sargan-Fark Testleri	149
Tablo 3.11 : K/F ve DD/PD Değişkenlerinin Yarı-İçsel Olması Durumunda Elde Edilen Anlamli Modeller.....	150
Tablo EK1.1 : Homojenlik için Kovaryans Testleri	186
Tablo EK2.1 : EYO ve Kovaryans Tahmincilerinin Tutarsızlıkları	198
Tablo EK2.2 : EYO ve Kovaryans Tahmincilerinin Tutarsızlıkları – Başlangıç Koşullu	199
Tablo EK2.3 : Gözlemlenemeyen Ardışık Bağımlılık Olduğunda EYO Tahminlerinin Tutarsızlığı	200
Tablo EK2.4 : Bağımlılık Olduğunda EYO Tahminlerinin Tutarsızlığı – Başlangıç Koşullu	200
Tablo EK2.5 : Bağımlılık Olduğunda EYO Tahminlerinin Tutarsızlığı – Başlangıç Koşullu	201
Tablo EK3.1 : Uygulama Aşamasında Kullanılan Mikroekonomik Değişkenler ve Kodları.....	202
Tablo EK3.2 : Uygulama Aşamasında Kullanılan Makroekonomik Değişkenler ve Kodları.....	203
Tablo EK4.1 : Hisse Senedi Getirisiyle Borsa Performans Göstergeleri Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (Toplu)	204
Tablo EK4.2 : Hisse Senedi Getirisiyle Borsa Performans Göstergeleri Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2003-2007).....	205
Tablo EK4.3 : Hisse Senedi Getirisiyle Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (Toplu).....	206
Tablo EK4.4 : Hisse Senedi Getirisiyle Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2003 Yılı).....	207
Tablo EK4.5 : Hisse Senedi Getirisiyle Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2004 Yılı).....	208
Tablo EK4.6 : Hisse Senedi Getirisiyle Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2005 Yılı).....	209
Tablo EK4.7 : Hisse Senedi Getirisiyle Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2006 Yılı).....	210

Tablo EK4.8 : Hisse Senedi Getirisiyle Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayilari (2007 Yili).....	211
Tablo EK5.1 : K/F Deęiřkeninin Yarı-İçsel Olması Durumunda Elde Edilen Anlamli Modeller	212
Tablo EK5.2 : K/F ve DD/PD Deęiřkenlerinin Yarı-İçsel Olması Durumunda Elde Edilen Anlamli Modeller.....	214
Tablo EK5.3 : Beta ile K/F Deęiřkenlerinin Yarı-İçsel Olması Durumunda Elde Edilen Anlamli Modeller.....	216
Tablo EK5.4 : Beta, K/F ve DD/PD Oranlarının Yarı-İçsel Olması Durumunda Elde Edilen Anlamli Modeller.....	217

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil EK1.1: Tek Bağımsız Değişkenli Klasik Regresyon Modelinin Analitik Görünümü	178
Şekil EK1.2: Sabit parametresi birimlere göre değişken modellerin analitik görüntüsü	179
Şekil EK1.3: Sabit ve eğim parametresi birimlere göre değişken modellerin analitik görüntüsü.....	180

KISALTMALAR LİSTESİ

AB	Arellano Bond
ABD	Amerika Birleşik Devletleri
AD	Araç Değişken – Instrumental Variable
ADH	Alacak Devir Hızı
AH	Anderson Hsiao
AR	Ardışık Bağımlı – Autoregressive
ARCH-GARCH	Autoregressive Conditional Heteroskedasticity-Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
DD	Defter Değeri
DD/PD	Defter Değeri/Piyasa Değeri - Book Value/Market Value
DW	Durbin Watson
EKK	En Küçük Kareler
EKM	En Kısa Mesafe – Minimum Distance
EYO	En Yüksek Olabilirlik – Maximum Likelihood
FGM	Fark Genelleştirilmiş Momentler – Difference Generalized Method of Moments
G7	Group of 7
GA	Gruplararası – Between Groups
GDEKK	Gölge Değişkenli En Küçük Kareler
GEKK	Genelleştirilmiş En Küçük Kareler – Generalised Least Squares
Gİ	Gruplarıçi - Within Groups
GM	Genelleştirilmiş Momentler – Generalized Method of Moments
GSMH	Gayri Safi Milli Hasıla
GSYİH	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
İMKB	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası
K/F	Kazanç/Fiyat - Earnings/Price
KPV	Kar Payı Verimliliği - Dividend Yield

KVB	Kısa Vadeli Borç
LM	Lagranj Çarpanı - Lagrange Multiplier
LR	Olabilirlik Oran Testi - Likelihood Ratio Test
MA	Moving Average – Hareketli Ortalama
MDVDH	Maddi Duran Varlık Devir Hızı
OECD	Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütü
PD	Piyasa Değeri
RE	Rassal Etkiler
SDH	Stok Devir Hızı
SE	Sabit Etkiler
SGM	Sistem Genelleştirilmiş Momentler – System Generalized Method of Moments
SÜE	Sanayi Üretim Endeksi
TCMB	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
TÜFE	Tüketici Fiyat Endeksi
TV	Toplam Varlık
TVDH	Toplam Varlık Devir Hızı
TVK	Toplam Varlık Karlılığı – Return on Assets
UGEKK	Uygulanabilir Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
VAR	Vector Autoregression – Vektör Otoregresyon
VZA	Veri Zarflama Analizi

GİRİŞ

Ülkemizde İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın (İMKB) 1986'da faaliyete geçmesiyle ve finansal piyasaların gelişmesiyle birlikte, hisse senetleri de reel yatırımlar ve tahvil, bono gibi diğer finansal yatırımlar gibi yatırımcılar tarafından tercih edilmeye başlanmıştır. Diğer yatırım araçları yerine hisse senetlerine yatırım yapmayı planlayan bilinçli yatırımcılar hisse senedi getirisini etkileyebilecek faktörleri belirleyerek en yüksek getiriye alabilecekleri yatırımı yapma eğilimdedirler. Dolayısıyla hisse senedi getirisine etki edebilecek makro ve mikroekonomik faktörlerin neler olduğunun belirlenmesi doğru bir yatırım kararı için önemli bir aşama özelliği taşımaktadır.

Çalışmanın temel amacı, Türkiye gibi gelişmekte olan bir ülkede faaliyet gösteren firmaların hisse senedi getirilerini etkileyen faktörlerin neler olabileceğinin Panel Veri Analiz yöntemleriyle ortaya çıkarılmasıdır. Birinci bölümde hisse senedi getirisini etkileyebilecek faktörler ayrıntılı olarak ele alınmakta ve literatürde yapılmış çalışmalardan elde edilen bulgulara yer verilmektedir. Bir ülkenin borsa endeksi getirisindeki değişimin nedenlerini açıklamak üzere yapılan makro boyutta çalışmalarda ülkelere ait makroekonomik göstergelerin kullanıldığı görülmektedir. Dolayısıyla makro boyuttaki çalışmalar firma bazında hisse senedi getirilerini etkileyen unsurları ortaya çıkarmak yerine genel bir yargıya varmamızı sağlamaktadırlar. Bunun yanında firma verilerini sadece belirli bir yılda veya zamanda inceleyen çalışmalarda ise hisse senedi getirilerini zaman içinde etkileyen faktörlerin neler olduğunun belirlenmesi mümkün değildir. Bu açıdan yatay-kesit verilerinin belirli bir zaman diliminde analiz edilebildiği panel veri analiz yöntemleriyle makro ya da mikro boyutta yapılan çalışmalarda ortaya çıkan bu eksiklikler giderilebilmektedir. Ayrıca hisse senedi getirisinin gecikmeli değerinin analize dahil edilebilmesiyle hisse senedi getirisinin kendi içindeki dinamikleri de ortaya çıkartılabilmektedir.

Çalışmanın ikinci bölümünde ayrıntılı olarak ele alınan Panel Veri Analiz Yöntemleri son yıllarda, mikro boyutta verilerin belirli bir zaman diliminde daha düzenli ve uzun süreli elde edilmesi, panel verinin karmaşık yapısının analizinde

yararlanılan bilgisayar ortamının ve paket programların gelişmesiyle istatistik arařtırmalarda önemli bir paya sahip olmaya başlamıřtır. Panel veri analizinin yaygın bir şekilde kullanılmaya başlamasında bu avantajların yanında, panel veri analiz yöntemleri mevcut yatay-kesit veya zaman serileri analizlerine göre daha etkin parametre tahmini, birimler bazında gözlemlenemeyen etkilerin analiz edilebilmesi, veri sayısındaki artış ile çoklu doğrusal bağlantı sorununun azalması gibi birçok avantaja sahiptir.

Birçok analiz yöntemine oranla birçok üstünlüğe sahip olan panel veri analiz yöntemleri 1960'lı yıllarda geliştirilmeye başlanmıřtır. Günümüzde halen gelişme sürecinde olan panel veri analiz yöntemleri genel olarak statik ve dinamik olmak üzere iki ana başlık altında toplanmaktadır. Sabit ve Rassal Etkiler olmak üzere ikiye ayrılan statik modeller deęişkenler arasındaki dinamik yapıyı dikkate almazken, Anderson & Hsiao (1981) ve (1982)¹ tarafından panel veriye uyarlanan ve daha sonra Arellano & Bond (1991)² ve Blundell & Bond (1998)³ tarafından geliştirilen Genelleřtirilmiş Momentler Yöntemi olarak anılan dinamik modeller baęımlı ve baęımsız deęişkenler arasındaki dinamik yapıyı da dikkate almaktadırlar.

Üçüncü bölümde ise çalışmanın amacı doğrultusunda, 2003-2007 yılları arasında 5 yıl boyunca İMKB'de süreklilik göstererek kote olmuş, imalat sanayinde faaliyet gösteren 64 firmanın hisse senedi getirilerini etkileyen faktörler Statik ve Dinamik Panel Veri Analiz Yöntemleriyle incelenerek elde edilen bulgular yorumlanmaktadır.

Statik panel veri analiz yöntemlerinden anlamlı bulunan Sabit Etkiler modellerine göre firmalar bazında zaman içinde deęişmeyen gözlemlenemeyen etkilerin anlamlı olduđu ve hisse senedi getirisini etkileyen faktörlerin firmaların

¹ T.W.Anderson, Cheng Hsiao, "Estimation of Dynamic Models with Error Components", **Journal of the American Statistical Association**, C:76, No:375, 1981, s.598-606; T.W. Anderson, Cheng Hsiao, "Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data", **Journal of Econometrics**, C:18, 1982, s.47-82.

² Manuel Arellano, Stephen Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", **The Review of Economic Studies**, C:58, No:2, 1991, s.277-297

³ Richard Blundell, Stephen Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", **Journal of Econometrics**, C:87, 1998, s.115-143.

sistemik riskinin bir göstergesi olan piyasa betası, büyüklük, Defter Değeri/Piyasa Değeri oranı, Kazanç/Fiyat oranı, Özsermaye/Maddi Duran Varlık Oranı, döviz kuru, petrol fiyatı ve para arzı olduğu anlaşılmaktadır.

Dinamik Panel Veri Analiz yöntemlerinden Arellano & Bond Genelleştirilmiş Momentler bulgularına göre ise, Kazanç/Fiyat oranının ve/veya Defter Değeri/Piyasa Değerinin yarı-içsel olduğu ve hisse senedi getirisinin 1 yıl gecikmeli değeri, Beta, firma büyüklüğü, DD/PD, K/F, döviz kuru, petrol fiyatı ve para arzı açıklayıcı değişkenleriyle birlikte mali bünye ile ilgili oranlardan Maddi Duran Varlık/Uzun Vadeli Borç Oranı, faaliyet oranlarından Alacak Devir Hızı veya Stok Devir Hızının ve karlılık oranlarından Satış Karlılığı veya Toplam Varlık Karlılığının hisse senedi getirisini açıklamada anlamlı değişkenler olduğu söylenebilmektedir.

1. BİRİNCİ BÖLÜM: HİSSE SENEDİ GETİRİSİNİ ETKİLEYEN FAKTÖRLER

Günümüzde reel yatırım alanlarından finansal yatırım alanlarına doğru hızlı bir yöneliş olduğu gözlenmektedir. Reel yatırımlar, arsa ve gayrimenkul gibi fiziki mallara yapılan yatırımları kapsarken; finansal yatırımlar, yatırımcıya alacaklılık veya ortaklık hakkı sağlayarak belli bir meblağı temsil eden tahvil, hazine bonusu veya hisse senedine yapılan yatırımları kapsamaktadır⁴. Tahviller, vadesi uzun ve belirli olan ve yatırımcısına sabit gelir sağlayan bir borç senedir. Hazine bonusu ise vadesi kısa ve kesin bir menkul kıymet türüdür ve sermaye piyasasının en önemli yatırım araçlarından. Sabit getirili menkul kıymetlere göre önemli farklılıklar taşıyan hisse senetlerinin⁵ vadesi olmadığı gibi yatırımcıya mülkiyet hakkı sağlayan bir finansal yatırım aracıdır ve getirisi değişkendir⁶. Gelişmiş finansal piyasalarda yatırımcılar tarafından diğer finansal yatırım araçları içerisinde daha fazla tercih edilen hisse senetleri, 1985'te kurulan ve hisse senetlerinin alınıp satılmasına olanak sağlayan İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın (İMKB) 1986'da faaliyete geçmesiyle⁷ birlikte ülkemizde de yararlanılan yatırım araçları olmuştur. Bilinçli yatırımcıların hisse senedi gibi finansal yatırım araçlarına yönelmelerinin başlıca nedenleri arasında reel yatırımlardan elde edilen gelirin kısıtlı olması, finansal yatırımlardan sağlanan getirinin ise yüksek olması yer almaktadır.

Yüksek getiri elde etme hedefine sahip olan yatırımcıların kararlarının belirlenmesinde hisse senedi getirileri en önemli göstergelerden biridir. Bilinçli yatırımcılar rastgele yatırım yapmaktansa hisse senedi getirisini etkileyebilecek faktörleri analiz ederek en kârlı yatırımı yapma eğilimindedirler. Dolayısıyla hisse senedine yatırım yapmadan önce hisse senedi getirisine etki edebilecek makroekonomik göstergelerden firma ile ilgili bilgilere kadar birçok unsurun bir

⁴ Mehmet Baha Karan, **Yatırım Analizi ve Portföy Yönetimi**, 2.bs., Ankara, Gazi Yayınevi, 2004, s.3, Sermaye Piyasası Kanunu s.11.

⁵ Hisse senedi bir ticari işletmenin maddi ve manevi tüm varlıklarının belli bir parçasını temsil eden bir mülkiyet senedir. Hisse senedi sahibi, şirketin kullandığı öz sermayenin belli bir oranda sahibidir.

⁶ Muharrem Karşlı, **Sermaye Piyasası Borsa Menkul Kıymetler**, 5.bs., Alfa Basım Yayım Dağıtım, 2003, s.451-459.

⁷ g.e., s.41.

arada incelenmesi gerekmektedir. Hisse senedi getirisini tahmin etmek üzere literatürde temel analiz ve teknik analiz olmak üzere başlıca iki yöntem bulunmaktadır⁸. Teknik analiz hisse senetleri piyasasında geçmişte oluşmuş fiyat ve işlem miktarlarına bakarak getiriye tahmin etmeye yarayan bir yöntemdir⁹. Temel analiz yöntemi halka açıklanan bilgilerden yola çıkılarak hisse senedi getirisini etkileyebilecek makro ekonomik ve sektörel göstergelerle şirketlerin mali yapısının analiz edilmesini kapsamaktadır. Dolayısıyla teknik analiz yöntemi şirketlere bağımlı olmayıp hisse senetlerinin hareketlerini incelemeye yönelik bir yöntemdir¹⁰. Bu açıdan teknik analistler, temel analistlerin aksine, hisse senedinin değerini tahmin ederken hisse senedinin fiyatına etki edebilecek makroekonomik, sektörel ve firma bazındaki göstergeleri dikkate almamaktadırlar. Temel analiz, firma ile ilgili finansal bilgiler kullanılarak yapıldığından, teknik analize göre daha etkin tahmin yapma olanağı sağlamaktadır¹¹. Ancak bunun yanında firma ile ilgili bilgilerin elde edildiği bilanço ve gelir tablosu verilerinin iki veya üç ay gibi bir gecikmeyle açıklanması temel analizin en önemli dezavantajı olarak görülmektedir¹².

Literatürde makroekonomik, sektörel ve firma bazında göstergelerin analiz aşamalarından oluşan temel analiz yönteminin her bir aşamasının ayrı ayrı ele alındığı birçok çalışma yer almaktadır. Bu tez çalışmasında hisse senedi getirilerini etkileyen faktörler temel analiz çerçevesinde hem mikro hem de makro bazda birarada incelenmektedir. Bir sonraki bölümde bu faktörler ile hisse senedi getirileri arasındaki teorik ilişkiler ele alınarak literatürde yapılan çalışmalardan elde edilen bulgulara yer verilmektedir.

⁸ Şeref Kalaycı, Abdülmecit Karataş, “Hisse senedi getirileri ve Finansal Oranlar İlişkisi: İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Bir Temel Analiz Araştırması”, **MUFAD Dergisi**, Temmuz 2005, s.1.

⁹ Karan, **a.g.e.**, s.503.

¹⁰ **A.e.**, s.439, Mustafa Canbaz, “İMKB’de Hisse Senedi Yatırımı Nasıl Yapılır?”, (Çevrimiçi) <http://server.karaelmas.edu.tr/bilim/ZONGULDAK%20MYO/M.CAMBAZ/%DDMKB.doc>, 30 Mart 2009.

¹¹ Karan, **a.g.e.**, s.439.

¹² **A.e.**, s.439.

1.1 Hisse Senedi Getirisini Etkileyen Makroekonomik Faktörler

Temel analize dayanan yatırım analizlerinin başlangıç noktası makro ekonomik analizdir. Ekonominin sağlıklı bir şekilde analiz edilmesiyle yatırımların şekillenmesinde önemli bir faktördür. Ekonomide yaşanan olumlu gelişmeler şirketlerin performanslarının artmasına yol açacağından hisse senedi getirilerinin yüksek olması olasılığı artmakta, ekonomide yaşanan daralmalarda ise hisse senedi fiyatları ve getirileri düşme eğilimi göstermektedir.

Ekonomide yaşanan olumlu ve olumsuz gelişmeler bazı makroekonomik göstergelerle izlenebilmektedir. Gayri Safi Milli Hasıla (GSMH), Bütçe Açığı, Para Arzı, Faiz Oranı, Enflasyon Oranı, Döviz Kuru, İşsizlik Oranı, Yabancı Sermaye Yatırımları, Sanayi Üretim Endeksi (SÜE), Para ve Mali Politikalar olarak sınıflandırılabilir makro ekonomik göstergeler¹³ iyi bir şekilde yorumlandığında finansal yatırım araçlarının getirileri hakkında tahminlerde bulunulabilmektedir. Hisse senedi getirileriyle makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmalara bakıldığında, birçoğunda enflasyon oranı, faiz oranı ve reel ekonomik göstergelerinin mutlaka yer aldığı, diğer göstergelerin ise farklı bileşimlerinin incelendiği görülmektedir.

Bu göstergelerle hisse senetleri getirisi arasındaki ilişkiyi inceleyen ulusal ve uluslararası birçok çalışma yapılmış ancak birbirinden farklı sonuçlar elde edilmiştir. Yapılan çalışmalar detaylı bir şekilde incelendiğinde farklılıkların, çalışmanın yapıldığı ülke borsasının yapısı ile çalışmada kullanılan değişkenlerden, incelenen dönemden ve kullanılan yöntemden kaynaklandığı anlaşılmaktadır. Çünkü dünyada irili ufaklı yaklaşık 65 borsa bulunmaktadır. Hisse senedi getirisini etkileyen faktörler üzerine yapılan çalışmaların büyük bir çoğunluğu büyük ve uluslararası tanınmışlığı olan borsaları konu almaktadır. Dünya borsalarından ABD (New York), Japonya (Tokyo) ve İngiltere (Londra) Borsaları bu özelliği taşıyan borsalardır ve üç borsanın toplam işlem hacmi dünya borsalarınınkinin %60'ını oluşturmaktadır. Amerikan, Chicago, Pasifik, Hong Kong, Paris, Milano ve Frankfurt Borsaları

¹³ Karan, a.g.e., s.446; İlker Parasız, **Makroekonomi Teori ve Politika**, 8.bs, Ezgi Yayınevi, 2003, s.217.

büyük; ABD’de bunların dışında kalan borsalar ile Frankfurt Borsası dışında kalan Avrupa Borsaları, Uzakdoğu’daki bazı borsalar ve İMKB orta çapta borsalardır. Bunların dışında gelişmişlik düzeyine göre küçük ve bölgesel borsalar da dünya borsaları arasında yer almaktadır¹⁴. Gelişmiş, gelişmekte olan ve az gelişmiş ülkelerin borsalarının makroekonomik göstergelere olan tepkilerinin aynı olmasını beklemek yanlış olacaktır. Bir sonraki alt bölümde makro ekonomik göstergelerle hisse senedi getirisi arasındaki ilişkiler incelenmekte ve bu konuda özellikle mega borsalar olmak üzere dünya borsalarına ve İMKB’ye yönelik yapılan çalışmalara yer verilmektedir.

1.1.1 Enflasyon Oranı

Enflasyon oranı bir ülkenin fiyatlar genel düzeyinin bir göstergesidir. Piyasada ürün ve hizmetlere olan talep artışının ulusal üretim ile karşılanamaması, bir başka deyişle toplam talebin toplam arzdan fazla olması durumunda fiyatlar genel düzeyi sürekli artmaktadır. Bunun sonucunda da enflasyon oranında artış gözlenmektedir¹⁵. Enflasyon oranının yüksek olması durumunda ekonominin genel dengesi bozulmakta ve bu da finans piyasalarını olumsuz yönde etkilemektedir. Ekonomide enflasyon oranının yüksek olmasından ötürü yaşanan bozulmaların hisse senedi fiyatlarını düşürdüğü ileri sürülmektedir¹⁶.

Enflasyon oranı ve hisse senedi getirisi arasındaki bu ilişki Fama (1981) tarafından genellikle enflasyon oranıyla ekonominin reel sektörün faaliyetleri arasındaki negatif ilişki ile açıklanmaya çalışılmış ve “vekalet etkisi” (proxy effect)

¹⁴ Karşlı, a.g.e., s.231-232.

¹⁵ Karşlı, a.g.e., s.479.

¹⁶ Eugene F. Fama, “Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money, **The American Economic Review**, C:71, No: 4, 1981, s.545; Gautam Kaul, “Stock Returns and Inflation: The Role of the Monetary Sector”, **Working Paper**, 1986, s.1; Mark J. Flannery, Aris A. Protopapadakis, “Macroeconomic Factors Do Influence Aggregate Stock Returns”, **The Review of Financial Studies**, C:15, No:3, 2002, s.751; Mesut Albeni, Yusuf Demir, “Makro Ekonomik Göstergelerin Mali Sektör Hisse Senedi Fiyatlarına Örnek (İMKB Uygulamalı), **Muğla Üniversitesi SBE**, 2005, s.5; Işın Dizdarlar, Sinem Derindere, “Hisse Senedi Getirisini Etkileyen Faktörler: İMKB 100 Endeksini Etkileyen Makroekonomik Göstergeler Üzerine Bir Araştırma”, **İşletme İktisadi Enstitüsü Yönetim Dergisi**, C:19, No:61, 2008, s.114; Karşlı, a.g.e., s.480

olarak literatüre geçmiştir¹⁷. Fama'ya göre enflasyon oranındaki artış reel sektör faaliyetlerini ve para talebini azaltmaktadır. Dolayısıyla, hisse senedi fiyatları reel sektörün büyüme oranının tahmin edilmesiyle belirlenmekte olduğundan ve reel sektör büyüme oranı ile hisse senedi getirisi arasında pozitif bir ilişki bulunduğundan hisse senedi getirileriyle enflasyon arasındaki ilişki dolaylı olarak negatiftir¹⁸. Benzer şekilde Kaul (1986) ise enflasyon oranı ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkinin yönünün, para talebi ile para arzının konjonktürle hangi yönde hareket ettiğine göre değiştiğini iddia etmektedir¹⁹. Kaul (1986) para talebi etkilerinin konjonktürle aynı yönde hareket eden (pro-cyclical) para arzıyla açıklanmaya çalışıldığında hisse senedi getirisiyle enflasyon arasındaki ilişkinin negatif, hatta anlamsız olabileceğini belirtmiştir²⁰. Bu açıdan enflasyon oranı ve hisse senedi getirisi arasındaki ilişkinin yönünün belirlenmesinde incelenen dönemde ülkelerin ekonomik durumunun büyük bir önemi vardır.

Literatürdeki çalışmalar incelendiğinde çoğunluğunun büyük borsalar için yapıldığı görülmektedir. Bu borsalardan en önemlisi olan ABD'de yapılan araştırmalarda enflasyon ve hisse senedi getirisi arasında genellikle negatif bir ilişki bulunmuştur. Fama ve Schwert'in (1977) 1953-1971 döneminde New York borsası için yapmış olduğu çalışmada enflasyon oranı, beklenen ve gerçekleşen olmak üzere iki kısma ayrılarak incelenmiş ve her ikisinin de hisse senedi getirisi ile ters yönlü ilişkide olduğu görülmüştür²¹. Chen, Roll ve Ross (1986) ABD için 1/1953-11/1983²² arasında 4 farklı dönemde sanayi üretimi artış hızının, enflasyon oranının, hazine bonusu ve tahvil faiz oranının, kişi başına reel tüketim artış hızının ve petrol fiyatlarının hisse senedi getirileri üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Bu çalışmada enflasyondaki artışın hisse senedi getirisini azaltıcı yönde etkisi olduğu ortaya

¹⁷ Fama, 1981, **a.g.e.** Kaul, 1986, **a.g.e.**, s.1.

¹⁸ Fama, 1981, **a.g.e.** s.545; Barry V. Cozier, Abdul H. Rahman, "Stock Returns, Inflation, and Real Activity in Canada", **The Canadian Journal of Economics**, C:21, No:4, 1988, s.766 (759-774); Christophe Boucher, "Stock Prices, Inflation and Stock Returns Predictability", **CEPN Universite Paris-Nord**, 2004, s.7.

¹⁹ Kaul, 1986, **a.g.e.**, s.2

²⁰ **A.e.**, s.3.

²¹ Eugene F. Fama, G.William Schwert, "Asset Returns and Inflation", **Journal of Financial Economics**, C:5, 1977, s.115-146; Fama, 1981, **a.g.e.** s.545-546.

²² Arap rakamları (I-12) kullanılan dönemler aylık zaman serilerini, Romen rakamları (I-IV) kullanılan dönemler mevsimlik zaman serilerini temsil etmektedir.

çıkarılmıştır²³. Al-Sharkas (2004) I/1980-IV/2003 döneminde Ürdün hisse senedi piyasası için yapmış olduğu koentegrasyon (cointegration) çalışmasında, hisse senedi getirisi ile reel sektör, para arzı, enflasyon ve faiz oranları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Enflasyon oranı ile hisse senedi getirisi arasında uzun dönemde negatif bir ilişki olduğunu belirlemiştir. Bulunan negatif ilişki Fama'nın (1981) geliştirmiş olduğu "vekalet etkisi" ile açıklanmaya çalışılmıştır²⁴.

Ancak literatürde enflasyon oranı ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişkinin pozitif olduğu çalışmalara da rastlanmaktadır. Örneğin, Firth'ün (1979) Birleşik Krallık için yapmış olduğu çalışmada iki değişken arasında pozitif ilişki görülmektedir²⁵. Enflasyon oranı ile hisse senedi getirisi arasındaki pozitif veya negatif ilişkinin ülkelere göre değişkenlik gösterdiğini savunan Gültekin'e (1983) göre yapılan analizlerin ülke bazında olması gerekmektedir²⁶. Bu doğrultuda 25 ülke²⁷ için yapmış olduğu çalışmada I/1947-IV/1979 dönemini incelemiştir. Verinin elde edilebilirliği açısından farklı dönemler için yapılan regresyon analizi sonuçlarına göre 25 ülkenin 18'inde iki değişken arasında negatif ilişki bulunmuş olup bunlardan istatistik olarak anlamlı olanları Almanya, İtalya, İsviçre ve Venezüella'ya ait sonuçlardır. İstatistik olarak anlamlı pozitif ilişkiler ise İsrail ve Birleşik Krallık'a aittir²⁸. Benzer şekilde Cohn ve Lessard'ın (1980) 1970-1979 dönemi için yapmış olduğu çalışmada, enflasyon oranı ile hisse senedi fiyatı arasındaki ilişkinin G7 ülkeleri²⁹ ve Hollanda'dan sadece Kanada'da pozitif olduğu bulunmuştur ve korelasyon katsayılarından Fransa, Almanya, Hollanda ve Birleşik Krallık'a ait olanlar istatistik olarak anlamlıdır³⁰. Görüldüğü üzere, enflasyon oranı ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişkinin yönü hakkında net bir kanıt bulunmamaktadır.

²³ Nai-Fu Chen, Richard Roll, Stephen A. Ross, "Economic Forces and the Stock Market", **The Journal of Business**, C:59, No:3, 1986, s.396-401 (383-403).

²⁴ Adel Al-Sharkas, "The Dynamic Relationship Between Macroeconomic Factors and the Jordanian Stock Market", **International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies**, C:1, No:1, 2004, s.108 (97-114).

²⁵ Michael Firth, "The Relationship Between Stock Market Returns and Rates of Inflation", **Journal of Finance**, C:34, No:3, 1979, s.743.

²⁶ Bülent N. Gültekin, "Stock Market Returns and Inflation: Evidence From Other Countries", **The Journal of Finance**, C:38, No:1, 1983, s.49 (49-65).

²⁷ Ülkeler için lütfen bakınız Gültekin, 1983, **a.g.e.**, s.52.

²⁸ Gültekin, 1983, **a.g.e.**, s.53-54.

²⁹ G7 ülkeleri Kanada, ABD, Birleşik Krallık, İtalya, Japonya, Fransa ve Almanya'dan oluşmaktadır.

³⁰ Richard A. Cohn, Donald R. Lessard, "The Effect of Inflation on Stock Prices: International Evidence", **The Journal of Finance**, C:36, No:2, 1980, s.279, (277-286).

Dolayısıyla iki değişken arasındaki ilişkinin kesinlikle negatif olması gerektiğini söylemeden önce gelişmiş ülkeler için yapılan çalışmaların yanında gelişmekte olan ülkeler için yapılanların da incelenmesi gerekmektedir. Ancak gelişmekte olan ülkeler için yapılanların sayısı oldukça azdır.

Gelişmekte olan ülkeler için yapılan sayılı çalışmalardan Adrangi ve Chatrath'ın (2002) 1/1986-7/1997 döneminde Latin Amerika'da Brezilya için yapmış oldukları araştırmada hisse senedi düzeltilmiş getirisi ile enflasyon oranı ve reel sektör büyüme hızı arasındaki ilişki incelenmiştir. Araştırmanın sonuçlarına göre düzeltilmiş getiri ile reel sektör arasında pozitif bir ilişki, reel sektör ile enflasyon oranı arasında negatif bir ilişki bulunmuştur. Dolayısıyla Fama'nın ileri sürdüğü dolaylı etkinin Brezilya ekonomisi ve hisse senedi piyasası için de geçerli olduğu söylenebilmektedir³¹.

Gelişmekte olan ülkelerden Türkiye'de ise hisse senedi getirisiyle enflasyon oranı arasındaki ilişkiyi inceleyen birçok çalışma yapılmıştır. İMKB üzerine Akkum ve Vuran'ın (2003) yaptığı çalışmada, 1999-2002 dönemi için İMKB30 endeksine süreklilik çerçevesinde dahil olan 20 firmanın aylık getirilerine etki eden faktörler En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile analiz edilmiştir. 20 firmanın sadece birinde iki değişken arasında negatif ilişki bulunmuştur³². Benzer şekilde Mutan ve Çanakçı (2007) 1/2000-4/2007 döneminde makroekonomik göstergelerden sanayi üretimi, para arzı ve enflasyonun aylık İMKB100 endeksi üzerindeki etkilerini araştırmışlardır. Geçmiş enflasyon oranı değerlerinin bugünkü hisse senedi getirisini olumsuz yönde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır³³. Kargı ve Terzi'nin (1999) çalışmasında ise enflasyon oranı, İMKB endeksi, faiz oranı ve SÜE arasındaki çift yönlü ilişkiler 1/1986-6/1996 dönemi için VAR (Vector Autoregression – Vektör Otoregresyon) yöntemiyle incelenmiştir. Enflasyonun İMKB endeksi değişmelerinin

³¹ Bahram Adrangi, Arjun Chatrath, Antonio Z. Sanvicente, "Inflation, Output, And Stock Prices: Evidence From Brazil", **The Journal of Applied Business Research**, C:18, No:1, 2002, s.67 (61-77).

³² Tülin Akkum, Bengü Vuran, **İSMMMO Mali Çözüm Dergisi** No:65, Ekim-Kasım-Aralık 2003 s.10 (2-14).

³³ Oya Can Mutan, Ekrem Çanakçı, "Makroekonomik Göstergelerin Hisse Senedi Piyasası Üzerindeki Etkileri", **Sermaye Piyasası Araştırma Raporu**, 2007, s.26-27.

%22.6'sını, İMKB endeksinin enflasyondaki değişmelerin %6.6 gibi küçük bir kısmını açıkladığı ve her iki değişkenin aynı yönde hareket ettiği bulunmuştur³⁴.

Yılmaz, Güngör ve Kaya'nın (2007) İMKB genel endeksi üzerine 1/1990-12/2003 dönemi için yapmış oldukları çalışmalarında tüketici fiyat endeksi (TÜFE), para arzı, faiz oranı, döviz kuru, dış ticaret dengesi ve SÜE göstergelerine yer verilmiştir. Enflasyon oranının bir göstergesi olan TÜFE ile genel endeks arasında yapılan EKK analizi sonucunda pozitif ilişki saptanmıştır³⁵.

Enflasyon oranı ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi EKK ile inceleyen çalışmalardan Albeni ve Demir'in (2005) İMKB fiyat endekslerinden mali endeks üzerine 1991-2000 dönemi için yapmış oldukları çalışmada, enflasyon oranı, kamu harcamaları, GSMH değişim oranı, özel ve kamu yatırım harcamaları, dolar ve mark kurları, hazine bonosu faiz oranları, uluslararası portföy yatırımları, M2 para arzı, özelleştirme, cumhuriyet altını ve iç borçlar olmak üzere birçok makroekonomik gösterge kullanılmıştır. Farklı dönemlerde İMKB için yapılan benzer çalışmalarda olduğu gibi³⁶ Albeni ve Demir'in (2005) çalışmasında da enflasyon oranının hisse senedi getirisi üzerindeki etkisi EKK analizi sonucunda istatistik olarak anlamlı bulunmamıştır³⁷.

Sonuç olarak gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerle Türkiye için yapılan çalışmalar incelendiğinde enflasyon oranı ve hisse senedi getirisi arasındaki ilişkinin genellikle ters yönde ilişkili olduğu³⁸, bunun yanında seçilen ülke ve döneme göre farklı yönde sonuçlar da elde edilebileceği görülmektedir.

³⁴ Nihal Kargı, Harun Terzi, "Türkiye'de İMKB, Enflasyon, Faiz Oranı ve Reel Sektör Arasındaki Nedensellik İlişkilerinin VAR Modeli ile Belirlenmesi", **F:Müdürlük Dergi**, 1999, s.7

³⁵ Ömer Yılmaz, Bener Güngör, Vedat Kaya, "Hisse Senedi Fiyatları ve Makroekonomik Değişkenler Arasındaki Eşbütünlük ve Nedensellik", **İMKB Dergisi**, C:9, No:34, 2007, s.9 (1-16).

³⁶ Saadet Kırbas Kasman, "Hisse Senedi Getirilerinin Oynaklığı ile Makroekonomik Değişkenlerin Oynaklığı Arasındaki İlişki", **İMKB Dergisi**, C:8, No:32, 1997, s.7 (1-10), M.Banu Durukan, "İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Makroekonomik Değişkenlerin Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi", **İMKB Dergisi**, C:3, No:11, 1999, s.30, 32-34, 36 (19-47).

³⁷ Albeni, Demir, 2005, **a.g.e.**, s.13-15.

³⁸ Ramin Cooper Maysami, Tiong Sim Koh, "A Vector Error Correction Model of the Singapore Stock Market", **International Review of Economics and Finance**, C:9, 2000, s.89 (79-96).

1.1.2 Ekonomik Faaliyetler: Gayri Safi Milli Hasıla (GSMH) ve Sanayi Üretim Endeksi (SÜE)

GSMH bir ülkede belli bir dönemde üretilen tamamlanmış mal ve hizmetlerin toplam değeriyle ülke vatandaşlarının yurt dışında kazandıkları gelirler toplamıdır ve ülkenin kalkınma düzeyininin gösteren önemli bir göstergesidir³⁹. GSMH’da gerçekleşen bir artış ülkede reel gelirin artmasını ve dolayısıyla da mal ve hizmetlere olan talebin artmasına neden olmaktadır⁴⁰. Ancak GSMH’daki artışın yanı sıra Sanayi Üretim Endeksi’nde (SÜE) bir artış olup olmadığı da oldukça önemlidir. SÜE, Türkiye İstatistik Kurumu’nun tanımına göre⁴¹,

“sanayi sektöründe meydana gelen gelişmelerin ve değişimlerin daha kısa sürede ölçülebilmesi ve takip edilebilmesi için seçilmiş önemli sanayi maddelerinin aylık üretimleriyle, dayanıklı tüketim mallarının aylık üretim ve satış bilgilerinin derlendiği bir hacim endeksidir ve üretim fiziksel çıktı ile ölçülmektedir. Endeks, madencilik sanayi, imalat sanayi, elektrik gaz ve su sektörlerindeki sanayi işyerlerinin ürettiği fiziksel çıktıdaki değişimi ölçmeyi amaçlamaktadır.”

Bir ülkede GSMH’daki artışla birlikte sanayi üretiminde de bir artış meydana geldiğinde firma satışları ve kârları artmaktadır. Firma satışları ve kârlarının artması ise hisse senedi getirisini olumlu etkilemektedir⁴². Dolayısıyla ekonomik faaliyetlerin ölçüsü olarak sadece GSMH’nın incelenmesi doğru sonuçlar vermeyecektir. Bu doğrultuda Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütü (Organization of Economic Cooperation and Development – OECD) ile Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası’nın (TCMB) birlikte yürütmüş olduğu Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi çalışmasında (Composite Leading Indicators) GSMH ve SÜE birlikte kullanılmaktadır⁴³. Ancak GSMH’nın üç aylık hesaplanmasından ötürü hisse senedi getirisini etkileyen makroekonomik faktörler üzerine Türkiye’de yapılan çalışmalarda, dönemsel uzunlukların aylık olarak belirlenenlerinin çoğunda, SÜE’nin kullanıldığı görülmektedir. Bu açıdan yapılan çalışmalar incelendiğinde pozitif ilişki

³⁹ Karan, **a.g.e.**, s.444, Albeni, Demir, 2005, **a.g.e.**, s.6., Parasız, **a.g.e.**, s.19.

⁴⁰ Albeni, Demir, 2005, **a.g.e.**, s.6.

⁴¹ “http://www.die.gov.tr/konular/a_sanayiuretim.htm” internet sitesinden aynen alınmıştır.

⁴² Karan, **a.g.e.**, s.444, Akkum, Vuran, 2003, **a.g.e.**, s.7,9, Albeni, Demir, 2005, **a.g.e.**, s.6., Durukan,1999, **a.g.e.**, s.26.; Chen, Roll, Ross, 1986, **a.g.e.**, s.388., Durukan, 1999, **a.g.e.**, s.26.

⁴³ <http://www.tcmb.gov.tr/yeni/evds/yayin/kitaplar/kitapcikistatistik>, s.5.

elde eden çalışmaların yanında negatif ilişki elde edilmiş çalışmalara da rastlanılmaktadır.

ABD’de Chen, Roll ve Ross’un (1986) yaptıkları çalışmada SÜE ile hisse senedi getirilerinin aynı yönlü ilişkili olduğu sonucuna varılmıştır⁴⁴. Al-Sharkas (2004) Ürdün için yaptığı çalışmada reel ekonominin bir göstergesi olarak kullandığı SÜE ile hisse senedi getirisi arasında pozitif bir ilişki bulmuştur⁴⁵. Reel ekonominin göstergesi olarak Kanada’da I/1958-IV/1983 dönemi için GSMH’nin kullanıldığı bir başka çalışmada da hisse senedi getirileriyle GSMH büyüme oranı arasında pozitif bir ilişki olduğu sonucuna varılmıştır⁴⁶. Literatürde dünya borsaları için yapılmış olan hisse senedi getirisiyle SÜE ya da GSMH arasında pozitif ilişki olduğunu bulgulayan çalışmaların⁴⁷ yanında herhangi bir ilişki olmadığını bulgulayan çalışmalar da yer almaktadır⁴⁸.

Ekonomik faaliyetlerle hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi İMKB için inceleyen çalışmalardan bazılarında istatistik olarak bir ilişki bulunmamıştır⁴⁹. Bazı kaynaklarda bu durum Türkiye’de reel sektör ile borsa arasında bir kopukluk olması ve borsanın ekonomide barometre işlevi görmemesi ile açıklanmaya çalışılmaktadır⁵⁰. Bazı çalışmalarda ise pozitif ilişki olduğu sonucuna varılmıştır. Karagöz ve Armutlu’nun (2007) Türkiye’de ekonomik büyüme ile hisse senedi piyasasının gelişimi arasındaki nedenselliği ölçmek için I/1988-IV/2006 döneminde İMKB100 endeksi ve Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) verilerini kullanarak

⁴⁴ Chen, Roll, Ross, 1986, **a.g.e.**, s.396-402.

⁴⁵ Al-Sharkas, 2004, **a.g.e.**, s.108.

⁴⁶ Cozier, Rahman, 1988, **a.g.e.**, s.767.

⁴⁷ Fama, 1981, **a.g.e.**; Eugene F. Fama, “Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity”, **The Journal of Finance**, C:45, No:4, 1990, (1089-1108); Evangelia Papapetrou, “Oil Price Shocks, Stock Market, Economic Activity and Employment in Greece”, **Energy Economics**, C:23, 2001, s.525 (511-532); Chung S. Kwon, Tai S. Shin, “Cointegration and Causality Between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns”, **Global Finance Journal**, C:10, No:1, 1999, s.76 (71-81).

⁴⁸ Flannery, Protopapadakis, 2002, **a.g.e.**, s.774.

⁴⁹ Albeni, Demir, 2005, **a.g.e.**, s.13-15; Yılmaz, Güngör, Kaya, 2007, **a.g.e.**, s.9., Akkum, Vuran, 2003, **a.g.e.**, s.10, Mutan, Çanakçı, 2007, **a.g.e.**, s.26, Durukan, 1999, **a.g.e.**, s.27, Kargı, Terzi, 1999, **a.g.e.**, s.4-5

⁵⁰ Kargı, Terzi, 1999, **a.g.e.**, s.5

yaptıkları Granger nedensellik analizinde ekonomik büyümenin hisse senedi piyasasının gelişmesinin nedeni olduğu bulunmuştur⁵¹.

1.1.3 Faiz Oranı

Literatürde yapılan çalışmalar incelendiğinde, hisse senedine olan talebi ve dolayısıyla getirisini etkileyen faktörler arasında, tahvil ve hazine bonusu gibi sabit getirili alternatif finansal yatırımların fiyatlarını belirleyen faiz oranları da yer almaktadır. Faiz oranları yükseldiğinde tahvilin getirisi yükselmekte ve tahvil fiyatları düşmektedir, faiz oranları düştüğünde ise tahvil fiyatları yükselmektedir⁵². Tahvil fiyatları düştüğünde daha yüksek getiri elde etme hedefinde olan yatırımcılar, tasarruflarını hisse senedi piyasasından tahvil piyasasına aktarmayı tercih etmektedirler. Böylelikle hisse senedi fiyatları düşmektedir⁵³.

Faiz oranlarının hisse senedi fiyatlarına olan etkisi alternatif finansal araçlara olan talep ile birlikte firma değeri kavramı üzerinden de açıklanmaktadır. Firma değeri gelecekte sağlanacak nakit akımlarının bugünkü değerine bağlı olduğundan faiz oranlarının yükselmesiyle nakit akımlarının bugünkü değeri düşmektedir. Sonuç olarak da faiz oranlarındaki artış firma değerini ve dolayısıyla da hisse senedi fiyatlarını düşürmektedir⁵⁴.

Dünya borsaları üzerine yapılan çalışmalarda pozitif ilişki⁵⁵ bulanlar ile negatif ilişki⁵⁶ bulan çalışmalara da rastlanılmaktadır. Maysami ve Koh'un (2000) çalışmalarında, Singapur için hisse senedi endeksiyle faiz oranı, döviz kuru, SÜE, enflasyon oranı, para arzı, ABD ve Japonya borsa endeksleri arasındaki ilişkiler 1/1988-1/1995 döneminde koentegrasyon analiziyle incelenmiştir. Kısa dönemli faiz

⁵¹ Kadir Karagöz, Recep Armutlu, "Hisse Senedi Piyasasının Gelişimi ve Ekonomik Büyüme", **8.Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi**, 2007, s.5 (1-7).

⁵² Richard A. Brealey, C. Steward, **Principles of Corporate Finance**, 7.bsk., McGraw Hill, 2003, s.153.

⁵³ Albeni, Demir, 2005, **a.g.e.**, s.7, Karşlı, **a.g.e.**, s.480, Karan, **a.g.e.**, s.447, Yılmaz, Güngör, Kaya, 2007, **a.g.e.**, s.4., Durukan, 1999, **a.g.e.**, s.27

⁵⁴ Albeni, Demir, 2005, **a.g.e.**, s.7, Karan, **a.g.e.**, s.447, Akkum, Vuran, 2003, **a.g.e.**, s.8, Durukan, 1999, **a.g.e.**, s.27.

⁵⁵ Al-Sharkas, 2004, **a.g.e.**, s.108.

⁵⁶ Papapetrou, 2001, **a.g.e.**, s.520.

oranı ile hisse senedi endeksi arasındaki ilişkinin pozitif, uzun dönemli faiz oranıyla hisse senedi arasındaki ilişkinin ise negatif olduğu sonucuna ulaşılmıştır⁵⁷.

Durukan (1999) İMKB için yaptığı çalışmada enflasyon, ekonomik aktivite, faiz oranı, döviz kuru ve para arzı gibi makroekonomik değişkenler ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi 1/1986-12/1998 dönemi için EKK yöntemi ile incelemiş, testler sonucu hisse senedi fiyat değişimlerini açıklamada en etkin değişkenlerin faiz oranı ve ekonomik aktivite değişkenleri olduğunu saptamış ve hisse senedi getirileriyle faiz oranı arasında negatif ilişki bulmuştur⁵⁸. Benzer şekilde İMKB için farklı dönemlerde farklı analiz yöntemleriyle yapılan çalışmalarda faiz oranıyla hisse senedi getirilerinin negatif ilişkili olduğu ortaya çıkarılmıştır⁵⁹. Ancak literatürde faiz oranı ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkinin beklendiği gibi (negatif) çıkmadığı çalışmalara da rastlanılmaktadır⁶⁰. Ayrıca çok güçlü bir ilişkinin olmadığı yönünde sonuçların elde edildiği çalışmalar da bulunmaktadır⁶¹.

Dolayısıyla faiz oranı ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişkinin yönü hakkında kesin bir bilgi bulunduğunu söylemek mümkün değildir. İlişkilerin incelendiği ülkenin diğer makroekonomik göstergelerindeki gelişmelerin ya da kullanılan faiz oranının uzun dönemli mi yoksa kısa dönemli mi olduğunun büyük önemi vardır.

1.1.4 Döviz Kuru

Nominal ve reel olmak üzere iki farklı tanımı olan döviz kuru bir ülkenin parasının yabancı paralar karşısındaki değerini göstermektedir⁶². Nominal döviz kuru iki ülke parasının görece fiyatı iken, reel döviz kuru her iki ülke enflasyonundan arındırılmış görece fiyattır ve bir ölçüde yerel paranın satın alma gücünü belirlemektedir⁶³. Nominal döviz kuru arttıkça yerel para yabancı para karşısında

⁵⁷ Maysami, Koh, 2000, **a.g.e.**, s.89.

⁵⁸ Durukan, 1999, **a.g.e.**, s.38.

⁵⁹ Albeni, Demir, 2005, **a.g.e.**, s.14, Yılmaz, Güngör, Kaya, 2007, **a.g.e.**, s.9.

⁶⁰ Akkum, Vuran, 2003, **a.g.e.**, s.10.

⁶¹ Kargı, Terzi, 1999, **a.g.e.**, s.7-8

⁶² Karan, **a.g.e.**, s.448'den aynen alınmıştır.

⁶³ Parasız, **a.g.e.**, s.470, Dornbush, Helmers, kitap, 1990, s.12.

değer kaybetmekte, döviz kuru azaldıkça da değer kazanmaktadır. Özellikle 2001 sonrasında geçilen dalgalı kur rejimiyle şirket kazançlarının, firma değerinin ve hisse senedi getirilerinin paranın değerindeki dalgalanmalardan etkilendiği bilinen bir gerçektir. Döviz kurunun genel olarak tüm firmaları etkilediği ancak yurtdışıyla iş yapan firmaları daha çok etkilediği bilinmektedir⁶⁴. Bu açıdan hisse senedi fiyatı veya getirisi üzerine yapılan çoğu çalışmada döviz kuru değişkeninin yaygın olarak kullanıldığı görülmektedir⁶⁵.

Döviz kuru ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişki faaliyet etkisi, işlem etkisi ve çeviri-muhasebe etkisi başlıkları olmak üzere üç ana başlık altında incelenmektedir⁶⁶. Faaliyet etkisi, döviz kurundaki değişmelerin firmaların gelir ve giderlerini değiştirerek net bugünkü değerlerindeki değişimiyle tanımlanmaktadır. İşlem etkisi, vadesi döviz kuru değişmeden önce gelen ve ödemesi döviz kuru değiştikten sonra gerçekleşen finansal yükümlülüklerin değerinde meydana gelen değişimleri ifade etmektedir. Çeviri-muhasebe etkisi ise yabancı para birimince hazırlanan mali tabloların döviz kuru değiştikten sonra yerel para birimine aktarılması sırasında döviz kuru dönüşümüyle ortaya çıkan kazanç veya kayıpların şirket üzerinde yaptığı etki olarak tanımlanmaktadır⁶⁷. Döviz kurunun artmasıyla, bir başka deyişle yerli paranın değer kaybetmesiyle birlikte ihracata yönelik firmaların rekabet gücü artacağından bu tip firmalar dövizin yükselmesinden yararlanmaktadırlar⁶⁸. Hammaddelerin temini açısından ithalata bağımlı firmalarda ise durum tersine işlemektedir⁶⁹.

Ayrıca gelişmekte olan ülkelerde döviz, yatırımcılar tarafından hisse senedine alternatif bir yatırım aracı olarak görüldüğünden⁷⁰ döviz kurları arttıkça yatırımcılar tasarruflarını dövize yatırmayı tercih edecek, hisse senedine olan talep azalacak ve

⁶⁴ Yıldırım B. Önal, Murat Doğanlar, Serpil Canbaş, “Döviz Kuru Riskinin Özel Türk Bankalarının Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisinin Araştırılması”, **İMKB Dergisi**, C:6, No:22, 2002, s.17 (17-33).

⁶⁵ Yılmaz, Güngör, Kaya, 2005, **a.g.e.**, s.5.

⁶⁶ Önal, Doğanlar, Canbaş, 2002, **a.g.e.**, s.18

⁶⁷ **A.e.**, s.20.

⁶⁸ Alpaslan Akçoraoğlu, Funda Yurdakul, “Global Faktörler ve Hisse Senedi Getirileri: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’na İlişkin Ampirik Kanıtlar”, **İMKB Dergisi**, C:6, No:21, 2002, s.4 (1-20), Önal, Doğanlar, Canbaş, 2002, **a.g.e.**, s.22

⁶⁹ **A.e.**, s.22, Özçiçek, Ömer, “Türkiye’de Döviz Kuru Getirisi ve Hisse Senedi Endeks Getirileri Oynaklıkları Arası Simetrik ve Asimetrik İlişki”, **İMKB Dergisi**, C:10, No:37, 2006, s.1-2 (1-11).

⁷⁰ Durukan, 1999, **a.g.e.**, s.28.

dolayısıyla da hisse senedi fiyatları düşecektir. Diğer yandan döviz kuru yükseldikçe yerli para değer kaybedeceğinden hisse senedi düzeltilmiş getirileri azalacaktır⁷¹. Bu açıdan bakıldığında hisse senedi getirileriyle döviz kuru arasında ters yönlü bir ilişki olduğu söylenebilirken⁷², yapılan çalışmalarda da görüldüğü gibi döviz kurunun hisse senedi getirisi üzerinde etkisinin ne yönde olduğu firmaların döviz kuru riskine nasıl maruz kaldıklarına göre değişmektedir⁷³.

Dünya borsalarından Hong Kong, Malezya, Singapur, Tayland ve Filipinler borsaları için 1/1980-12/1998 döneminde (bazı ülkeler için değişen zaman dilimlerinde olmak üzere) yapılan bir çalışmada reel döviz kuru ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişkinin pozitif yönde olduğu bulunmuştur⁷⁴. Ancak Asya ülkelerinde Kore hisse senedi piyasası için Kwon ve Shin (1999) tam tersi sonuçlara ulaşmışlardır. Yapılan koentegrasyon analizi sonuçlarına göre 1/1980-12/1992 döneminde döviz kuru ile hisse senedi getirisi arasında negatif ilişki olduğu belirtilmektedir⁷⁵.

Dizdarlar ve Derindere'nin (2008) İMKB100 endeksine etki eden makroekonomik faktörlere yer verdikleri çalışmalarında, cari işlemler dengesi, para arzı, SÜE ve döviz kuru gibi birçok gösterge 1/2002-12/2007, 1/2003-12/2007, 1/2004-12/2007 ve 1/2005-12/2007 dönemleri için EKK ile incelenmiştir. 1/2003-12/2007, 1/2004-12/2007 ve 1/2005-12/2007 dönemleri için döviz kurunun İMKB100 endeksiyle negatif ilişkili olduğu görülmektedir. Negatif ilişki bulan çalışmaların⁷⁶ yanında pozitif ilişki bulan çalışmalara da rastlanmaktadır⁷⁷. Akçoraoğlu ve Yurdakul (2002), döviz kuru, cari işlemler dengesi, uluslararası sermaye akımları ve ABD borsası hisse senedi endeksinin düzeydeki değerleriyle gecikmeli değerlerini birlikte modelledikleri çalışmalarında döviz kurunun gecikmeli

⁷¹ Albeni, Demir, 2005, **a.g.e.**, s.6., Akkum, Vuran, 2003, **a.g.e.**, s.8.

⁷² Akçoraoğlu, Yurdakul, 2002, **a.g.e.**, s.4

⁷³ Murat Atan, Derviş Boztosun, Murad Kayacan, "Arbitraj Fiyatlama Modeli Yaklaşımının İMKB'de Test Edilmesi", **9.Ulusal Finans Sempozyumu "Stratejik Finans"**, 2005, s.13.

⁷⁴ Kate Phylaktis, Fabiola Ravazzolo, "Stock Prices and Exchange Rate Dynamics", **Journal of International Money and Finance**, C:24, 2005, s.1039 (1031-1053).

⁷⁵ Kwon, Shin, 1999, **a.g.e.**, s.76.

⁷⁶ Albeni, Demir, 2005, **a.g.e.**, s.14., Akkum, Vuran, 2003, **a.g.e.**, s.10.

⁷⁷ Yılmaz, Güngör, Kaya, 2005, **a.g.e.**, s.6-8.

değerlerinin hisse senedi getirileri üzerinde pozitif yönlü bir etkiye, düzeydeki değerlerinin ise negatif etkiye sahip olduğunu bulmuşlardır⁷⁸.

Literatürde döviz kuru ile hisse senedi değişkenleri arasında iki yönlü nedensellik ilişkisinin olup olmadığını Granger nedensellik testiyle araştıran Özçiçek (2006), hisse senedi oynaklığının (volatility) döviz kuru oynaklığını, ters yönlü ilişkiye kıyasla daha fazla etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca bu çalışmada borsa endeksinin azaldığı durumdaki etkinin arttığı duruma göre daha kuvvetli olduğu sonucuna varılmıştır⁷⁹.

Literatürde döviz kuru ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalardan görüldüğü üzere iki değişken arasındaki ilişki genellikle analizin yapıldığı ülke ekonomisinin yapısına ve/veya dönemine bağlıdır. Bu açıdan döviz kuru ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişkinin hangi yönde olacağını net bir şekilde söylemek mümkün değildir.

1.1.5 Para Arzı

Genel olarak para; mallar, hizmetler, aktifler ve borç ödemeleri için ekonominin birimlerinde kabul görmüş bir değişim aracı olarak kullanılan tüm araçlar olarak tanımlanmaktadır. Para arzı ise dolaşımdaki para miktarıdır. Ekonomik çalışmalar incelendiğinde para arzının M1, M2 ve M3 olmak üzere üç farklı şekilde ölçüldüğü görülmektedir. TCMB’ce M1, dolaşımdaki nakit para, vadesiz tasarruf mevduatı, vadesiz ticari mevduat, vadesiz mevduat sertifikası, Merkez Bankası’ndaki vadesiz mevduat ve diğer mevduatlardan oluşmaktadır. M1 para tanımına vadeli mevduatlar eklendiğinde M2 para tanımına, M2 para tanımına da repodaki mevduatlar ile para piyasası fonları eklendiğinde M3 para tanımına ulaşılmaktadır⁸⁰.

Bu üç farklı şekilde ölçülen para arzının hangi düzeyde olduğunun bilinmesi hisse senedi fiyatı veya getirisi üzerindeki etkisinin anlaşılmasında önemli bir

⁷⁸ Akçoraoğlu, Yurdakul, 2002, **a.g.e.**, s.14-15.

⁷⁹ Özçiçek, 2006, **a.g.e.**, s.6.

⁸⁰ Parasız, **a.g.e.**, s.128; <http://www.tcmb.gov.tr/basin/3.1>

unsurdur⁸¹. Hisse senedi fiyatı ile para arzı arasındaki ilişkiler farklı şekillerde açıklanmaktadır. Bunlardan en önemlileri para arzı artışının ekonominin en temel iki göstergesi olan enflasyon ve faiz oranı üzerinde yaratacağı etki aracılığıyla hisse senedi fiyatını dolaylı olarak etkilemesidir⁸². Para arzının çok yüksek olması enflasyonu ve faiz oranlarını arttıracaktır. Ayrıca para arzı artışı, firmaların satışlarında ve kârlarında artışa ve ekonomik büyümede hızlanmaya neden olabilmektedir⁸³. Kârlardaki artış ve ekonomideki iyileşme ise yatırımcıların hisse senedine olan taleplerini arttıracak ve hisse senedi fiyatları artacaktır⁸⁴. Son olarak para arzındaki artışla birlikte, herhangi bir getiri elde etmeden elinde para bulduranların yatırımlarını finansal piyasalara kaydıracakları ileri sürülmektedir⁸⁵. Bu da talep ve fiyat artışına yol açacaktır.

Literatürde para arzı ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişkinin pozitif olduğu kabul görmüştür⁸⁶. Ancak yapılan çalışmalar incelendiğinde farklı bulgular elde edilmiş çalışmalara da rastlanmaktadır. G7 ülkeleri ile Hollanda için 3/1960-4/1994 arasında ülkelere göre değişen zaman dilimlerinde Lastrapes'in (1998) yapmış olduğu VAR analizi sonuçlarından hisse senedi fiyatlarının para arzında meydana gelebilecek ani şoklara çok bağımlı olduğu ve hisse senedi fiyatlarının para arzında meydana gelen artış karşısında arttığı anlaşılmaktadır⁸⁷. Dünya borsalarından Ürdün borsası için Al-Sharkas'ın (2004) yaptığı çalışmada para arzı ile hisse senedi getirisi arasında uzun dönemde pozitif bir ilişki olduğu bulunmuştur⁸⁸. Para arzı ile hisse senedi piyasası arasında pozitif ilişki olduğunu söyleyen bu çalışmalara rağmen literatürde negatif ilişki olduğunu bulan çalışmalara da rastlanılmaktadır. Kwon ve

⁸¹ Parasız, **a.g.e.**, s.127.

⁸² Yin-Wong Cheung, Lilian K. Ng, "International Evidence on the Stock Market and Aggregate Economic Activity", **Journal of Empirical Finance**, C:5, 1998, s.283 (281-296).

⁸³ Durukan, 1999, **a.g.e.**, s.27., Albeni, Demir, 2005, **a.g.e.**, s.8., Maysami, Koh, 2000, **a.g.e.**, s.90

⁸⁴ Albeni, Demir, 2005, **a.g.e.**, s.9

⁸⁵ Cheung, Ng, 1998, **a.g.e.**, s.283., Albeni, Demir, 2005, **a.g.e.**, s.9., W.D. Lastrapes, "International Evidence on Equity Prices, Interest Rates and Money", **Journal of International Money and Finance**, C:17, 1998, s.377 (377-406)

⁸⁶ Shiu-Sheng Chen, "Does Monetary Policy Have Asymmetric Effects on Stock Returns", **Journal of Money, Credit and Banking**, C:39, No:2-3, 2007, s.669 (667-688)

⁸⁷ Lastrapes, 1998, **a.g.e.**, s.394.

⁸⁸ Al-Sharkas, 2004, **a.g.e.**, s.108.

Shin (1999) geliřmekte olan piyasalardan Kore için para arzı ve hisse senedi endeksi arasında negatif iliřki olduđunu ileri sürmektedirler⁸⁹.

Kasman (2004) hisse senedi getirisindeki oynaklık ile para arzı, enflasyon oranı, döviz kuru, SÜE ve petrol fiyatları makroekonomik deđiřkenleri arasındaki oynaklıđı 1/1986-12/2003 dönemi için çift yönlü arařtırmıřtır. Hisse senedi oynaklıđını açıklamada sadece para arzının anlamlı ve pozitif yönde etkili olduđunu bulmuřtur⁹⁰.

Her ne kadar literatürde iki deđiřken arasındaki iliřkinin farklı olabileceđi görölse bile pozitif iliřki olduđunu ortaya koyan çalıřmaların⁹¹ sayısı oldukça fazladır.

1.1.6 Petrol Fiyatları

Hisse senedi fiyatı veya getirisini etkileyen temel makroekonomik faktörlerin yanında dünya ekonomisinde önemli bir faktör olan petrol fiyatlarının etkisi de çeřitli arařtırmalara konu olmuřtur. Bu çalıřmalarda, petrol fiyatlarının firma beklenen kazançlarını etkileyerek hisse senedi getiri veya fiyatlarıyla iliřkili olduđu öne sürölmektedir⁹². Bazı arařtırmacılara göre ise petrol fiyatlarının üretim maliyeti, firma kârları, enflasyon oranı, para arzı ve faiz oranı gibi deđiřkenler üzerinde yaratacađı etkiler sayesinde hisse senedi getirileri üzerindeki etkisinin dolaylı olacađı öngörölmektedir⁹³. Ayrıca, petrol fiyatlarının makroekonominin arz ve talebinde yaratacađı etkilerin çeřitli sektörler için farklı olacađını ileri süren arařtırmacılar da bulunmaktadır. Talep yönünden incelendiđinde petrol fiyatlarındaki artışın

⁸⁹ Kwon, Shin, 1999, **a.g.e.**, s.76.

⁹⁰ Kasman, 2004, **a.g.e.**, s.7.

⁹¹ Yılmaz, Güngör, Kaya, 2007, **a.g.e.**, s.9.; Cheung, Ng, 1998, **a.g.e.**, s.283; G. Mandelker, K. Tandon, "Common Stock Returns, Real Activity, Money, and Inflation: Some International Evidence", **Journal of International Money and Finance**, C:4, 1985, (267–286), M. Aspren, "Stock Prices, Asset Portfolios and Macroeconomic Variables in Ten European Countries", **Journal of Banking and Finance**, C:13, 1989, (589-612); Alex D. Patelis, "Stock Return Predictability and The Role of Monetary Policy", **The Journal of Finance**, C:52, No:5, 1997, s.1954 (1951-1972).

⁹² Donald W. Jones, Paul N. Leiby, Inja K. Paik, "Oil Price Shocks and The Macroeconomy: What Has Been Learned Since 1996?", **Energy Journal**, C:25, 2004, 1-32.

⁹³ Nicholas Apergis, Stephen M. Miller, "Do Structural Oil-Market Shocks Affect Stock Prices", **Energy Economics**, C:31, No:4, 2009, s.574 (569-575)

enflasyonist bir etki yaratacağı veya tüketim ve/veya yatırım miktarlarını azaltacağı belirtilmektedir. Arz yönünden incelendiğinde ise bazı sektörlerde üretim için önemli bir girdi olarak görülen petrol fiyatlarındaki artışın, üretim maliyetlerini arttıracacağı, bunun sonucunda da çeşitli sektörlerde üretimin daralacağı ve işsizliğin artacağı iddia edilmektedir⁹⁴.

Petrol fiyatları ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmaların sayısı gün geçtikçe artmaktadır⁹⁵. Geçmişte yapılan çalışmaların çoğu gelişmiş ülke ekonomileri için bazı çıkarsamalar yapılmasına olanak sağlamaktadır. Ancak özellikle 2002'den sonra petrol fiyatlarında görülen hızlı artış ile birlikte, 2007 Kasım ayında Brent ham petrolünün varil fiyatının 90\$'ın üzerine çıkmasıyla, petrol fiyatları ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişki gelişmekte olan ülke ekonomileri için de fazlaca incelenmeye başlanmıştır. Diğer makroekonomik değişkenlerin etkisinin bir arada ele alındığı modeller geliştirilmiş ve petrol fiyatlarıyla hisse senedi getirileri arasındaki kısa dönemli etkileşimler açıklanmaya çalışılmıştır.

Jones ve Kaul (1996) uluslararası hisse senedi piyasalarının petrol fiyatlarındaki değişime verdikleri tepkinin, şimdiki ve gelecekteki reel nakit akımlarıyla ve/veya beklenen getirilerdeki değişimle açıklanıp açıklanamayacağını ABD, Kanada, Birleşik Krallık ve Japonya olmak üzere gelişmiş ülkeler için araştırmışlardır. Savaş sonrası dönemde ABD ve Kanada için hisse senedi getirileriyle petrol fiyatlarındaki şoklar arasındaki ilişkinin tamamen petrol fiyatlarının reel nakit akımları üzerindeki etkisinden kaynaklandığını belirtmişlerdir⁹⁶.

Apergis ve Miller (2009) G7 ülkeleri ve Avustralya için 1/1981-12/2007 döneminde petrol fiyatları ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi her bir ülke için ayrı ayrı VAR analiziyle incelemişlerdir. Bu çalışmada petrol piyasasında

⁹⁴ Rong-Gang Cong, v.d., "Relationships Between Oil Price Shocks and Stock Market: An Empirical Analysis From China", **Energy Policy**, C:36, 2008, s.3545 (3544-3553).

⁹⁵ Ebru Demirci, Şebnem Er, "Ham Petrol Fiyatlarının Türkiye'deki Cari Açığa Etkisinin İncelenmesi", **8.Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi**, 2007, Papapetrou, 2001, **a.g.e.**, s.512., Cong, v.d., 2008, **a.g.e.**, s.3545.

⁹⁶ Charles M. Jones, Gautam Kaul, "Oil and The Stock Markets", **The Journal of Finance**, C:51, No:2, 1996, s.463-491.

meydana gelen bir şokun hisse senedi değişkenliğini %17 gibi bir oranla en fazla İtalya'da açıkladığı, diğer ülkeler içinse %8 ile %12 arasında değişen bir oranda açıkladığı görülmektedir. Özellikle Kanada ve Avustralya için petrol fiyatının etkisinin oldukça az olduğuna dikkat çekilmektedir⁹⁷. Ancak elde edilen sonuçlar yorumlanırken, bu çalışmada sadece petrol fiyatıyla hisse senedi getirileri arasındaki ilişkilerin incelendiği de göz ardı edilmemelidir.

Dünya piyasalarında Japonya'dan sonra ikinci en büyük petrol tüketicisi ülke olan Çin üzerine Cong ve diğerlerinin (2008) yapmış oldukları VAR analizinde, sektörel bazda reel hisse senedi getirileri üzerinde dünyada oluşan reel petrol fiyatlarının etkileri, kısa dönemli faiz oranları, TÜFE ve sanayi üretimi ile birlikte modellenmiştir. 1/1996-12/2007 dönemi için dolar cinsinden nominal petrol fiyatlarıyla ve ayrıca döviz kuru ile düzeltilmiş reel petrol fiyatlarıyla iki farklı VAR analizi uygulanmıştır. Reel petrol fiyatlarının reel hisse senedi getirileri üzerinde istatistik olarak daha anlamlı ve negatif bir etki yarattığı ve bu etkinin madencilik ve imalat sanayi endekslerinde daha fazla olduğu sonucuna ulaşılmıştır⁹⁸.

1/1989-6/1999 döneminde petrole bağımlılığı oldukça fazla olan Yunanistan gibi bir ülke için Papapetrou'nun (2001) hisse senedi piyasası üzerine yapmış olduğu çalışmada, reel petrol fiyatları, faiz oranları, sanayi üretimi, istihdam düzeyi ve reel hisse senedi getirisi değişkenleri arasındaki ilişkiler VAR analizi ile incelenmiştir⁹⁹. Analiz sonuçlarına göre, petrol fiyatlarında meydana gelen bir şok hisse senedi getirisi üzerinde 4 ay kadar süren negatif bir etki yaratmaktadır¹⁰⁰.

Türkiye'de ise Kasman (2004) tarafından yapılan ARCH-GARCH analizi sonucunda 1/1986-12/2003 döneminde hisse senedi piyasasındaki oynaklığı açıklamada petrol fiyatları oynaklığının istatistik olarak bir etkisinin olmadığı bulunmuştur¹⁰¹.

Dolayısıyla yapılan çalışmalar incelendiğinde petrol fiyatlarının hisse senedi getirileri üzerinde yaratacağı etkilerin diğer değişkenlerle birlikte çoğunlukla negatif

⁹⁷ Apergis, Miller, 2009, **a.g.e.**, s.12-16.

⁹⁸ Cong, v.d., 2008, **a.g.e.**, s.3549-3552

⁹⁹ Papapetrou, 2001, **a.g.e.**, s.515.

¹⁰⁰ **A.e.**, s.525.

¹⁰¹ Kasman, 2004, **a.g.e.**, s.7-8.

olduğu¹⁰² ancak sektörel bazda incelendiğinde ise sektörel hisse senedi endekslerinden bazılarında etkilerin anlamlı olamayabileceği sonuçlarını çıkarmak mümkündür.

1.1.7 Dünya Borsalarındaki Gelişmeler

1980'lerden sonra özellikle gelişmiş ülkelerde sermaye piyasaları üzerindeki kısıtlamaların ve uluslararası yatırımın önündeki engellerin kaldırılmasıyla bir başka deyişle küreselleşmenin hızlanmasıyla birlikte finansal hareketler serbestleşmiş, hisse senedi piyasaları da uluslararası özellik taşımaya başlamıştır. Bunun doğal sonucu olarak da gelişmiş ekonomilerdeki yatırımcılar gelişen finans piyasalarındaki yatırımlarını arttırmaya başlamışlardır. Dolayısıyla dünya hisse senedi piyasaları arasındaki bağımlılık birçok çalışmaya konu olmuştur. Bu çalışmalarda çoğunlukla kısa dönemli dinamik ilişkilerin incelendiği VAR analizi ve uzun dönemli ilişkilerin incelendiği koentegrasyon analizinin kullanıldığı görülmektedir.

G7 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkilerin 1/1975-12/2004 dönemi için incelendiği Kizys ve Pierdzioch'un (2009) çalışmalarında ABD ve Birleşik Krallık hisse senedi piyasalarının birbirlerine bağımlılık derecesinin oldukça yüksek olduğu bulunmuştur¹⁰³. Almanya, ABD, Japonya ve Birleşik Krallık için yapılan benzer bir çalışmada 1/1973-12/2007 dönemi incelenmiş ve dalgacık dönüşümü analiziyle (wavelet transform analysis) yatırımların uluslararası piyasalarda dağılımının uzun dönemden çok kısa dönemde daha etkili olduğu sonucuna varılmıştır¹⁰⁴. Bu da uluslararası finans piyasalarının birbirleriyle etkileşim içinde olduğunu göstermektedir.

Avrupa Birliği'ne üye ülkelerden Belçika, İngiltere, Danimarka, Fransa, Almanya, İtalya, Hollanda ve İspanya borsaları için 1/1/1988-31/12/1994 döneminde

¹⁰² Cheung, Ng, 1998, **a.g.e.**, s.286.

¹⁰³ Renatas Kizys, Christian Pierdzioch, "Changes in the International Comovement of Stock Returns and Asymmetric Macroeconomic Shocks", **Int. Fin. Markets, Inst. And Money**, C:19, 2009, s.293-303(289-305)

¹⁰⁴ Antonio Rua, Luis C. Nunes, "International Comovement of Stock Market Returns: A Wavelet Analysis", **Journal of Empirical Finance**, C:16, No:4, 2009, s.637-639 (632-639)

ülkelerin günlük hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiler Granger nedensellik ve VAR analiziyle incelenmiştir. Granger nedensellik analizine göre tüm ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Buna rağmen Almanya ve Danimarka'nın diğer Avrupa Birliği piyasalarından hiçbirinin Granger nedeni olmadığı sonucuna ulaşılmıştır¹⁰⁵. VAR analizine göre de İngiltere hisse senedi piyasasının diğer Avrupa Birliği ülkelerinin piyasalarından etkilenmediği ancak araştırmaya konu olan diğer Avrupa Birliği ülkeleri piyasalarının İngiltere piyasasından büyük ölçüde etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır¹⁰⁶. Ayrıca araştırmacılar tarafından Avrupa Birliği'nin büyük hisse senedi piyasalarının birbirlerine bağımlılık düzeyinin küçük olanlara kıyasla daha fazla olduğu ifade edilmektedir¹⁰⁷.

Jang ve Sul'un (2002) 10/1996-9/2000 dönemi için Asya hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimi araştırdıkları çalışmalarında Temmuz 1997'de Asya finans piyasalarındaki çöküş de modellenmiştir. İncelenen Asya ülkelerinin finans piyasalarında krizden önce herhangi bir etkileşimin olmadığı, fakat krizle birlikte etkileşimin oldukça güçlendiği ve özellikle coğrafi olarak birbirine yakın olan, ekonomik olarak birbirine bağımlı ülkeler için bu etkileşimin çok fazla olduğu bulunmuştur. Krizden sonra bile bu etkileşimlerin devam ettiği sonucuna ulaşılmıştır¹⁰⁸.

G7 ülkelerinin borsalarının İMKB üzerine etkilerini 4/1/1988-31/12/2004 dönemi için yapısal VAR ile araştıran Ceylan (2004), çalışmasında yer alan endekslerin tamamının İMKB100 üzerinde aynı yönde ve istatistik olarak anlamlı etkileri olduğunu bulmuştur¹⁰⁹. Ayrıca yazarın bir başka çalışmasında da borsalar arasındaki koentegrasyonun 11 Eylül 2001 saldırısından sonra arttığı ifade edilmektedir¹¹⁰. Akçoraoğlu ve Yurdakul'un (2002) küresel faktörlerin İMKB hisse senedi getirileri üzerindeki etkisinin araştırıldığı çalışmalarına göre, 1/1987-1/2001

¹⁰⁵ Joseph Friedman, Yochanan Shachmurove, "Co-Movements of Major European Stock Markets: A Vector Autoregression Analysis", **Global Finance Journal**, C:8, No:2, 1997, s.260-261 (257-277).

¹⁰⁶ **A.e.**, s.263.

¹⁰⁷ **A.e.**, s.274.

¹⁰⁸ Hoyoon Jang, Wonsik Sul, "The Asian Financial Crisis and the Co-Movement of Asian Stock Markets", **Journal of Asian Economics**, C:13, 2002, s.100-103 (94-104).

¹⁰⁹ Nildağ Başak Ceylan, "G-7 Ülkelerinin Borsalarının İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerindeki Etkileri", **İMKB Dergisi**, C:8, No:32, 2004, s.41-44 (37-55).

¹¹⁰ Nildağ Başak Ceylan, Burak Doğan, "Comovements of Stock Markets Among Selected OIC Countries", **Journal of Economic Cooperation**, C:25, No:3, 2004, s.47-62.

dönemi için ABD hisse senedi fiyat endeksinin gecikmeli değerleri İMKB hisse senedi getirisi üzerinde anlamlı ve pozitif bir etkiye sahiptir¹¹¹.

İMKB ile ABD, Kanada, İngiltere, Almanya, Japonya, Arjantin, Meksika, Şili, Yunanistan, Güney Kore, Tayland ve Filipinler borsaları arasındaki koentegrasyon ilişkilerini 1/1986-6/1997 dönemi boyunca inceleyen Malatyalı (1998), İMKB'nin sadece İngiltere, Meksika ve Filipinler borsaları ile pozitif yönlü ve istatistik olarak anlamlı ilişkilere sahip olduğu sonucuna varmıştır¹¹².

Hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülke ekonomileri için yapılan çalışmalardan görüldüğü üzere¹¹³ küreselleşmenin artmasıyla birlikte sermaye piyasaları arasındaki etkileşimler artmış ve bir ülke borsasındaki dalgalanmalar diğer ülkelere yansır hale gelmiştir. Bu açıdan hisse senedi getirisini açıklamada dünya borsalarının payı da artmıştır.

1.1.8 Diğer Makroekonomik Göstergeler

Hisse senedi getirisini etkileyen faktörlerin incelendiği çalışmalarda literatürde yer alan temel makroekonomik göstergelerin yanında dış ticaret dengesi, altın fiyatları, özel ve kamu yatırım harcamaları, iç borçlar gibi birçok değişkenin de ele alındığı görülmektedir. Ancak bu değişkenlerin kullanıldığı çalışmaların sayısı diğer temel makroekonomik değişkenlerin ele alındığı çalışmalara kıyasla oldukça azdır. Bu değişkenlerle hisse senedi getirisi veya fiyatı arasındaki ilişkiler ise incelenen çalışmalarda birbirinden farklı olabilmektedir. Örneğin Atan, Boztosun ve Kayacan'ın (2005) çalışmasında cumhuriyet altını ile çeşitli firmaların hisse senedi getirisi arasındaki ilişki net değildir. Bazı firmalar için pozitif bazı firmalar için negatif ilişki gözlenmişken bazıları için anlamlı bir ilişki bulunamamıştır¹¹⁴. Albeni

¹¹¹ Yurdakul Akçoraoğlu, 2002, **a.g.e.**, s.14-15.

¹¹² N.Kamuran Malatyalı, "Secilmiş Borsa Endeks Getirileri Arasındaki Koentegrasyon İlişkileri Üzerine Bir Araştırma, **İMKB Dergisi**, C:2, No:7-8, 1998, s. 8-9, 11 (23-34).

¹¹³ Yin-Wong Cheung, Kon S. Lai, "Macroeconomic Determinants of Long-Term Stock Market Comovements Among Major EMS Countries", **Applied Financial Economics**, C:9, 1999, s.73-85.

¹¹⁴ Atan, Boztosun, Kayacan, 2005, **a.g.e.**

ve Demir'in (2005) çalışmasında ise mali endeks ile cumhuriyet altını fiyatı arasında pozitif ilişki bulunmuştur.

Dış ticaret dengesiyle hisse senedi getirisi arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmalara literatürde daha az rastlanılmaktadır. Ancak dış ticaret dengesi göstergesinin ekonominin dışı açıklığı ile ilgili olması ve diğer makroekonomik değişkenlerle dolaylı olarak etkileşimde olması sebebiyle bazı çalışmalarda kullanıldığı da görülmektedir¹¹⁵.

Cari işlemler dengesi ile hisse senedi getirisi arasında negatif ilişki bulunmuştur¹¹⁶.

1.2 Hisse Senedi Getirisini Etkileyen Mikro Ekonomik Faktörler

Bir önceki bölümde hisse senedi getirisini belirlemeye yönelik geliştirilen yaklaşımlardan temel analiz çerçevesinde makro ekonomik göstergelerin neler olduğu incelenmiştir. Bu bölümde ise temel analizin aşamalarından olan firma analizi kapsamında hisse senedi getirisini etkileyen oranların neler olduğu araştırılacaktır. Firma analizi, genellikle firmaların finansal performanslarını gösteren bilanço ve gelir olmak üzere temel finansal tablolarından elde edilen oranlar aracılığıyla yapılmaktadır. Finansal oranlar borsa performans oranları, mali bünye ile ilgili oranlar, kârlılık oranları, likidite oranları ve faaliyet oranları olmak üzere beş ana başlık altında toplanmaktadır¹¹⁷. Tezin sonraki alt bölümlerinde hisse senedi

¹¹⁵ Yılmaz, Güngör, Kaya, 2005, **a.g.e.**, s.6.

¹¹⁶ Akçoraoğlu, Yurdakul, 2002, **a.g.e.**, s.14.

¹¹⁷ Eugene F. Fama, Kenneth R. French, "The Cross-Section of Expected Stock Returns", **The Journal of Finance**, C:4, No: 2, 1992, s.427-449 (427-465); Louis K.C. Chan, Yasushi Hamao, Josef Lakonishok, "Fundamentals and Stock Returns in Japan", **The Journal of Finance**, C:46, No:5, 1991, s.1739-1743 (1739-1764); Monika Witkowska, "Fundamentals and Stock Returns on the Warsaw Stock Exchange. The Application of Panel Data Models", **Warsaw Sch. Of Economics Ins. Of Econometrics, Department of Applied Econometrics Working Papers**, No:4-06, 2006, s.1-4 (1-11); Kürşat Yalçın, Murat Atan, Derviş Boztosun, "Finansal Oranlarla Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki", **MUFAD Dergisi**, 2005, s. 2; Kalaycı, Karataş, 2005, **a.g.e.**, s.3; Karan, **a.g.e.**, s.469-500; Karslı, **a.g.e.**, s.484-490; Nuri Yıldırım, "Firma Büyüklüğü ve Defter Değeri-Piyasa Değeri Etkileri: İMKB Örneği", **İMKB Dergisi**, C:8, No:31, 1997, **a.g.e.**, s. 1-4 (1-17); Halil Kıymaz, "İMKB'de Halka Arzedilen Mali Sektör Hisse Senetlerinin Performanslarını Etkileyen Faktörlerin İncelenmesi", **İMKB Dergisi**, C:1, No:3, 1997, s.52 (47-74); Kürşat Aydoğan, Alpaslan Güney, "Hisse Senedi Fiyatlarının Tahmininde F/K Oranı ve Temettü Verimi", **İMKB Dergisi**, C:1, No:1,

getirisini etkileyen firma temelindeki göstergelerin neler olduğu ve hisse senedi getirisiyle ilişkileri açıklanmaya çalışılmaktadır. Ayrıca bu konuda literatürde yapılmış ulusal ve uluslararası çalışmalardan elde edilen sonuçlara da yer verilmektedir.

1.2.1 Borsa Performans Oranları

Borsa performans oranları, hisse senedinin borsa fiyatının hisse başına kazancına (Kazanç/Fiyat¹¹⁸ –Earnings/Price – K/F) oranı, hisse senedinin hisse başına defter değerinin borsa fiyatına (Defter Değeri/Piyasa Değeri – Book Value/Market Value – DD/PD) oranı ve kâr payı (temettü) verimliliği (KPV - Dividend Yield) olarak adlandırılan hisse senedi başına dağıtılan kâr payının hisse senedinin borsa fiyatına oranı olmak üzere üç farklı orandan oluşmaktadır¹¹⁹. Hisse senedi getirilerinin borsa performans oranları yardımıyla tahmin edilmesi¹²⁰ ve bu sayede portföylerin oluşturulması finans literatüründe hem uluslararası hem de ulusal alanda her zaman ilgi çeken araştırma konusu olmuştur.

1.2.1.1 Kazanç/Fiyat Oranı

“Firma gelirleri yıldan yıla artış veya azalış şeklinde değişkenlik gösterse bile genel olarak belirli bir seviyede gerçekleşmektedir. Bunun yanında firmanın hisse senedi fiyatlarıysa sürekli olarak değişmektedir. Değişen hisse senedi fiyatlarına

1997, s.83-85 (83-96); İlhan Ege, Ali Bayrakdaroğlu, “Küreselleşme Sürecinde İMKB Şirketlerinin Hisse Senedi Getiri Başarılarının Lojistik Regresyon Tekniği ile Analizi”, **8.Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi**, 2007, s.1-6.; Serpil Canbaş, Serkan Yılmaz Kandır, Ahmet Erişmiş, “Hisse Senedi Verimini Etkileyen Bazı Şirket Özelliklerinin İMKB Şirketlerinde Test Edilmesi”, **Finans Politik & Ekonomik Yorumlar**, C:44, No:512, 2007, s.16-18 (15-27); Yalçın Karatepe, Arzum Erken Çelik, “İMKB’de İşlem Gören Çimento Sektörü Hisse Senetleri Üzerindeki Satışlar/Fiyat Oranı Etkisi”, **Ankara Üniversitesi SBF Dergisi**, C:62, No:2, 2007, s.62 (61-74)

¹¹⁸ Price/Earnings Ratio

¹¹⁹ Mehmet Bolak, **İşletme Finansı**, Birsen Yayınevi, 1997, s.43-44.

¹²⁰ Frank K. Reilly, Keith C. Brown, **Investment Analysis and Portfolio Management**, South-Western College Publ., 7.bs. 2003, s.183, 185.

göre hisse başına gelirin izlenmesi belli bir zamanda firma hisse senetlerinin ucuz veya pahalı oluşu hakkında karar verilmesine yardımcı olmaktadır”¹²¹.

Hisse senedi fiyatıyla kazanç arasındaki ilişkiyi açıklamada kullanılan F/K oranı¹²²;

$$F/K = \frac{\text{Bir Hissenin Fiyatı}}{\text{Hisse Başına Kazanç}}$$

şeklinde hesaplanmaktadır ve paydada yer alan hisse başına kazanç (earnings per share);

$$\text{Hisse Başına Kazanç} = \frac{\text{Vergiden Sonraki Net Kar}}{\text{Dolaşımdaki Hisse Senedi Sayısı}}$$

formülünden;¹²³ dolaşımdaki hisse senedi sayısı ise firma bilançosunda yer alan “sermaye” tutarının hisse senedinin nominal değerine bölünmesiyle elde edilmektedir¹²⁴.

Dolayısıyla F/K oranı “işletmenin her ITL’lık hisse başına net kârına karşılık yatırımcıların hisse senedine kaç TL ödemeye razı olduklarını göstermektedir.”¹²⁵ Yapılan birçok çalışmada düşük F/K oranı ile oluşturulan portföylerin getirilerinin yüksek F/K oranına sahip olanlarınkine kıyasla daha yüksek olduğu bulunmuştur¹²⁶.

Literatürde yapılan çalışmalar incelendiğinde bazılarında F/K oranı yerine bu oranın tersinin (Kazanç/Fiyat – K/F) kullanıldığı görülmektedir. Bu çalışmalardan elde edilen sonuçlar beklenildiği üzere F/K oranının kullanıldığı çalışmalardan elde edilen sonuçların tersidir. Çünkü K/F oranı hisse senedine yapılan yatırım karşılığında elde edilen kazancı ifade ettiğinden, yüksek K/F oranı yüksek performansın önemli bir göstergesi olarak kabul görmektedir¹²⁷.

¹²¹ Karşlı, **a.g.e.**, s.489.

¹²² Karşlı, **a.g.e.**, s.489; Canbaş, Kandır, Erişmiş, 2007, **a.g.e.**, s.22.; Richard A. Brealey, Stewart C. Meyers, **Principles of Corporate Finance**, 7.bs., The McGraw-Hill, 2003, s.829.

¹²³ Karşlı, **a.g.e.**, s.489.

¹²⁴ Canbaş, Kandır, Erişmiş, 2007, **a.g.e.**, s.20.

¹²⁵ Bolak, **a.g.e.**, s.43.

¹²⁶ Reilly, Brown, 2003, **a.g.e.**, s.186.

¹²⁷ Canbaş, Kandır, Erişmiş, 2007, **a.g.e.**, s.25.

Hisse senedi getirileriyle Fiyat/Kazanç (F/K) oranı arasındaki ilişkiyi inceleyen ilk çalışmalardan biri Basu (1977, 1983) tarafından yapılmıştır. F/K oranının beklenen getiriyi tahmin etmede etkisi ölçülemeyen diğer faktörlerin etkilerini yansıttığı ve bu açıdan önemli bir gösterge olduğu kabul görmüştür¹²⁸. Basu (1977) ABD borsasına kote olan sanayi firmalarının verilerini kullanarak 9/1956-8/1971 döneminde F/K oranı ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişkiyi incelemiş ve F/K oranına göre oluşturulan 5 portföyden düşük F/K oranına sahip olanların getirisinin en yüksek olduğunu bulmuştur¹²⁹.

Lau, Lee ve McInish'in (2002) 6/1988-12/1996 dönemi için Singapur ve Malezya borsaları üzerine yapmış oldukları çalışmada, sırasıyla 82 ve 163 firmanın hisse senedi getirileriyle firma büyüklüğü, PD/DD oranı, K/F oranı ve nakit akımının hisse senedi fiyatına oranı değişkenleri arasındaki ilişki incelenmiştir. Her iki ülkede de K/F oranına göre oluşturulan portföylerin getirileri arasında anlamlı bir fark olduğu¹³⁰, regresyon analizi sonucunda ise K/F oranı ile hisse senedi getirisi arasında anlamlı pozitif ilişkinin sadece Malezya için geçerli olduğu saptanmıştır¹³¹. Lam'ın (2002) Hong Kong hisse senedi piyasası için yapmış olduğu benzer bir çalışmaya göre, 7/1984-6/1997 döneminde hisse senedi getirilerini açıklamada K/F oranının pozitif bir etkisi vardır¹³².

Aydoğan ve Güney'in (1997) I/1986-IV/1992 dönemini kapsayan çalışmalarında İMKB bileşik endeksinin getirisi ile İMKB yıllık raporundan alınan F/K oranı arasındaki ilişki incelenmiştir. İncelenen dönemde düşük F/K oranının olduğu aylarda hisse senetlerinin getirisinin yüksek olduğu sonucuna varılmıştır¹³³.

¹²⁸ Sanjoy Basu, "Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis", **The Journal of Finance**, C:32, No:3, 1977, (663-682), Fama, French, 1992, **a.g.e.**, s.428.

¹²⁹ Basu, 1977, **a.g.e.**, s.680.

¹³⁰ Sie Ting Lau, Chee Tong Lee, Thomas H. McInish, "Stock Returns and Beta, Firms Size, E/P, CF/P, Book-to-Market, and Sales Growth: Evidence From Singapore and Malaysia", **Journal of Multinational Financial Management**, C:12, 2002, s.210 (207-222).

¹³¹ Lau, Lee, McInish, 2002, **a.g.e.**, s.216, 221.

¹³² Keith S.K. Lam, "The Relationship Between Size, Book-to-Market Equity Ratio, Earnings-Price Ratio, and Return for Hong Kong Stock Market", **Global Finance Journal**, C:13, 2002, s.173 (163-179).

¹³³ Aydoğan, Güney, 1997, **a.g.e.**, s.85-86, 92.

Yalçın, Atan ve Boztosun (2005) II/2000-I/2003 döneminde İMKB100 endeksinde yer alan 52 adet sanayi ve hizmet sektörlerinde faaliyet gösteren firmaların hisse senedi getirileriyle finansal oranları ve F/K, PD/DD borsa performansı oranları arasındaki ilişkileri Veri Zarflama Analizi (VZA) ile incelemişlerdir¹³⁴. Özellikle ekonominin istikrarlı olduğu dönemde VZA ile etkin olduğu belirlenen firmalar ile pozitif getiriye sahip firmalar arasında yakın bir ilişki bulunmuşlardır¹³⁵.

Ege ve Bayrakdaroğlu'nun (2007) İMKB30'da işlem gören ve imalat sanayinde faaliyet gösteren 18 firmanın finansal oranları ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişkiyi ölçmeye yönelik yapmış oldukları lojistik regresyon analizi sonuçlarına göre hisse senedi getirisinin pozitif veya negatif olması ayırımında F/K oranının negatif yönde anlamlı bir etkisi vardır¹³⁶.

Ancak İMKB üzerine yapılan uygulamalardan bazılarında teori ile ters düşen ilişkilerin de saptandığı gözlenmektedir. Örneğin, Canbaş, Kandır ve Erişmiş'in (2007) yapmış oldukları çalışmada 7/1992-6/2005 döneminde mali sektör dışındaki tüm İMKB şirketlerinin borsa performans göstergeleri kullanılarak oluşturulan portföylerin getiri ortalamaları karşılaştırılmıştır. Literatürden farklı olarak, en düşük K/F oranına sahip şirketlerden oluşan portföyün getirisinin en yüksek olduğu bulunmuştur¹³⁷. Ters yönde çıkan bu ilişki hisse senedi getirisiyle ters yönlü bir ilişkiye sahip olan şirket büyüklüğü göstergesi ile açıklanmaya çalışılmıştır¹³⁸.

Benzer şekilde Kalaycı ve Karataş (2005) 1996 ve 1997 yılları için imalat sanayinin üç alt sektöründe¹³⁹ firmaların kârlılık, faaliyet, finansal kaldıraç, likidite ve borsa performans oranlarını kullanarak hisse senedi getirilerini açıklamak üzere hem faktör hem de çoklu regresyon analizi yapmışlardır. Çoklu regresyon analizinde 1996 yılında sadece kimya ve kâğıt sektörlerinde hisse senedi getirileri ile F/K oranı arasında, literatürde söylenenin aksine, pozitif ilişki bulunmuşken, 1997 yılında ise

¹³⁴ Yalçın, Atan, Boztosun, 2005, **a.g.e.**, s.4.

¹³⁵ **A.e.**, s.7-10.

¹³⁶ Ege, Bayrakdaroğlu, 2007, **a.g.e.**, s.14.

¹³⁷ Canbaş, Kandır, Erişmiş, 2007, **a.g.e.**, s.15, 24-25.

¹³⁸ **A.e.**, s.25.

¹³⁹ Gıda ve İçecek, Kimya Petrol ve Plastik Ürünler, Orman Kağıt ve Basım sektörleri

F/K oranı tüm sektörler için anlamsız olmuştur¹⁴⁰. Bildik ve Gülay'ın (2002) 1/1991-12/2000 döneminde İMKB borsasını inceledikleri çalışmalarında da K/F oranı ile hisse senedi getirisi arasında literatürle çelişkili olan sonuçlara ulaşılmıştır¹⁴¹.

Yapılan çalışmalar incelendiğinde F/K oranı ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişkinin genellikle negatif (K/F oranı için pozitif) olduğu anlaşılmaktadır¹⁴².

1.2.1.2 DD/PD Oranı

Defter Değeri/Piyasa Değeri (DD/PD – Book-to-Market Equity – BE/ME) oranı hisse senedi getirilerini etkilediği kabul edilen önemli faktörlerden biridir. DD/PD oranı bir firmanın öz sermayesinin firmanın piyasa değerine oranlanmasıyla elde edilmektedir¹⁴³. Piyasa değeri (PD) ise firmanın hisse senetlerinin borsadaki fiyatıdır ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır¹⁴⁴:

$$PD = \text{Bir Hissenin Kapanış Fiyatı} \times \text{Dolaşımdaki Hisse Senedi Sayısı.}$$

Dolayısıyla DD/PD oranı,

$$DD / PD = \frac{\text{Özsermaye}}{PD}$$

şeklindedir¹⁴⁵.

Yapılan çalışmalardan elde edilen sonuçlara göre DD/PD oranının yüksek olduğu hisse senetlerine yatırım yapıldığında daha yüksek getiri elde edilebilmektedir. Dolayısıyla DD/PD oranı ile hisse senedi getirisi arasında aynı yönlü ilişki olduğu söylenebilmektedir¹⁴⁶. Ancak birçok çalışmada bu oranın tersinin

¹⁴⁰ Kalaycı, Karataş, 2005, **a.g.e.**, s.4-13.

¹⁴¹ Recep Bildik, Güzhan Gülay, “Profitability of Contrarian vs Momentum Strategies: Evidence From Istanbul Stock Exchange”, **EFMA 2002 London Meetings, Working Paper**, 2002, s.28.

¹⁴² Chan, Hamao, Lakonishok, 1991, **a.g.e.**, s.1761.

¹⁴³ Karan, **a.g.e.**, s.365; Canbaş, Kandır, Erişmiş, 2007, **a.g.e.**, s.21.

¹⁴⁴ Fama, French, 1992, **a.g.e.**, s.427; Yıldırım, 1997, **a.g.e.**, s.4; Joel L. Horowitz, Tim Loughran, N.E. Savin, “The Disappearing Size Effect”, **Research in Economics**, C:54, 2000, s.83 (83-100); Canbaş, Kandır, Erişmiş, 2007, **a.g.e.**, s.20.

¹⁴⁵ Brealey, Meyers, 2003, **a.g.e.**, s.823, 828.

¹⁴⁶ Dennis Stattman, “Book Values and Stock Returns”, **The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers** 4, 1980, (25-45); Barr Rosenberg, Kenneth Reid, Ronald Lanstein, “Persuasive Evidence of

(PD/DD) de kullanıldığı görülmektedir¹⁴⁷. Bu durumda PD/DD oranı ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişkinin negatif olacağı oldukça açıktır.

İki değişken arasındaki ilişkinin pozitif olduğunu gösteren ilk çalışmalar ABD piyasası için Stattman (1980) ve Rosenberg, Reid ve Lanstein (1985) tarafından elde edilmiştir¹⁴⁸. Rosenberg, Reid ve Lanstein'in (1985) 1973-1984 dönemini kapsayan çalışmalarında ABD'nin en büyük 1400 firmasına ait bilgiler kullanılarak DD/PD oranı ile hisse senedi getirisi arasında pozitif bir ilişki olduğu saptanmıştır¹⁴⁹. Diğer ülkeler için yapılan araştırmalardan da benzer sonuçlara ulaşılmıştır. Örneğin Chan, Hamao ve Lakonishok (1991) 1/1971-12/1988 dönemi için Japonya'da 123 firmanın hisse senedi getirileriyle firma büyüklüğü, kazanç, nakit akımı ve DD/PD oranı değişkenleri arasındaki ilişkileri incelemiştir. İncelenen dönemde DD/PD oranı ile hisse senedi getirileri arasında pozitif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır¹⁵⁰. Aynı sonuçlar 1973-1992 döneminde Strong ve Xu tarafından (1997) İngiltere için¹⁵¹; Fama ve French (1992) tarafından 1962-1989 döneminde ABD için elde edilmiştir.

Yıldırım'ın (1997) 1990-2002 döneminde İMKB'de firma büyüklüğü ve DD/PD etkilerini portföy analiziyle incelediği çalışmasında yüksek DD/PD oranına sahip firmaların hisse senedi getirilerinin daha yüksek olduğu bulunmuştur¹⁵². İMKB üzerine yapılan benzer çalışmalar incelendiğinde literatürle uyumlu sonuçlar elde edildiği görülmektedir¹⁵³. Ancak Ege ve Bayrakdaroğlu'nun DD/PD'nin tersini kullandıkları lojistik regresyon analizi çalışmalarında PD/DD oranının anlamlı bir değişken olmadığı görülmektedir¹⁵⁴. Bu da PD/DD oranının modelde kullanılan diğer

Market Inefficiency” **Journal of Portfolio Management**, C:11, 1985, (9-17); Levent Alkan, “Sanayii Şirketlerinin Performanslarının Finansal Göstergelerle Tahmini”, **İMKB Dergisi**, C:4, s.4; Canbaş, Kandır, Erişmiş, 2007, **a.g.e.**, s.16; S.P. Kothari, Jay Shanken, “Book-to-Market, Dividend Yield, and Expected Returns: A Time Series Analysis”, **Journal of Financial Economics**, C:44, 1997, s.176-177, 200 (169-203).

¹⁴⁷ Fazıl Gökgöz, “Üç Faktörlü Varlık Fiyatlandırma Modelinin İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Uygulanabilirliği”, **Ankara Üniversitesi SBF Dergisi**, C:63, No:2, 2008, s.47 (43-64); Yalçın, Atan, Boztosun, 2005, **a.g.e.**, s.2.; Kalaycı, Karataş, 2005, **a.g.e.**, s.1-13.

¹⁴⁸ Stattman, 1980, **a.g.e.**; Alkan, **a.g.e.**, s.4; Rosenberg, Reid, Lanstein, 1985, **a.g.e.**

¹⁴⁹ **A.e.**, 1985; Karan, **a.g.e.**, s.365.

¹⁵⁰ Chan, Hamao, Lakonishok, 1991, **a.g.e.**, s.1761.

¹⁵¹ Norman Strong, Xinzhong G. Xu, “Explaining the Cross-Section of UK Expected Stock Returns”, **The British Accounting Review**, C:29, No:1, 1997, (1-23)

¹⁵² Yıldırım, 1997, **a.g.e.**, s.8.

¹⁵³ Canbaş, Kandır, Erişmiş, 2007, **a.g.e.**, s.24.

¹⁵⁴ Ege, Bayrakdaroğlu, 2007, **a.g.e.**, s.14.

değişkenlerle etkileşim içerisinde olması ile açıklanabilmektedir. Kalaycı ve Karataş'ın (2005) 1996 ve 1997 yıllarında Gıda ve İçecek; Kimya, Petrol, Plastik; Kağıt ve Basım sektörleri için hisse senedi getirilerini etkileyen faktörleri inceledikleri çoklu regresyon analizi çalışmasından elde edilen sonuçlara göre PD/DD oranının sadece 1996 yılında gıda ve kağıt sektörlerinde anlamlı olduğu, fakat ilişkinin yönünün iki sektörde farklı olduğu görülmektedir¹⁵⁵.

1.2.1.3 Kâr Payı (Temettü) Verimliliği (Dividend Yield)

Borsa performans göstergelerinden biri olan kâr payı verimliliği, “*hisse senedine ödenen bedelin karşılığında elde edilen verimin bir göstergesi olarak*” tanımlanmaktadır¹⁵⁶.

$$\text{Kar Payı Verimliliği} = \frac{\text{Hisse Senedi Başına Dağıtılan Kar Payı}}{\text{Hisse Senedinin Fiyatı}}$$

şeklinde hesaplanan bu oranın yüksek olması hisse senedinin yatırımcıları tatmin eden kazançlar sağladığını göstermektedir¹⁵⁷.

Finans literatüründe kâr payı verimliliği ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkinin yatırım üzerine uygulanan vergi politikalarıyla doğrudan ilgili olduğu savunulmaktadır. Yatırımlar üzerine uygulanan vergi sisteminde, bir firma yarattığı kârı dağıtma kararı aldığı anda hissedarlar ya da pay sahipleri elde edecekleri bu gelir üzerinden kurumlar vergisinin yanında gelir vergisine de tâbi olmaktadır. Ters durumda firma yarattığı kârı dağıtmayıp kendi bünyesinde tuttuğunda ise kurum kazançlarının yanında hissedarların sermayesi artacağından sermaye kazancı da vergilendirilmektedir. ABD’de uzun yıllar uygulanan klasik vergi sisteminde, kâr payı dağıtımından elde edilen kazançlara uygulanan gelir vergisi oranları, sermaye kazancına uygulanan vergi oranlarından daha fazla olmuştur¹⁵⁸. Bu durum da,

¹⁵⁵ Kalaycı, Karataş, 2005, **a.g.e.**, s.6-13.

¹⁵⁶ Bolak, **a.g.e.**, s.44.

¹⁵⁷ Bolak, **a.g.e.**, s.44.; Brealey, Meyers, 2003, **a.g.e.**, s.61, 65, 67, 823, 829.

¹⁵⁸ Eugene F. Brigham, Michael C. Ehrhardt, **Financial Management Theory and Practice**, 11.bs., ABD, Thomson, 2005, s.616-617.

ABD’de hisse senedi piyasalarında kâr payı verimliliğiyle hisse senedi getirileri arasındaki pozitif ilişkiyi açıklamada kullanılmıştır¹⁵⁹.

Uluslararası çalışmalar incelendiğinde, kâr payı verimliliğinin hisse senedi getirileri üzerindeki etkisinin, diğer borsa performans göstergeleriyle birlikte, çok fazla ele alındığı görülmektedir. Yapılan ilk çalışmalardan¹⁶⁰ Blume (1980) New York borsasında 1936-1976 döneminde kâr payı verimliliğinin hisse senedi getirileri üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğunu bulmuştur¹⁶¹. Benzer şekilde Fama ve French (1988) New York Borsası’nda 1941-1986 döneminde kâr payı verimliliğinin hisse senedi getirilerinin %25’ini açıkladığını saptamışlardır¹⁶². Kothari ve Shanken (1997) ABD borsasında 1926-1991 ve 1941-1991 dönemlerini ayrı ayrı incelemişler ve yaptıkları regresyon analizi sonuçlarına göre kâr payı verimliliğinin hisse senedi getirilerini pozitif yönde etkilediğini ortaya koymuşlardır¹⁶³. Morgan ve Thomas’ın (1998) 1975-1993 arasında Birleşik Krallık için yapmış oldukları çalışmalarında kâr payı verimliliği ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkinin, Birleşik Krallık’ta ABD’deki vergilendirme sisteminin tersi bir sistem işlediğinden ötürü, negatif olması beklentisi bulunmaktadır. Ancak yapılan analizler sonucunda kâr payı verimliliği ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkinin pozitif olduğu saptanmıştır¹⁶⁴.

Türkiye’de ise kâr payı dağıtım kuralları kanunlarla kesin bir çerçevede belirlenmiştir. Bilançoda kâr elde edilmişse, Türk Ticaret Kanunu’na tâbi olan anonim şirketlerde genel kurul kâr dağıtıp dağıtmama konusunda dilediği gibi karar alabilirken, Sermaye Piyasası Kanunu’na tâbi olan şirketlerde kâr varsa dağıtımını mutlaka yapmaktadır¹⁶⁵. Dolayısıyla ABD veya diğer borsalar üzerine yapılan

¹⁵⁹ Gareth Morgan, Stephen Thomas, “Taxes, Dividend Yields and Returns in the UK Equity Market”, **Journal of Banking and Finance**, C:22, 1998, s.405-409 (405-423).

¹⁶⁰ Donald B. Keim, “Dividend Yields and Stock Returns: Implications of Abnormal January Returns”, **Journal of Financial Economics**, C:14, No:3, 1985, s.473-489.

¹⁶¹ M. Blume, “Stock Returns and Dividend Yields: Some More Evidence”, **Review of Economics and Statistics**, C:62, 1980, s.571 (567-577).

¹⁶² Eugene F. Fama, Kenneth R. French, “Dividend Yields and Expected Stock Returns”, **Journal of Financial Economics**, C:22, No:1, 1988, (3-25).

¹⁶³ Kothari, Shanken, 1997, **a.g.e.**, s.175-180.

¹⁶⁴ Morgan, Thomas, 1998, **a.g.e.**, s.421.

¹⁶⁵ Karşlı, **a.g.e.**, s.73.

çalışmalardan elde edilen sonuçların dayandırıldığı vergi teorisinin Türkiye piyasası için geçerliliği her zaman sorgulanmaya açıktır.

İMKB üzerine yaptıkları çalışmada Aydoğan ve Güney (1997) hisse senedi getirilerini tahmin etmede F/K oranının yanında kâr payı verimliliğinin etkisini de ölçmüşlerdir. Her iki göstergenin de 3-12 ay sonrası hisse senedi getirilerinin tahmininde önemli birer araç olarak ortaya çıktığını, yüksek kâr payı verimliliğinin gözlemlendiği dönemleri izleyen sürelerde hisse senedi getirilerinin çok yüksek olduğunu saptamışlardır¹⁶⁶. Dolayısıyla hem uluslararası hem de ulusal çalışmalardan da görüldüğü üzere kâr payı verimliliğinde bir artış meydana geldiğinde hisse senedi getirilerinin de artması beklenmektedir.

1.2.2 Firma Büyüklüğü

Literatürde, firma büyüklüğünün ölçüsü olarak birbirinden farklı göstergeler kullanılmaktadır¹⁶⁷. Hisse senedi getirileri üzerine yapılan çalışmalarda ise firma büyüklüğünün bir göstergesi olarak genellikle firmanın piyasa değerinin alındığı görülmektedir¹⁶⁸. Ancak bu durumda büyüklük ile borsa performans göstergelerinden DD/PD oranı arasında güçlü bir ilişki ortaya çıkabileceğinden büyüklük göstergesi olarak piyasa değerinin kullanılması durumunda dikkatli olmak gerekmektedir¹⁶⁹.

Yapılan çalışmalarda firma büyüklüğü ile hisse senedi getirileri arasında genellikle negatif bir ilişki bulunmuş ve bu durum firma büyüklüğü anomalisi olarak literatüre geçmiştir¹⁷⁰. Firma büyüklüğü anomalisine göre küçük firmalara ait hisse

¹⁶⁶ Aydoğan, Güney, 1997, **a.g.e.**, s.95.

¹⁶⁷ Şebnem Er, **Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımlarının Emek Verimliliği Üzerine Etkileri ve Bir Uygulama**, Basılmamış Yüksek Lisans Tezi, 2004, s.97-98.

¹⁶⁸ Gökhan Özer, “Muhasebe Karları ile Hisse Senedi Verimleri Arasındaki İlişkiler: İMKB’de Deneysel Bir Analiz”, **SPK**, 1996, s.171.; Yıldırım, 1997, **a.g.e.**; Fama, French, 1992, 1995, **a.g.e.**; Rolf. W. Banz, “The Relationship Between Earnings’ Yield Market Value Common Stocks”, **Journal of Financial Economics**, C:9, No:1, 1981, (3-18), Nai-Fu Chen, Bruce Grundy, Robert F. Stambaugh, “Changing Risk, Changing Risk Premiums, and Dividend Yield Effects”, **University of Chicago Press**, C:63, No:1, 1990, s.57 (51-70).

¹⁶⁹ Yıldırım, 1997, **a.g.e.**, s.4

¹⁷⁰ Banz, 1981, **a.g.e.**, Marc R. Reinganum, “The Anomalous Stock Market Behaviour of Small Firms in January: Emprical Tests for Tax-Loss Selling Effects”, **Journal of Financial Economics**, C:12, No:1, 1983, (89-104), **a.g.e.**, Keim, 1985, **a.g.e.**, Fama, French, 1992, **a.g.e.**, Eugene F. Fama, Kenneth R. French, “Value Versus Growth: The International Evidence”, **The Journal of Finance**,

senetlerinin getirisi büyük firmalarınkine göre daha yüksektir. Bunun sebebi iflas etme riski¹⁷¹ ve firmaların etkin olmamaları ile açıklanmaya çalışılmıştır¹⁷².

Firma büyüklüğü anomalisinin geçerliliğini araştırmak için yapılan çalışmaların çoğunlukla ABD borsası üzerine yapılmış olduğu; ancak zamanla Japonya, Avustralya ve diğer gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için de çalışmaların yapıldığı görülmektedir. Bu konudaki ilk çalışmalardan Banz (1981), 1936-1977 döneminde ABD borsasında küçük firmaların hisse senedi getirilerinin büyük firmalara kıyasla daha yüksek olduğunu göstermiştir¹⁷³. Ayrıca Banz'a göre firma büyüklüğü modellenemeyen ancak büyüklük ile ilişkisi olan diğer faktörlerin de etkisini yansıtmaktadır¹⁷⁴. Benzer sonuçlar ABD¹⁷⁵, Japonya, Avustralya ve Singapur¹⁷⁶ gibi birçok ülke için yapılan çalışmalardan da elde edilmiştir.

Hong Kong, Kore, Malezya, Tayvan ve Tayland gibi gelişmekte olan borsalar üzerine Chui ve Wei'nin (1998) yaptıkları çalışmada Tayvan hariç tüm piyasalar için firma büyüklüğünün hisse senedi getirisi üzerinde negatif ve istatistik olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu bulgulanmıştır¹⁷⁷.

Türkiye'de İMKB üzerine yapılan çalışmalardan Canbaş, Kandır ve Erişmiş (2007) firma büyüklüğünü piyasa değeri ile ölçmüşler ve piyasa değerine göre oluşturdukları 5 portföyün içinde en küçük firmaları içeren portföyün daha büyük firmaları içeren portföylerin getirilerinden çok daha yüksek getiriye sahip olduğunu

C:53, No: 6, 1998, (1975-1999); Eugene F. Fama, Kenneth R. French, "Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns", **The Journal of Finance**, C:50, No:1, 1995, (131-155); Kiyoshi Kato, J. Schallheim, "Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, C:20, 1985, (243-259), Yıldırım, 1997, **a.g.e.**, Canbaş, Kandır, Erişmiş, 2007, **a.g.e.**, s.16.

¹⁷¹ K.C. Chan, N. Chen, D.A. Hsieh, "An Exploratory Investigation of Firm Size Effect", **Journal of Financial Economics**, C:14, 1985 (451-471); Chen, Roll, Ross, 1986, **a.g.e.**; Fama, French, 1993

¹⁷² K.C. Chan, N. Chen, "Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms", **Journal of Financial Economics**, C:46, No:4, 1991 (1467-1484)

¹⁷³ Banz, 1981, **a.g.e.**, Fama, French, 1992, **a.g.e.**, s.427.

¹⁷⁴ Banz, 1981, **a.g.e.**

¹⁷⁵ G. William Schwert, "Size and Stock Returns, and Other Empirical Regularities", **Journal of Financial Economics**, C:12, No:1, 1983, s.3-12; Reinganum, 1983, **a.g.e.**, Keim, 1983, **a.g.e.**, Fama, French, 1992, 1995, 1998, **a.g.e.**,

¹⁷⁶ Kie Ann Wong, "The firm size effect on stock returns in a developing stock market", **Economics Letters**, C:30, No:1, 1989, s.61-65.

¹⁷⁷ Andy C.W. Chui, K.C. John Wei, "Book-to-Market, Firm Size, and the Turn of the Year Effect: Evidence From Pacific-Basin Emerging Markets", **Pacific-Basin Finance Journal**, C:6, 1998, s.288 (275-293).

ve bu farkın istatistik olarak anlamlı olduğunu bulmuşlardır¹⁷⁸. Erişmiş (2007) İMKB’de 1992-2005 dönemini incelediği yüksek lisans tez çalışmasında küçük firmaların hisse senedi getirilerinin büyük firmalarınkine kıyasla daha yüksek olduğu sonucuna varmıştır¹⁷⁹. Akdeniz, Altay ve Aydoğan (2000) 1/1992-12/1998 döneminde İMKB hisse senedi piyasasını inceledikleri çalışmalarında firma büyüklüğü ile hisse senedi getirileri arasında negatif bir ilişki bulmuşlardır¹⁸⁰. Özetle, yapılan çalışmalar incelendiğinde firma büyüklüğü ile hisse senedi getirisi arasında negatif yönlü anlamlı bir ilişki olduğu ve bu sonuçların literatürle uyumlu olduğu sonucuna varılmaktadır.

1.2.3 Beta

Beta katsayısı firmaların hisse senetlerinin piyasadaki gelişmelere olan duyarlılığını göstermektedir. Beta katsayısının hesaplanması ile ilgili literatürde birçok çalışma yer almaktadır.

R_{it} : i firmasının t dönemindeki getirisi ve

R_{mt} : aynı dönemde i firmasının içinde bulunduğu piyasanın getirisi olmak üzere, sistematik riskin ölçüsü olarak tanımlanan ve

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt}$$

regresyon denkleminin β_i katsayısı olarak literatürde yer alan Beta katsayısı, firmaların sektördeki gelişmelerden ne yönde etkilendiğinin bir göstergesidir. Beta katsayısının 1’den büyük olması firmanın sektördeki gelişmelere çok duyarlı olduğunu, 1’den küçük olması ise duyarlı olmadığını ifade etmektedir.

¹⁷⁸ Canbaş, Kandır, Erişmiş, 2007, **a.g.e.**, s.24.

¹⁷⁹ Ahmet Erişmiş, **İMKB Şirketleri için Hisse Senedi Getirilerinde Firmalara Özgü Faktörlerin Etkisinin 1992-2005 Döneminde İncelenmesi**, Basılmamış Yüksek Lisans Tezi, 2007.

¹⁸⁰ Erişmiş, 2007, **a.g.e.**, s.37.

1.2.4 Finansal Oranlar

Hisse senedi getirilerini etkileyen faktörler arasında firmanın finansal yapısını yansıtan oranlar da yer almaktadır. Firmaların finansal oranlarının iyileşmesinin hisse senedi getirilerini olumlu etkilediği bilinmektedir. Bir firmanın finansal yapısı incelenirken mali bünye ile ilgili oranların yanında likidite, kârlılık ve faaliyet oranları da incelenmektedir. Bir sonraki alt bölümde bu oranların nasıl hesaplandığı anlatılmakta ve hangi değerleri almaları durumunda firmaların finansal yapısının iyileştiği özetlenmektedir. Daha sonra finansal oranlar kullanılarak yapılan hisse senedi getirisi çalışmalarından elde edilen sonuçlara yer verilmektedir.

1.2.4.1 Mali Bünye ile İlgili Finansal Oranlar

Mali bünye ile ilgili oranlar firmaların ne yoğunlukta borç içinde olduğunu, ne kadar ölçülü bir şekilde finanse edildiğini, finansman riskinin derecesini, firmaya kredi sağlayanların emniyet paylarının ne olduğunu değerlendirmeye yönelik oranlardır¹⁸¹. Kaldıraç oranı başta olmak üzere benzer birçok oran hesaplanarak firmaların mali açıdan ne durumda olduğu izlenebilmektedir.

$$\text{Kaldıraç Oranı} = \frac{\text{Toplam Varlık} - \text{Özsermaye}}{\text{Toplam Varlık}} = \frac{\text{Toplam Borç}}{\text{Toplam Varlık}}$$

şeklinde elde edilen¹⁸² kaldıraç oranının çok yüksek olması kredi verenlerin emniyet payını daraltarak daha yüksek faizler istemelerine yol açacağından firma açısından olumsuz bir duruma işaret etmektedir. Çünkü firmaların borçlanması, alınan borcun ana ödemesinin yanında düzenli olarak borca yönelik faiz ödemelerinin de yapılacağı anlamına gelmektedir. Firma kârı arttıkça faiz ödemeleri düzenli olarak yapılabilen ve böylelikle bu durumdan hissedarlar kazançlı çıkmaktadır. Aksi

¹⁸¹ Bolak, **a.g.e.**, s.34.; Stephen A. Ross, Randolph W. Westerfield, Bradford D. Jordan, **Fundamentals of Corporate Finance**, 6.bs., McGraw Hill, 2003, s.59, 98

¹⁸² Ross, v.d., 2003, **a.g.e.**, s.104.

durumda ise faiz ödemeleri yapılamamakta ve bu durumdan zararlı çıkanlar hissedarlar olmaktadır¹⁸³.

Literatür incelendiğinde finansal kaldıraç oranının genellikle uzun vadeli borçlar kullanılarak hesaplandığı görülmektedir. Çünkü uzun vadeli borçların toplam borçlar içindeki payı fazlaysa kaldıraç oranının yüksek olması firmalar açısından çok kötü bir senaryo olarak görülmemektedir¹⁸⁴. Bir başka deyişle uzun vadeli borçların toplam varlıklar içindeki payının kısa vadeli borçların payına kıyasla daha fazla olması firmalar açısından daha fazla tercih edilen bir durumdur. Dolayısıyla, *Kısa Vadeli Borç / Toplam Varlık* oranının yüksek olması varlıkların büyük bir kısmının kısa vadeli borçlarla finanse edildiğini göstermesi açısından firmalar için olumsuz olarak nitelendirilmektedir¹⁸⁵.

Kaldıraç oranının yanında firma bilançosunda aktif ve pasif toplamının birbirine eşit olması ilkesinden yararlanılarak toplam borcun öz sermayeye oranı ve öz sermaye çarpanı (equity multiplier) olarak adlandırılan toplam varlıkların öz sermayeye oranı olmak üzere iki oran daha hesaplanabilmekte ve kaldıraç oranı cinsinden aşağıdaki gibi yazılabilmektedirler¹⁸⁶:

$$\text{Toplam Borç} / \text{Özsermaye} = \frac{\text{Kaldıraç Oranı}}{1 - \text{Kaldıraç Oranı}}$$

$$\text{Toplam Varlık} / \text{Özsermaye} = \frac{1}{1 - \text{Kaldıraç Oranı}}$$

Toplam varlık ve borçların öz sermaye içindeki payını yansıtan bu iki oran hisse senedi ile kaldıraç oranı arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmalarda en yaygın kullanılan oranlardır. Ancak bu oranların kullanımında da iki farklı hesaplamanın ele alındığı görülmektedir. Bilanço kalemlerinden öz sermaye kullanılarak elde edilen kaldıraç oranları defter değerine göre kaldıraç oranı olarak adlandırılırken, öz sermaye yerine firmaların piyasa değeri kullanılarak elde edilen kaldıraç oranları

¹⁸³ Richard A. Brealey, Stewart C. Myers, Alan J. Marcus, **Fundamentals of Corporate Finance**, 3.bs., McGraw Hill, 2001, s.138.

¹⁸⁴ Bolak, **a.g.e.**, s.35.

¹⁸⁵ Bolak, **a.g.e.**, s.36.

¹⁸⁶ Ross, v.d., 2003, **a.g.e.**, s.98.

piyasa değerine göre kaldıraç oranı olarak adlandırılmaktadır¹⁸⁷. Kaldıraç oranı ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi inceleyen ilk çalışmalardan Bhandari'nin (1988) ABD hisse senedi piyasasındaki çalışmasında 1948-1979 yılları arasında ikişerli alt dönemler için toplam borcun firmanın piyasa değerine oranı olarak hesaplanan piyasa değerine göre kaldıraç oranının hisse senedi getirileri üzerinde istatistik olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu bulunmuştur¹⁸⁸. Diğer önemli bir çalışma olan Fama ve French'in (1992) çalışmasında defter değerine ve piyasa değerine göre iki farklı şekilde hesaplanan kaldıraç oranlarının hisse senedi getirisi üzerindeki etkilerinin ayrı ayrı araştırıldığı ve iki oran için de sonuçların farklı olduğu görülmektedir¹⁸⁹. Piyasa değerine göre kaldıraç oranı ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişki pozitifken, defter değerine göre kaldıraç oranı ile negatiftir¹⁹⁰. Hong Kong hisse senedi piyasasında Lam (2002) tarafından yapılan bir çalışmada hisse senedi getirilerini etkileyen faktörler arasında Fama ve French'te (1992) olduğu gibi hem piyasa değerine hem de defter değerine göre kaldıraç oranları ele alınmıştır. Analiz sonuçlarına göre iki kaldıraç oranının da hisse senedi getirileri üzerinde sırasıyla pozitif ve negatif anlamlı bir etkiye sahip olduğu belirlenmiştir¹⁹¹.

İMKB üzerine yapılan çalışmalardan Canbaş, Kandır ve Erişmiş'in (2007) çalışmasında her iki yönetime göre de kaldıraç oranları hesaplanmıştır¹⁹². İki farklı şekilde hesaplanan kaldıraç oranlarının etkilerinin benzer olduğu ve yüksek kaldıraç oranına sahip firmalardan oluşturulan portföylerin getirilerinin daha yüksek olduğu bulunmuştur¹⁹³. Kalaycı ve Karataş'ın (2005) çalışmalarında ise finansal kaldıraç oranlarıyla yapılan gerek regresyon gerek faktör analizi sonuçlarına göre kaldıraç oranı sadece kimya sektöründe 1996 yılında anlamlı çıkmıştır ve hisse senedi getirisiyle arasındaki ilişki negatiftir.

¹⁸⁷ Fama, French, 1992, **a.g.e.**, s.441.

¹⁸⁸ Laxmi Chand Bhandari, "Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence", **The Journal of Finance**, C:43, No:2, 1988, (507-528)

¹⁸⁹ Fama, French, 1992, **a.g.e.**, s.444.

¹⁹⁰ **A.e.**

¹⁹¹ Lam, 2002, **a.g.e.**, s.173.

¹⁹² Canbaş, Kandır, Erişmiş, 2007, **a.g.e.**, s.21.

¹⁹³ Canbaş, Kandır, Erişmiş, 2007, **a.g.e.**, s.25.

Türkiye’de İMKB borsası üzerine kaldıraç oranı ve hisse senedi getirisi arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışma sayısı oldukça azdır ancak Canbaş, Kandır ve Erişmiş’in (2007) yapmış olduğu çalışmanın sonuçları uluslararası literatürle uyumlu sonuçlar verdiği için piyasa değerine göre kaldıraç oranının hisse senedi getirisi üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğunu söylemek mümkündür.

1.2.4.2 Diğer Finansal Oranlar

Hisse senedi getirisini etkileyen faktörler arasında önceki alt bölümlerde incelenen değişkenlerin yanında firma başarısının izlenmesinde kullanılan finansal oranların da çalışmalara konu olduğu görülmektedir. Ancak bu oranların daha önce ele alınan borsa performans göstergeleri, firma büyüklüğü ve kaldıraç oranı gibi faktörler ile birlikte ele alındığında hisse senedi getirisini açıklamada çoğu zaman anlamsız birer değişken olduğu göze çarpmaktadır. Kârlılık, likidite ve faaliyet oranları olarak bilinen diğer finansal oranların çalışmalara konu olmasındaki en temel neden bu oranların firmaların başarı ve performansının birer göstergesi olmasıdır. Başarılı bir firmanın ise hisse senedi getirisinin daha yüksek olması beklenmektedir. Sonraki alt bölümlerde kârlılık, likidite ve faaliyet oranlarına değinilmekte ve az sayıda yapılmış çalışmalar özetlenmektedir.

1.2.4.2.1 Kârlılık Oranları

Kârlılık oranları bir firmanın bir dönemde satışlarına, varlıklarına veya öz sermayesine oranla ne ölçüde kâr elde ettiğinin göstergeleridir. Satış kârlılığı, öz sermaye kârlılığı, toplam varlık kârlılığı ve toplam varlık kazanç oranı olmak üzere 4 önemli kârlılık oranı sayesinde firmaların kârlılıklarının ne düzeyde olduğu belirlenebilmektedir¹⁹⁴.

Satış kârlılığı (net kâr marjı), vergi sonrası net kârın net satışlara oranlanmasıyla; öz sermaye kârlılığı, vergi sonrası net kârın öz sermayeye

¹⁹⁴ Bolak, a.g.e., s.40-42.

oranlanmasıyla; toplam varlık kârlılığı – return on assets (TVK), vergi sonrası net kârın (veya net kâr ile faiz toplamının) toplam varlıklara oranlanmasıyla ve toplam varlık kazanç oranı ise faiz ve vergi öncesi kârın toplam varlıklara oranlanmasıyla elde edilmektedir¹⁹⁵. Bu oranların yüksek olması firmanın karlılık açısından iyi konumda olduğunu göstermektedir ve böylelikle firmanın kârlılığının artmasının hisse senedi getirileri üzerinde olumlu bir etkiye sahip olması beklenebilmektedir¹⁹⁶.

Ancak hisse senedi getirilerini etkileyen faktörlerin incelendiği çalışmalarda kârlılık oranlarının DD/PD, F/K oranı, firma büyüklüğü gibi değişkenlere kıyasla daha az ele alındığı dikkati çekmektedir. Yapılan sayılı çalışmalardan Strong (1993) 1969-1990 döneminde Birleşik Krallık hisse senedi piyasasında getirileri etkileyen faktörleri incelemiştir ve kârlılığın bir göstergesi olarak firma hisse başına kazançlarını (earnings per share) ve kazançlardaki büyümeyi ele almıştır. Her iki göstergenin de hisse senedi getirileriyle aynı yönlü ilişkili olduğunu bulmuştur¹⁹⁷. Tsay ve Goo'nun (2006) çalışmasında 1998-2003 döneminde Tayvan hisse senedi piyasasında elektronik endüstrisinde faaliyet göstermekte olan firmaların hisse senedi getirileriyle kârlılıkları arasındaki ilişki incelenmiştir. Bu çalışma sonucunda kârlılık endeksinin hisse senedi getirileri üzerinde pozitif ve istatistik olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu bulunmuştur¹⁹⁸.

İMKB üzerine Yıldırım'ın (1997) yapmış olduğu çalışmada kârlılık oranlarından öz sermaye kârlılığının hisse senedini getirisi üzerindeki etkisi firma büyüklüğü ve DD/PD oranının etkileriyle birlikte incelenmiştir. Yıldırım (1997) bu faktörlerin, getirilerin belirlenmesinde borsanın yükselişte olduğu yıllarda, düşüşte olduğu yıllara kıyasla daha etkin rol oynadığı sonucuna varmıştır. Bir başka deyişle borsanın düşüşte olduğu yıllarda tüm firmaların birbirine benzemeye başladığı iddia edilmiştir¹⁹⁹.

¹⁹⁵ Bolak, **a.g.e.**, s.40-42.; Brealey, Meyers, 2003, **a.g.e.**, s.823, 828.

¹⁹⁶ Bolak, **a.g.e.**, s.40-42; Tülay Yücel, Gülüzar Kurt, "Nakit Dönüş Süresi, Nakit Yönetimi ve Karlılık: İMKB Şirketleri Üzerinde Ampirik Bir Çalışma", **İMKB Dergisi**, C:6, No:22, 2002,s.5 (1-15).

¹⁹⁷ Norman Strong, "The Relation Between Returns and Earnings", **Accounting and Business Research**, C:24, No:93, 1993, s.75-76 (69-77).

¹⁹⁸ Tsung-Yuan Tsay, Yeong-Jia Goo, "Relationship of Profitability and Growth with Stock Market Returns in the Electronics Industry", **International Journal of Management**, C:23, No:4, 2006, 763.

¹⁹⁹ Yıldırım, 1997, **a.g.e.**, s.12-13.

Kalaycı ve Karataş'ın (2005) çalışmalarında ise çeşitli kârlılık oranlarıyla yapılan regresyon ve kârlılık oranları arasındaki yüksek ilişki nedeniyle faktör analizi sonuçlarına göre kârlılık oranları faktörünün hem 1996 hem de 1997 yılları için sadece kimya sektöründe anlamlı ve pozitif etkisi olduğu görülmektedir. Kârlılık oranlarının tümüyle yapılan regresyon analizlerinde ise toplam varlık kârlılığının modelde yer aldığı ve hisse senedi getirileriyle bu değişken arasındaki ilişkinin 1996 yılında sadece kimya sektöründe, 1997 yılında ise hem gıda hem de kimya sektörlerinde anlamlı ve pozitif olduğu bulunmuştur²⁰⁰. Dolayısıyla kârlılık oranları ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi inceleyen ulusal ve uluslararası çalışmaların sonuçlarından ve literatürden yola çıkılarak kârlılık oranlarındaki iyileşmelerin hisse senedi getirileri üzerinde olumlu etkisi olabileceğini söylemek mümkündür.

1.2.4.2.2 Likidite Oranları

Likidite oranları firmaların vadesi gelen kısa süreli borçlarını karşılama derecesini ölçen oranlardır. Başlıca likidite oranları,

- cari oran,
- likit (asit test) oran ve
- nakit orandır.

Bu oranlar firmanın parasal varlıklarına gerektiğinde ne kadar çabuk ulaşabileceğini göstermektedir²⁰¹. Bilindiği üzere likidite sıkıntısı çeken firmaların iflas etme, borçlarını ödeyememe olasılığı daha yüksektir ve dolayısıyla bu oranlar yatırımcılar tarafından yakından takip edilen bir orandır²⁰².

²⁰⁰ Kalaycı, Karataş, 2005, **a.g.e.**, s.5-13.

²⁰¹ Brealey, Myers, 2003, **a.g.e.**, s.135.

²⁰² **A.e.**, s.825.

Cari oran dönen varlıkların kısa süreli borçlara oranlanmasıyla elde edilmekte olup²⁰³ genellikle tek başına yorumlanmamaktadır. Bir firmanın ödeme güçlüğü çekip çekmediğini anlamak için sadece cari oranının 1.5-2 arasında olup olmadığına bakılmaktadır. Cari oranın yüksek olması firmanın likidite durumunun kuvvetli olduğunu göstermektedir. Ancak cari oranı yüksek olan bir firmanın, dönen varlıklarının yapısı ve dağılımı, tedarik ve satış koşulları ile mevsimlik satış hareketlerinin yapısı gereği likidite sıkıntısı çekebileceği bilinmektedir. Örneğin, dönen varlıkların içerisinde stokların çok olması durumunda stokların nakde dönüşmesi uzun zaman alıyorsa cari oran yüksek olsa bile, firmanın likidite güçlüğü çektiği söylenebilmektedir²⁰⁴. Benzer şekilde hammadde ve ara malı alımlarını peşin parayla, satışlarını ise vadeli olarak yapan ve dolayısıyla cari oranı yüksek olan bir firmanın likidite sıkıntısına düşme olasılığı oldukça yüksektir. Mevsimlik satışı yüksek olan ürünler üreten firmaların ise satışlarının yüksek olduğu dönemlerde satışlara paralel olarak stoklar ve alacaklar da artabileceğinden bu artışı finanse etmek için kısa vadeli borçlarda da bir artış görülebilmektedir. Bu durumda cari oranda bir düşüş meydana gelmekte ancak bu düşüş mevsimlik olduğundan firmanın likidite sıkıntısı hakkında bilgi vermemektedir.

Likidite oranları içinde kısa vadeli borçları ödeyebilmenin bir göstergesi olarak likit (asit test) oran da önemli bir yere sahiptir. Bir firmanın stokları dışında kalan dönen varlıklarının (kasa, banka, serbest menkul değerler ve alacaklar toplamının) kısa süreli borçlarına oranlanması ile hesaplanan likit oran, stokların paraya çevrilmesinin uzun zaman alması düşüncesiyle hesaplanmaktadır²⁰⁵. Bir firmanın likidite sıkıntısı çekmemesi için 1 civarında olması istenen likit oranın yorumlanması da cari oranın yorumunda dikkat edilmesi gereken unsurlar göz önünde bulundurularak yapılmaktadır²⁰⁶.

Son olarak bilanço kalemlerinden kasa, banka ve serbest menkul değerlerin toplamının kısa süreli borçlara oranı şeklinde hesaplanan nakit oran, bir firmanın kısa

²⁰³ A.e, s.140, 826; Bolak, a.g.e., s.30.; Karan, a.g.e., s.490; E.F. Brigham, M.C. Ehrhardt, **Financial Management: Theory and Practice**, 11.bs., Thomson, ABD, 2005, s.444; Yıldız, Tenekecioğlu, a.g.e., s.583.

²⁰⁴ Bolak, a.g.e., s.30.

²⁰⁵ Bolak, a.g.e.,s.33; Yıldız, Tenekecioğlu, a.g.e., s.583.

²⁰⁶ Bolak, a.g.e., s.33.

vadeli borçlarını ödeyebilme gücünü gösteren bir başka likidite oranıdır. Bir firmanın nakit oranının 1 olması kısa vadeli borçları kadar nakdinin olduğunu göstermektedir ve dolayısıyla firmanın borçlarını her an ödeyebilecek durumunda olduğu anlaşılmaktadır²⁰⁷.

Hisse senedi getirisini açıklamak üzere gelişmiş borsalar için yapılmış çalışmalarda bu geleneksel likidite oranlarının yanında hisse senedinin likiditesini ölçen hisse senetleri piyasa devir hızı ve alım/satım aralığı (bid-ask spread) değişkenlerinin kullanıldığı görülmektedir. Bu çalışmaların bazılarında hisse senedinin likiditesi ile hisse senedinin getirisi arasında pozitif bir ilişki bulunmuşken²⁰⁸ bazılarında herhangi bir ilişkiye rastlanmamıştır²⁰⁹. Bazı çalışmalarda ise likiditesi düşük olan hisse senetlerinin getirilerinin daha yüksek olduğu sonucuna ulaşılmıştır²¹⁰.

Türkiye’de İMKB üzerine yapılmış çalışmalarda ise likidite geleneksel likidite oranlarıyla ölçülmüş olup elde edilen sonuçların birbirinden farklı olduğu görülmektedir. Örneğin Kalaycı ve Karataş’ın (2005) çalışmalarında hisse senedi getirisini açıklamak üzere likidite oranlarıyla yapılan regresyon ve faktör analizi sonuçlarına göre likidite faktörü 1996 ve 1997 yılları için incelenen gıda, kimya ve kağıt sektörlerinden hiçbirinde anlamlı bulunmamış; tek başına alınan cari oran ise sadece kağıt sektöründe anlamlı bulunmuştur. Ayrıca cari oran ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişkinin pozitif olduğu saptanmıştır²¹¹. Ege ve Bayrakdaroğlu ise (2007) 2004 yılında İMKB’de işlem gören şirketlerin hisse senedi getirilerini

²⁰⁷ A.e., s.33; Yıldız, Tenekecioğlu, a.g.e., s.583.; Brealey, Meyers, 2003, a.g.e., s.826.

²⁰⁸ Yakov Amihud, Haim Mendelson, “Liquidity and Asset Prices: Financial Management Implications”, **Financial Management**, C:17, 1986, (5-15); V.R. Eleswarapu, “Cost of Transacting and Expected Returns in the NASDAQ Market”, **Journal of Finance**, C:52, 1997, (2113-2127).

²⁰⁹ J.M.R. Chalmers, G.B. Kadlec, “An Empirical Examination of the Amortized Spread”, **Journal of Financial Economics**, C:48, No:2, 1998, (159-188)

²¹⁰ Vinay T. Datar, Narayan N. Naik, Robert Radcliffe, “Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test” **Journal of Financial Markets**, C:1, 1998, (203-219); S. Hu, “Trading Turnover and Expected Stock Returns: The Trading Frequency Hypothesis and Evidence From the Tokyo Stock Exchange”, **University of Chicago Working Paper**, 1997; R. Haugen, N. Baker, “Commonality in the Determinants of Expected Stock Returns”, **Journal of Financial Economics**, C:41, 1996, (401-440); Michael J. Brennan, Avanihar Subrahmanyam, “Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns”, **Journal of Financial Economics**, C:41, No:3, 1996, (441-464); M.J. Brennan, Tarun Chordia, A. Subrahmanyam, “Alternative Factor Specifications, Security Characteristics, and The Cross Section of Expected Stock Returns”, **Journal of Financial Economics**, C:49, No:3, 1998, (345-373)

²¹¹ Kalaycı, Karataş, 2005, a.g.e., s.13.

etkileyen faktörleri inceledikleri çalışmalarında likidite oranlarını temsilen nakit oranı kullanmışlardır ve nakit oranın hisse senedi getirilerini pozitif yönde anlamlı bir şekilde etkilediğini bulmuşlardır²¹².

Likidite oranları ile hisse senedi getirileri arasında literatürde farklı yaklaşımlar olmasına rağmen, genel olarak likidite oranlarının etkilerinin diğer temel faktörlerin etkileri yanında geri planda kaldığı söylenebilmektedir. Ancak bununla birlikte likiditesi yüksek firmaların hisse senedi getirilerinin de yüksek olması yönünde bir beklenti olabileceği açıktır.

1.2.4.2.3 Faaliyet Oranları

*“Faaliyet oranları bir işletmenin çeşitli varlıklarını hangi etkinlikle kullandığını ölçmeye yönelik oranlardır”*²¹³. Faaliyet oranları alacak devir hızı, maddi duran varlık devir hızı, toplam varlık devir hızı, öz sermaye devir hızı olmak üzere net satışların söz konusu varlıklara bölünmesiyle elde edilmekte ve ilgili varlığın satış yaratma gücünü göstermektedir. Bu faaliyet oranlarının yanında stok devir hızı da önemli faaliyet oranlarından. Başlıca faaliyet oranlarını aşağıdaki gibi özetlemek mümkündür:

- Alacak devir hızı
- Maddi duran varlık devir hızı
- Toplam varlık devir hızı
- Öz sermaye devir hızı
- Stok devir hızı

Firmanın net satışlarının alacaklarına oranlanmasıyla alacak devir hızı, maddi duran varlıklarına oranlanmasıyla maddi duran varlık devir hızı (MDVDH), toplam varlıklarına oranlanmasıyla toplam varlık devir hızı (TVDH), stoklarına oranlanmasıyla da stok devir hızı (SDH) elde edilmektedir. Alacak devir hızı (ADH)

²¹² Ege, Bayrakdaroğlu, 2007, **a.g.e.**, s.13.

²¹³ Bolak, **a.g.e.**, s.37.

alacakların zamanında tahsil edilip edilmediğini, firmanın tahsilat güçlüğü çekip çekmediğini göstermektedir. Alacak devir hızının yüksek olması satışların çok, alacakların ise az olması ya da bir başka deyişle satışların nakit olarak yapılması anlamına gelmektedir. Dolayısıyla alacak devir hızı yüksek olan bir firmanın alacaklarını tahsil etme açısından iyi bir konumda olduğu anlaşılmaktadır²¹⁴. Maddi duran varlık devir hızı firmanın maddi duran varlıklarını ne kadar etkin kullandığını göstermektedir. Ancak eski firmaların maddi duran varlıklarının uzun zaman önce alınmış olması ve bu açıdan maddi duran varlıklarının değerinin yeni kurulmuş firmalarınkine kıyasla düşük olması nedeniyle MDVDH yorumlanırken dikkatli olunması gerekmektedir. Toplam varlık devir hızı net satışların toplam varlıklara oranlanmasıyla hesaplanmaktadır. Stok devir hızının küçük olması firmanın çok fazla stok tuttuğu anlamına gelmektedir ve stokların çok olması firmanın verimsiz bir şekilde faaliyetlerine devam ettiğinin bir göstergesi olabilmektedir²¹⁵.

Genel olarak devir hızı yüksek olduğunda ilgili gösterge bakımından firmanın verimli çalıştığı kabul görmektedir. Ancak faaliyet oranları hisse senedi getirilerini açıklamak üzere yapılan çalışmalarda borsa performans oranlarına kıyasla geride kalmışlardır. Türkiye’de faaliyet oranları kullanılarak yapılan çalışmaların sayısı oldukça azdır.

Faaliyet oranlarından TVDH’nin İMKB hisse senedi getirileri üzerindeki etkisini araştıran Ege ve Bayrakdaroğlu (2007) çalışmalarında yapmış oldukları lojistik regresyon analizi sonucunda TVDH’nin hisse senedi getirilerini pozitif yönde etkilediğini bulmuşlardır²¹⁶. Kalaycı ve Karataş (2005) ise hisse senedi getirilerini etkileyen faktörlerden öz sermaye devir hızının sadece 1997 yılı gıda sektörü için pozitif anlamlı bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır²¹⁷.

²¹⁴ A.e.; Reilly, Brown, 2003, a.g.e., s.324.

²¹⁵ Brigham, Ehrhardt, 2005, a.g.e., s.447.

²¹⁶ Ege, Bayrakdaroğlu, 2007, a.g.e., s.14.

²¹⁷ Kalaycı, Karataş, 2005, a.g.e., s.13.

2. İKİNCİ BÖLÜM: PANEL VERİ MODELLERİ

Birçok bilim dalında yapılan istatistik çalışmaların temel amacı değişkenler arasındaki ilişkileri ortaya çıkarmak, bir veya birden fazla değişkende meydana gelen değişimin diğer bir değişkende ne kadarlık ve hangi yönde değişime neden olacağını belirlemektir. Bilindiği gibi ekonomi ve işletme bilim dallarında, ülkeler veya ülke grupları, devletler ve endüstriler gibi makro ekonomik birimlerle, firmalar ve çalışanlar gibi mikro ekonomik birimlerin eğilimlerini; siyasal bilimlerde, siyasi partilerin politik eğilimlerini; psikoloji, sosyoloji ve sağlık bilimlerinde toplumların ve insanların davranışlarını incelemeye çok değişkenli istatistik yöntemlerin birçoğundan yararlanılmaktadır²¹⁸. Son yıllarda, mikro ve makro ekonomik birimlerin davranışlarını açıklamada aynı yatay-kesit birimlerinin (N) belirli bir zaman diliminde (T) ele alındığı, hem birimlerarası hem de zaman içindeki farklılaşmaların aynı anda incelendiği bir yöntem olan Panel Veri Analizinin (Panel Data Analysis) sıklıkla kullanıldığı gözlenmektedir²¹⁹. Bu bilim dallarında panel veri analizinin sıklıkla kullanılmasında, verilerin daha düzenli ve uzun süreli elde edilmesiyle birlikte, panel verinin karmaşık yapısının analiz edilmesinde yararlanılan bilgisayar ortamının ve paket programların gelişmesinin önemli bir etkisi olmuştur²²⁰.

Hem yatay-kesit hem de zaman serilerinden oluşan panel veri analizinde genellikle yatay-kesit veri yapısı ağırlık kazanmakta ve yatay-kesit birim sayısının zamana göre oldukça fazla olduğu panel veri setleriyle çalışılmaktadır. Zamanın yatay-kesit birim sayısına oranla fazla olduğu veri yapılarına ise Yatay-Kesitli Zaman Serileri (Time Series Cross Sectional) adı verilmektedir²²¹. Veri setinde

²¹⁸ Farklı bilim dallarında yapılan panel veri çalışmaları hakkında genel bir bilgi için Dielman, 1983, s.111.

²¹⁹ Bruce E. Hansen, **Econometrics**, ABD, University of Wisconsin, 2005, s.118; William H. Greene, **Econometric Analysis**, 5.bs., ABD, Prentice Hall, 2003, s.283.

²²⁰ László Mátyás, Patrick Sevestre, **The Econometrics of Panel Data A Handbook of the Theory with Applications**, 2.bs., 1996, s.25., Badi H. Baltagi, 2001, **Econometric Analysis of Panel Data**, 2.bs., John Wiley and Sons, Ltd, Great Britain, s.5-7.

²²¹ Jeffrey M. Wooldridge, **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**, İngiltere, The MIT Press, 2002, s.251, Nathaniel Beck, "Time-Series – Cross-Section Methods", **The Oxford Handbook of Political Methodology**, Yazarlar: Janet M. Box-Steffensmeier, Henry E. Brady, David Collier, Chapter20, New York Oxford University Press, 2006, (475-493).

yatay-kesit mi yoksa zaman serisi verisinin mi fazla olduğu yapılacak analizlerin sonuçlarının etkinlik ve tutarlılığını etkilemektedir. Dolayısıyla kullanılacak analiz yönteminin seçiminde bu ayrımın araştırmacılar tarafından çok iyi yapılması gerekmektedir²²².

Panel veri analizinin araştırmacılar tarafından yaygın bir şekilde kullanılmaya başlamasında veri toplama ve analiz yöntemlerinin gelişmesinin etkisinin yanında, yöntemin mevcut yatay-kesit veya zaman serileri analizlerine göre birçok avantaja sahip olması da etkilidir ve avantajları aşağıdaki gibi birkaç başlık altında toplanabilmektedir:

- Panel veri analiziyle, tek başına yapılan yatay-kesit veya zaman serileri analizlerine oranla, daha etkin parametre tahminleri elde edilebilmektedir²²³.
- Panel veri analiziyle elde edilen sonuçların kalitesi, tek başına yatay-kesit veya zaman serileri yöntemlerinden herhangi birinin kullanılmasıyla elde edilemeyecek düzeyde artmaktadır²²⁴.
- Bireyler, hanhalkları, firmalar, sektörler, iller, bölgeler veya ülkeler gibi birbirinden farklı özelliklere sahip araştırma birimlerinin panel veri analizi ile incelenmesi sayesinde, gözlemlenemediği ya da yanlış ölçüldüğü için modele dahil edilemeyen değişkenlerin etkilerinden doğan heterojenlik sapmasını kontrol etmek mümkün olmaktadır. Bu heterojen yapıyı dikkate almayan zaman serileri analizleri ya da yatay-kesit çalışmaları ile yanlış sonuçlar elde etme riski bulunmaktadır.²²⁵ Çünkü klasik regresyon analizinin en temel varsayımı olan bağımsız değişkenlerle gözlemlenemeyen etkiler arasında

²²² Nathaniel Beck, 2006, **a.g.e.**, s.475.

²²³ Cheng Hsiao, "Benefits and Limitations of Panel Data", **Econometric Reviews**, C:4, No:1, 1985, (121-174); Cheng Hsiao, "Panel Analysis for Metric Data", **Handbook of Statistical Modelling in the Social and Behaviourial Sciences**, ed. G.Arminger, C.C. Clogg, M.Z. Sobel, 1995, (391-400); Cheng Hsiao, "Economic Panel Data Methodology", **International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences**, ed. N.J.Snelsler, P.B.Bates, 2000; Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.5-7., Badi H. Baltagi, James M. Griffin, 1983, "Gasoline Demand in the OECD, An Application of Pooling and Testing Procedures", **European Economic Review**, C:22, s.117.

²²⁴ Damodar N. Gujarati, **Temel Ekonometri**, Çev. Ümit Şenesen, Gülay Günlük Şenesen, İstanbul, Literatür Yayıncılık, 1995, s.638.

²²⁵ Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.6.; Cheng Hsiao, **Analysis of Panel Data**, 2.bs., İngiltere, Cambridge University Press, 2003, s.5, 8; Manuel Arellano, **Panel Data Econometrics**, İngiltere, Oxford University Press, 2003, s.8; Jeffrey M. Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.169., Edward Frees, **Longitudinal and Panel Data : Analysis and Applications in the Social Sciences**, 2004, s.5.

ilişki olmaması varsayımı birçok ekonomik ve sosyal araştırmada sağlanamamaktadır. Bu da klasik regresyon analizi ile elde edilen sonuçların yanlış olmasına neden olmaktadır. Oysa panel veri analiziyle bireylerin zaman içinde incelenmesi sonucu bağımsız değişkenlere ait katsayıların tahmininde birinci farklar ya da ortalamadan farklar alınarak bu etkiler ortadan kaldırılabilmektedir.²²⁶ Sonuç olarak, bu heterojenliği kontrol altına alan, panel veri analizi araştırmacılara daha zengin ve etkin sonuçlar elde etme olanağı sağlamaktadır²²⁷.

- Tek başına yapılan zaman serileri analiziyle sadece incelenen birime ait çıkarımlar yapılabilirken, panel veri analizi ile birden fazla birim incelendiği için daha ayrıntılı bilgiler elde edilebilmektedir.
- Veri sayısında gözlenen artış ile daha aydınlatıcı bilgilere ulaşılabilmektedir. Hem zaman hem de yatay-kesit birimlerinin bir arada analiziyle sağlanan veri sayısındaki artış, serbestlik derecesini arttırmanın yanında birimlerarası farklılıklar sayesinde açıklayıcı değişkenler arasındaki çoklu doğrusal bağlantıyı azaltması bakımından da oldukça önem kazanmaktadır²²⁸.
- Dinamik panel veri modelleriyle yatay-kesit verilerinde zaman içinde meydana gelen değişimler ortaya çıkarılabilmektedir²²⁹. İşsizlik, işgücü devir hızı, yoksulluk ve gelir dağılımı gibi zaman içinde değişim gösteren ve kendi içinde dinamikleri olan araştırma alanları panel veriyle daha ayrıntılı incelenebilmektedir. Bu açıdan panel veri analizi, işsizlik ve yoksulluk gibi ekonomik koşulların (durumların) süresini incelemek, kalıcılığını ortaya çıkarmak için kullanılacak uygun yöntemlerden birisi olarak öne çıkmaktadır. Ayrıca panel verinin süresi yeteri kadar uzun olduğunda yeni düzenlemelerin ekonomik politika değişimleri üzerindeki hızını ortaya çıkarmak da mümkündür. Örneğin, tek başına yatay-kesit verisi analiziyle herhangi bir anda nüfusun ne kadarının işsiz olduğu, analiz belirli bir zaman dilimi için tekrarlandığında da işsizlik oranının zaman içinde nasıl değiştiği

²²⁶ Arellano, 2003, **a.g.e.**, s.8., Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.26., Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.5-7.

²²⁷ Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.5-7.

²²⁸ **A.e.**, s.6.; Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.3-5., Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.26.

²²⁹ Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.169.

belirlenebilmektedir. Panel veri analiziyle ise, bir dönemde işsiz olanların ne kadarının başka bir dönemde halen işsiz olduğunu da belirlemek mümkündür.

Panel veri analizinin avantajları yanında bazı dezavantajları da bulunmaktadır. Bu dezavantajlar katsayıların yorumlanmasındaki zorlukların yanında aşağıdaki gibi özetlenebilmektedir:

- Değişkenlere ait verilerin toplanması aşamasında bazı gözlemlere ait verilerin kesit ya da zaman olarak elde edilememesi en önemli sorun olarak ortaya çıkmaktadır. Bunun nedeni, anketlerle bilgi toplarken, katılımcıların bazı sorulara cevap vermemesi ya da geçmişte doğru hatırlamamaları, bazı soruları doğru anlamamaları, anket görüşmelerinin yapılma sıklığı gibi sorunlardır.
- Bireylerin ölmesi ya da taşınması, firmaların kapanması gibi nedenlerle zaman bazında veri setindeki gözlem sayısında oluşabilecek azalma da panel veri kullanımında karşılaşılan sorunlar arasında yer almakta olup, aşınma sapması olarak tanımlanmaktadır²³⁰.
- Son olarak yatay-kesit veya zaman serisi verilerinden herhangi birinin göreceli olarak çok kısa olması da parametre tahminlerini saptırdığından N veya T'nin sonlu ve az olması panel veri analizinin kısıtları arasında yer almaktadır. Zira gelişmekte olan ülkelerde veri toplama süreci henüz bir sistematik düzende olmadığından ve bu nedenle de sadece zaman boyutu kısa olan panel verilere ulaşılabildiğinden panel veri analiziyle yapılacak tahminler sapmalı olabilmektedir.

Yukarıda sayılan avantaj ve dezavantajlar birlikte ele alındığında diğer analiz yöntemlerine oranla birçok üstünlüğe sahip olan panel veri analiz yöntemleri 1960'lı yıllarda geliştirilmeye başlanmış ve günümüzde de halen gelişme süreci içinde olan bir yöntemdir. Panel veri modelleri genel olarak statik ve dinamik olmak üzere iki ana başlık altında incelenebilmektedir. Statik modeller değişkenler arasındaki dinamik yapıyı dikkate almazken dinamik panel veri modelleri bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki dinamik yapıyı da dikkate almaktadırlar. Panel veri

²³⁰ Frees, 2004, **a.g.e.**, s.5, 11-12.

modellerine başlamadan önce değişkenler arası ilişkileri ortaya çıkarmak üzere geliştirilmiş her istatistik yöntemde olduğu gibi verinin ayrıntılı olarak incelenmesi konusunda yapılabilecekler değinmek gerekmektedir²³¹. Bu doğrultuda,

- Bağımlı değişken ile her bir bağımsız değişkenin histogramlar, kutu-nokta ve diğer diyagramlar yardımıyla incelenerek analiz sonuçlarını etkileyebilecek aşırı değerlerin olup olmadığının belirlenmesi,
- Bağımlı ve bağımsız değişkenlerin ortalama, medyan, standart sapma, minimum ve maksimum değerleri gibi çeşitli tanımsal istatistikler açısından incelenmesi,
- Bağımlı değişken ile her bir bağımsız değişken arasındaki ilişkinin korelasyon ve serpilme diyagramlarıyla incelenmesi sonucunda gerçekten panel veri ile ortaya çıkarılmak istenilen heterojen yapının olup olmadığının belirlenmesi gerekmektedir.

Oluşturulacak diyagramlar arasında çoklu zaman serileri grafikleri, serpilme diyagramları ve kısmi regresyon diyagramları²³² olmak üzere üç farklı çizim bulunmaktadır. Çoklu zaman serileri grafikleri özellikle bağımlı değişken olmak üzere her bir değişken için zamana göre birimler bazında çizilen grafiklerdir. Bu grafiklerle bağımlı değişkenin yapısı her bir gözlem için zamana göre belirlenebilmekte ve böylelikle heterojenliğin olup olmadığı, birbirine benzer yapıda yatay-kesit birimlerinin olup olmadığı hakkında bir ön bilgiye sahip olunabilmektedir. Ayrıca bu grafikler sayesinde veri yapısındaki aşırı değerler, yanlış gözlemler de kolaylıkla saptanarak gerekli önlemler alınıp tahminlerin daha etkin olması sağlanabilmektedir. Serpilme diyagramları ise değişkenler arasındaki ilişkilerin ortaya çıkarılmasını sağlamaktadır. Böylelikle birimler bazında zaman içinde değişmeyen farklılıklar olup olmadığı da gözlenebilmektedir. Son olarak kısmi regresyon diyagramları ortalamadan farkları alınmış bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında çizilebilmektedir²³³.

²³¹ Frees, 2004, **a.g.e.**, s.24-28, Beck, 2006, **a.g.e.**, s.2.

²³² Değişken eklenmiş diyagramlar

²³³ Frees, 2004, **a.g.e.**, s.25., Beck, 2006, **a.g.e.**, s.2

Ayrıca klasik zaman serileri analizinde olduğu gibi veri yapısında trendin olup olmadığını, bir başka deyişle verinin durağan olup olmadığını belirlemek üzere zaman serisi grafikleri veya durağanlık analizinde kullanılan korelogramlardan yararlanılabilmektedir²³⁴.

Bir panel veri seti bu şekilde ayrıntılı bir biçimde incelendikten sonra verinin statik ya da dinamik analiz yöntemleriyle analizine geçilebilmektedir.

2.1 STATİK PANEL VERİ MODELLERİ

Statik panel veri modelleri, bağımlı değişkeni açıklamada bağımlı ve bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerinin kullanılmadığı, bir başka deyişle değişkenlerdeki dinamik yapının yansıtılmadığı modellerdir. En temel statik panel veri analiz yöntemi klasik doğrusal regresyon analizidir. Ancak bir panel veri setine klasik regresyon analizi uygulanarak tutarlı tahminlerin elde edilebilmesi için bağımsız değişkenlerle hatalar arasında ilişki olmaması gerekmektedir²³⁵. Ayrıca klasik regresyon analizinin en önemli varsayımı sağlanmış olsa bile, birim bazında gözlemlenemeyen etkilerin varlığından ötürü, zaman içinde hataların kendi içinde ardışık bağımlı olmaması varsayımı sağlanamamaktadır²³⁶. Dolayısıyla panel veriye özel regresyon modelleri geliştirilmiştir. Bu modeller hata bileşenini; zaman bazında sabit olup birimlere göre değişken, birimler bazında sabit olup zamana göre değişken ve hem birimlere hem de zamana göre değişken olmak üzere 3 bileşene ayırarak inceleyen modellerdir. Modellerin detaylı olarak incelenmesine geçmeden önce bir panel veri setinde heterojenliğin olup olmadığı ve dolayısıyla da panel verinin toplu halde (karma olarak) analiz edilip edilemeyeceği, bir başka deyişle panel veri setine klasik regresyon analizinin uygulanıp uygulanamayacağına karar verilmesi gerekmektedir. Karar verme aşamasında, panel veri setinin tanımsal istatistikler kullanılarak model kurma aşamasından önce incelenmesine ek olarak model kurulduktan sonra gerçekleştirilen ve Kovaryans Analizi – Covariance Estimation

²³⁴ Beck, 2006, **a.g.e.**, s.2

²³⁵ Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.256, Gujarati, 1995, **a.g.e.**, s.45-68, Badi H. Baltagi, **Econometrics**, 3.bs., Almanya, Springer, 2002, s.52.

²³⁶ Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.256

olarak da adlandırılan hipotez testleri yer almaktadır. Kovaryans analizi ve model seçimi karar aşamasında uygulanacak testlere EK 1’de detaylı olarak yer verilmektedir.

2.1.1 Hata Bileşen Modelleri

Kovaryans analizi sürecinden sonra sabitin değişken olduğu belirlenmişse birimlere ve/veya zamana göre heterojenliği dikkate alınmanın en basit yolu sabit terimin değişken olduğu,

$$y_{it} = \alpha + \mathbf{x}_{it}\mathbf{B} + v_{it} \quad (2.1)$$

modelini²³⁷ tahmin etmek ve v_{it} bileşik hatasını (composite error²³⁸), $v_{it} = A_i + u_{it}$ ya da $v_{it} = \lambda_t + u_{it}$ olacak şekilde iki bileşene ya da $v_{it} = A_i + \lambda_t + u_{it}$ olacak şekilde üç bileşene ayırmaktır. Modele dahil edilemeyen, bir başka deyişle gözlemlenemeyen ve hata terimi içinde yer alan tüm değişkenler²³⁹,

1. sosyal ekonomik geçmiş, firma yönetim şekli, beceri, firmalar arası rekabet ya da işbirliği gibi birimlere göre değişken ve zamana göre sabit (A_i),
2. belirli bir döneme ait ekonomik iyimserlik ya da kötümserlik gibi zamana göre değişken ve birimler bazında sabit (λ_t),
3. hem zamana hem de birimlere göre değişken olup gözlemlenemeyen veya ölçülemeyen değişkenler (u_{it})

olarak tanımlanabilmektedir.

²³⁷ Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.251.

²³⁸ **A.e.**, s.247.

²³⁹ Pietro Balestra, Marc Nerlove, “Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: The Demand for Natural Gas”, **Econometrica**, C:34, No:3, 1966, (585-612); Cheng Hsiao, “Some Estimation Methods for a Random Coefficient Model”, **Econometrica**, C:43, No:2, 1975, s.305, (305-326); Cheng Hsiao, M.Hassem Pesaran, “Random Coefficient Panel Data Models”, **CESifo Working Paper No:1233**, 2004, s.2, (1-39); Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.251.

A_i (λ_i) gözlemlenemeyen etkilere birçok kaynakta birim (zaman) etki, birim (zaman) heterojenlik (unobserved component, unobserved heterogeneity, latent variable, individual effect, individual heterogeneity) olmak üzere farklı isimler verilmektedir. u_{it} hata terimi ise hem N hem de T bazında değişen hatalar (idiosyncratic errors – disturbances) şeklinde adlandırılmaktadır²⁴⁰.

Sabit katsayıları değişken modeller, hem zamana hem de birimlere göre değişkenlik gösteren üçüncü türden değişkenlerin modele alınmamasının etkisinin tek başlarına etkili olmadığını, birlikte incelendiğindeyse etkili olduğunu ve modelde yer alan ve almayan diğer değişkenlerle ilişkili olmayan rassal bir değişkenin özelliklerine sahip olduğunu varsaymaktadır. Ayrıca, modele dahil edilmeyen tüm diğer değişkenlerin etkileri birimler ve/veya zaman bazındaki heterojenliği esas alacak şekilde bir regresyon modelinin sabit teriminde yer alabilmektedir. Böylelikle modele dahil edilemeyen değişkenlerden kaynaklı sapmayı azaltmak ya da yok etmek mümkün olmaktadır. Çalışmada ayrıntılı olarak sadece birimler bazında farklılıkların incelendiği tek yönlü rassal etkiler modellerine yer verilmektedir. Çünkü zaman bazındaki etkiler, makroekonomik faktörlerin modele ilave edilmesiyle gözlemlenebilmektedir.

Gözlemlenemediği ya da modelde yer alması gerektiği halde göz ardı edilmiş değişkenlerin etkilerini belirlemek için farklı varsayımlar altında “rassal etkiler” ve “sabit etkiler” olmak üzere farklı iki yaklaşım geliştirilmiştir. Hangi yöntemin kullanılacağı kararı ise oldukça dikkat edilmesi gereken bir konudur²⁴¹ ve gözlemlenemeyen birimsel etkilerin sabit mi yoksa rassal mı olduğu sorusuna verilecek yanıtta ortaya çıkmaktadır²⁴². Eğer bu etkilerin sabit olduğu varsayılıyorsa modelde hem tüm birimlere ve zamana göre değişmeyen bir sabit terim, hem de sadece birimlere göre değişkenlik gösteren bir sabit terim ve bağımsız değişkenlere ait parametre tahmini yapılmaktadır. Etkilerin rassal olduğu varsayılıyorsa da rassal etkiler modeli tahmin edilmektedir. Ayrıca rassal etkiler ya da sabit etkiler modellerinden hangisinin kullanılacağı kararı bağımsız değişkenlerle hata terimleri

²⁴⁰ Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.251.

²⁴¹ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.30.

²⁴² Frees, 2004, **a.g.e.**, s.8., Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.252.

arasında ilişki olup olmadığına bağlı olarak değişmektedir²⁴³. Sabit etkiler modelinde gölge değişken yaklaşımı benimsenirken, rassal etkiler modelinde hata ya da varyans bileşeni yaklaşımı benimsenmektedir²⁴⁴.

2.1.1.1 Sabit Etkiler (SE) Modeli

Regresyon analizinde bazı katsayıların birimlere ve/veya zamana göre değişmesine izin verilmesi durumunda regresyon katsayıları bilinmeyen fakat sabit parametrelere dönüşmektedir ve bu tür modeller sabit etkiler modelleri olarak tanımlanmaktadır²⁴⁵. Yatay-kesit birimlerinin her birinin sabit bir değerinin olması anlamına gelen **Sabit Etkiler (SE)** modellerinde birimlere ve/veya zamana göre oluşan değişiklikler sabit parametrede farklılıklar meydana getirmekte ve eğim parametreleriyle birlikte tahmin edilecek parametrelere dönüşmektedir. Sadece birimler arasındaki farklılıklar ele alındığında modeller **“Tek Yönlü Sabit Etkili Modeller”**; birimlere ve zamana göre farklılıklar ele alındığında da **“İki Yönlü Sabit Etkili Modeller”** olarak adlandırılmaktadır. Bu çalışmada sadece birimlere göre farklılıkların dikkate alındığı tek yönlü sabit etkili modellerin analizinde kullanılan yöntemler ayrıntılı olarak incelenmektedir. İki yönlü modeller için de benzer çıkarımlar yapılabilmektedir²⁴⁶.

$$y_{it} = \alpha + \mathbf{x}_{it}\mathbf{B} + A_i + u_{it}$$

şeklindeki tek yönlü sabit etkiler modelinde hata bileşeni v_{it} (composite error) A_i ve u_{it} olmak üzere iki bileşene ayrılmakta ve A_i bileşenine tahmin edilmesi gereken sabit bir parametre şeklinde yaklaşılmaktadır. Hata bileşeni ile ilgili iki önemli varsayım bulunmaktadır ve varsayımlar aşağıdaki gibi özetlenebilmektedir²⁴⁷:

²⁴³ Arellano, 2003, **a.g.e.**, s.2., Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.249-250, 252.

²⁴⁴ A. Bhargava, L. Franzini, W. Narendranathan, “Serial Correlation and Fixed Effects Model”, **The Review of Economic Studies**, C:49, No:4, 1982, s.533 (533-549).

²⁴⁵ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.34.

²⁴⁶ **A.e.**, s.38-43, Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.33-35.

²⁴⁷ Arellano, 2003, **a.g.e.**, s.12-13., Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.36.

$$SE 1) E u_{it} | \mathbf{x}_{it}, A_i = 0 \quad (t = 1, \dots, T \text{ için}) \quad (2.2)$$

$$SE 2) E \mathbf{u}_i \mathbf{u}_i' | \mathbf{x}_i, A_i = \sigma_u^2 \mathbf{I}_T \quad (t = 1, \dots, T \text{ için}) \quad (2.3)$$

SE modelinin birinci varsayımı herhangi bir dönemdeki u_{it} hata bileşeninin \mathbf{x}_{it} bağımsız değişkenlerinin geçmiş, şimdiki ve gelecek değerleriyle ilişkili olmaması varsayımıdır. Bu varsayıma kesin dışsallık varsayımı adı verilmektedir²⁴⁸ ve u_{it} hata bileşeniyle A_i birim etkiler arasında ilişki olmaması varsayımını da ifade etmektedir. İkinci varsayım ise sabit varyanslılık ve ardışık bağımlı olmama varsayımlarıdır ve bu varsayım sağlanmadığında tahminler tutarlı iken etkin olmamaktadır. Sabit etkili modelde u_{it} hata bileşeniyle \mathbf{x}_{it} ilişkisiz iken, A_i birim etkiler ile \mathbf{x}_{it} arasında ilişki olması konusunda herhangi bir kısıt bulunmamaktadır.

Sabit etkili modellerin analizinde genel olarak Gölge Değişkenli En Küçük Kareler (GDEKK) ile Gruplarıçi - Within Groups (Gİ) sabit etkiler yöntemleri kullanılmaktadır²⁴⁹. Sonraki bölümlerde bu yöntemler ayrıntılı olarak incelenmektedir.

2.1.1.1.1 *Gölge Değişkenli En Küçük Kareler Tahmin Yöntemi*

Bir panel veride zaman içinde sabit olup birimler bazında farklı olan veya birimler bazında sabit olup zaman içinde farklı olan göz ardı edilmiş değişkenlerin etkilerini gözlemleyebilmek için bu tür değişkenlere ait gölge değişkenler oluşturulmaktadır. Böylelikle sabitteki farklılık modele bağımsız değişken olarak dahil edilecek gölge değişkenler yardımıyla yansıtılmaktadır²⁵⁰. Ancak Gölge Değişkenli En Küçük Kareler – Dummy Variable Least Squares (GDEKK) yöntemi

²⁴⁸ Arellano, 2003, **a.g.e.**, s.12-13., Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.257-267.

²⁴⁹ Peracchi, 2004 kitap, s.14-18., Arellano, 2003, **a.g.e.**, s.11-46, Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.12-14.

²⁵⁰ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.31.

serbestlik derecesi sorunundan ötürü, sadece birim sayısının çok fazla olmadığı panel veri setlerine uygulanabilmektedir.²⁵¹

Tek yönlü sabit etkiler modeli basitlik amacıyla sadece birimler bazında farklı olan değişkenler üzerinden incelenir ve (2.1)'deki model ele alınırsa, \mathbf{B} ($K \times 1$) boyutunda eğim parametre vektörünü, \mathbf{x}_{it} ($1 \times K$) boyutunda bağımsız değişkenler vektörünü, y_{it} birimlere ve zamana göre farklılık gösteren bağımlı değişkeni, A_i i 'nci birime ait zaman içinde aynı kalan sabit terimi, hata terimi u_{it} ise modele dahil edilmeyen değişkenlerin etkisini göstermektedir. Ayrıca u_{it} 'nin \mathbf{x}_{it} vektöründen bağımsız olduğu; sıfır ortalama ve sabit varyansla belirli bir dağılıma uyduğu ve ardışık bağımlı olmadığı varsayılmaktadır²⁵²:

$$E \mathbf{u}_i | \mathbf{x}_i = \mathbf{0}, \text{Var } \mathbf{u}_i | \mathbf{x}_i = E \mathbf{u}_i \mathbf{u}_i' = \begin{cases} \sigma_u^2 I_T, & i = j \\ 0, & i \neq j \end{cases}, (I_T \text{ T} \times \text{T}' \text{lik birim matris})^{253}.$$

$$\sigma_u^2 I_T = \sigma_u^2 \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_u^2 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_u^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_u^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \sigma_u^2 \end{bmatrix}$$

Tahmin edilecek model birimlere ait gölge değişkenlerden oluşan ve aşağıdaki gibi vektör formunda yazılan modeldir:²⁵⁴

$$\mathbf{y} = \alpha \mathbf{e}_{NT} + \mathbf{x}\mathbf{B} + \mathbf{v} \quad (2.4)$$

Burada \mathbf{y} $NT \times 1$ 'lik sütun vektörü, \mathbf{e}_{NT} $NT \times 1$ 'lik birim vektör, \mathbf{x} $NT \times K$ 'lik bağımsız değişkenler matrisi ve \mathbf{B} parametresi $K \times 1$ 'lik bu değişkenlere ait katsayılar vektörünü göstermektedir. (2.4)'teki model sabit etkiler modeliyle tahmin

²⁵¹ G.S. Maddala, "Limited Dependent Variable Models Using Panel Data", **The Journal of Human Resources**, C:22, No:3, 1987, (307-338)

²⁵² Arellano, 2003, **a.g.e.**, s.12-13., Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.36., Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.12., Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.30, Baltagi, Griffin, 1983, **a.g.e.**, s.122.

²⁵³ Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.13. Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.31.

²⁵⁴ Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.12; Greene, 2003, **a.g.e.**, s.287, Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.30-32.

edildiğinde $\mathbf{v} = \mathbf{D}_A \mathbf{A} + \mathbf{u}$ şeklinde ayrıştırılmakta ve \mathbf{D}_A gölge değişkenler vektörünü göstermekte olup aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$\mathbf{D}_A = \mathbf{I}_N \otimes \mathbf{e}_T$$

Dolayısıyla model vektör notasyonu ile aşağıdaki gibi gösterilmektedir²⁵⁵:

$$\mathbf{y} = \begin{bmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{y}_N \end{bmatrix} = \alpha \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{x}_1 \\ \mathbf{x}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{x}_N \end{bmatrix} \mathbf{B} + \mathbf{D}_A \begin{bmatrix} A_1 \\ A_1 \\ \vdots \\ A_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{u}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{u}_N \end{bmatrix} \quad (2.5)$$

Burada,

$$\mathbf{y}_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{x}_i = \begin{bmatrix} x_{1i1} & x_{2i1} & \cdots & x_{Ki1} \\ x_{1i2} & x_{2i2} & \cdots & x_{Ki2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{1iT} & x_{2iT} & \cdots & x_{KiT} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{e}' = \underset{1 \times NT}{1, 1, \dots, 1}, \quad \mathbf{u}'_i = \underset{1 \times T}{u_{i1}, \dots, u_{iT}}$$

şeklinde matrislerle tanımlanmaktadır ve u_{it} 'nin bu varsayımları altında (2.5) modelinin doğrusal, en iyi, sapmasız tahminleyeni EKK tahminleyenidir²⁵⁶ ve A_i^* ve \mathbf{B} 'nin EKK tahminleri hata kareleri toplamı olan,

$$S = \sum_{i=1}^N \mathbf{u}'_i \mathbf{u}_i = \mathbf{y} - \alpha \mathbf{e} - \mathbf{x} \mathbf{B} - \mathbf{D}_A \mathbf{A}' \quad \mathbf{y} - \alpha \mathbf{e} - \mathbf{x} \mathbf{B} - \mathbf{D}_A \mathbf{A} \quad (2.6)$$

fonksiyonunu minimize edecek şekilde elde edilmektedir. Hata kareleri toplamı, A_i^* ve \mathbf{B} 'ye göre birinci dereceden kısmi türevler alınarak sıfıra eşitlenirse tahmini parametre aşağıdaki gibidir:²⁵⁷

$$\mathbf{b}_{Kov} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i \quad \mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i \quad y_{it} - \bar{y}_i \right] \quad (2.7)$$

²⁵⁵ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.35-36., Franco Peracchi, **Methods for Panel Data**, University of Rome, 2004, s.14.

²⁵⁶ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.36., Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.31-32.

²⁵⁷ Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.32.

\mathbf{b}_{kov} EKK tahminleyeni, GDEKK ya da Kovaryans tahminleyeni olarak adlandırılmaktadır. Çünkü A_i^* katsayısına ait değişkenler gölge değişken formundadır. Oluşturulan gölge değişkenli panel veri analizinde sabit etkilerin varlığı gölge değişkenlere ait parametrelerin anlamlılığına bağlı olduğundan sabit etkiler modelinin geçerli olup olmadığı F testi ile araştırılmaktadır²⁵⁸. Tüm gölge değişkenlere ait katsayıların anlamlılığının testine ait hipotez ve hipotezin testi için hesaplanan F istatistiği aşağıdaki gibidir²⁵⁹:

$$H_0 : A_1 = A_2 = \dots = A_{N-1}$$

$$F_0 = \frac{S_3 - S_2 / N - 1}{S_2 / NT - N - 1 - K}$$

Eşitlikte yer alan S_3 karma modelin (pooled model), S_2 ise gölge değişkenli modelin EKK ile tahmininden elde edilen hata kareleri toplamını göstermektedir²⁶⁰. F testi sonucunda hipotez reddedildiğinde sabit etkilerin var olduğu anlaşılmaktadır.

N yatay-kesit birim sayısının çok olması durumunda ise gölge değişken sayısı artacağından ve $N-1+K \times N-1+K$ boyutlu bir matrisin tersi alınacağından A ve B parametrelerinin EKK ile tahminini yapmak oldukça zorlaşmaktadır. Dolayısıyla ilgilenilen katsayılar sadece A ve B olduğundan bu parametreler değişkenlere ortalamadan farklar dönüşümü (Q matris dönüşümü) uygulanarak da elde edilebilmektedir. Böylelikle tersi alınacak matrisin boyutu $K \times K$ olmaktadır. Bu dönüşüme Gİ sabit etkiler modeli de denmektedir.

2.1.1.1.2 *Gruplariçi Sabit Etkiler Modeli*

GDEKK uygulanarak elde edilen \mathbf{b}_{kov} tahminleyenine Gİ sabit etkiler tahmin edicisi (within groups estimator) de denmektedir. Bu tahminler (2.4)'teki modele,

²⁵⁸ Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.13.

²⁵⁹ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.38., Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.13-14.

²⁶⁰ Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.13.

$$J_T = \mathbf{e}_T \mathbf{e}'_T = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \cdots & 1 \\ 1 & 1 & \cdots & 1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & 1 & \cdots & 1 \end{bmatrix}_{T \times T},$$

$$\mathbf{D}_A \mathbf{D}'_A = I_N \otimes J_T,$$

$$\mathbf{P} = \mathbf{M}_A = \mathbf{D}_A \mathbf{D}'_A \mathbf{D}_A^{-1} \mathbf{D}'_A,$$

$$\mathbf{Q} = \mathbf{N}_A = \mathbf{I}_{NT} - \mathbf{M}_A \text{ olacak şekilde,}$$

$\mathbf{Q} = \mathbf{N}_A$ dönüşümü yapılmaktadır. Bir değişken (NTxNT'lik) \mathbf{P} matrisi ile çarpıldığında birimler bazında ortalama vektörü elde edilmektedir. Dolayısıyla herhangi bir değişkenin (NTxNT'lik) \mathbf{Q} matrisi ile çarpılması ise birimler bazında ortalamadan farklar vektörünü vermektedir. Böylelikle birim bazındaki farklılaşmaların ve sabit terimin (A_i) etkisi yok edilmiş olmakta* ve değişkenler birim ortalamadan farklar şekline dönüşmektedir²⁶¹ ve denkleme EKK uygulanmasıyla tahminler yapılabilmektedir:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \mathbf{B}' \mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i + u_{it} - \bar{u}_i \quad (2.8)$$

$$\tilde{y}_{it} = \mathbf{B}' \tilde{\mathbf{x}}_{it} + \tilde{u}_{it}$$

(2.8)'deki model matrislerle aşağıdaki gibi yazılmakta:

$$\mathbf{Qy} = \mathbf{Q}\alpha \mathbf{e}_{NT} + \mathbf{QxB} + \mathbf{QD}_A \mathbf{A} + \mathbf{Qu}$$

$$\mathbf{Qy} = \mathbf{QxB} + \mathbf{Qu}$$

ve denkleme EKK uygulandığında,

$$\mathbf{b}_{Kov} = \mathbf{x}' \mathbf{Qx}^{-1} \mathbf{x}' \mathbf{Qy} \quad (2.9)$$

* $\mathbf{Qe} = \mathbf{0}$ ve $\mathbf{QD}_A \mathbf{A} = \mathbf{0}$ ve $\mathbf{Q}' \mathbf{Q} = \mathbf{Q}$

²⁶¹ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.36-37., Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.12-13., Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.32-33., Baltagi, Griffin, 1983, **a.g.e.**, s.122.

(2.7)'de verilen aynı tahmini değerler elde edilmektedir²⁶². \mathbf{b}_{Kov} tahminleyeni GDEKK, kovaryans modeli ya da Gİ sabit etkiler tahminleyeni olmak üzere 3 farklı şekilde adlandırılmaktadır²⁶³. \mathbf{b}_{Kov} eğim parametrelerinin varyans-kovaryans matrisi ise,

$$Var(\mathbf{B}_{Kov}) = \sigma_u^2 \mathbf{x}'\mathbf{Q}\mathbf{x}^{-1} \text{ şeklinde hesaplanmaktadır.}$$

\mathbf{b}_{Kov} yansız bir tahminleyendir ve N veya T'den herhangi biri ya da her ikisi birden sonsuza giderken tutarlı olmaktadır²⁶⁴. Dolayısıyla GDEKK yöntemi hem panel veri hem de yatay-kesitli zaman serisi verilerine uygulanabilmektedir ve panel veri uygulamalarında en çok kullanılan yöntemdir²⁶⁵.

Ancak sabit terim için yapılan tahminler yansız olmasına rağmen N birim sayısı ne olursa olsun sadece T sonsuza giderken tutarlıdır²⁶⁶. Ayrıca modelin varyanslarının yorumlanması ile ilgili bir sorun da bulunmaktadır. Modelin EKK ile tahmininden elde edilen varyans şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$s_{Kov}^2 = NT - K^{-1} \hat{\mathbf{u}}'\hat{\mathbf{u}}$$

Ancak gölge değişkenli modelin varyansı ise aşağıdaki gibidir:

$$s_{GDEKK}^2 = N(T-1) - K^{-1} \hat{\mathbf{u}}'\hat{\mathbf{u}}$$

Bu açıdan Gİ sabit etkiler modelinden elde edilen varyansların GDEKK modelinden elde edilenlerle aynı olabilmesi için $N(T-1) - K^{-1} NT - K$ çarpanıyla düzeltilmesi gerekmektedir²⁶⁷. Düzeltme işlemi panel veri analizi yapan istatistik paket programlarında otomatik olarak yapılmaktadır.

Her iki yöntemin de birbirine göre avantaj ve dezavantajları bulunmaktadır. GDEKK modelinde modele ilave edilen (N-1) adet gölge değişken serbestlik derecesini oldukça düşürmektedir. Bunun yanında Gİ sabit etkiler tahminleyeninde

²⁶² Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.33., Peracchi, 2004, **a.g.e.**, s.14., Arellano, 2003, **a.g.e.**, s.15-16.

²⁶³ Arellano, 2003, **a.g.e.**, s.16.

²⁶⁴ Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.33.

²⁶⁵ Arellano, 2003, **a.g.e.**, s.16.

²⁶⁶ Arellano, 2003, **a.g.e.**, s.17.

²⁶⁷ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.37., Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.14., Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.272.

ise A_i^* sabit terimi ortalamadan farklar alındığı için modelden çıkmaktadır. Böylelikle modelde yer alan cinsiyet gibi birimler bazında farklılaşan değişkenlerin etkisi de yok edilmiş olmaktadır²⁶⁸. Dolayısıyla tahminler daha etkin olmasına rağmen zamana göre sabit olan değişkenlerin etkisi tahmin edilememektedir.

2.1.1.2 Rassal Etkiler (RE) Modeli

Panel veri analizinde birimlere veya zamana göre değişkenlik gösteren etkilerin tahmin edilecek parametreler şeklinde mi yoksa hata teriminin bir bileşeni olarak mı ele alınacağı önemli bir karardır. Sabit etkiler modelinde yatay-kesit birimlerine ait gözlemlenemeyen etkiler zaman içinde sabit kalan parametreler olarak dikkate alınmaktadır. Bu karar N birim sayısının genellikle T'den büyük olmasından ötürü, sadece birimler bazında değişkenlik gösteren etkilerin analizinde daha fazla önem taşımaktadır. A_i 'lere tahmin edilecek parametreler şeklinde yaklaşıldığında eğim katsayılarına ilave olarak N-1 adet parametre daha tahmin edilmekte ve bu durumda serbestlik derecesi azalmaktadır. Böylelikle A_i 'lerin tahmini tutarsız olabilmektedir²⁶⁹. Rassal etkiler modellerinde ise yatay-kesit birimlerine ait farklılıklar u_{it} gibi rassal değişkenler olarak incelenmekte ve sadece eğim parametreleri tahmin edilmektedir²⁷⁰. Bu açıdan **Rassal Etkiler (RE)** modeli aynı zamanda varyans bileşen modeli ya da hata bileşen modeli olarak da tanımlanmaktadır. Regresyon analizinde teorik olarak bağımlı değişkeni etkileyen ancak gözlemlenemedikleri için modele dahil edilmeyen bağımsız değişkenlerin etkisinin rassal bir hata teriminin içinde olduğunu varsaymak standart bir uygulamadır. Panel veride ise hata teriminin içinde sadece birimler veya zamana göre farklılık gösteren ve hem birimler hem zamana göre farklılık gösteren fakat gözlemlenemeyen değişkenlerin etkisinin yer aldığı varsayılmaktadır. Genel olarak

²⁶⁸ Jerry A. Hausman, William E. Taylor, "Panel Data and Unobservable Individual Effects", **Econometrica**, C:49, No:6, 1981, s.1377, (1377-1398); Josef Brüderl, **Panel Data Analysis**, 2005, (Çevrimiçi) <http://www2.sowi.uni-mannheim.de/lsssm/veranst/Panelanalyse>, s.8.

²⁶⁹ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.43.

²⁷⁰ Stephen Nickell, "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects", **Econometrica**, C:49, No:6, 1981, (1417-1426); Maddala, 1987, **a.g.e.**; Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.14.

v_{it} bileşik hata terimi A_i , λ_t ve u_{it} bileşenlerinden oluşmaktadır²⁷¹. Hem zaman hem de birimler bazında farklılaşmaları içeren rassal etkiler modeline “*İki Yönlü Rassal Etkiler Modeli*”, $v_{it} = A_i + u_{it}$ olmak üzere sadece birimler bazında ya da $v_{it} = \lambda_t + u_{it}$ olmak üzere sadece zaman bazında farklılaşmaları içeren rassal etkiler modeline de “*Tek Yönlü Rassal Etkiler Modeli*” denilmektedir. Çalışmada ayrıntılı olarak sadece birimler bazında farklılıkların incelendiği tek yönlü rassal etkiler modellerine yer verilmektedir. İki yönlü modeller için de benzer çıkarsamalar yapılabilmektedir²⁷².

Rassal etkiler modelinin tahmininde kullanılan yöntemler üç temel varsayıma dayanmaktadır. Söz konusu varsayımlar genel olarak hataların aynı yatay-kesit birimi içinde ve yatay-kesit birimleri arasında birbirinden bağımsız ve varyansının sabit olması, gözlemlenebilen bağımsız değişkenlerle gözlemlenemeyen birim bazındaki etkiler arasında ilişki olmaması şeklinde özetlenebilmekte ve aşağıdaki gibi gösterilmektedir²⁷³:

$$\text{RE 1- a) } E u_{it} | \mathbf{x}_i, A_i = 0 \quad (t = 1, \dots, T \text{ için}) \text{ (kesin dışsallık varsayımı)} \quad (2.10)$$

$$\text{b) } E A_i | \mathbf{x}_i = E A_i = 0$$

$$\text{RE 2 - a) } E \mathbf{u}_i \mathbf{u}_i' | \mathbf{x}_i, A_i = \sigma_u^2 \mathbf{I}_T \text{ (eş varyanslılık ve ardışık bağımlı olmama varsayımı)} \quad (2.11)$$

$$\text{b) } E A_i^2 | \mathbf{x}_i = \sigma_A^2 \text{ (} A_i \text{ gözlemlenemeyen etkiler bazında eş varyanslılık varsayımı)}$$

RE 1-a'daki varsayım sabit etkiler modelindeki SE 1 ile aynıdır. Ancak RE 1-b'deki varsayım sabit etkiler modelindeki kesin dışsallık varsayımına ek olarak A_i birim etkiler ile \mathbf{x}_{it} arasında ilişki olmaması varsayımının da sağlanması gerektiğine işaret etmektedir. RE 2-a'daki varsayım u_{it} hata bileşeninin varyansının aynı

²⁷¹ Nickell, 1981, **a.g.e.**

²⁷² Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.61-62., Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.35-43., Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.53-55

²⁷³ Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.34; Greene, 2003, **a.g.e.**, s.294, Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.14-15., Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.31;51-52. Balestra, Nerlove, 1966, **a.g.e.**, s.595., Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.251-265.

birimler için zaman bazında sabit olduğunu ve farklı zaman dilimlerinde ardışık bağımlı olmadığını ifade etmektedir²⁷⁴:

$$E u_{it}^2 = \sigma_u^2 \quad (t = 1, \dots, T \text{ için}) \text{ ve}$$

$$E u_{it}u_{is} | \mathbf{x}_i, A_i = 0 \quad (t \neq s \text{ için})$$

Tek yönlü hata bileşen modelinde $v_{it} = A_i + u_{it}$ hata teriminin varyans kovaryans matrisi V ile gösterildiğinde farklı zaman dilimleri ($t \neq s$) için birinci ve ikinci varsayımlardan yararlanılarak,

$$E v_{it}v_{is} = E \begin{bmatrix} A_i + u_{it} & A_i + u_{is} \end{bmatrix} = E \begin{bmatrix} A_i^2 + A_i u_{is} + A_i u_{it} + u_{it}u_{is} \end{bmatrix} = E A_i^2 = \sigma_A^2 \text{ eşitliği}$$

elde edilmektedir. Aynı zaman dilimi içinde ise birinci varsayımdan yararlanılarak,

$$E v_{it}^2 = E \begin{bmatrix} A_i + u_{it} & A_i + u_{it} \end{bmatrix} = E \begin{bmatrix} A_i^2 + 2A_i u_{it} + u_{it}^2 \end{bmatrix} = E A_i^2 + E u_{it}^2 = \sigma_A^2 + \sigma_u^2 \text{ eşitliği elde edilmektedir}^{275}.$$

Her iki eşitlikten yola çıkılarak i'nci birime ait T gözlemin varyans-kovaryans matrisi,

$$E \mathbf{v}_i \mathbf{v}_i' = \sigma_u^2 I_T + \sigma_A^2 J_T = V \quad (2.12)$$

şeklinde olup aşağıdaki gibidir²⁷⁶:

$$V = \begin{bmatrix} \sigma_u^2 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_u^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_u^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \sigma_u^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_A^2 & \sigma_A^2 & \sigma_A^2 & \cdots & \sigma_A^2 \\ \sigma_A^2 & \sigma_A^2 & \sigma_A^2 & \cdots & \sigma_A^2 \\ \sigma_A^2 & \sigma_A^2 & \sigma_A^2 & \cdots & \sigma_A^2 \\ \vdots & \vdots & & \ddots & \vdots \\ \sigma_A^2 & \sigma_A^2 & \sigma_A^2 & \cdots & \sigma_A^2 \end{bmatrix}$$

²⁷⁴ Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.258

²⁷⁵ Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.259.

²⁷⁶ Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.35, Balestra, Nerlove, 1966, **a.g.e.**, s.595, Greene, 2003, **a.g.e.**, s.294., Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.259.

$$V = \begin{bmatrix} \sigma_u^2 + \sigma_A^2 & \sigma_A^2 & \sigma_A^2 & \cdots & \sigma_A^2 \\ \sigma_A^2 & \sigma_u^2 + \sigma_A^2 & \sigma_A^2 & \cdots & \sigma_A^2 \\ \sigma_A^2 & \sigma_A^2 & \sigma_u^2 + \sigma_A^2 & \cdots & \sigma_A^2 \\ \vdots & \vdots & & \ddots & \vdots \\ \sigma_A^2 & \sigma_A^2 & \sigma_A^2 & \cdots & \sigma_u^2 + \sigma_A^2 \end{bmatrix}_{T \times T}$$

Özet olarak i 'nci birime ait varyans-kovaryans matrisini,

$$E v_{it}v_{is} = \begin{cases} \sigma_A^2 + \sigma_u^2, & t = s \text{ için} \\ \sigma_A^2, & t \neq s \text{ için} \end{cases} \text{ şeklinde yazmak mümkündür.}$$

Genel olarak varyans kovaryans matrisi ise,

$$E \mathbf{v}\mathbf{v}' = \sigma_u^2 I_N \otimes I_T + \sigma_A^2 I_N \otimes J_T = \mathbf{\Omega} \quad (2.13)$$

şeklinde hesaplanmaktadır²⁷⁷.

$\mathbf{P}\mathbf{Q}=0$ ve \mathbf{P} , \mathbf{Q} simetrik idempotent matrisler olmaları nedeniyle (2.13) düzenlendiğinde,

$$E \mathbf{v}\mathbf{v}' = \sigma_u^2 \mathbf{Q} + T\sigma_A^2 + \sigma_u^2 \mathbf{P} = \mathbf{\Omega}$$

daha kullanışlı formülüne ulaşılmaktadır. Bu formülden ve $\mathbf{\Omega}\mathbf{\Omega}^{-1} = \mathbf{I}$ bilgisi ve \mathbf{P} ve \mathbf{Q} matrislerinin özelliklerinden yararlanılarak varyans-kovaryans matrisinin r gibi herhangi bir skalar cinsinden kuvveti²⁷⁸,

$$\mathbf{\Omega}^r = \sigma_u^2{}^r \mathbf{Q} + T\sigma_A^2 + \sigma_u^2{}^r \mathbf{P} \quad (2.14)$$

şekline dönüşmektedir.

Analiz edilecek model (2.4)'teki modelin aynısı olup aşağıdaki gibidir:

$$\mathbf{y} = \alpha \mathbf{e}_{NT} + \mathbf{x}\mathbf{B} + \mathbf{v} \quad (2.15)$$

²⁷⁷ Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.35.; Greene, 2003, **a.g.e.**, s.294, Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.15; Stephan Juradja, **Econometrics of Panel Data and Limited Dependent Variable Models, Cerge-EI Lecture Notes**, 2003, s.16., Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.259.

²⁷⁸ Greene, 2003, **a.g.e.**, s.295.; Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.35.

Tüm bu bilgiler ışığında $v_{it} = A_i + u_{it}$ hata bileşeni u_{it} ve A_i hata bileşenlerinden oluştuğundan aynı yatay-kesit birimi bazında v_{it} hatalarının diğer tüm hatalarla ilişkili olduğu görülmektedir. Bu durumda rassal etkiler modeline EKK uygulanması sonucunda parametre tahminleri sapmasız ve tutarlı olmasına rağmen etkin olmamaktadır. Dolayısıyla rassal etkiler modelinde α ve \mathbf{B} 'lerin tahmini Genelleştirilmiş En Küçük Kareler – Generalised Least Squares (GEKK) ve En Yüksek Olabilirlik – Maximum Likelihood (EYO) yöntemleriyle yapılmaktadır²⁷⁹. Bu yöntemlere bir sonraki bölümde ayrıntılı olarak yer verilmektedir.

2.1.1.2.1 Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GEKK) Yöntemi

En Küçük Kareler yönteminden elde edilen tahminlerin tutarlı olması için hataların eş varyanslı olması ve ardışık bağımlı olmaması gerekmektedir. Farklı varyanslılık hatalara ait varyans-kovaryans matrisinde köşegen üzerinde yer alan elemanların eş olmaması, ardışık bağımlılık ise köşegen dışındaki elemanların sıfır olmaması durumunda ortaya çıkmaktadır²⁸⁰. Hem farklı varyanslılık hem de ardışık bağımlılık sorunlarının bir arada görülmesi durumuna ekonometri literatüründe hataların küresel olmaması (nonspherical disturbances) ya da Gauss-Markov varsayımlarını sağlamaması denilmektedir²⁸¹. Hatalar bu varsayımları sağlamadığında EKK tutarlı olmasına rağmen etkin değildir ve EKK ile yapılacak tahmin varyansları doğru olmamaktadır²⁸². GEKK yöntemi klasik regresyon analizinde farklı varyanslılık ve/veya ardışık bağımlılık sorunu olması durumunda kullanılan bir yöntemdir²⁸³. Bilindiği üzere hatalar arasında ardışık bağımlılık yokken farklı varyanslılık sorunu olduğunda çözüm olarak kullanılan Ağırlıklı En Küçük Kareler (Weighted Least Squares) tahmin yöntemi GEKK yönteminin özel bir

²⁷⁹ Arellano, 2003, **a.g.e.**, s.35.

²⁸⁰ Russell Davidson, James G. MacKinnon, **Econometric Theory and Methods**, Oxford University Press, 2004, s.254.

²⁸¹ Michael Creel, **Econometrics**, 2005, s.112., Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.47.

²⁸² Beck, 2006, **a.g.e.**, s.3

²⁸³ Davidson, MacKinnon, 2004, **a.g.e.**, s.254-256., Baltagi, 2002, **a.g.e.**, s.221-222.

halidir²⁸⁴. Panel veride v_{it} ve v_{is} parametrelerinin her ikisi de A_i terimini içerdiğinden (2.15) modelinin hataları arasında korelasyon söz konusudur ve bu durumda Gauss-Markov varsayımları sağlanamamaktadır. $\delta' = \alpha, \mathbf{B}'$ 'ye ait etkin tahminleyenler elde edebilmek için GEKK yönteminin kullanılması gerekmektedir. GEKK yöntemi (2.15)'teki modelde yer alan tüm değişkenlere $\sigma_u \Omega^{-1/2} = P^*$,

$$P^* = \sigma_u \Omega^{-1/2} = \mathbf{Q} + \left(\sqrt{\frac{\sigma_u^2}{T\sigma_A^2 + \sigma_u^2}} \right) \mathbf{P}$$

dönüşümü yapıldıktan sonra EKK uygulanmasıdır.

Böylelikle P^* ile dönüştürülmüş y_{it}^* ve \mathbf{x}_{it}^* değişkenleri,

$$P^* y_{it} = y_{it}^* = y_{it} - \Phi \bar{y}_i \tag{2.16}$$

$$P^* \mathbf{x}_{it} = \mathbf{x}_{it}^* = \mathbf{x}_{it} - \Phi \bar{\mathbf{x}}_i$$

ile elde edilmektedir²⁸⁵.

Eşitlikteki $\Phi = 1 - \sqrt{\psi}$ olup,

$$\psi = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_A^2} \tag{2.17}$$

şeklinde hesaplanmaktadır²⁸⁶. Φ katsayısı 0 ile 1 arasında bir değer almaktadır. Eğer $\psi \rightarrow 1$ yani $\Phi \rightarrow 0$ ise δ_{GEKK} EKK tahminleyenine yakınsamaktadır. $\psi \rightarrow 0$ yani $\Phi \rightarrow 1$ ise (2.7)'deki kovaryans tahminleyenine dönüşmektedir.²⁸⁷ Bir başka deyişle ψ parametresi Gruplararası – Between Groups (GA) değişkenliğe verilecek ağırlığın bir göstergesidir. Gölge değişkenli veya sabit etkiler modelinde bu türden bir değişkenlik tamamen göz ardı edilmektedir. Bu açıdan GEKK tahmini parametreleri Gİ ve GA tahminlerin ağırlıklı ortalamasıdır:

²⁸⁴ Davidson, MacKinnon, 2004, **a.g.e.**, s.259.

²⁸⁵ Maddala, 1987, **a.g.e.**; Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.17.

²⁸⁶ Maddala, 1987, **a.g.e.**, s.4, Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.35, Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.56.

²⁸⁷ W.A. Fuller, G.E. Battese, "Estimation of Linear Models with Cross-Error Structure", **Journal of Econometrics**, C:2, 1974, (67-78); Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.17.

$$\mathbf{b}_{GEKK} = \varphi \mathbf{b}_{GA} + I_k - \varphi \mathbf{b}_{Kov} \quad (2.18)$$

$$c_{0,GEKK} = y - \mathbf{b}_{GEKK} \bar{\mathbf{x}}.$$

şeklinde elde edilmektedir.

\mathbf{b}_{GEKK} tahmininde GA ve Gİ tahmin değerlerine verilecek ağırlığı gösteren φ ve Gİ değişkenliği ihmal ettiğinden GA tahminleyen olarak da adlandırılan \mathbf{b}_{GA} ,

$$\varphi = \psi T \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' Q \mathbf{X}_i + \psi T \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}} \quad \bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}}' \right]^{-1},$$

$$\times \left[\sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}} \quad \bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}}' \right]$$

$$\mathbf{b}_{GA} = \left[\sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}} \quad \bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}}' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}} \quad \bar{y}_i - \bar{y}' \right]$$

formülleriyle hesaplanmaktadır.

GEKK yöntemi kullanılarak yapılan tahminler sonucunda parametreler aşağıdaki gibi elde edilmektedir²⁸⁸:

$$\hat{\delta}_{GEKK} = \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' V^{-1} \mathbf{X}_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' V^{-1} \mathbf{y}_i \right) \quad (2.19)$$

(2.19) düzenlendiğinde²⁸⁹;

$$W_{\mathbf{xx}} + \psi B_{\mathbf{xx}} \begin{bmatrix} \alpha \\ \mathbf{B} \end{bmatrix}_{GEKK} = W_{\mathbf{xy}} + \psi B_{\mathbf{xy}} \quad (2.20)$$

$$(W_{\mathbf{xx}} = T_{\mathbf{xx}} - B_{\mathbf{xx}}, W_{\mathbf{xy}} = T_{\mathbf{xy}} - B_{\mathbf{xy}})^{290}$$

elde edilmektedir.

²⁸⁸ Juradja, **a.g.e.**, s.16., Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.55.

²⁸⁹ Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.36; Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.17.

²⁹⁰ Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.36.

B_{xx} ve B_{xy} matrisleri kareler toplamıyla GA çapraz çarpım kareler toplamını içerirken, W_{xx} ve W_{xy} Gİ kareler toplamından oluşmaktadır. T_{xx} ve T_{xy} ise toplam değişkenlik matrisleridir ve aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$T_{xx} = \sum_{i=1}^N \mathbf{x}'_i \mathbf{x}_i, \quad T_{xy} = \sum_{i=1}^N \mathbf{x}'_i \mathbf{y}_i$$

$$B_{xx} = T^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{x}'_i J_T \mathbf{x}_i, \quad B_{xy} = T^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{x}'_i J_T \mathbf{y}_i$$

(2.20) denklemleri çözüldüğünde,

$$\begin{aligned} & \begin{bmatrix} \psi NT & \psi T \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}'_i \\ \psi T \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i & \sum_{i=1}^N X'_i Q X_i + \psi T \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i \bar{\mathbf{x}}'_i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C_0 \\ \mathbf{b} \end{bmatrix}_{GEKK} \\ & = \begin{bmatrix} \psi NT \bar{\mathbf{y}} \\ \sum_{i=1}^N X'_i Q \mathbf{y}_i + \psi T \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i \bar{\mathbf{y}}_i \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (2.21)$$

eşitliğine ulaşılmaktadır ve tahmini parametreler²⁹¹,

$W_{xx} + \psi B_{xx}$ matrisinin tekil olmadığı durumda GEKK tahminleyenlerinin varyans-kovaryans matrisi,

$$\begin{aligned} & \text{Var} \begin{bmatrix} C_0 \\ \mathbf{b} \end{bmatrix}_{GEKK} = \sigma_u^2 W_{xx} + \psi B_{xx}^{-1} \\ & = \sigma_u^2 \left[\begin{pmatrix} 0 & \mathbf{0}' \\ \mathbf{0} & \sum_{i=1}^N X'_i Q X_i \end{pmatrix} + T \psi \begin{pmatrix} N & \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}'_i \\ \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i & \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i \bar{\mathbf{x}}'_i \end{pmatrix} \right]^{-1} \end{aligned} \quad (2.22)$$

şeklinde yazılmaktadır²⁹² ve tek başına \mathbf{b}_{GEKK} parametresinin varyansı ise,

²⁹¹ Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.36-37; Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.17.

²⁹² Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.37; Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.57.

$$\text{var}(\mathbf{b}_{GEKK}) = \sigma_u^2 \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{x}'_i Q \mathbf{x}_i + T\psi \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}} \quad \bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}} \quad ' \right]^{-1} \quad (2.23)$$

formülüyle hesaplanmaktadır.

$\psi > 0$ olduğu için \mathbf{b}_{Kov} ve \mathbf{b}_{GEKK} tahminleyenlerinin varyans-kovaryans matrisleri arasındaki farkın pozitif yarı tanımlı (semidefinit) bir matris olduğu açıktır. Bir başka deyişle \mathbf{b}_{Kov} 'nin varyansı \mathbf{b}_{GEKK} 'in varyansından daha büyüktür²⁹³. Bu da $E A_i \mathbf{x}_{it} = 0$ olduğunda rassal etkiler tahminleyeninin daha etkin olduğunu göstermektedir.

$$\text{var}(\mathbf{b}_{Kov}) = \sigma_u^2 \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{x}'_i Q \mathbf{x}_i \right]^{-1} \quad (2.24)$$

Ancak sonlu (N) birimle çalışılmışsa, $T \rightarrow \infty$ iken $\psi \rightarrow 0$ olmaktadır. Böylelikle $T \rightarrow \infty$ iken her bir birim için sonsuz sayıda gözleme sahip olduğundan, $NT^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{x}'_i \mathbf{x}_i$ ve $NT^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{x}'_i Q \mathbf{x}_i$ matrislerinin sonlu pozitif tanımlı (definit) matrislere yakınsadığı varsayımı altında, $\mathbf{b}_{GEKK} \rightarrow \mathbf{b}_{Kov}$ ve $\text{var}(\sqrt{T} \mathbf{b}_{GEKK}) \rightarrow \text{var}(\sqrt{T} \mathbf{b}_{Kov})$ ²⁹⁴ yakınsamaktadır²⁹⁵.

Ancak GEKK tahmini yapılırken varyans bileşenleri olan σ_u^2 ve σ_A^2 genellikle bilinmemektedir. Bu durumda 2 aşamalı GEKK tahmini kullanılmaktadır ve bu tahmine Uygulanabilir Genelleştirilmiş En Küçük Kareler – Feasible Generalised Least Squares (UGEKK) de denilmektedir²⁹⁶. Birinci aşamada tutarlı tahminleyenler

²⁹³ Formüllerden de anlaşılacağı üzere \mathbf{b}_{GEKK} parametresinin varyansının paydasında \mathbf{b}_{Kov} parametresinde yer almayan $T\psi \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}} \quad \bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}} \quad '$ bulunmaktadır ve bu da varyansın daha küçük olmasını sağlamaktadır.

²⁹⁴ Daha ayrıntılı bilgi için Hsiao, Pesaran, 2004, **a.g.e.**, s.20.

²⁹⁵ Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.38.

²⁹⁶ Peracchi, 2004, **a.g.e.**, s.13, Hsiao, Pesaran, 2004, **a.g.e.**, s.8, Nathaniel Beck, Jonathan N. Katz, "What to Do (and Not To Do) with Time-Series Cross-Section Data", **The American Political Science Review**, C:89, No:3, 1995, s.634 (634-647); Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.60., Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.260.

kullanılarak varyans bileşenlerini tahmin edildikten sonra ikinci aşamada bu tahminler (2.20)'de yerine konulmaktadır. Örneklemin büyük olduğu durumda ($N \rightarrow \infty$ ve/veya $T \rightarrow \infty$) 2 aşamalı GEKK ile UGEKK sonuçları birbirine yakınsamaktadır²⁹⁷. $T \geq 3$ ve $N - K + 1 \geq 9$ gibi daha küçük örnekler veya $T = 2$ ve $N - K + 1 \geq 10$ için bile 2 aşamalı GEKK tahminleyenleri kovaryans (Gİ) tahminleyenlerinden daha etkindir.

2 aşamalı GEKK sürecinde σ_u^2 ve σ_A^2 'yi tahmin etmek için, EKK²⁹⁸, GDEKK²⁹⁹, Gİ ve GA³⁰⁰ ya da herhangi bir tutarlı tahmin modelinden elde edilen varyansların kullanıldığı gözlenmektedir³⁰¹. v_{it} hata varyansının tahmini panel veriye EKK uygulanarak,

$$\hat{\sigma}_v^2 = NT - K^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{v}_{it}^2$$

şeklinde elde edilmektedir³⁰².

$\hat{\sigma}_A^2 = \hat{\sigma}_v^2 - \hat{\sigma}_u^2$ bilgisinden yola çıkılarak öncelikle Gİ model kullanılarak $\hat{\sigma}_u^2$ aşağıdaki gibi tahmin edilmektedir:

$$\hat{\sigma}_u^2 = NT - N - K^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T Q \hat{u}_{it}^2$$

σ_A^2 'yi tahmin etmek için sabit etkiler modelinin yanında birimler bazında ortalamalara dayanan gruplar arası tahmin yönteminin de kullanıldığı görülmektedir.

Ancak yapılan simülasyon çalışmaları sonucu hataların tahmini için hangi modelin kullanıldığına sonuçları hata kareleri ortalaması kriteri bakımından pek de

²⁹⁷ Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.18.

²⁹⁸ T.D. Wallace, A. Hussain, "The Use of Error Components Models in Combining Cross-Section with Time-Series Data", **Econometrica**, C:37, 1969, s.55-72; Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.260.

²⁹⁹ Amemiya, 1971

³⁰⁰ P.A.V.B. Swamy, S.S. Arora, "The Exact Finite Sample Properties of the Estimators of Coefficients in the Error Components Regression Models", **Econometrica**, C:40, 1972, s.261-275.

³⁰¹ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.60.

³⁰² Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.260.

etkilemediği gözlenmiş olup, uygulama açısından kolay olan yöntemin kullanılması önerilmektedir³⁰³.

GEKK tahmincisi teorik olarak en iyi özelliklere sahip olmakta ve hata terimlerinin varyansı bilindiğinde en iyi doğrusal sapmasız tahminci olmaktadır. Ancak GEKK yönteminin sapmasız olması için gerekli en önemli varsayım \mathbf{X}_{it} bağımsız değişkenleriyle A_i parametreleri arasında ilişki olmaması varsayımdır. Eğer böyle bir ilişki göz ardı edilemeyecek düzeyde ise tahminler ne kadar etkin olursa olsun rassal etkiler modelini tahmin etmek sapmalı sonuçlara yol açmaktadır.

Benzer şekilde RE-2 no'lu varsayım sağlanmadığı durumda da güçlü (robust) varyans tahminlerinin yapılması gerekmektedir. RE-2 no'lu varsayım iki durumda sağlanamamaktadır. Bunlardan ilki (2.12)'de yer alan $E \mathbf{v}_i \mathbf{v}_i'$ varyans kovaryans matrisinin sabit olmaması (farklı varyanslılık) durumudur. İkincisi ise u_{it} hata teriminin varyansının zaman içinde değişken olması ya da ardışık bağımlı olması durumudur. Her iki durumda da güçlü varyans matrisinin elde edilmesi gerekmektedir. Ayrıca bazı yazarlara göre RE-2 no'lu varsayım sağlanmış olsa bile güçlü standart hataların kullanılmasının bir zararı olmadığını savunmaktadırlar³⁰⁴.

2.1.1.2.2 *En Yüksek Olabilirlik Yöntemi*

A_i ve u_{it} rassal ve normal dağıldığı varsayımı altında³⁰⁵ olabilirlik fonksiyonunun logaritması,

³⁰³ Baltagi, Griffin, 1983, **a.g.e.**, s.123., Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.18.

³⁰⁴ Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.263

³⁰⁵ Hsiao, Pesaran, 2004, **a.g.e.**, s.10, Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.39.

$$\begin{aligned}
\log L &= -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{N}{2} \log |V| - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \mathbf{y}_i - \alpha \mathbf{e} - \mathbf{B}' \mathbf{x}_i \quad ' \quad V^{-1} \quad \mathbf{y}_i - \alpha \mathbf{e} - \mathbf{B}' \mathbf{x}_i \\
&= -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{N}{2} \frac{T-1}{T} \log \sigma_u^2 - \frac{N}{2} \log (\sigma_u^2 + T\sigma_A^2) \\
&\quad - \frac{1}{2\sigma_u^2} \sum_{i=1}^N \mathbf{y}_i - \alpha \mathbf{e} - \mathbf{B}' \mathbf{x}_i \quad ' \quad Q \quad \mathbf{y}_i - \alpha \mathbf{e} - \mathbf{B}' \mathbf{x}_i \\
&\quad - \frac{T}{2(\sigma_u^2 + T\sigma_A^2)} \sum_{i=1}^N \bar{y}_i - \alpha - \mathbf{B}' \bar{\mathbf{x}}_i \quad ^2
\end{aligned} \tag{2.25}$$

formülüyle hesaplanmaktadır³⁰⁶.

Bu eşitliğin ikinci kısmı, varyans-kovaryans matrisinin tersi ve aşağıdaki eşitlikte verilen,

$$|V| = \sigma_u^{2(T-1)} (\sigma_u^2 + T\sigma_A^2) \tag{2.26}$$

yardımla elde edilmektedir.

$\alpha, \mathbf{B}', \sigma_u^2, \sigma_A^2 = \tilde{\delta}'$ parametrelerinin EYO tahmini için, aşağıdaki denklemlerin tüm parametrelere göre birinci dereceden türevlerinin alınıp eşanlı olarak çözülmesi gerekmektedir:

$$\frac{\partial \log L}{\partial \alpha} = \frac{T}{\sigma_u^2 + T\sigma_A^2} \sum_{i=1}^N \bar{y}_i - \alpha - \mathbf{B}' \bar{\mathbf{x}}_i = 0 \tag{2.27}$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial \mathbf{B}} = \frac{1}{\sigma_u^2} \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{y}_i - \alpha \mathbf{e} - \mathbf{B}' \mathbf{x}_i \quad ' \quad Q \mathbf{x}_i - \frac{T\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_A^2} \sum_{i=1}^N \bar{y}_i - \alpha - \mathbf{B}' \bar{\mathbf{x}}_i \quad \bar{\mathbf{x}}_i' \right] = \mathbf{0} \tag{2.28}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \log L}{\partial \sigma_u^2} &= -\frac{N}{2\sigma_u^2} - \frac{N}{2(\sigma_u^2 + T\sigma_A^2)} + \frac{1}{2\sigma_u^4} \sum_{i=1}^N \mathbf{y}_i - \alpha \mathbf{e} - \mathbf{B}' \mathbf{x}_i \quad ' \quad Q \quad \mathbf{y}_i - \alpha \mathbf{e} - \mathbf{B}' \mathbf{x}_i \\
&\quad + \frac{T}{2(\sigma_u^2 + T\sigma_A^2)^2} \sum_{i=1}^N \bar{y}_i - \alpha - \mathbf{B}' \bar{\mathbf{x}}_i \quad ^2 = 0
\end{aligned} \tag{2.29}$$

³⁰⁶ Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.

$$\frac{\partial \log L}{\partial \sigma_A^2} = -\frac{NT}{2\sigma_u^2 + T\sigma_A^2} + \frac{T^2}{2\sigma_u^2 + T\sigma_A^2} \sum_{i=1}^N \bar{y}_i - \alpha - \mathbf{B}'\bar{\mathbf{x}}_i^2 = 0 \quad (2.30)$$

(2.27) ile (2.30) denklemlerinin eşanlı olarak çözülmesi oldukça zor olduğundan bu parametreleri tahmin etmek için Newton-Raphson iteratif yönteminden yararlanılmaktadır. Ardışık iterasyonlarla EYO tahmincileri için önce (2.27) ve (2.28) denklemlerinden,

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} c_0 \\ \mathbf{b} \end{bmatrix} &= \left[\sum_{i=1}^N \tilde{\mathbf{X}}_i' \mathbf{V}^{-1} \tilde{\mathbf{X}}_i \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \tilde{\mathbf{X}}_i' \mathbf{V}^{-1} \mathbf{y}_i \right] \\ &= \left\{ \sum_{i=1}^N \begin{bmatrix} \mathbf{e}' \\ \mathbf{x}'_i \end{bmatrix} \left[I_T - \frac{\sigma_A^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_A^2} J_T \right] \mathbf{e}, \mathbf{x}_i \right\}^{-1} \times \left\{ \sum_{i=1}^N \begin{bmatrix} \mathbf{e}' \\ \mathbf{x}'_i \end{bmatrix} \left[I_T - \frac{\sigma_A^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_A^2} J_T \right] \mathbf{y}_i \right\} \end{aligned} \quad (2.31)$$

vektörü elde edilmektedir. (2.30)'da yer alan denklem (2.29)'da yerine yazıldığında hata teriminin varyansı şu şekilde tahmin edilmektedir:

$$\hat{\sigma}_u^2 = N T^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{y}_i - \alpha \mathbf{e} - \mathbf{B}'\mathbf{x}_i' Q \mathbf{y}_i - \alpha \mathbf{e} - \mathbf{B}'\mathbf{x}_i \quad (2.32)$$

(2.30)'daki denklemden de A parametresinin varyansı,

$$\hat{\sigma}_A^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \bar{y}_i - \alpha - \mathbf{b}'\bar{\mathbf{x}}_i^2 - T^{-1} \hat{\sigma}_u^2 \quad (2.33)$$

şeklinde tahmin edilmektedir. Daha sonra ise $\sigma_A^2 / \sigma_u^2 + T\sigma_A^2$ oranı için bir başlangıç değeri belirlenip bu değerler (2.31)'de yerine konularak α ve \mathbf{B} tahmin edilmektedir. Bu tahminler (2.32) denkleminde σ_u^2 'yu tahmin etmek için kullanılmaktadır. Daha sonra bu tahminler de (2.33)'teki σ_A^2 'nin tahmininde kullanılmaktadır. Elde edilen σ_u^2 ve σ_A^2 'nin yeni değerleri kullanılarak yakınsama sağlanana kadar tahmin süreci tekrarlanmaktadır.

T sabit $N \rightarrow \infty$ olduğunda EYO tahmincileri tutarlı ve asimptotik olarak normal dağılmaktadırlar. N sabit $T \rightarrow \infty$ olduğunda ise $\alpha, \mathbf{B}, \sigma_u^2$ parametrelerinin

EYO tahminleri tutarlı olup kovaryans tahmincilerine yakınsamaktayken σ_A^2 parametresinin EYO tahmini tutarsızdır.

Bu bölümde tahmin yöntemleri detaylı olarak anlatılan statik panel veri yöntemleri ele alınan varsayımların geçerliliği durumunda kullanılabilir. Bir sonraki alt bölümde varsayımların nasıl test edilebilecekleri ve varsayımlardan sapma olduğunda izlenebilecek yöntemlere yer verilmektedir.

2.1.1.3 Statik Panel Veri Analizinde Testler

2.1.1.3.1 Duyarlılık Analizi

Klasik regresyon analizinde veri yapısında mevcut olan herhangi bir aşırı değer parametre tahminleri üzerinde oldukça büyük bir etkiye sahip olabilmektedir. Bu nedenle analize başlamadan önce böyle aşırı değerleri barındıran bir veri setinde aşırı değere sahip gözlemlerin parametre tahminleri üzerindeki etkilerinin ne olacağı belirlenmesi gerekmektedir. Ancak panel veri analizinde tek bir gözlemin etkisinden çok bir yatay-kesit birimlerinin etkisi üzerinde durulmaktadır. Bir yatay-kesit birimlerinin etkisinin ne olduğunu anlayabilmek için model bu yatay-kesit birimi varken ve yokken olmak üzere iki kere kurulmaktadır ve elde edilen parametre tahminleri karşılaştırılmaktadır. İki şekilde hesaplanan parametre tahminleri arasında anlamlı bir fark varsa yatay-kesit birimlerinin modelde tutulup tutulmayacağına karar verilmesi gerekmektedir³⁰⁷.

2.1.1.3.2 Belirleme (Spesifikasyon- Specification) Testleri

Panel veri analizine başlamadan önce hangi yöntemin seçileceği kararının doğru verilmesi gerekmektedir. $N, T \rightarrow \infty$ iken sabit etkiler ile rassal etkiler tahminleyenleri birbirlerine yakınsadığından tahmin yöntemi olarak hangisinin

³⁰⁷ Frees, 2004, a.g.e., s.41-42.

seçileceği konusunda bir sorun bulunmamaktadır³⁰⁸. Ancak yine de N veya T'den herhangi birinin çok büyük olması panel verinin GDEKK ile tahmini serbestlik derecesini düşüreceğinden sabit etkiler tahmin yöntemi tercih edilmemektedir³⁰⁹. Ayrıca sabit etkiler yöntemlerinden birim ortalama düzeltilmiş tahmin yöntemi eğim parametresi için GDEKK ile aynı sonucu vermesine rağmen cinsiyet, sektör ve din gibi zamandan bağımsız değişkenlerin modelden çıkmasına ve bu değişkenlerin parametrelerinin tahmin edilememesine yol açtığından sabit etkiler yine tercih edilmemektedir³¹⁰. T sonlu ve N büyük olduğunda ise her iki tahminleyen arasında önemli farklar olduğundan hangisinin kullanılacağına iyi belirlenmesi gerekmektedir. Gözlemlenemeyen etkilerin rassal mı yoksa sabit mi olduğunun yanında açıklayıcı değişkenlerle hatalar arasında ilişki olmaması varsayımının da sağlanması gerekmektedir. Çünkü rassal etkiler modelinden elde edilen tahminlerin yansız olması ancak ve ancak bu varsayımın geçerli olmasıyla mümkündür³¹¹. Eğer bağımsız değişkenlerle hatalar arasında bir ilişki yoksa bu durumda her iki model de geçerli olmakta ve rassal etkiler modelinden elde edilen hataların varyansı daha düşük olacağı için rassal etkiler modeli tercih edilmektedir³¹².

Ayrıca sadece incelenen veri setine özel bazı çıkarımlar yapmak istendiğinde, bir başka deyişle veri setindeki birimler ülkelerin ya da il, bölge ve sektörlerin tamamından oluşuyorsa gözlemlenemeyen birimsel etkileri sabit etkiler olarak varsayıp sabit etkiler modelini tahmin etmek mümkündür³¹³. Oysa incelenen veri seti örneklem ise ve anakütleyle ilişkin varsayımlarda bulunmak isteniyorsa gözlemlenemeyen birimsel etkilerin rassal olarak varsayılması gerekmektedir³¹⁴. Uygulamada genellikle örneklem verileriyle çalışıldığından rassal etkiler modelini tahmin etmek daha doğrudur. Son olarak bağımsız değişkenler arasında genellikle zamandan bağımsız gözlemlenebilen birçok değişken yer almaktadır. Bu durumda sabit etkiler modeli kullanılırsa zamandan bağımsız tüm değişkenler modelden

³⁰⁸ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.59.

³⁰⁹ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.31, 59, Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.13-14.

³¹⁰ Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.13

³¹¹ Yair Mundlak, "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data", **Econometrica**, C:46, No:1, 1978, s.70 (69-85), Bhargava, Franzini, Narendranathan, 1982, **a.g.e.**, s.533

³¹² Mundlak, 1978, **a.g.e.**, s.70.

³¹³ Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.12, Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.30-31.

³¹⁴ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.31., Hsiao, 1985, **a.g.e.**, s.131., Mundlak, 1978, **a.g.e.**, s.70; Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.14.

çıkacağından parametrelerinin tahmini de yapılamamaktadır. Dolayısıyla da böyle değişkenlerin modelde olması halinde rassal etkiler tahmininin kullanılması daha uygundur.³¹⁵ Son olarak da eğer birimsel farklılıklarla ilgilenilmiyor ve sadece açıklayıcı değişkenlerin parametrelerinin tahmini ile ilgileniliyorsa bu durumda birimsel etkilerin tahmin edilmesine gerek duyulmayan bir tahmin yönteminin seçilmesi uygun olmaktadır³¹⁶.

Sezgisel olarak izlenebilecek bu adımların dışında sabit etkiler veya rassal etkiler modellerinden hangisinin uygulanacağına karar vermek için geliştirilmiş temelinde aynı mantık yatan farklı testler bulunmaktadır. Bunlar Hausmann, Mundlak ve Breush-Pagan Lagranj Çarpımı testleridir. Son olarak da Olabilirlik Oran testleri de bulunmaktadır. Ancak Olabilirlik Oran testinin yapılabilmesi için EYO yöntemine gereksinim duyulduğu için literatürde çok fazla yer almamaktadır³¹⁷.

2.1.1.3.2.1 Hausmann Testi

Hata bileşen modelindeki en önemli varsayım $E v_{it} | X_{it} = 0$ varsayımdır. Bu varsayım v_{it} hata teriminin içinde yer alan X_{it} bağımsız değişkenleriyle olabilecek gözlenemeyen birim-sabit etkilerin (A_i) varlığında önemli bir varsayımdır. Çünkü böyle bir durumda $E v_{it} | X_{it} \neq 0$ olmakta ve GEKK tahmininin varsayımı sağlanmamış, dolayısıyla da \mathbf{B}_{GEKK} parametresinin tahmini tutarsız ve yanlı olmaktadır. Bunun yanında Gİ tahminleyende Q dönüşümünün yapılması sonucunda gözlenemeyen birim sabit A_i değişkenleri yok edilmiş olmakta ve dolayısıyla da Gİ tahminleyen tutarlı ve yansız olmaktadır³¹⁸.

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

varsayımı sağlandığı sürece tutarlı ve yansız olan \mathbf{b}_{GEKK} ve \mathbf{b}_{Kov} tahminleyenlerini karşılaştırmaya dayanan ve Hausman tarafından 1978 yılında geliştirilen bir hipotez

³¹⁵ Maddala, 1987, **a.g.e.**

³¹⁶ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.31.

³¹⁷ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.65-66.

³¹⁸ Baltagi, 2001, **a.g.e.**'den alındı.

testidir³¹⁹. Zira \mathbf{b}_{Kov} 'nin etkin, tutarlı ve yansız olması için varsayımın geçerli olup olmamasının bir önemi yok iken \mathbf{b}_{GEKK} tahminleyenin sadece ve sadece varsayımın sağlanması durumunda tutarlı ve yansız olduğu bilinmektedir.

Test süreci $\hat{q}_1 = \mathbf{b}_{GEKK} - \mathbf{b}_{cv} = 0$ hipotezinin test edilmesine dayanmaktadır³²⁰. Bu durumda H_0 hipotezi altında \hat{q}_1 parametresinin olasılık limiti ve \hat{q}_1 ve \mathbf{b}_{GEKK} arasındaki kovaryans sıfıra eşit olmaktadır.

$\mathbf{b}_{GEKK} - \mathbf{B} = \mathbf{x}'\Omega^{-1}\mathbf{x}^{-1}\mathbf{x}'\Omega^{-1}\mathbf{v}$ ve $\mathbf{b}_{cv} - \mathbf{B} = \mathbf{x}'\mathbf{Q}\mathbf{x}^{-1}\mathbf{x}'\mathbf{Q}\mathbf{v}$ olduğu gerçeğinden yola çıkılarak \hat{q}_1 'in beklenen değerinin ve \hat{q}_1 ve \mathbf{b}_{GEKK} arasındaki kovaryansın sıfıra eşit olduğu sonucuna varılmaktadır:

$$\begin{aligned} \text{cov } \mathbf{b}_{GEKK}, \hat{q}_1 &= \text{var } \mathbf{b}_{GEKK} - \text{cov } \mathbf{b}_{GEKK}, \mathbf{b}_{Kov} \\ &= \mathbf{x}'\Omega^{-1}\mathbf{x}^{-1} - \mathbf{x}'\Omega^{-1}\mathbf{x}^{-1}\mathbf{x}\Omega^{-1}E\mathbf{v}\mathbf{v}'\mathbf{Q}\mathbf{x}^{-1}\mathbf{x}'\mathbf{Q}\mathbf{x}^{-1} \\ &= \mathbf{x}'\Omega^{-1}\mathbf{x}^{-1} - \mathbf{x}'\Omega^{-1}\mathbf{x}^{-1} = 0 \end{aligned}$$

$m_1 = \hat{q}_1' [\text{var } \hat{q}_1]^{-1} \hat{q}_1$ şeklinde hesaplanan Hausman test istatistik değeri H_0 hipotezi altında χ_k^2 dağılımına uymaktadır. Burada 'k' açıklayıcı değişken sayısını göstermektedir. Test sonucunda $\hat{q}_1 = 0$ hipotezi kabul edilirse, \mathbf{b}_{GEKK} ve \mathbf{b}_{Kov} tahminleyenleri arasında fark olmadığı anlaşılmaktadır. Bu durumda \mathbf{b}_{GEKK} 'in varyansı \mathbf{b}_{Kov} 'dan daha küçük dolayısıyla da GEKK tahmin yöntemi EKK ve GDEKK tahmin yöntemlerinden daha etkin olduğu için tahminlerde \mathbf{b}_{GEKK} , bir başka deyişle rassal etkiler kullanılmaktadır³²¹.

2.1.1.3.2.2 Mundlak Testi

Mundlak, A_i 'ler ve \mathbf{x}_{it} açıklayıcı değişkenleri arasında olabilecek korelasyonu göz ardı ettiğinden (2.11)'deki rassal etkiler varsayımlarını eleştirmektedir. Çünkü A_i 'ler ve \mathbf{x}_{it} 'ler arasında teorik olarak ilişki olduğunu gösteren birçok durum

³¹⁹ Juradja, **a.g.e.**, s.21, Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.66, Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.42, 50., Hsiao, Pesaran, 2004, **a.g.e.**, s.19., Hausman, 1978, **a.g.e.**

³²⁰ Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.66, Hausman, 1978, **a.g.e.**; Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.50.

³²¹ Juradja, **a.g.e.**, s.21, Baltagi, Griffin, 1983, **a.g.e.**, s.123, Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.66-67.

bulunmaktadır. Teorik olarak böyle bir ilişkinin olduğu durumlarda tahminlerin yanlı elde edilmesi söz konusudur³²². Dolayısıyla tahminleyenlerin etkin, tutarlı ve yansız olması A_i 'ler ve \mathbf{x}_{it} 'ler arasındaki ilişkilerin incelenmesi bir başka deyişle bu değişkenlerin ortak dağılımlarının araştırılmasını gerektirmektedir. Ancak A_i 'ler gözlemlenemeyen etkileri gösterdiğinden Mundlak $E A_i | \mathbf{x}_{it}$ 'nin,

$$A_i = \sum_t \mathbf{x}'_{it} \mathbf{a}_t + w_{it} \quad (2.34)$$

şeklindeki lineer bir fonksiyonla tahmin edilmesi gerektiğini ileri sürmektedir. Bu modelde T'ye göre ortalama alındığında ise,

$$A_i = \bar{\mathbf{x}}'_i \mathbf{a} + \bar{w}_i \quad (2.35)$$

modeli elde edilmektedir ve $\bar{w}_i \sim N(0, \sigma_w^2)$ olduğu varsayılmaktadır. Burada ' \mathbf{a} ' parametresinin, sabit etkilerle bağımsız değişkenler arasında ilişki olmadığına sifira eşit olacağı açıktır³²³. Bu terim modelde yerine konulduğunda,

$$\mathbf{y}_i = \tilde{X}_i \boldsymbol{\delta} + \bar{\mathbf{x}}'_i \mathbf{a} + w_i + u_{it}$$

elde edilmektedir.

Bu modelden de anlaşılacağı üzere Mundlak formülasyonu, $H_0: \mathbf{a} = 0$ hipotezinin test edilmesine dayanmaktadır. Eğer test sonucunda hipotez kabul edilirse A_i 'ler ve \mathbf{x}_{it} 'ler arasında ilişki olmadığı bir başka deyişle de rassal etkiler modelinin tahmin edilmesi gerektiği sonucuna varılmaktadır³²⁴.

Ayrıca \mathbf{X}_{it} bağımsız değişkenleriyle A_i parametreleri arasında ilişki olması durumunda tercih edilecek sabit etkiler modelinde halen \mathbf{X}_{it} bağımsız değişkenleriyle u_{it} hata terimi arasında ilişki olmaması, bir başka deyişle tüm t ve $s \neq t$ için $Cov(\mathbf{X}_{it}, u_{is}) = 0$ varsayımının geçerli olması gerekmektedir. Bu varsayım kesin dışsallık varsayımıdır ve geçerliliğini yitirdiğinde içsellik problemi ile karşı

³²² Hsiao, 2003, **a.g.e.**,

³²³ Mundlak, 1978, **a.g.e.**, s.71-72, Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.44-45.

³²⁴ Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.50.

karşıya kalınmakta ve elde edilen parametre tahminlerinin sapmalı olması sorunu ortaya çıkmaktadır. Bu sorunu ortadan kaldırmak için literatürde önerilen yöntem Araç Değişken – Instrumental Variable (AD) yöntemidir ve bu yönetime Dinamik Panel Veri Analizi bölümünde detaylı bir şekilde yer verilmektedir. Ancak bu bölümde bu yönetime kısaca değinmek gerekirse, AD yönteminin bağımsız değişkenlerle ilişkili fakat hata terimi ile ilişkili olmayan araç değişkenlerle modelin dönüştürülmesi ile aynı anlama geldiği ve böylelikle sapmasız tahminlerin elde edildiği söylenebilmektedir.³²⁵

Bu varsayımların dışında rassal ya da sabit etkiler modellerinden hangisi tahmin edilirse edilsin ardışık bağımlılık ve farklı varyanslılık problemleri olduğu sürece tahmin edilecek parametreler tutarlı olmalarına rağmen etkin olmamaktadırlar. Ayrıca yapılan parametre tahminlerinin varyansları sapmalı olmaktadır³²⁶. Dolayısıyla hangi model seçilirse seçilsin mutlaka bu varsayımların geçerliliğinin de test edilmesi gerekmektedir.

2.1.1.3.2.3 Breusch Pagan Lagranj Çarpanı Testi

Rassal etkiler ile sabit etkiler modellerinden hangisinin kullanılacağı aşamasında izlenebilecek diğer bir yol ise Breusch Pagan'ın Lagranj Çarpanı testinin uygulanmasıdır. İki yönlü rassal etkiler modelinde,

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

hipotezinin geçerli olup olmadığı, tek yönlü rassal etkiler modelinde ise,

$$H_{0(A)} : \sigma_A^2 = 0 \text{ (veya } H_{0(\lambda)} : \sigma_\lambda^2 = 0)$$

hipotezinin bir başka deyişle yatay-kesit (veya zaman) varyans bileşenlerinin var olup olmadığını test etmeye yarayan Breusch-Pagan testi karma modelin EKK ile tahmininden elde edilen hatalara Lagranj Çarpanı - Lagrange Multiplier (LM) testiyle gerçekleştirilmektedir. Test sonucunda yatay-kesit birimlerine ait varyans bileşenlerinin sıfır olduğunu ileri süren hipotezin reddedilmesi sonucu veri setinde

³²⁵ Brüderl, 2005, **a.g.e.**, s.14.

³²⁶ Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.79, 84, Bhargava, Franzini, Narendranathan, 1982, **a.g.e.**, s.533.

birimsel etkilerin anlamlı olduğu kabul edilmekte ve dolayısıyla rassal etkiler modelinin oluşturulması gerektiğine karar verilmektedir.

Lagranj Çarpanı testi hem birim hem de zaman bazında etkilerin olduğu modele uygulandığı takdirde test istatistiği,

$$LM = \frac{NT}{2 T - 1} \left(\frac{\mathbf{v}'_{EKK} I_N \otimes J_T \mathbf{v}_{EKK}}{\mathbf{v}'_{EKK} \mathbf{v}_{EKK}} - 1 \right)^2 + \frac{NT}{2 N - 1} \left(\frac{\mathbf{v}'_{EKK} J_N \otimes I_T \mathbf{v}_{EKK}}{\mathbf{v}'_{EKK} \mathbf{v}_{EKK}} - 1 \right)^2 \quad (2.36)$$

olarak hesaplanmaktadır³²⁷. Formül incelendiğinde LM test istatistiğinin LM₁ ve LM₂ olacak şekilde iki kısımdan oluştuğu görülmektedir. LM₁ test istatistiği tek yönlü rassal etkiler modelinde $H_{0(A)} : \sigma_A^2 = 0$ hipotezinin geçerli olup olmadığının belirlenmesi, bir başka deyişle birim bazında etkilerin var olup olmadığının testi için hesaplanan kısımdır³²⁸. LM₂ test istatistiği de aynı şekilde zaman bazında etkilerin anlamlı olup olmadığının testinde kullanılmaktadır ve her iki LM değeri de 1 serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uymaktadır. Dolayısıyla LM₁ ve LM₂ test değerlerinin toplamından oluşan LM test istatistiği de 2 serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uymaktadır³²⁹.

2.1.1.3.2.4 Olabilirlik Oran Testi - Likelihood Ratio Test (LR)

EYO tahmin yöntemi sonuçlarına dayanan Olabilirlik Oran testi kısıtlı ve kısıtsız modellerin Olabilirlik değerlerinin karşılaştırılmasına dayanmaktadır ve test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$LR = -2 \log \frac{LL(kısıtlı)}{LL(kısıtsız)} \quad (2.37)$$

$LL(kısıtlı)$ kısıtlı, $LL(kısıtsız)$ ise kısıtsız modelin³³⁰ EYO tahmin yöntemi sonucu elde edilen olabilirlik değerini göstermektedir. LR test istatistiğinin

³²⁷ Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.60; Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.67.

³²⁸ LM₁ test istatistiğinin payında yer alan $\mathbf{v}'_{EKK} I_N \otimes J_T \mathbf{v}_{EKK}$ işlemi EKK ile elde edilen hata karelerinin birim bazında ortalamalarının skaler çarpımını ifade etmektedir (Bakınız Greene, 2003, **a.g.e.**, s.299).

³²⁹ Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.60; Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.66-67.

³³⁰ Kısıtlı ve kısıtsız modellerle ilgili detaylı açıklamalar için EK1'e bakınız.

hesaplanabilmesi için tek yönlü ve iki yönlü modellerin EYO yöntemiyle tahmin edilmesi gerekmektedir. Varyans bileşenleriyle ilgili yukarıda bahsi geçen varsayımlar altında LR test istatistiği, tek yönlü modeller için $\frac{1}{2}\chi^2_0 + \frac{1}{2}\chi^2_1$, iki yönlü modeller için de $\frac{1}{4}\chi^2_0 + \frac{1}{2}\chi^2_1 + \frac{1}{4}\chi^2_2$ şeklindeki dağılımlara³³¹ uygunluk göstermektedir³³².

Birimler bazında etkilerin var olup olmadığını ortaya çıkaran bu testlerin yanında panel veri analizinde de aynı regresyon analizinde olduğu gibi elde edilen parametrelerin sapmasız en iyi tahmin edici olabilmesi için hataların eş varyanslı olması ve ardışık bağımlı olmaması gerekmektedir. Bir sonraki kısımlarda bu varsayımların nasıl test edileceği üzerinde durulmaktadır.

2.1.1.3.3 Farklı Varyanslılık

Regresyon analizinde elde edilen parametrelerin sapmasız en iyi tahmin edici olabilmesi için eş varyanslı olması bir başka deyişle hatalara ait varyans-kovaryans matrisinin köşegen³³³ ve köşegen üzerindeki değerlerin de eşit olması gerekmektedir. Eğer köşegen olan varyans-kovaryans matrisinin elemanları birbirinden oldukça farklı ise bu durumda farklı varyanslılık olduğundan şüphelenilmektedir³³⁴. Farklı varyanslılık problemi tahminlerin tutarlı olmasını etkilemezken etkin olmamalarına neden olmaktadır³³⁵. Dolayısıyla farklı varyanslılık probleminin olup olmadığının ortaya çıkarılması ve farklı varyanslılık problemi varsa tahminlerin etkin olmasını sağlayacak yeni yöntemlerle tahminlerin yapılması gerekmektedir.

³³¹ Kritik değerler Wu ve King'in 1994'teki çalışmalarından yola çıkılarak $P 4^{-1}\chi^2_0 + 2^{-1}\chi^2_1 + 4^{-1}\chi^2_2 = \text{anlamlılık düzeyi}$ formülünden elde edilebilmektedir.

³³² Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.64; Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.69.

³³³ Köşegen matris, kare bir matrisin köşegeni dışındaki tüm elemanların sıfır olduğu bir matristir.

³³⁴ Davidson, MacKinnon, 2004, **a.g.e.**, s.255

³³⁵ Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.79., Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.47.

2.1.1.3.3.1 Farklı Varyanslılığın Test Edilmesi

Farklı varyanslılık sabit etkiler modelinde A_i terimi tahmin edilen bir değişken olduğundan sadece u_{it} teriminde ortaya çıkabilmektedir. Rassal etkiler modelinde ise farklı varyanslılık problemi sadece A_i terimlerinde ya da sadece u_{it} terimlerinde olabileceği gibi her ikisinde birden ortaya çıkabilmektedir. Farklı varyanslılığı test etmek ve modellemek için yapılan ilk çalışma Mazodier ve Trognon'un (1978) "Hata Bileşen Modellerinde Farklı Varyanslılık ve Zümreleme" adlı çalışmasıdır. Daha sonra Verbon³³⁶ (1978), Lejeune³³⁷ (1996), Holly ve Gardiol³³⁸ (2000), Baltagi, Bresson ve Pirotte³³⁹ (2005b) tarafından geliştirilmiş birçok farklı test bulunmaktadır. A_i ve/veya u_{it} 'de farklı varyanslılık olup olmadığını test edebilmek için genel bir LM testi geliştirilmiş olup üç farklı duruma da benzer şekilde uyarlanabilmektedir.

u_{it} hata bileşeninde farklı varyanslılık olup olmadığını test etmek için geliştirilmiş LM testi aşağıdaki hipotezi test etmektedir:

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

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

LM test istatistiği ise,

$$LM = \frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \left(\frac{\hat{\sigma}_{u_i}^2}{\hat{\sigma}_u^2} - 1 \right)^2 \quad (2.38)$$

³³⁶ H.A.A. Verbon, "Testing for Heteroscedasticity in a Model of Seemingly Unrelated Regression Equations with Variance Components (SUREVC)", **Economic letters**, C:5, No:2, 1980, s.149-153.

³³⁷ Lejeune Bernard, "A Full Heteroscedastic One-Way Error Components Model for Incomplete Panel: Maximum Likelihood Estimation and Lagrange Multiplier Testing", **CORE Discussion Paper**, 1996006, 1996, 1-28.

³³⁸ Alberto Holly, Lucien Gardiol, "A Score Test for Individual Heteroscedasticity in a One Way Error Components Model", **Université de Lausanne Working Paper**, 1999, 1-18.

³³⁹ Badi H.Baltagi, Georges Bresson, Alain Pirotte, "A Comparative Study of Pure and Pretest Estimators for a Possibly Misspecified Two-Way Error Component Model", **Advances in Econometrics**, C:17, 2003, s.1-27.

formülüyle hesaplanmaktadır³⁴⁰. i'nci birime ait hatanın ve genel hatanın varyansının tahminleri aşağıdaki gibi elde edilmektedir³⁴¹:

$$\hat{\sigma}_{u_i}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T u_{it}^2}{T}, \quad \hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T u_{it}^2}{NT} = \frac{\sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_{u_i}^2}{N}.$$

Formülde yer alan u_{it} hata terimi, farklı varyanslılık rassal etkiler modeli için araştırılacaksa (2.15) no'lu denklemin EKK ile tahmininden elde edilen hataların karelerini göstermektedir. Eğer farklı varyanslılık sabit etkiler modeli için araştırılacaksa da sabit etkiler modelinin Gİ model ile analizi sonucu elde edilen hataların karelerini göstermektedir. Her iki durumda da LM test istatistiği N-1 serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uymaktadır³⁴². Sonraki alt bölümlerde sabit etkiler modelinde sadece u_{it} 'de (Gİ modelde A_i terimleri modelden çıktığı ya da tahmin edilen değişkenler olduğu için), rassal etkiler modelinde ise A_i ve/veya u_{it} 'de farklı varyanslılık olması durumlarında izlenmesi gereken adımlara ayrıntılı olarak değinilmektedir.

2.1.1.3.3.2 Sabit Etkiler Modelinde Farklı Varyanslılık Olduğunda Çözüm

Sabit etkiler modelinde farklı varyanslılık problemi sadece u_{it} hata bileşeninde ortaya çıkabileceğinden test sonucunda farklı varyanslılık olduğu saptanmışsa (2.8)'deki Gİ model W dönüşümü yapıldıktan sonra elde edilen modele EKK uygulanması sonucu farklı varyanslılığı düzeltilmiş UGEKK tahminleri elde edilmektedir. W ile dönüştürülmüş Gİ model matris notasyonlarıyla,

$$\hat{W}Qy_i = \hat{W}Qx_iB + \hat{W}Qu_i \quad (2.39)$$

şeklinde yazılmaktadır ve

$$\hat{W} = \hat{\Sigma}_u^{-1/2} \otimes I_T, \quad \hat{\Sigma}_u^{-1/2} = \text{köşegen } \hat{\sigma}_{u_1}^{-1}, \dots, \hat{\sigma}_{u_N}^{-1} \text{ 'dir.}$$

³⁴⁰ Greene, 2003, **a.g.e.**, s.327-328.

³⁴¹ **A.e.**, s.328.

³⁴² **A.e.**

2.1.1.3.3.3 Rassal Etkiler Modelinde Farklı Varyanslılık Olduğunda Çözüm

Rassal etkiler modelinde A_i hata bileşeni tahmin edilecek bir değişken olmadığından ve v_{it} bileşke hatasının bir parçası olduğundan A_i ve/veya u_{it} 'de farklı varyanslılık olduğu durumların ayrı ayrı incelenmesi gerekmektedir.

2.1.1.3.3.3.1 Sadece A_i Hata Bileşeninde Farklı Varyanslılık Olup Olmadığının Testi ve Farklı Varyanslılık Olduğunda Çözüm

Sadece A_i hatasında farklı varyanslılık olması problemi ilk kez Baltagi ve Griffin'in 1988 yılındaki çalışmalarında ele alınmıştır³⁴³ ve esas olarak Mazodier ve Trognon'un (1978) çalışmalarına dayanılarak geliştirilmiştir. Çalışmada, $A_i \sim 0, \sigma_{A_i}^2$ ve $u_{it} \sim iid 0, \sigma_u^2$ olduğu varsayılmaktadır. Matris notasyonlarıyla bu varsayımlar,

$$A \sim 0, \Sigma_A \text{ ve } \Sigma_A = \text{köşegen } \sigma_{A_1}^2, \dots, \sigma_{A_N}^2$$

$$\Omega = E \mathbf{uu}' = D_A \Sigma_A D_A' + \sigma_u^2 I_{NT} = \Sigma_A \otimes J_T + \sigma_u^2 I_{NT}$$

$$\Omega = \text{köşegen } \sigma_{ii}^2 \otimes J_T/T + \text{köşegen } \sigma_u^2 \otimes I_T - J_T/T$$

$$\Omega^{-r} = \text{köşegen} \left[1/\sigma_{ii}^2 \right]^r \otimes J_T/T + \text{köşegen} \left[1/\sigma_u^2 \right]^r \otimes I_T - J_T/T$$

$\sigma_{ii}^2 = T\sigma_{A_i}^2 + \sigma_u^2$, $D_A = I_N \otimes e_T$ şeklinde hesaplanmaktadır³⁴⁴. Tüm değişkenlere,

$$P^* = \sigma_u \Omega^{-1/2} = I_{NT} - \Lambda \otimes M_T$$

olacak şekilde $y_{it}^* = P^* y_{it} = y_{it} - \Phi_i \bar{y}_i$ ve $\mathbf{x}_{it}^* = P^* \mathbf{x}_{it} = \mathbf{x}_{it} - \Phi_i \bar{\mathbf{x}}_i$ dönüşümü yapıldıktan sonra EKK uygulanması sonucu farklı varyanslılık düzeltilmiş olmaktadır³⁴⁵.

$$\Lambda = \text{köşegen } \Phi_1, \dots, \Phi_N, \quad \Phi_i = 1 - \sqrt{\psi_i} \text{ ve } \psi_i = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_{A_i}^2}, \text{ dir.}$$

³⁴³ Badi H. Baltagi, James M. Griffin, 1988, "A Generalized Error Component Model with Heteroscedastic Disturbances, **International Economic Review**, C:29, No: 4, s.745-753.

³⁴⁴ Baltagi, Griffin, 1988, **a.g.e.**, s.747.

³⁴⁵ **A.e.**, s.747-748.

ψ_i 'nin hesaplanabilmesi için σ_u^2 ve σ_{Ai}^2 değerlerinin uygun bir yöntemle tahmin edilmesi gerekmektedir. $\hat{\sigma}_u^2$ tahmini varyans değeri rassal etkiler modelinde farklı varyanslılık olmadığı durumdan yola çıkılarak elde edilebilmektedir. σ_{Ai}^2 değeri içinse $E v_{it}^2 = \sigma_{vi}^2 = \sigma_u^2 + \sigma_{Ai}^2$ olduğu bilgisinden yararlanılmaktadır. Bu durumda $\hat{\sigma}_{Ai}^2$ tahmini varyansı, $\hat{\sigma}_{vi}^2$ ile $\hat{\sigma}_u^2$ tahmini varyansların farkından yola çıkılarak elde edilebilmektedir. $\hat{\sigma}_{vi}^2$ tahmini varyansı her bir birim için yapılan EKK ile ve $\hat{\sigma}_u^2$ yapılan Gİ tahmin ile elde edilmektedir. EKK ile elde edilen varyanstan Gİ modelden elde edilen varyans çıkartıldığında ise $\hat{\sigma}_{Ai}^2$ tahmin edilmiş olmaktadır³⁴⁶. Böylelikle dönüşüm katsayısı,

$$\hat{\Phi}_i = 1 - \sqrt{\hat{\psi}_i} \text{ ve } \hat{\psi}_i = \frac{\hat{\sigma}_u^2}{\hat{\sigma}_u^2 + T\hat{\sigma}_{Ai}^2}$$

şeklinde elde edilmektedir.

2.1.1.3.3.2 Sadece u_{it} Hata Bileşeninde Farklı Varyanslılık Olup Olmadığının Testi ve Farklı Varyanslılık Olduğunda Çözüm

$A_i \sim 0, \sigma_A^2$ ve $u_{it} \sim 0, \sigma_{ui}^2$ olduğu durumda dönüşüm matrisi P^* ,

$$P^* = \Omega^{-1/2} = \sum_u^{-1/2} \otimes I_T \left[I_{NT} - \Lambda \otimes M_T \right]$$

şeklinde elde edilmektedir³⁴⁷.

$\sum_u^{-1/2} = \text{köşegen } \sigma_{u1}^{-1}, \dots, \sigma_{uN}^{-1}$, $\Lambda = \text{köşegen } \Phi_1, \dots, \Phi_N$, $\Phi_i = 1 - \sqrt{\psi_i}$ ve

$$\psi_i = \frac{\sigma_{ui}^2}{\sigma_{ui}^2 + T\sigma_A^2} \text{ dir.}$$

Tüm değişkenlere $y_{it}^* = P^* y_{it} = y_{it} - \Phi_i \bar{y}_i / \sigma_{ui}$ ve

$\mathbf{x}_{it}^* = P^* \mathbf{x}_{it} = \mathbf{x}_{it} - \Phi_i \bar{\mathbf{x}}_i / \sigma_{ui}$ dönüşümü yapıldıktan sonra EKK uygulanması sonucu farklı varyanslılık düzeltilmiş olmaktadır.

³⁴⁶ Baltagi, Griffin, 1988, **a.g.e.**, s.748.

³⁴⁷ Badi H. Baltagi, 2005, **Econometric Analysis of Panel Data**, 3.bs., John Wiley & Sons, Ltd., Great Britain, s.79-82.

ψ_i 'nin hesaplanabilmesi için σ_{ui}^2 ve σ_A^2 değerlerinin uygun bir tahmin yöntemiyle tahmin edilmesi gerekmektedir. $\hat{\sigma}_{ui}^2$ tahmini varyans değeri Gİ modelden elde edilen $Q\hat{u}$ hataları ile aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\hat{\sigma}_{ui}^2 = T - K + 1^{-1} \sum_{t=1}^T Qu_t^2$$

σ_A^2 değeri içinse $\sigma_{vi}^2 = \sigma_{ui}^2 + \sigma_A^2$ olduğu bilgisinden yararlanılmaktadır. $\hat{\sigma}_{vi}^2$ bir önceki bölümde anlatıldığı gibi tahmin edilmektedir ve $\hat{\sigma}_{vi}^2$ ile $\hat{\sigma}_{ui}^2$ tahmini varyansların farkı alındığında N adet farklı $\hat{\sigma}_A^2$ değeri tahmin edilmiş olmaktadır. Dolayısıyla $\hat{\sigma}_A^2$ 'nin tahmini bu N adet farklı varyans değerinin ortalaması alınarak hesaplanmaktadır:

$$\hat{\sigma}_A^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_{vi}^2 - \hat{\sigma}_{ui}^2$$

2.1.1.3.3.3 Hem A_i Hem de u_{it} Hata Bileşeninde Farklı Varyanslılık Olup Olmadığının Testi ve Farklı Varyanslılık Olduğunda Çözüm

Son olarak hem $A_i \sim 0, \sigma_{Ai}^2$ hem de $u_{it} \sim 0, \sigma_{ui}^2$ olduğu durumda dönüşüm matrisi P^* ,

$$P^* = \Omega^{-1/2} = \Sigma_u^{-1/2} \otimes I_T \left[I_{NT} - \Lambda \otimes M_T \right]$$

şeklinde elde edilmektedir.

$$\Lambda = \text{köşegen } \Phi_1, \dots, \Phi_N, \quad \Phi_i = 1 - \sqrt{\psi_i} \quad \text{ve} \quad \psi_i = \frac{\sigma_{ui}^2}{\sigma_{ui}^2 + T\sigma_{Ai}^2} \text{ 'dir.}$$

Tüm değişkenlere P^* dönüşümü yapıldıktan sonra EKK uygulanması sonucu farklı varyanslılık düzeltilmiş olmaktadır.

$\hat{\sigma}_{ui}^2$ tahmini varyans değeri Gİ modelden elde edilen $Q\hat{u}$ hataları ile bir önceki bölümde anlatıldığı gibi hesaplanmaktadır. $\hat{\sigma}_{Ai}^2$ değeri ise bir önceki bölümde anlatıldığı gibi $\hat{\sigma}_{vi}^2$ ile $\hat{\sigma}_{ui}^2$ tahmini varyansların farkı alınarak elde edilmektedir.

2.1.1.3.4 Panel Veri Analizinde Ardışık Bağımlılık (Serial - Temporal Correlation)

Sabit ve rassal etkiler modellerinin tahminlerinin yansız ve etkin olabilmesi için $s \neq t$ için $E u_{it}u_{is} = 0$ koşulunun, bir başka deyişle aynı yatay kesit elemanın zaman içindeki hatalarının birbirinden bağımsız olması gerekmektedir. Bu duruma hata terimlerinin ardışık bağımlı (sıra korelasyonlu) olmaması da denilmektedir. Ancak ekonomik modellerde modellenmeyen bir etkinin (ekonomik kriz vs.) gelecek dönemleri de etkilemesi beklendiğinden hataların birbirinden bağımsız olması mümkün değildir. u_{it} hata terimindeki ardışık bağımlılığı gözardı etmek, yapılan tahminlerin yansız ve etkin olmamasına yol açmaktadır. Bu alt bölümde öncelikle hata teriminde ardışık bağımlılık olup olmadığını araştırmak için kullanılan testlerden, daha sonra da ardışık bağımlılık olduğu durumda uygulanması gereken dönüşümlerden bahsedilmektedir.

2.1.1.3.4.1.1 Ardışık Bağımlılık Olup Olmadığının Araştırılması

Literatürde panel veri modellerinde ardışık bağımlılık olup olmadığının araştırılması üzerine birçok çalışma yapılmıştır. Bunlardan en önemlileri Burke, Godfrey ve Termayne'nin (1990) çalışmalarını temel alan Baltagi ve Li'nin (1995) çeşitli ardışık bağımlılık düzeyleri için geliştirilmiş eşanlı (joint) testleri, Baltagi ve Wu'nun (1999) zaman dilimleri ardışık olmayan panel veri setleri için geliştirdikleri ardışık bağımlılık testleri, Durbin-Watson test istatistiğini temel alan Bhargava, Franzini ve Narendranathan'ın (1982) çalışması ve yaygın olarak kullanılan Wooldridge'in ardışık bağımlılık testidir. Çalışmada sadece AR(1) (Oto regresif – Autoregressive) düzeyinde bir ardışık bağımlılık olup olmadığının araştırılmasında kullanılan test istatistiklerinin hesaplanması üzerinde durulmaktadır³⁴⁸.

2.1.1.3.4.1.1.1 Durbin Watson Testi

Yatay kesit regresyon analizinde hatalar arasında ardışık bağımlılık olup olmadığının araştırılmasında kullanılan Durbin-Watson (DW) testinin bir benzeri

³⁴⁸ Daha yüksek dereceden ardışık bağımlılık için bahsi geçen çalışmalara ya da Baltagi, 2005, a.g.e.'inden yararlanılabilmektedir.

Bhargava ve diğerkleri tarafından 1982 yılındaki çalışmalarında geliştirilmiştir. Bu test sadece sabit etkiler modelinde Gİ modelde \tilde{u}_{it} hata teriminde aşğıdaki gibi bir AR(1) sürecinin olup olmadığını test etmektedir:

$$\tilde{u}_{it} = \rho\tilde{u}_{i,t-1} + \varepsilon_{it} , \quad |\rho| < 1 \quad \text{ve} \quad \varepsilon_{it} \sim IIN \quad 0, \sigma_{\varepsilon}^2 .$$

Gİ modelde yapılan dönüşüm sonucu A_i terimleri modelden çıktığı için test edilecek hipotez,

$$H_0 : \rho = 0$$

şeklindedir. Bu hipotezin kabul edilmesi sonucunda hatalar arasında ardışık bağımlılık olmadığı söylenebilmektedir. Gİ modelden elde edilen hataları temel alan Durbin-Watson test istatistiği,

$$DW_{p-GI} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \tilde{u}_{it} - \tilde{u}_{i,t-1}^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{u}_{it}^2}$$

formülüyle hesaplanmaktadır³⁴⁹ ve 2 civarında olması durumunda ardışık bağımlılık olmadığından söz edilebilmektedir.

2.1.1.3.4.1.1.2 Baltagi-Li Testi

Baltagi ve Li (1995) sabit etkiler ve rassal etkiler modellerinde hataların ardışık bağımlı olup olmadığını araştırılması için 3 farklı Lagranj Çarpan (LM) testi geliştirmiştir. Ele alınan modelde hatalar arasında aşğıdaki gibi bir AR(1) ya da MA(1) (Moving Average – Hareketli Ortalama) süreci incelenmektedir³⁵⁰:

$$AR(1): \quad u_{it} = \rho u_{i,t-1} + \varepsilon_{it} , \quad |\rho| < 1 \quad \text{ve} \quad \varepsilon_{it} \sim IIN \quad 0, \sigma_{\varepsilon}^2 ,$$

$$MA(1): \quad u_{it} = \varepsilon_{it} + \lambda \varepsilon_{i,t-1} , \quad |\lambda| < 1 \quad \text{ve} \quad \varepsilon_{it} \sim IIN \quad 0, \sigma_{\varepsilon}^2 .$$

Ancak AR(1) ve MA(1) süreçlerinin testlerinin birbirinin aynısı olması açısından çalışmada sadece AR(1) sürecine değinilmektedir.

³⁴⁹ Baltagi, 2005, **a.g.e.**, s.98.

³⁵⁰ Badi H. Baltagi, Qi Li, “Testing AR(1) Against MA(1) Disturbances in an Error Component Model”, **Journal of Econometrics**, C:68, No:1, 1995, s.133-143 (133-151).

Baltagi ve Li'nin (1995) çalışmalarında ele alınan 3 farklı LM testine ait hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$H_0(1) : \sigma_A^2 = 0; \rho = 0.$$

$H_0(1)$ hipotezi hataların ardışık bağımlı olup olmadığı ve birimler bazında etkilerin olup olmadığını eşanlı olarak test etmektedir. Hipotezin reddedilmesi durumunda sapmanın nereden kaynaklandığını bulmak güçleşmektedir.

$$H_0(2) : \rho = 0 | A_t \text{ sabit}.$$

$H_0(2)$ hipotezi birimler bazındaki etkilerin sabit olduğu varsayımı altında hatalar arasında ardışık bağımlılık olup olmadığını test etmektedir.

$$H_0(3) : \rho = 0 | A_t \text{ rassal}.$$

$H_0(3)$ hipotezi birimler bazındaki etkilerin rassal olduğu varsayımı altında hatalar arasında ardışık bağımlılık olup olmadığını test etmektedir. Üç LM testinin nasıl gerçekleştirildiği ile ilgili detaylı bilgiler Baltagi ve Li'nin (1995) çalışmasından elde edilebilmektedir. Daha sonra Baltagi ve Wu (1999) AR(1) sürecine sahip zaman dilimleri ardışık olmayan panel veri setleri için bir test daha geliştirmiştir.

Geliştirilen ardışık bağımlılık testlerinin optimal olabilmesi için ε_{it} 'nin normal dağılması ya da T zaman diliminin çok büyük olması gibi varsayımları olduğundan bir sonraki alt bölümde daha sonra geliştirilmiş ve daha az varsayıma dayanan Wooldridge testinden kısaca bahsedilmektedir.

2.1.1.3.4.1.1.3 Wooldridge Testi

Wooldridge'nin testi (W-Testi) (2.1)'deki modelde birinci farkların alınması durumunda elde edilen,

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1} \mathbf{B} + u_{it} - u_{i,t-1}$$

modelde $\Delta u_{it} = u_{it} - u_{i,t-1}$ olacak şekilde,

$$\Delta \hat{u}_{it} = \rho \Delta \hat{u}_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad t = 3, 4, \dots, T; \quad i = 1, 2, \dots, N$$

denkleminde $H_0 : \rho = 0$ hipotezinin geçerli olup olmadığını test etmektedir. Wooldridge, H_0 hipotezine t testi uygulanabileceğini³⁵¹ ve hipotezin reddedilmesi durumunda Δu_{it} 'nin $Corr \Delta u_{it} \Delta u_{i,t-1} = -0.5$ korelasyon katsayısıyla ardışık bağımlı olduğunu, u_{it} 'nin ise ardışık bağımlı olmadığını ileri sürmektedir³⁵².

2.1.1.3.5 *Panel Veri Analizinde Yatay-Kesit Birimleri Arasında Bağımlılık (Spatial –Contemporaneous Correlation)*

Panel veri analizinde farklı yatay-kesit birimlerine ait hatalar arası korelasyondur (spatial³⁵³ - contemporaneous³⁵⁴ correlation) ve yatay-kesit birimleri arasında bağımlılık olarak adlandırılmaktadır³⁵⁵. Panel veri analizi tahminlerinin tutarlılığı aynı zaman diliminde farklı yatay-kesit birimlerinin birbirinden bağımsız olması durumunda geçerlidir³⁵⁶. Zira panel veri ile yapılan analizlerde yatay-kesit birimleri özellikle ülkeler, devletler, bölgeler gibi makroekonomik ve uluslararası etkileşime sahip birimlerden oluşmaktaysa, birbirleriyle bağımlı (farklı yatay-kesit birimlerine ait hataların birbirleriyle ilişkili) olmaları kaçınılmazdır. Yatay-kesit birimleri arasında bağımlılık, örneğin ticaret, faiz oranı, sermaye akımları ya da petrol şokları gibi tüm ülkeleri etkileyen gözlemlenebilir ve gözlemlenemeyen ortak faktörlerin olması halinde ortaya çıkabilmektedir³⁵⁷.

Ortak faktörlerin yer aldığı,

$$y_{it} = \lambda_t + \mathbf{B}'\mathbf{x}_{it} + u_{it}$$

modeli incelendiğinde, λ_t tüm yatay-kesit birimlerini etkileyen yukarıda bahsedilen türdeki değişkenlerin etkisini göstermektedir. Ortak etkiyi yansıttığı için yatay-kesit birimleri arasında bağımlılığın sıfırdan farklı olmasına neden olmaktadır, bu da

³⁵¹ Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.282-283.

³⁵² **A.e.**

³⁵³ John Driscoll, Aart Kraay, "Spatial Correlations in Panel Data", **Policy Research Working Paper**, No:1553, 1995, s.1-28.

³⁵⁴ Frees, 2004, **a.g.e.**, s.23

³⁵⁵ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.47.

³⁵⁶ Driscoll, Kraay, 1995, **a.g.e.**, s.1, Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.47.

³⁵⁷ Driscoll, Kraay, 1995, **a.g.e.**

varyans-kovaryans matrisinin köşegen bir matris olmaması durumunda ortaya çıkmaktadır. Bir başka deyişle,

$$H_0 : \rho_{ij} = \text{Corr}(y_{it}, y_{jt}) = 0 \quad i \neq j \text{ için} \quad (2.40)$$

varsayımının geçerli olup olmadığının aynı t dönemi içinde her bir yatay-kesit birimi için test edilmesi gerekmektedir³⁵⁸. y_{it} 'nin koşullu varyansı incelenirse aynı zaman diliminde farklı yatay-kesit birimlerine ait kovaryans,

$$\text{Cov}(y_{it}, y_{jt}) = \sigma_\lambda^2 \quad i \neq j \text{ için} \quad (2.41)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. Dolayısıyla yatay-kesit birimleri arasındaki korelasyon aşağıdaki hesaplanmaktadır:

$$\text{Corr } y_{it}, y_{jt} = \rho_{ij} = \sigma_\lambda^2 / (\sigma_\lambda^2 + \sigma_u^2) \quad i \neq j \text{ için} \quad (2.42)$$

Birbirinden farklı yatay-kesit birimleri arasında hesaplanan bu korelasyon katsayısının sıfırdan farklı olup olmadığını test etmek için model kurulduktan sonra her bir yatay-kesit birimine ait hataların $(u_{i1}, u_{i2}, \dots, u_{iT})$ sıraları $(r_{i1}, r_{i2}, \dots, r_{iT})$ hesaplanmaktadır. Birbirinden farklı iki yatay-kesit birimi arasında Spearman Sıra Korelasyon katsayısı olarak da adlandırılan Sıra Korelasyon Katsayısı aşağıdaki gibi elde edilmektedir³⁵⁹:

$$sr_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T (r_{it} - T+1/2)(r_{jt} - T+1/2)}{\sum_{t=1}^T (r_{it} - T+1/2)^2} \quad i \neq j \text{ için} \quad (2.43)$$

Daha sonra ortalama Spearman Sıra Korelasyonu ve kareli sıra korelasyonunun ortalaması $i=1, \dots, j-1$ ve $j=2, \dots, n$ 'e kadar olacak şekilde aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

³⁵⁸ Frees, 2004, **a.g.e.**, s.43.

³⁵⁹ **A.e.**

$$R_{AVE} = \frac{1}{n(n-1)/2} \sum_{i < j} sr_{ij}, \quad R_{AVE}^2 = \frac{1}{n(n-1)/2} \sum_{i < j} sr_{ij}^2 \quad (2.44)$$

R_{AVE} ve R_{AVE}^2 değerlerinin büyük olması yatay-kesit birimleri arasında korelasyon olduğunun bir göstergesidir. Hipotez testi aşamasında R_{AVE}^2 değeri χ^2 rassal değişkenlerinin ağırlıklı ortalamasından oluşan bir dağılıma uygunluk göstermektedir. Bu dağılım,

$$Q = \frac{4(T+2)}{5(T-1)^2(T+1)} \chi_1^2 - T-1 + \frac{2(5T+6)}{5T(T-1)(T+1)} \chi_2^2 - T(T-3)/2 \quad (2.45)$$

şeklinde tanımlanmakta olup χ_1^2 ve χ_2^2 değerleri sırasıyla $T-1$ ve $T(T-3)/2$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımından elde edilmektedir³⁶⁰.

Ülkeler, bölgeler gibi makroekonomik birimlerden oluşan panel veride farklı yatay-kesit birimlerine ait hatalar arasında korelasyon olmasına yol açan ortak etkileri modele dahil etmenin en basit yolu zamana ait gölge değişkenleri kullanmaktır. Bu yöntem ikişerli olarak yatay-kesit birimlerine ait korelasyonların değer olarak aynı olduğu ve gecikmeli yatay-kesit korelasyonunun sıfır olduğu varsayımlarının geçerli olması durumunda kullanışlıdır. Ancak birçok uygulamada bu varsayımların geçerliliğinin sağlanması oldukça zordur³⁶¹.

Yatay-kesit birimleri arasında bağımlılığı dikkate almanın bir başka yolu ise UGEKK yönteminin kullanılmasıdır. Ancak bu yöntemde de korelasyon matrisinin tutarlı tahmininin elde edilebilmesi için $T \gg N+1/2$ olması gerekmektedir³⁶². Makroekonomik birimlerle yapılan panel veri analizinde ise bu ön koşulun gerçekleşmesi pek mümkün değildir.

³⁶⁰ Frees, 2004, **a.g.e.**, s.44.

³⁶¹ Driscoll, Kraay, 1995, **a.g.e.**, s.2.

³⁶² **A.e.**

2.2 DİNAMİK PANEL VERİ MODELLERİ

Panel veri modelleri, yatay-kesit verisi yanında zaman boyutunu da içerdiğinden her ne kadar statik ve dinamik olarak ikiye ayrılrsa da genellikle dinamik bir yapıya sahiptir. Bir dönemde meydana gelen olaylar, büyük ölçüde geçmiş deneyimin ve eski davranış biçimlerinin bir sonucu olduğundan, ilişkiler incelenirken değişkenlerin gecikmeli değerlerinin de açıklayıcı faktörler olarak ele alınması önem kazanmaktadır. Bağımlı değişkeni etkileyen faktörler arasında, bağımsız değişken veya değişkenlerin gecikmeli değerleri olabileceği gibi, bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri de yer alabilmektedir. Bu modeller panel veri analizi literatüründe “Dinamik Panel Veri Modelleri” olarak tanımlanmaktadır.

Dinamik panel veri modelleri, hanehalkı tüketimi ve ekonomik büyüme gibi birçok ekonomik modellerin tahmininde yaygın olarak kullanılmaktadır. Dolayısıyla sadece yatay-kesit verisi incelenerek değişkenler arasındaki dinamik ilişkileri ortaya çıkarmak mümkün değil iken panel veri ile dinamik yapılar kolaylıkla ortaya çıkarılabilmektedir. Aynı şekilde ekonomik verilerin tek başına zaman serisi yöntemleriyle analiz edilmeleri verinin sonucu oluşan sapmayı içerirken panel veride bu sapma bulunmamaktadır. Böylelikle tek başına kullanılan zaman serileri analizinde birleştirme (pooling) sonucu ortadan kalkan mikro ve makro ekonomik dinamikler panel veriyle ayrıntılı olarak analiz edilebilmektedir³⁶³.

Statik bir panel veri modelinde A_i ve λ_i 'lerin sabit mi yoksa rassal olarak mı ele alınması kararında tahminlerin etkinliği ve bu parametrelerin diğer bağımsız değişkenlerle ilişkili olup olmadığı önem kazanmaktadır. Tüm açıklayıcı değişkenler dışsal olduğunda sabit etkiler varsayımı altında kovaryans tahmincisi en iyi, doğrusal, sapmasız; rassal etkiler varsayımı altında ise T sabit olduğunda etkin olmamasına rağmen tutarlı ve sapmasız tahmin edicidir. Ancak dışsal değişkenlerle ilişkili olup da modele dahil edilmeyen birimlere özgü özellikler mevcutsa kovaryans tahmini farklar alınarak bu etkiler yok edildiğinden halen sapmasız olmasına karşın rassal etkiler sapmalı olmaktadır. Rassal etkiler tahmincisinin sapmalı olmasının

³⁶³ Stephen Bond, “Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice”, **CEMMAP Working Paper**, No:Cwp0209, 2002, s.1 (1-36).

nedeni ise modelin en önemli varsayımı olan bağımsız değişkenler ile gözlemlenemeyen birimsel etkiler arasında ilişki olmaması varsayımının sağlanamamasıdır.

Bunun yanında açıklayıcı değişkenler arasında bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri yer aldığı ise değişkenlerin dışsallığı varsayımı gecikmeli bağımlı değişken hata terimleri ile ilişkili olduğundan kesinlikle sağlanamamaktadır. Dönem sayısının az, birim sayısının ise çok olduğu panel veride sabit etkiler varsayımı altında En Yüksek Olabilirlik (EYO) ya da Kovaryans tahmincileri tutarlı olmamaktadır.³⁶⁴ Ayrıca dinamik panel veride başlangıç değerlerinin ne olacağı da oldukça önemlidir. Çünkü rassal etkiler modelinin tahmini bağımlı değişkenin başlangıç değeri ile ilgili yapılacak varsayıma dayanmaktadır. Özetle dinamik panel veride, gözlemlenemeyen birimsel etkilerin sabit mi yoksa rassal mı olduğuna bakılmaksızın Kovaryans ya da Gölge Değişkenli En Küçük Kareler (GDEKK) tahmincileri tutarsızdır³⁶⁵. Ayrıca araştırmaya konu olan ekonomik ilişkiler ne olursa olsun incelenen zaman diliminin yeteri kadar uzun olmamasına bağlı olarak birimsel etkilerin sabit etkiler yöntemiyle analiz edilmesi tutarsız tahminlere yol açacağından dinamik panel veri modellerinin rassal etkiler yöntemleriyle analizi kaçınılmazdır³⁶⁶. Ancak rassal etkiler yöntemlerinden EYO ve GEKK tahminlerinin tutarlılığı bağımlı değişkenin başlangıç değeri ile ilgili yapılacak varsayıma oldukça bağlı olmasının yanında N ve T'nin sonsuz sayıda olmasına da bağlıdır³⁶⁷. Başlangıç değerleri ile ilgili varsayımlar ve tahmincilerin hangi koşullarda tutarlı oldukları EK2'de ayrıntılı olarak ele alınmaktadır.

Genel olarak kullanılan dinamik panel veri modeli,

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \rho'z_i + \mathbf{B}'\mathbf{x}_{it} + v_{it} \quad (2.46)$$

³⁶⁴ Maddala, 1987, **a.g.e.**, s.312; A. Bhargava, J.D. Sargan, "Estimating Dynamic Random Effects Models From Panel Data Covering Short Time Periods", **Econometrica**, C:51, 1983, s.1635 (1635-1659)

³⁶⁵ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.9, 120.

³⁶⁶ Bhargava, Sargan, 1983, **a.g.e.**

³⁶⁷ **A.e.**; Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.75.

şeklinde. Bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin modelde yer alması ve sonuçta da $y_{i,t-1}$ ile hata terimleri arasında ilişki olmasından dolayı bu modelin tahmini EKK ile mümkün değildir³⁶⁸. Sabit Etkiler ya da Gruplarıçi (Gİ) ortalaması düzeltilmiş modellerde $y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1}$ ile $v_{it} - \bar{v}_i$ arasında ilişki olduğundan hem sabit etkiler hem de rassal etkiler tahminleri yanlı olmaktadır.³⁶⁹ Bu ilişki, \bar{v}_i ortalaması içinde $y_{i,t-1}$ ile ilişkili olan $v_{i,t-1}$ bulunmasından, bir başka deyişle $y_{i,t-1}$ ile \bar{v}_i 'nin ilişkili olmasından kaynaklanmaktadır³⁷⁰. Aynı şekilde x_{it} ile gözlemlenemeyen etkiler ilişkili olduğundan $y_{i,t-1}$ ile x_{it} ilişkili olması kaçınılmaz olmakta ve bu da γ ve \mathbf{B} parametrelerinin tahminlerinin yanlı olmasına neden olmaktadır³⁷¹.

T sabit N sonsuza giderken geleneksel EYO ve Kovaryans tahminleri tutarsızken bu yaklaşımlara belirli dönüşümler uygulanıp başlangıç değerlerinin uygun formulasyonu parametrelerin tutarlı ve etkin özellik taşıdığı bilinmektedir. Bunun yanında herhangi bir dönüşüme gerek duyulmayan Araç Değişken (AD) ve Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi³⁷² – Generalised Method of Moments (GM) ile Sistem Genelleştirilmiş Momentler – System Generalised Method of Moments (SGM) gibi farklı yaklaşımlar da geliştirilmiştir³⁷³.

Sonuç olarak, dinamik panel veri modelinin EKK ya da basit panel veri analiziyle yapılamayacağı açıktır. Bu nedenle gözlemlenemeyen heterojenlik sapmasının basit yöntemlerle üstesinden gelinmesini sağlayan panel veri yöntemleri dinamik panel veri için geçersiz olmaktadır³⁷⁴. Statik panel veri yöntemlerinin tutarsızlık nedenleri EK 2'de ayrıntılı olarak açıklanmaktadır. EK 2'de dışsal değişkenlerin modelde yer almadığı birinci dereceden otoregresif bir panel veri modelindeki sapma analiz edilmekte, daha sonra da A_i 'ler rassal ya da sabit varsayıldığında statik panel veri tahminlerinin neden tutarsız olduğu gösterilmektedir.

³⁶⁸ Bond, 2002, **a.g.e.**, s.4

³⁶⁹ Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.130, Bond, 2002, **a.g.e.**, s.5

³⁷⁰ Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.130

³⁷¹ Brüderl, **a.g.e.**, s.19

³⁷² Genel olarak Momentler Yöntemi (Method of Moments) anakütle parametrelerinin tahmininde örneklem değerlerinin kullanılması olarak tanımlanmaktadır (Davidson, McKinnon, **a.g.e.**, s.30.)

³⁷³ Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.75.

³⁷⁴ Brüderl, **a.g.e.**, s.19.

Bu bölümde ise dinamik panel veri analizi için geliştirilmiş farklı yaklaşımlar ele alınmakta ve hangi durumlarda kullanılabileceklerine değinilmektedir. Anderson ve Hsiao, 1981 ve 1982 yıllarında yapmış oldukları çalışmalarda başlangıç değerleri üzerine yapılacak farklı varsayımlara göre tahmin edilecek farklı olabilirlik fonksiyonları üzerinde durmuşlardır³⁷⁵. Ancak birçok ekonomik uygulamada başlangıç değerleri hakkında yapılacak varsayımlar çok da uygun olmamakta (unreasonable³⁷⁶) ve araştırmacıların bu varsayımların kullanılabilirliğini test etmeleri gerekmektedir³⁷⁷. Ayrıca Anderson ve Hsiao 1982 yılındaki çalışmalarında³⁷⁸ tutarlı olduğunu gösterdikleri AD yöntemini önermişlerdir. Bhargava ve Sargan 1983 yılında gecikmeli bağımlı değişkenin açıklayıcı değişkenler arasında yer aldığı birimsel etkili bir panel veriyi EYO ile analiz edebilmek için bir yöntem geliştirmişlerdir³⁷⁹. Alternatif olarak Chamberlain 1982 yılında En Kısa Mesafe – Minimum Distance (EKM) tahmincisini dinamik panel veri literatürüne katmıştır³⁸⁰. Ancak son zamanlarda tüm bu yöntemlere alternatif olarak GM ve SGM tahmin yöntemleri geliştirilmiş ve Arellano ve Bond (1991)³⁸¹, Arellano ve Bover (1995)³⁸², Ahn ve Schmidt (1995)³⁸³ ve Blundell ve Bond (1998)³⁸⁴ yaptıkları çalışmalarla bu tahmin yöntemlerine katkılarda bulunmuşlardır. Tüm bu çalışmaların temelinde ise Anderson ve Hsiao'nun 1982'de önermiş olduğu AD yöntemi yer almaktadır. Dinamik panel veri analiz yöntemlerinden en çok kullanılan GM ve SGM yöntemlerine geçmeden önce bu çalışmaların temelini

³⁷⁵ T.W.Anderson, Cheng Hsiao, "Estimation of Dynamic Models with Error Components", **Journal of the American Statistical Association**, C:76, No:375, 1981, s.598-606; T.W. Anderson, Cheng Hsiao, "Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data", **Journal of Econometrics**, C:18, 1982, s.47-82.

³⁷⁶ Bhargava, Sargan, 1983, **a.g.e.**, s.1635.

³⁷⁷ **A.e.**

³⁷⁸ Anderson, Hsiao, 1982, **a.g.e.**

³⁷⁹ Bhargava, Sargan, 1983, **a.g.e.**

³⁸⁰ Gary Chamberlain, "Multivariate Regression Models for Panel Data", **Journal of Econometrics**, C:18, 1982, s.5-46.

³⁸¹ Manuel Arellano, Stephen Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", **The Review of Economic Studies**, C:58, No:2, 1991, s.277-297

³⁸² Manuel Arellano, Olympia Bover, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models", **Journal of Econometrics**, C:68, 1995, s.29-51.

³⁸³ Seung C. Ahn, Peter Schmidt, "Efficient Estimation of Dynamic Panel Data Models: Alternative Assumptions and Simplified Estimation", **Journal of Econometrics**, C:76, 1997, s.309-321.

³⁸⁴ Richard Blundell, Stephen Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", **Journal of Econometrics**, C:87, 1998, s.115-143.

oluşturan Anderson ve Hsiao'nun 1982'de önermiş olduğu AD yöntemi bir sonraki bölümde ayrıntılı olarak ele alınmaktadır. Daha sonra dinamik panel veri literatüründe çalışmayı yapanların isimleriyle anılan Arellano ve Bond (1991), Arellano ve Bover (1995), Ahn ve Schmidt (1995) ve Blundell ve Bond (1998) GM ve SGM tahmin yöntemleri anlatılmaktadır. GM ve SGM tahmin yöntemleri genellikle T 'nin az N 'nin ise büyük olduğu³⁸⁵ panel veri setlerine uygulanabilmektedir ve değişkenler arasındaki doğrusal ilişkiyi incelemektedir. Bu yöntemlerde bağımsız değişkenler arasında sadece bir tane dinamik özellik taşıyan bir değişkenin olduğu, hata teriminin mevcut ve geçmiş değerleri ile ilişkili olabilen, bir başka deyişle kesin dışsal olmayan değişkenlerin olduğu, birimler içi farklı varyanslı ve ardışık bağımlı olabiliyorken birimler arası olmayan bir model incelenmektedir³⁸⁶.

En yaygın kullanılan modellerin yanında iki aşamalı EKK tahmin yöntemine benzeyen Keane ve Runkle'in 1992'de³⁸⁷, başlangıç koşullarını ele alan Ahn ve Schmidt'in 1995'te³⁸⁸, araç değişken tahmin yöntemini simetrik olarak normalize etmeye dayanan Alonso-Borrego ve Arellano'nun 1999'da³⁸⁹ geliştirmiş oldukları yöntemler de yer almaktadır. Ancak çalışmada paket programlarda yer verilen ve en yaygın kullanılan yöntemler ele alınmaktadır.

2.2.1 Anderson ve Hsiao'nun 1981/1982 AD Tahmincisi

Bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri ile hata terimi arasındaki ilişkiden ötürü sabit etkili modelin GDEKK ya da kovaryans tahmini tutarsızdır³⁹⁰. Diğer bir tahmin yöntemi olan EYO tahmin yönteminde olabilirlik fonksiyonları farklı

³⁸⁵ Bond, 2002, **a.g.e.**, s.4., Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.120.

³⁸⁶ David Roodman, "An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata", **Center for Global Development Working Paper**, No:103, 2006, s.1, (1-51)

³⁸⁷ Michael P. Keane, David E. Runkle, "On the Estimation of Panel-Data Models with Serial Correlation When Instruments are not Strictly Exogenous", **Journal of Business and Economic Statistics**, C:10, No:1, 1992, s.1-9.

³⁸⁸ Seung C. Ahn, Peter Schmidt, "Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data", **Journal of Econometrics**, C:68, 1995, s.5-27.

³⁸⁹ Cesar Alonso-Borrego, Manuel Arellano, "Symetrically Normalized Instrumental-Variable Estimation Using Panel Data", **Journal of Business and Economics Statistics**, C:17, No:1, s.36-49.

³⁹⁰ Bakınız EK 2.

başlangıç değeri varsayımlarına göre farklı olduğundan, varsayımlarda yapılacak herhangi bir hata tahmincilerin yanlı olmasına hatta belki de tutarsız olmasına yol açmaktadır. Ayrıca başlangıç değerleri hakkında bir seçim yapabilmek için çoğu zaman yeterli bilgiye sahip olunamamaktadır.³⁹¹

Bunun yanında hata terimi ile ilişkili olan bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri yerine bir veya birden fazla araç değişken kullanılarak tutarlı tahminler elde edilmeye çalışılmaktadır. Kullanılacak olan araç değişken veya değişkenlerin seçiminde farklı yöntemler bulunsa da tüm yöntemlerin ortak noktası araç değişkenlerin aşağıdaki özellikleri taşımasıdır.³⁹²

- Bağımlı değişkenin her bir birime ait ilk gözlem ($T=1$ için) değeri (y_{it}) sonraki hata terimleri (u_{it} $t = 2, 3, \dots, T$) ile ilişkili olmamalıdır.
- Araç değişkenler hata terimlerinden bağımsız olmalıdır.
- Araç değişkenler, yerine kullanılacak gecikmeli bağımlı değişkenlerle ilişkili olmalıdır.
- Hata terimi u_{it} ardışık bağımlı olmamalıdır.

Bu özellikler göz önüne alındığında dinamik panel verinin araç değişkenlerle tahmini iki aşamalı bir süreçle gerçekleştirilmekte ve literatürde Anderson ve Hsiao'nun 1981-1982 tarihli çalışmalarından yola çıkılarak dinamik panel veride AD Tahmini olarak adlandırılmaktadır.³⁹³ Birinci aşama (2.46)'daki denklemini fark şeklinde yazmak ve bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri yerine araç değişkenleri kullanıp γ ve \mathbf{B} 'yi tahmin etmektir. İkinci aşama ise birinci aşamada elde edilen parametrelerin tahminlerini denklemde yerine koyarak ρ 'yu tahmin etmektir. Sürecin birinci adımı aşağıdaki ilk farklar denkleminde,

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \gamma (y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \mathbf{B}' (\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1}) + u_{it} - u_{i,t-1} \quad t=2, \dots, T \quad (2.47)$$

³⁹¹ Anderson, Hsiao, 1981, **a.g.e.**, s.605, Hsiao, 2003, **a.g.e.**,

³⁹² Bond, 2002, **a.g.e.**, s.7, Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.127.

³⁹³ Anderson, Hsiao, 1981, **a.g.e.**, s.81, Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.85; Bond, 2002, **a.g.e.**, s.7; Ruth A. Judson, Ann L. Owen, "Estimating Dynamic Panel Data Models: A Practical Guide for Macroeconomists", **Economics Letters**, C:65, No:1, 1999, s.13, (9-15)

araç değişkenler kullanılarak parametrelerin tahminini içermektedir³⁹⁴. (2.47)'de yer alan birinci fark modelinde $\Delta y_{i,t-1} = y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$ ile $\Delta u_{it} = u_{it} - u_{i,t-1}$ değişkenleri arasında $y_{i,t-1}$ ve $u_{i,t-1}$ 'in ilişkili olmasından kaynaklanan bir korelasyon olduğu çok açıktır ve bu korelasyondan ötürü modelin EKK ile tahmini mümkün değildir. Değişkenlerle hatalar arasında korelasyon olması sorununu gidermek üzere $\Delta y_{i,t-1}$ ile ilişkili olup, Δu_{it} ile ilişkili olmayan $y_{i,t-2}$ veya $\Delta y_{i,t-2} = y_{i,t-2} - y_{i,t-3}$ değişkenleri, $\Delta y_{i,t-1}$ yerine birer araç değişken olarak kullanılabilir ve γ ve \mathbf{B} parametreleri AD yöntemiyle tahmin edilebilmektedir³⁹⁵. Diğer değişkenler dışsal olduklarından kendileri yerine kullanılacak bir araç değişkene gerek bulunmamaktadır.

Dinamik panel veri analizinde iki aşamalı AD Tahmin süreci, Anderson ve Hsiao tarafından dinamik panel veri modelinde ilk farklar alındıktan sonra değişkenlerin A ile temsil edilen araç değişken matrisiyle,³⁹⁶

$$A'\Delta Y = A'\Delta Y_{-1} + A'\Delta X\mathbf{B} + A'\Delta u$$

şeklinde dönüştürülmesinden sonra EKK ile tahmin edilmesi şeklinde ifade edilmektedir.

$\Delta y_{i,t-2}$ 'nin veya $y_{i,t-2}$ 'nin araç değişken olarak kullanılması durumunda elde edilen tahmini parametreler sırasıyla aşağıdaki gibidir:³⁹⁷

$$\begin{pmatrix} \hat{\gamma}_{AD1} \\ \mathbf{b}_{AD1} \end{pmatrix} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=3}^T \begin{pmatrix} y_{i,t-1} - y_{i,t-2} & \Delta y_{i,t-2} & \Delta y_{i,t-2} & \mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1} \\ \mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1} & \Delta y_{i,t-2} & \mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1} & \mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1} \end{pmatrix} \right]^{-1} \times \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=3}^T \begin{pmatrix} \Delta y_{i,t-2} \\ \mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1} \end{pmatrix} y_{it} - y_{i,t-1} \right] \quad (2.48)$$

³⁹⁴ $y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \rho'z_i + \mathbf{B}'x_{it} + A_i + u_{it}$ denkleminde $y_{i,t-1} = \gamma y_{i,t-2} + \rho'z_i + \mathbf{B}'x_{i,t-1} + A_i + u_{i,t-1}$ denklemini çıkarıldığında ilk farklar denklemleri elde edilmektedir.

³⁹⁵ Anderson, Hsiao, 1982, **a.g.e.**, s.58-59, Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.85, Bond, 2002, **a.g.e.**, s.7, Judson, Owen, 1999, **a.g.e.**, s.13, Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.130; Wooldridge, **a.g.e.**, s.304, Hansen, 2005, **a.g.e.**, s.120, Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.127-130.

³⁹⁶ Anderson, Hsiao, 1982, **a.g.e.**; Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.85; Judson, Owen, 1996, **a.g.e.**, s.4

³⁹⁷ Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.85-86, Anderson, Hsiao, 1982, **a.g.e.**

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \hat{\gamma}_{AD2} \\ \mathbf{b}_{AD2} \end{pmatrix} &= \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \begin{pmatrix} y_{i,t-2} & y_{i,t-1} - y_{i,t-2} & y_{i,t-2} & \mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1} \\ \mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1} & y_{i,t-2} & \mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1} & \mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1} \end{pmatrix} \right]^{-1} \\ &\times \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \begin{pmatrix} y_{i,t-2} \\ \mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1} \end{pmatrix} y_{it} - y_{i,t-1} \right] \end{aligned} \quad (2.49)$$

$\hat{\gamma}_{AD2}$ ile \mathbf{b}_{AD2} tahminlerinin $\hat{\gamma}_{AD1}$ ile \mathbf{b}_{AD1} tahminlerine oranla önemli bir avantajı bulunmaktadır. Çünkü (2.48)'deki tahminlerin yapılabilmesi için en az 3 zaman dilimine $T \geq 3$ gereksinim varken (2.49)'daki tahminlerin yapılabilmesi için ise en az 2 dönem $T \geq 2$ yeterli olmaktadır.³⁹⁸ Uygulamada $T \geq 3$ iken hangi araç değişkenin kullanılacağı kararının her iki araç değişken ile elde edilen sonuçlar karşılaştırılarak verildiği görülmektedir. Ayrıca bu karar $\Delta y_{i,t-1}$ değişkeni ile yerine kullanılacak $y_{i,t-2}$ veya $\Delta y_{i,t-2}$ araç değişkenleri ile arasındaki korelasyona bakılarak da verilebilmektedir. Bu araç değişkenlerden hangisinin daha etkin, bir başka deyişle daha küçük varyanslı olduğunun saptanması için yapılan bir çalışmada, sadece bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin yer aldığı basit dinamik panel veri modelleri incelenmiş ve $y_{i,t-2}$ araç değişkeninin varyansının $\Delta y_{i,t-2}$ araç değişkeninin varyansına oranla daha küçük olduğu ve $\Delta y_{i,t-2}$ araç değişkeni olarak kullanılması durumunda tekillik (singularity) sorununun ortaya çıktığı gözlenmiştir.³⁹⁹

İkinci aşamada tahmin edilen $\hat{\gamma}_{AD2}$ ile \mathbf{b}_{AD2} parametreleri aşağıdaki dönüşümler uygulanmış modelde yerine yerleştirildikten sonra:

$$y_{it} - \hat{\gamma} y_{i,t-1} - \mathbf{b}' \mathbf{x}_{it} = \boldsymbol{\rho}' \mathbf{z}_i + A_i + u_{it} \quad \text{modeli } T \text{ bazında toplanıp, ortalama}$$

alındığında,

$$\bar{y}_i - \hat{\gamma} \bar{y}_{i,-1} - \mathbf{b}' \bar{\mathbf{x}}_i = \boldsymbol{\rho}' \mathbf{z}_i + A_i + \bar{u}_i \quad i=1, \dots, N$$

modeli elde edilmekte ve $\boldsymbol{\rho}$ 'yu tahmin etmek için modele EKK uygulanmaktadır. Son olarak hata terimi ve gözlemlenemeyen birimsel etkilerin varyansları (σ_u^2 ve σ_A^2) aşağıdaki gibi tahmin edilmektedir:

³⁹⁸ Anderson, Hsiao, 1981, **a.g.e.**, s.604

³⁹⁹ Manuel Arellano, "A Note on the Anderson-Hsiao Estimator for Panel Data", **Oxford University Institute of Economics Discussion Paper**, 1988; Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.130

$$\hat{\sigma}_u^2 = 2N T^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \left[y_{it} - y_{i,t-1} - \hat{\gamma} (y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) - \mathbf{b}' (\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1}) \right]^2$$

$$\hat{\sigma}_A^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \bar{y}_i - \hat{\gamma} \bar{y}_{i-1} - \hat{\boldsymbol{\rho}}' \mathbf{z}_i - \mathbf{b}' \bar{\mathbf{x}}_i \quad ^2 - T^{-1} \hat{\sigma}_u^2$$

AD tahmincilerinin tutarlılığı hata terimlerinin kendi içinde ardışık bağımlı olmamasına ve N veya T'nin her ikisinin birden ya da ayrı ayrı sonsuza gitmelerine bağlıdır⁴⁰⁰. AD tahmin yönteminde EYO tahmincilerinde gözlenen farklı başlangıç koşulları, durağanlık ya da y_{i0} 'ın η_i ile ilişkili olup olmaması gibi koşulların tanımlanmasına gerek yoktur.⁴⁰¹ Dolayısıyla AD tahmincilerinin tutarlılığı başlangıç koşullarından bağımsızdır ve N veya T'den herhangi biri ya da her ikisi birden sonsuza giderken γ , \mathbf{B} ve σ_u^2 'nin araç değişken tahmincileri tutarlıdır. $\boldsymbol{\rho}$ ve σ_A^2 'nin tahmincileri ise sadece N sonsuza giderken tutarlıdır. N sabit olup T sonsuza gitse bile tutarsızdır. Bunun yanında AD yöntemi uygulaması kolay bir yöntem olmasına rağmen rassal etkiler modelinde başlangıç koşullarıyla ilgili varsayımlar test edilebildiği sürece AD yönteminden daha etkin olan EYO tahmincilerine güvenmek ya da AD yönteminin etkinliğinin artırılması için mevcut tüm bağımsızlık – moment – ortogonalite⁴⁰² (moment – orthogonality) koşullarını kullanmak daha uygundur⁴⁰³. Ayrıca başlangıç koşullarından hangisinin seçileceğine doğru karar verilebiliyorsa EYO iterasyon sürecine başlanırken AD yönteminden elde edilen sonuçlar kullanılarak tahmincilerin etkinliğini arttırmak mümkündür⁴⁰⁴.

Arellano ve Bond ise gecikmeli bağımlı değişken ve hata terimleri arasındaki bağımsızlık koşullarının tümünü kullanarak Anderson ve Hsiao'nun AD yönteminden daha etkin tahmincilerin elde edilmesini sağlamak üzere bir dinamik panel veri modelinde ilave araç değişkenlerin kullanıldığı bir yöntem önermişlerdir.⁴⁰⁵ Bir sonraki bölümde bu yönteme ayrıntılı olarak yer verilmektedir.

⁴⁰⁰ Bond, 2002, **a.g.e.**, s.7, Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.130, 136; Arellano, Bond, 1991, **a.g.e.**, s.278, Ahn, Schmidt, 1997, **a.g.e.**

⁴⁰¹ Bond, 2002, **a.g.e.**, s.7, Dielman, 1983, s.116

⁴⁰² EKK yönteminde bağımsız değişkenlerin hatalar ile ortogonalitesi, hatalar ile bağımsız değişkenler matrislerinin iç çarpımlarının ya da bir başka deyişle momentlerinin sıfır olması demektir (Bruce E. Hansen, **Econometrics**, ABD, University of Wisconsin, 2007, s.128, Roodman, 2006, **a.g.e.**, s.2).

⁴⁰³ Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.130; Ahn, Schmidt, 1995, **a.g.e.**

⁴⁰⁴ Anderson, Hsiao, 1981, **a.g.e.**, s.605

⁴⁰⁵ Arellano, 2003, **a.g.e.**, s.88, Arellano, Bond, 1991, **a.g.e.**; Baltagi, 2005, **a.g.e.**, s.136-142., Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.305, Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.130, Ahn, Schmidt, 1997, **a.g.e.**

2.2.2 Arellano ve Bond'un 1991 GM Tahmincisi

Arellano ve Bond bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri ve hata terimleri arasındaki bağımsızlık koşullarının tümünü kullanarak N sonsuz ve T küçük olduğunda 2.2.1 alt bölümünde ayrıntılı olarak ele alınan Anderson ve Hsiao'nun 1981/1982 AD tahmincisinden daha etkin tahmincilerin elde edilmesini sağlamak üzere dinamik panel veri modelinde ilave araç değişkenlerin kullanıldığı bir yöntem önermişlerdir. Arellano ve Bond'un 1991 GM tahmin yöntemi, ekonometri literatüründe Hansen (1982) tarafından geliştirilmiş olan GM yönteminin dinamik panel veriye uygulanmış halidir.⁴⁰⁶ Dolayısıyla bu yöntemde Fark GM – Difference GMM (FGM) yöntemi de denmektedir.

GM yöntemi dışsal değişkenlerin olmadığı basit bir dinamik panel veri modelinde aşağıdaki gibi gösterilmektedir. Hem kendi içinde birbirinden bağımsız hem de bileşenler birbirinden bağımsız olan $v_{it} = A_i + u_{it}$ hata terimi⁴⁰⁷ $A_i \sim IID 0, \sigma_A^2$ ve $u_{it} \sim IID 0, \sigma_u^2$ olacak şekilde iki bileşenden oluşmaktadır.

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + v_{it} = \gamma y_{i,t-1} + A_i + u_{it} \quad i=1, \dots, N \text{ ve } t=2, \dots, T \quad (2.50)$$

N sonsuza giderken ve T sabitken γ 'nın tutarlı bir tahminini elde etmek için A_i 'ler yok olacak şekilde (2.50) denkleminin birinci farkı alınmaktadır:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \gamma (y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + u_{it} - u_{i,t-1} \quad i=1, \dots, N \text{ ve } t=3, \dots, T$$

Hatanın birinci farkını gösteren $\Delta u_{it} = u_{it} - u_{i,t-1}$ 'nin birim köke sahip birinci dereceden Hareketli Ortalama – Moving Averages (MA) sürecini takip ettiği bilinmektedir.

T=3 için ilk dönemde ilişki incelendiğinde,

$$y_{i3} - y_{i2} = \gamma (y_{i2} - y_{i1}) + u_{i3} - u_{i2}$$

eşitliği elde edilmektedir.

⁴⁰⁶ Lars P. Hansen, "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", **Econometrica**, C:50, No:4, 1982, s.1029-1054; Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.183, Judson, Owen, 1996, **a.g.e.**, s.5, Arellano, Bond, 1991, **a.g.e.**, s.279; Baltagi, 2005, **a.g.e.**, s.136, Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.304, Blundell, Bond, 1998, **a.g.e.**, s.119, Roodman, 2006, **a.g.e.**, s.1.

⁴⁰⁷ Maurice J.G. Bun, Frank Windmeijer, "The Weak Instrument Problem of the System GMM Estimator in Dynamic Panel Data Models", **University of Bristol Discussion Paper**, No:07/595, 2007, s.5 (1-32)

Farkları alınmış eşitlikte $y_{i2} - y_{i1}$ ile kuvvetli ilişkili olup $u_{i3} - u_{i2}$ ile ilişkisiz olduğu için hata terimleri ardışık bağımlı olmadığı sürece y_{i1} uygun bir araç değişkendir. Dolayısıyla GM yöntemi farkı alınmış dinamik panel verinin farkı alınmamış (level –düzeydeki) gecikmeli değişkenlerden oluşan araç değişkenleriyle modellenmesinden ibarettir.

T=4 için ilişkiler incelendiğinde,

$$y_{i4} - y_{i3} = \gamma (y_{i3} - y_{i2}) + u_{i4} - u_{i3}$$

eşitliği elde edilmektedir ve $u_{i4} - u_{i3}$ ile ilişkisiz olan y_{i2} ve y_{i1} değişkenleri

$y_{i3} - y_{i2}$ için iyi birer araç değişkendir. Dolayısıyla T dönemi için uygun araç değişkenler kümesi $y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT-2}$ 'dir.

Uygun araç değişkenler,

$\mathbf{q}_{it} = (y_{i1} \ y_{i2} \ \dots \ y_{iT-2})'$ matrisi⁴⁰⁸ ile gösterildiğinde, seçilen her bir araç değişken için,

$$E\mathbf{q}_{it}\Delta u_{it} = 0 \quad t=3, \dots, T \quad (2.51)$$

ya da bir başka deyişle,

$$Ey_{i,t-s}\Delta u_{it} = 0 \quad t=3, \dots, T \text{ ve } 2 \leq s \leq t-1 \quad (2.52)$$

olacak şekilde $m = (T-2)(T-1)/2$ adet ortogonallik (moment) koşulunun sağlanması gerekmektedir.⁴⁰⁹

Araç değişkenlerin tümüne ait \mathbf{q} 'lar $\boldsymbol{\omega}_{di}$ matrisinde birleştirildiğinde her bir yatay-kesit birimine ait $(T-2) \times (T-2) \times (T-1)/2$ boyutlu⁴¹⁰;

⁴⁰⁸ t=3 için $\mathbf{q}_{i3} = (y_{i1})'$, t=4 için $\mathbf{q}_{i4} = (y_{i1} \ y_{i2})'$, t=T için $\mathbf{q}_{iT} = (y_{i1} \ y_{i2} \ \dots \ y_{iT-2})'$ 'dir.

⁴⁰⁹ Arellano, Bond, 1991, **a.g.e.**, s.279; Stephen Bond, Anke Hoeffler, Jonathan Temple, "GMM Estimation of Empirical Growth Models", **Economics Papers**, No:2001-W21, 2001, s.5, Blundell, Bond, 1998, **a.g.e.**, s.118

⁴¹⁰ Bun, Windmeijer, 2007, **a.g.e.**, s.6, Arellano, Bond, 1991, **a.g.e.**, s.279, Blundell, Bond, 1998, **a.g.e.**, s.118

$$\omega_{di} = \begin{bmatrix} q_{i3} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & q_{i4} & & 0 \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & q_{iT} \end{bmatrix} = \text{köşegen}(q_{i3}, q_{i4}, \dots, q_{iT}) \quad (2.53)$$

$$\omega_{di} = \begin{bmatrix} y_{i1} & 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & y_{i1} & y_{i2} & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & y_{i1} & \cdots & y_{i,T-2} \end{bmatrix}$$

matrisi elde edilmektedir⁴¹¹. Araç değişkenler matrisi ise,

$$\omega_d = \omega'_{d1}, \omega'_{d2}, \omega'_{d3}, \dots, \omega'_{dN}$$
 'dir.

Ortogonalite koşulu matrislerle aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir:

$$E\omega_{di}\Delta\mathbf{u}_i = 0 \quad i = 1, \dots, N \quad (2.54)$$

Moment koşullarına bakıldığında sağlanması gereken koşul sayısının ω_i matrisinin satır sayısı yani $T-2$ $T-1/2$ ⁴¹² kadar olduğu görülmektedir. Koşulların sayısının tahmin edilecek parametre sayısından çok olmasından (over identified) ötürü Ψ şeklinde bir ağırlık matrisi tanımlanmaktadır. Bu ağırlık matrisine göre, daha önemli olan moment koşulları daha fazla ağırlığa sahip olmaktadır. Dolayısıyla bu yöntem ω araç değişken matrisiyle dönüştürülmüş,

$$\omega'_d \Delta \mathbf{y} = \omega'_d \Delta \mathbf{y}_{-1} \gamma + \omega'_d \Delta \mathbf{u} \quad (2.55)$$

birinci fark modeline GEKK uygulanmasından farksızdır. Bu şekilde elde edilen tahminlere Arellano ve Bond'un GM tahmincisi adı verilmektedir.

Arellano ve Bond γ parametresinin tahmini için,

$$\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{u}'_i \omega_{di} \right) \Psi \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \omega'_{di} \Delta \mathbf{u}_i \right) \quad (2.56)$$

fonksiyonunun minimizasyonunu önermişlerdir.⁴¹³ Moment koşullarına verilecek ağırlığı gösteren Ψ ağırlık matrisi ise,

⁴¹¹ Arellano, Bond, 1998, **a.g.e.**, s.7, Bond, 2002, **a.g.e.**, s.8

⁴¹² $j=1$ 'den J 'e kadar sayıların toplamı $J(J+1)/2$ özelliğinden yararlanılmıştır.

⁴¹³ Bond, 2002, **a.g.e.**, s.8, Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.88, Arellano, Bond, 1991, **a.g.e.**, s.279

$$\Psi = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N \omega'_{di} \Delta \hat{\mathbf{u}}_i \Delta \hat{\mathbf{u}}'_i \omega_{di} \right]^{-1} \quad (2.57)$$

formülüyle elde edilmektedir.⁴¹⁴ $\Delta \hat{\mathbf{u}}_i$ terimi tutarlı bir tahmin yöntemi kullanılarak elde edilen hataların tahmini değerlerini göstermektedir. Dolayısıyla öncelikle ağırlık matrisindeki hataların tahmin edilmesi ve daha sonra da bu değerlerin ağırlık matrisinde yerine konularak parametrelerin tahmin edilmesi sürecinden oluşan GM yöntemine 2 aşamalı GM tahmincisi adı verilmektedir.

Birinci aşamada, GEKK uygulanırken kullanılacak Ψ_1 ağırlık matrisi, u_{it} hata terimlerinin 0 ortalama ve σ_u^2 sabit varyanslı ve $E \Delta \mathbf{u}_i \Delta \mathbf{u}'_i = \sigma_u^2 I_N \otimes \Theta$ ile dağıldığı varsayımı altında şu yakınsama ile ifade edilmektedir.⁴¹⁵

$$\Psi_1 \cong \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N \omega'_{di} \tilde{\Theta} \omega_{di} \right]^{-1} \quad (2.58)$$

$\tilde{\Theta} = DD'$ çarpımından oluşmakta ve D matrisi zaman serilerindeki fark operatörü (difference operator) matrisidir:

$$D = \begin{bmatrix} -1 & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & -1 & 1 & \cdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & -1 & 1 \end{bmatrix}_{T-2 \times T-1}$$

$\tilde{\Theta} = DD'$ çarpımı yapıldığında,

$$\tilde{\Theta} = \begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ -1 & 2 & -1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 2 & -1 & \cdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & -1 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & -1 & 2 \end{bmatrix}_{T-2 \times T-2} \quad (2.59)$$

(T-2)x(T-2) boyutlu, köşegenleri 2'lerden oluşan, bu 2'lerin sağında ve solunda 1'er adet -1 bulunan ve geri kalanı sıfırlardan oluşan⁴¹⁶, $\Delta \mathbf{u}_i$ birim köklü Hareketli

⁴¹⁴ Bond, 2002, **a.g.e.**, s.8, Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.88

⁴¹⁵ **A.e.**, s.88

⁴¹⁶ Arellano, Bond, 1991, **a.g.e.**, s.279; Baltagi, 2005, **a.g.e.**, s.137

Ortalamalar (MA) – Moving Averages (1) sürecine sahip bir matris elde edilmektedir.

(2.55)'teki modele Ψ_1 ağırlık matrisi kullanılarak uygulanan GEKK tahmin yöntemiyle elde edilen $\hat{\gamma}_1$ aşağıdaki hesaplanmaktadır⁴¹⁷:

$$\hat{\gamma}_1 = \left[\begin{array}{c} \Delta \mathbf{y}_{-1}' \boldsymbol{\omega}_d \boldsymbol{\omega}_d' \mathbf{I}_N \otimes \tilde{\Theta} \boldsymbol{\omega}_d^{-1} \boldsymbol{\omega}_d' \Delta \mathbf{y}_{-1} \\ \times \left[\begin{array}{c} \Delta \mathbf{y}_{-1}' \boldsymbol{\omega}_d \boldsymbol{\omega}_d' \mathbf{I}_N \otimes \tilde{\Theta} \boldsymbol{\omega}_d^{-1} \boldsymbol{\omega}_d' \Delta \mathbf{y} \end{array} \right] \end{array} \right]^{-1} \quad (2.60)$$

(2.60)'ta yer alan $\hat{\gamma}_1$ 'in tahmininde $\boldsymbol{\omega}_d' \mathbf{I}_N \otimes \Theta \boldsymbol{\omega}_d = \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\omega}_{di}' \Theta \boldsymbol{\omega}_{di}$ 'ye eşittir.

GM tahmincisinde başlangıç koşulları ya da u_{it} ve A_i 'nin dağılımları hakkında hiçbir bilgiye gereksinim duyulmamaktadır. Hataların farklı varyanslı olması durumunda iki aşamalı GM kullanılabilir. GM tahmincisinin kullanılabilmesi için $\Delta \mathbf{u}$, $\hat{\gamma}_1$ tahmincisinden, bir başka deyişle birinci farkları alınmış denklemin birinci adımdaki gibi tahmininden elde edilen hata terimleriyle yer değiştirmektedir. Sonuçta ulaşılan Arellano ve Bond'un 2 aşamalı GM tahmincisi olan $\hat{\gamma}_2$ tahmincisi,

$$\hat{\gamma}_2 = \left[\begin{array}{c} \Delta \mathbf{y}_{-1}' \boldsymbol{\omega}_d \hat{U}_N^{-1} \boldsymbol{\omega}_d' \Delta \mathbf{y}_{-1} \\ \left[\begin{array}{c} \Delta \mathbf{y}_{-1}' \boldsymbol{\omega}_d \hat{U}_N^{-1} \boldsymbol{\omega}_d' \Delta \mathbf{y} \end{array} \right] \end{array} \right]^{-1} \quad (2.61)$$

eşitliği ile elde edilmektedir⁴¹⁸.

$$\hat{U}_N = \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\omega}_{di}' \Delta \hat{\mathbf{u}}_i \Delta \hat{\mathbf{u}}_i' \boldsymbol{\omega}_{di} \text{ 'dir.} \quad (2.62)$$

$\hat{\gamma}_2$ dolayısıyla asimptotik varyansının tutarlı tahmini (2.61)'deki denklemin birinci kısmından oluşmaktadır. Ayrıca $u_{it} \sim IID 0, \sigma_u^2$ olduğunda $\hat{\gamma}_1$ ve $\hat{\gamma}_2$ 'nin birbirine asimptotik olarak eşit olduğu bilinmektedir.

Benzer şekilde modele (k-1) adet dışsal değişken eklendiğinde ise,

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \mathbf{B} \mathbf{x}_{it} + v_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \mathbf{B} \mathbf{x}_{it} + A_i + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \text{ ve } t = 2, \dots, T \quad (2.63)$$

⁴¹⁷ Baltagi, 2005, **a.g.e.**, s.137.

⁴¹⁸ Baltagi, 2005, **a.g.e.**, s.138.

modeli tahmin edilmektedir. γ için N sonsuza giderken ve T sabitken tutarlı bir tahmin elde etmek için (2.63) denkleminin A_i 'ler yok olacak şekilde birinci farkı alınmaktadır:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \gamma (y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \mathbf{B} \mathbf{x}_{it} + \mathbf{x}_{i,t-1} + u_{it} - u_{i,t-1}$$

$$\Delta y_{it} = \gamma \Delta y_{i,t-1} + \mathbf{B} \Delta \mathbf{x}_{it} + \Delta u_{it}$$

Modelin hatalarını gösteren $u_{it} - u_{i,t-1}$ teriminin birim köke sahip bir MA(1) sürecini takip ettiği ve $A_i \sim IID 0, \sigma_A^2$ ve $u_{it} \sim IID 0, \sigma_u^2$ olacak şekilde $v_{it} = A_i + u_{it}$ olduğu bilinmektedir. Aynı zamanda v_{it} hem kendi içinde birbirinden bağımsız hem de bileşenler birbirinden bağımsızdır. GM tahmininde (2.52)'deki moment koşullarına ilave olarak (2.63) modelinde \mathbf{x}_{it} 'lerle A_i 'ler arasında ilişki olması durumunda \mathbf{x}_{it} 'lerle u_{it} 'ler arasındaki ilişki tamamen içsel, (zayıf dışsal) önceden belirlenmiş ve kesin dışsal olmak üzere üç farklı şekilde modellenebilmektedir. Bu üç farklı duruma göre ilave moment koşulları üç farklı şekilde tanımlanmaktadır⁴¹⁹.

\mathbf{x}_{it} $s = t, \dots, T$; $t = 2, \dots, T$ için $E \mathbf{x}_{is} u_{it} \neq 0$ ve $s = 1, \dots, t-1$; $t = 2, \dots, T$ için $E \mathbf{x}_{is} u_{it} = 0$ olacak şekilde içsel⁴²⁰ ise birinci farkı alınmış (2.63)'teki denkleme uygun araç değişkenler ω_{di} matrisinin köşegenindeki her elemana ek olarak $[x'_{i1}, x'_{i2}, \dots, x'_{i,t-2}]$ araç değişkenlerinden oluşmaktadır. Böylelikle yeni araç değişken matrisi $T-2 \times [0.5 \ T-2 \ T-1 \ k]$ boyutlu,

$$\omega_{di} = \begin{bmatrix} y_{i1}, \mathbf{x}'_{i1} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_{i1}, y_{i2}, \mathbf{x}'_{i1}, \mathbf{x}'_{i2} & & & 0 \\ \vdots & \dots & & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & [y_{i1}, \dots, y_{i,T-2}, \mathbf{x}'_{i1}, \dots, \mathbf{x}'_{i,T-2}] \end{bmatrix} \quad (2.64)$$

$$= \text{köşegen}(y_{i1}, \dots, y_{i,t-2}, \mathbf{x}'_{i1}, \dots, \mathbf{x}'_{i,t-2})$$

şekline dönüşmektedir⁴²¹.

⁴¹⁹ Arellano, Bond, 1991, **a.g.e.**, s.280; Bond, 2002, **a.g.e.**, s.16.

⁴²⁰ Arellano, Bond, 1991, **a.g.e.**, s.280

⁴²¹ **A.e.**

\mathbf{x}_{it} $s = t+1, \dots, T$; $t = 2, \dots, T$ için $E \mathbf{x}_{is} u_{it} \neq 0$ ve $s = 1, \dots, t$; $t = 2, \dots, T$ için $E \mathbf{x}_{is} u_{it} = 0$ olacak şekilde önceden tanımlanmış (zayıf dışsal)⁴²² ise birinci farkı alınmış (2.63)'teki denkleme uygun araç değişkenler ω_{di} matrisinin köşegenindeki her elemana ek olarak $[x'_{i1}, x'_{i2}, \dots, x'_{i,t-1}]$ araç değişkenlerinden oluşmaktadır. Böylelikle yeni araç değişken matrisi $T-2 \times [0.5 T-2 \quad k-1 \quad T+1 \quad T-1]$ boyutlu,

$$\omega_{di} = \begin{bmatrix} y_{i1}, \mathbf{x}'_{i1}, \mathbf{x}'_{i2} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_{i1}, y_{i2}, \mathbf{x}'_{i1}, \mathbf{x}'_{i2}, \mathbf{x}'_{i3} & & & 0 \\ \vdots & \dots & & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & [y_{i1}, \dots, y_{i,T-2}, \mathbf{x}'_{i1}, \dots, \mathbf{x}'_{i,T-1}] \end{bmatrix} \quad (2.65)$$

$= \text{köşegen}(y_{i1}, \dots, y_{i,t-2}, \mathbf{x}'_{i1}, \dots, \mathbf{x}'_{i,t-1})$

şekline dönüşmektedir⁴²³.

\mathbf{x}_{it} $t = 2, \dots, T$; $s = 1, \dots, T$ için $E \mathbf{x}_{is} u_{it} = 0$ olacak şekilde tamamen dışsal⁴²⁴ ise \mathbf{x}_{it} 'lerin tamamı (2.63)'teki denklemin birinci farkı alınmış hali için uygun birer araç değişkendir ve $t = 3, \dots, T$; $1 \leq s \leq T$ için $E \mathbf{x}_{is} \Delta v_{it} = 0$ moment koşulları (2.52)'deki moment koşullarına ilave olmaktadır. Bu durumda geçerli moment koşullarının sayısı $0.5 T-1 \quad T-2 \quad +T \quad T-2$ 'ye yükselmektedir. Bir başka deyişle ω_{di} matrisinin köşegenindeki her elemana $x'_{i1}, x'_{i2}, \dots, x'_{iT}$ araç değişkenlerinin ilave edilmesi gerekmektedir⁴²⁵. Böylelikle yeni araç değişken matrisi $T-2 \times [0.5 T-2 \quad k-1 \quad T+1 \quad T-1]$ boyutlu,

$$\omega_{di} = \begin{bmatrix} y_{i1}, \mathbf{x}'_{i1}, \mathbf{x}'_{i2}, \dots, \mathbf{x}'_{iT} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_{i1}, y_{i2}, \mathbf{x}'_{i1}, \mathbf{x}'_{i2}, \dots, \mathbf{x}'_{iT} & & & 0 \\ \vdots & \dots & & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & [y_{i1}, \dots, y_{i,T-2}, \mathbf{x}'_{i1}, \mathbf{x}'_{i2}, \dots, \mathbf{x}'_{iT}] \end{bmatrix} \quad (2.66)$$

$= \text{köşegen}(y_{i1}, \dots, y_{is}, \mathbf{x}'_{i1}, \dots, \mathbf{x}'_{iT})$

⁴²² A.e.

⁴²³ A.e.

⁴²⁴ A.e.

⁴²⁵ A.e.

şekline dönüşmektedir⁴²⁶.

ω_{di} 'nin bu şekildeki seçimiyle birlikte γ ve \mathbf{B} 'nin tek ve iki aşamalı tahminleri daha önce anlatılmış olduğu gibi yapılabilmektedir. Uygulamada varyans düzeltmesinin yapılmadığı tek aşamalı GM tahmin yönteminin yaygın olarak kullanıldığına rastlanılmaktadır. Bunun en önemli nedeni yapılan Monte Carlo simülasyon çalışmalarıyla, ikinci aşamada birinci aşamaya oranla, farklı varyanslılık olduğunda bile, çok büyük bir etkinlik kazancı elde edilemediğinin ortaya çıkartılmış olmasıdır.⁴²⁷

Seçilen her bir araç değişken için,

$$E\mathbf{q}_{it}\Delta\mathbf{u}_{it} = 0 \quad t = 2, \dots, T \quad (2.67)$$

ortogonallik koşulunun sağlanması gerekmektedir.

$$t=3 \text{ için } q_{i3} = y_{i1} \mathbf{x}'_i$$

$$t=4 \text{ için } q_{i4} = y_{i1} y_{i2} \mathbf{x}'_i$$

ve

$$t=T \text{ için } q_{iT} = y_{i1} y_{i2} \dots y_{iT-2} \mathbf{x}'_i \text{ 'dir.}$$

q 'lar ω_{di} matrisinde birleştirildiğinde her bir yatay-kesit birimine ait $T \times (T-1) \times (K_1 + 0.5 \times (T-1))$ boyutlu araç değişkenler matrisi elde edilmektedir ve K_1 dışsal değişken sayısını göstermektedir. Tüm birimler için araç değişkenler matrisi,

$$\omega_d = \omega'_{d1}, \omega'_{d2}, \omega'_{d3}, \dots, \omega'_{dN} \text{ 'dir.}$$

Ortogonalite koşulu matrislerle,

$$E\omega_{di}\Delta\mathbf{u}_i = 0 \quad t = 2, \dots, T$$

şeklinde tanımlanmaktadır.

Moment koşullarına bakıldığında sağlanması gereken koşul sayısının ω_{di} matrisinin satır sayısı yani $T \times (T-1) \times (K_1 + 0.5)$ kadar olduğu görülmektedir. Koşulların sayısının tahmin edilecek parametre sayısından çok olmasından dolayı Ψ şeklinde bir ağırlık matrisi tanımlanmaktadır. Ağırlık matrisinde daha önemli olan

⁴²⁶ A.e.

⁴²⁷ Bond, 2002, a.g.e., s.9

moment koşulları daha fazla ağırlığa sahip olmaktadır. Dolayısıyla GM yöntemi ω_d araç değişken matrisiyle dönüştürülmüş,

$$\omega'_d \Delta \mathbf{y} = \omega'_d \Delta \mathbf{y}_{-1} \gamma + \omega'_d \Delta \mathbf{x} \beta + \omega'_d \Delta \mathbf{u} \quad (2.68)$$

birinci fark modeline GEKK uygulanmasından farksızdır. Bu şekilde elde edilen tahminlere Arellano ve Bond'un bir adım GM tahmincisi adı verilmektedir. Birinci adımda elde edilen tahmini parametreler vektör notasyonu ile aşağıdaki gibi elde edilmektedir⁴²⁸.

$$\begin{pmatrix} \hat{\gamma}_1 \\ \mathbf{b} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta \mathbf{y}_{-1} & \Delta \mathbf{x}' \omega_d & \omega'_d & I_N \otimes \Theta & \omega_d^{-1} \omega'_d & \Delta \mathbf{y}_{-1} & \Delta \mathbf{x} \end{bmatrix}^{-1} \\ \times \begin{bmatrix} \Delta \mathbf{y}_{-1} & \Delta \mathbf{x}' \omega_d & \omega'_d & I_N \otimes \Theta & \omega_d^{-1} \omega'_d & \Delta \mathbf{y} \end{bmatrix} \quad (2.69)$$

İkinci aşamada $\Delta \mathbf{u}$ $\hat{\gamma}_1$ tahmincisinden elde edilen birinci farkları alınmış tahmini hata terimleriyle yer değiştirmektedir. Sonuçta ulaşılan tahminci Arellano ve Bond'un 2 aşamalı GM tahmincisidir⁴²⁹:

$$\begin{pmatrix} \hat{\gamma}_2 \\ \mathbf{b} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta \mathbf{y}_{-1} & \Delta \mathbf{x}' \omega_d \hat{U}_N^{-1} \omega'_d & \Delta \mathbf{y}_{-1} & \Delta \mathbf{x} \end{bmatrix}^{-1} \\ \times \begin{bmatrix} \Delta \mathbf{y}_{-1} & \Delta \mathbf{x}' \omega_d \hat{U}_N^{-1} \omega'_d & \Delta \mathbf{y} \end{bmatrix} \quad (2.70)$$

Ancak uygulamada \mathbf{x}_{it} 'lerin tamamen dışsal olduğu modellere rastlamak çok da mümkün değildir. Bu açıdan \mathbf{x}_{it} 'lerin tamamen dışsal olması yerine bazılarının zayıf dışsal olduğu modellerin de incelenmesi gerekmektedir.

⁴²⁸ Baltagi, 2005, **a.g.e.**, s.140.

⁴²⁹ Baltagi, 2005, **a.g.e.**, s.140.

2.2.3 Arellano ile Bover'ın 1995 ve Blundell ile Bond'un 1998 Sistem Genelleştirilmiş Momentler – System Generalised Method of Moments (SGM) Tahmin Yöntemi

Dinamik panel verinin tahmininde otokorelasyonun düzeyi yüksek ($\gamma \rightarrow 1$) ve T küçük olduğunda, birinci farkları alınmış modelde lineer moment koşullarına dayanan GM yönteminin büyük sonlu örneklem sapmasının fazla ve doğruluk payının zayıf olduğu yapılan simülasyon çalışmalarıyla ortaya konulmuştur.⁴³⁰ Bu durumda birinci fark denkleminde kullanılan düzeydeki araç değişkenler zayıf araç değişken sorununu doğurmaktadır. Bu soruna yönelik iki farklı yaklaşım bulunmaktadır. Bunlardan ilki Arellano ve Bover tarafından 1995 yılında önerilen birinci fark denklemi için kullanılan gecikmeli düzeydeki araç değişkenlere ilave olarak düzeydeki denklem için gecikmeli birinci fark araç değişkenlerinin de kullanıldığı Sistem Genelleştirilmiş Momentler – System Generalised Method of Moments (SGM) yöntemidir. Monte Carlo simülasyon çalışmaları ile birinci fark GM tahmincisinin zayıf kaldığı durumlarda SGM tahmincisinin çok daha fazla etkin olduğu ve sonlu örneklem sapmasını azalttığı gözlenmiştir.⁴³¹ İkinci yaklaşım ise gözlemlenen başlangıç değerleri üzerinde bazı varsayımlara dayanan ve eş varyans koşulu altında tutarlı tahminlerin elde edildiği GEKK tahmin yöntemidir. Bu tahminler normallik varsayımı altında ise koşullu EYO yönteminden elde edilen tahminlere asimptotik olarak eşit olmaktadır.⁴³² Ancak koşullu GEKK yöntemi eş varyanslılık varsayımına dayanmaktadır ve açıklayıcı değişkenlerin tümünün kesin dışsal olduğu modeller için geçerlidir. Oysa bu varsayımlar GM yönteminde gerekli değildir.

T dönem sayısı azaldıkça başlangıç koşulları üzerine yapılacak varsayımlar sayesinde tahminlerin doğruluk payının arttığı gözlemlenmiştir. Bu yaklaşımları incelemek üzere açıklayıcı değişkenlerin olmadığı, $A_i \sim IID 0, \sigma_A^2$ ve u_{it}

⁴³⁰ Alonso-Borrego, Arellano, **a.g.e.**, s.36-49; Blundell, Bond, 1998, **a.g.e.**, s.116,120, Richard Blundell, Stephen Bond, Frank Windmeijer, "Estimation in Dynamic Panel Data Models: Improving on the Performance of the Standart GMM Estimators", **The Institute for Fiscal Studies Working Paper**, No:WP00/12, 2000, s.1

⁴³¹ Blundell, Bond, 1998, **a.g.e.**, s.116, Blundell, Bond, Windmeijer, 2000, **a.g.e.**, s.3

⁴³² Blundell, Bond, 1998, **a.g.e.**, s.116

$\sim IID 0, \sigma_u^2$ olacak şekilde $v_{it} = A_i + u_{it}$ bileşenlerinden oluştuğu (2.50)'deki basit AR(1) modeli ele alınmaktadır. Aynı zamanda v_{it} 'nin hem kendi içinde hem de bileşenler bazında birbirinden bağımsız olduğu varsayılmaktadır.

$$EA_i = Eu_{it} = EA_i u_{it} = 0 \quad i = 1, \dots, N \quad \text{ve} \quad t = 2, \dots, T \quad \text{için} \quad (2.71)$$

ve

$$Eu_{it} u_{is} = 0 \quad i = 1, \dots, N \quad \text{ve} \quad \forall t \neq s \quad \text{için} \quad (2.72)$$

varsayımları geçerlidir.⁴³³ y_{it} başlangıç koşulları ile ilgili yapılan standart varsayım ise,

$$Ey_{it} u_{it} = 0 \quad i = 1, \dots, N \quad \text{ve} \quad t = 2, \dots, T \quad \text{için} \quad (2.73)$$

ve (2.71), (2.72) ve (2.73)'teki bu varsayımlardan γ 'nın tahmini için $T \geq 3$ olması gerektiği görülmektedir.⁴³⁴

Başlangıç koşulları ile ilgili bir diğer varsayım ise,

$$y_{i1} = \frac{A_i}{1-\gamma} + \varepsilon_{i1} \quad i = 1, \dots, N \quad (2.74)$$

Ortalama durağanlık varsayımı ile,

$$E\varepsilon_{i1} = EA_i \varepsilon_{i1} = 0 \quad i = 1, \dots, N \quad (2.75)$$

kovaryans durağan süreci olan,

$$Eu_{it}^2 = \sigma_u^2 \quad i = 1, \dots, N \quad \text{ve} \quad t = 2, \dots, T$$

$$E\varepsilon_{i1}^2 = \frac{\sigma_u^2}{1-\gamma^2} \quad i = 1, \dots, N$$

ve bu varsayımlara ilave olarak,

$$EA_i \Delta y_{i2} = 0 \quad i = 1, \dots, N \quad (2.76)$$

varsayımı ele alınırsa, burada y_{i1} verilmişken y_{i2} 'yi tanımlayan (2.50), (2.71), (2.72) ve (2.73)'teki eşitlikler geçerliiyken (2.76)'daki varsayımın y_{i1} 'in oluşturulması sürecindeki başlangıç koşulları üzerindeki kısıtları tanımladığı görülmektedir. (2.71),

⁴³³ Blundell, Bond, 1998, **a.g.e.**, s.118

⁴³⁴ Blundell, Bond, 1998, **a.g.e.**, s.118

(2.72) ve (2.73)'teki varsayımlara ek olarak (2.76)'daki varsayım sağlanıyorsa aşağıdaki T-2 adet lineer moment koşulu geçerli olmaktadır:

$$Ev_{it}\Delta y_{i,t-1} = 0 \quad t = 3, \dots, T \quad (2.77)$$

Dolayısıyla (2.50), (2.71)-(2.73) ve (2.76)'daki tüm ikinci dereceden moment kısıtlarına lineer GM tahmincisi uygulanabilmektedir.

Δy_{it} 'nin gözlemlenemeyen birimsel etkilerden bağımsızlığının sağlanabilmesi için ancak ve ancak Δy_{i2} 'nin A_i 'lerden bağımsız olması ve bunun için de (2.50)'deki AR(1) modeli için,

$$\Delta y_{it} = \gamma^{t-2} \Delta y_{i2} + \sum_{s=0}^{t-3} \gamma^s \Delta u_{i,t-s} \quad i = 1, \dots, N \quad (2.78)$$

olması gerekmektedir. Bu koşulun (2.76)'da tanımlanan varsayımla eşdeğer olduğu bilinmektedir. Bu koşulu sağlayabilmek için (2.50), (2.71)-(2.75)'te tanımlanan ortalama durağan y_{it} süreci altında sağlanan,

$$E\left(y_{i1} - \frac{A_i}{1-\gamma}\right)A_i = 0 \quad i = 1, \dots, N \quad (2.79)$$

başlangıç koşulları kısıtının tanımlanması gerekmektedir.

(2.77)'deki moment koşullarının $\gamma \rightarrow 1$ veya σ_A^2/σ_u^2 oranının büyük olması durumunda açıklayıcı olduğunu göstermek için T=3 durumu incelenecek olursa burada Δy_{i2} 'nin uygun araç değişken olarak kullanılabilceği düzeydeki,

$$y_{i3} = \gamma y_{i2} + A_i + u_{i3} \quad i = 1, \dots, N \quad (2.80)$$

denklemini kullanılabilmektedir⁴³⁵.

(2.50), (2.71)-(2.75)'te tanımlanan tüm varsayımlara ilaveten (2.52) ve (2.77)'deki lineer moment koşulları SGM tahmincisinin temelini oluşturmaktadır. Sadece düzeydeki denklem için geçerli olan moment koşulları hatalar ile bağımlı değişken cinsinden

$$Ev_{it}\Delta y_{i,t-s} = 0 \quad t = 3, \dots, T \quad \text{ve} \quad 1 \leq s \leq t-2 \quad (2.81)$$

⁴³⁵ Blundell, Bond, Windmeijer, 2000, a.g.e., s.15.

şeklinde tanımlanmaktayken, araç değişken matrisiyle aşağıdaki gibi gösterilebilmektedir.

$$E\omega'_{it}\mathbf{u}_i = 0 \quad t = 3, \dots, T \text{ ve } 1 \leq s \leq t-2 \quad (2.82)$$

Uygun araç değişken matrisi ise,

$$\omega'_{it} = \begin{bmatrix} \Delta y_{i2} & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i2} & \Delta y_{i3} & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta y_{i2} & \dots & \Delta y_{i,T-1} \end{bmatrix} \quad (2.83)$$

şeklindedir.

SGM tahmincisinin hesaplanması için düzeydeki denkleme ve birinci fark denklemine ilişkin,

$$Ey_{i,t-s}\Delta u_{it} = 0 \quad t=3, \dots, T \text{ ve } 2 \leq s \leq t-1 \quad (2.84)$$

$$Ey_{it}\Delta y_{i,t-1} = 0 \quad t = 3, \dots, T$$

tüm moment koşullarının optimal bileşeninin kullanılması gerekmektedir⁴³⁶.

Vektörel olarak yazılacak olursa,

$$E\omega_{si}\mathfrak{g}_i = 0 \text{ 'dır ve}$$

$$\omega_{si} = \begin{bmatrix} \omega_{di} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i2} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i3} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \vdots & \Delta y_{i,T-1} \end{bmatrix} \text{ ve } \mathfrak{g}_i = \begin{bmatrix} \Delta \mathbf{u}_i \\ \mathbf{v}_i \end{bmatrix}$$

şeklindedir. Buradan SGM tahmincisinin birinci fark ve düzey denklemlerinin GM tahmincisinin optimal bir kombinasyonu olduğu görülmektedir ve iki tane denklem sisteminin çözümünden oluştuğu için Sistem GM olarak adlandırılmaktadır. γ 'nın iki aşamalı SGM tahmini,

$$\hat{\gamma}_s = \mathfrak{g}'_{-1}\omega_s \omega'_s \omega_s^{-1} \omega'_s \mathfrak{g}_{-1}^{-1} \mathfrak{g}'_{-1}\omega_s \omega'_s \omega_s^{-1} \omega'_s \mathfrak{g} \quad (2.85)$$

⁴³⁶ A.e., s.14.

şeklinde olup bu tahmin birinci fark denklemiyle düzeydeki denklemin lineer bir kombinasyonudur:

$$\hat{\gamma}_s = \varphi \hat{\gamma}_d + 1 - \varphi \hat{\gamma}_l$$

Burada $\hat{\gamma}_d$ ve $\hat{\gamma}_l$ sırasıyla birinci fark denklemi ile düzeydeki denklemlerin iki aşamalı GM tahminleridir ve φ ağırlık katsayısı aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır⁴³⁷:

$$\varphi = \frac{\Delta \mathbf{y}'_{-1} \boldsymbol{\omega}_d \boldsymbol{\omega}'_d \boldsymbol{\omega}_d^{-1} \boldsymbol{\omega}'_d \Delta \mathbf{y}'_{-1}}{\Delta \mathbf{y}'_{-1} \boldsymbol{\omega}_d \boldsymbol{\omega}'_d \boldsymbol{\omega}_d^{-1} \boldsymbol{\omega}'_d \Delta \mathbf{y}'_{-1} + \mathbf{y}'_{-1} \boldsymbol{\omega}_l \boldsymbol{\omega}'_l \boldsymbol{\omega}_l^{-1} \boldsymbol{\omega}'_l \mathbf{y}'_{-1}} \quad (2.86)$$

$\gamma \rightarrow 1$ ve/ya $\sigma_A^2 / \sigma_u^2 \rightarrow \infty$ yani bir başka deyişle GM tahminlerinin etkin olmadığı durumda $\varphi \rightarrow 0$ olmakta ve böylelikle SGM tahmininde tüm ağırlık düzeydeki moment koşullarına verilmiş olmaktadır⁴³⁸.

Tahmin edilecek modele \mathbf{x}_{it} 'ler eklendiğinde ise (2.63) denkleminin, SGM tahmininde \mathbf{x}_{it} 'lerin tamamen içsel, (zayıf dışsal) önceden belirlenmiş ve kesin dışsal olmasına göre (2.64)-(2.65)-(2.66)'da tanımlı fark denkleminde ait düzeydeki araç değişkenlere ve (2.84)'teki düzeydeki denkleme ait fark şeklindeki araç değişkenlere ek olarak sırasıyla,

\mathbf{x}_{it} kesin veya zayıf dışsal ise $t = 2, \dots, T$ için

$$E \Delta \mathbf{x}_{it} v_{it} = 0 \quad (2.87)$$

ilave moment koşulları ve \mathbf{x}_{it} içsel ise $t = 3, \dots, T$ için

$$E \Delta \mathbf{x}_{i,t-1} v_{it} = 0 \quad (2.88)$$

ilave moment koşulları bulunmaktadır.

2.2.4 Spesifikasyon Testleri

Dinamik panel veri modellerinin tahmininde kullanılan GM yönteminin en önemli varsayımı kullanılan araç değişkenlerin dışsal olmasıdır ve bu varsayımın

⁴³⁷ A.e., s.15.

⁴³⁸ A.e.

geçerliliğini ortaya koymak amacıyla çeşitli testler geliştirilmiştir. Sargan'ın 1958 yılındaki çalışmasından esinlenilerek geliştirilen testler sırasıyla Arellano-Bond'un birinci fark modelinin ve sistem GM tahmininde kullanılan araç değişkenlerin tümünün geçerliliğini araştıran Sargan'ın birinci fark testi ($S_{1.fark}$) ve Sargan'ın sistem testidir (S_{sistem}). İki test istatistiğinin farkına dayanan Sargan-fark testi ise sistem GM tahmininde kullanılan düzeydeki araç değişkenlerin geçerliliğini araştırmak üzere geliştirilmiştir. Ancak tüm bu testlerin yanında GM yönteminin en önemli varsayımı birinci fark denkleminin hataları arasında ikinci dereceden sıra korelasyonu olmaması varsayımdır ve bunun için de Arellano ve Bond (1991) tarafından önerilmiş olan ardışık bağımlılık testi bulunmaktadır. Bir sonraki alt bölümlerde bu testlere ayrıntılı olarak yer verilmektedir.

2.2.4.1 Ardışık Bağımlılık Testi

Arellano ve Bond'un GM tahmincisi başlangıç koşulları ve u_{it} ile A_i 'nin dağılımları hakkında herhangi bir varsayımda bulunmamaktadır.⁴³⁹ Bununla birlikte tahminler yapıldıktan sonra GM tahmincisinin tutarlılığının dayandığı varsayımların test edilmesi gerekmektedir. En önemli varsayım birinci fark denkleminin hataları arasında ikinci dereceden sıra korelasyonu olmaması varsayımdır. Δu_{it} ardışık bağımlı olmayan hataların birinci farkını gösterdiğinden $E \Delta u_{it} \Delta u_{i,t-1}$ 'in sıfır olmasına gerek yokken GM tahmincisinin tutarlılığı tamamen $E \Delta u_{it} \Delta u_{i,t-2} = 0$ olmasına bağlıdır⁴⁴⁰. Dolayısıyla test edilecek varsayım $E \Delta u_{it} \Delta u_{i,t-2} = 0$ hipotezidir ve farkı alınmamış, bir başka deyişle düzeydeki denklemin hatalarının ardışık bağımlı olmaması ve aynı zamanda rassal yürüyüşlü (random walk) olması durumunda geçerlidir.

$$E \Delta u_{it} \Delta u_{i,t-2} = 0 \quad (2.89)$$

⁴³⁹ Baltagi, 2005, **a.g.e.**, s.138.

⁴⁴⁰ Arellano, Bond, 1991, **a.g.e.**, s.282, Baltagi, 2005, **a.g.e.**, s.136.

varsayımı altında birinci fark denkleminde elde edilen hataların ikinci dereceden sıra korelasyonu için elde edilecek test istatistiği,

$$m_2 = \frac{\Delta \hat{\mathbf{u}}'_{-2} \Delta \hat{\mathbf{u}}_*}{\sqrt{\Delta \hat{\mathbf{u}}}} \quad (2.90)$$

asimptotik olarak 0 ortalama ve 1 varyanslı normal dağılıma uygunluk göstermektedir⁴⁴¹. Burada $\Delta \hat{\mathbf{u}}_*$ vektörü fark denkleminde elde edilen hataların tahminini göstermektedir ve $\Delta \hat{\mathbf{u}}_{-2}$ ile aynı boyutta olacak şekilde kırpılmıştır. Dolayısıyla m_2 istatistiğinin hesaplanabilmesi için incelenen dönem sayısının en az beş olması gerekmektedir⁴⁴². GM tahmincisinin etkinliği kullanılacak araç değişken matrisine ve ağırlık matrisine bağlı olduğundan m_2 hipotez testinin asimptotik gücü de kullanılan tahmincilerin etkinliğine dayanmaktadır. Bir başka deyişle hipotezin test edilmesinde, tek aşamalı veya iki aşamalı GM tahminlerinden elde edilen tahmini hataların hangisinin kullanılacağı sadece hipotez testinin gücünü etkilemektedir. Dolayısıyla m_2 'nin elde edilebilmesi için etkin bir yöntem gerek olmadığından m_2 herhangi tutarlı bir GM tahmininden elde edilebilmektedir⁴⁴³.

m_2 test istatistiği birinci fark denkleminin hatalarında ikinci dereceden ardışık bağımlılık olup olmadığını test etmeye yarar. İkinci dereceden ardışık bağımlılık olmaması durumu düzeydeki modelin hatalarının ardışık bağımlı olmaması ve rassal yürüyüşlü olması durumunda ortaya çıkabilmektedir. Düzeydeki denklemin hatalarının ardışık bağımlı olup olmadığını anlamak için m_2 test istatistiğinin hesaplanma mantığı çerçevesinde m_1 test istatistiği de hesaplanabilmektedir. m_1 test istatistiği birinci fark denkleminin hataları arasında birinci dereceden sıra korelasyonu olup olmadığını test etmeye yarar⁴⁴⁴.

Alternatif olarak, eğer düzeydeki denklemin hataları ardışık bağımlı değil ve rassal yürüyüşlü ise birinci dereceden farkı alınmış denklemin EKK ve GM

⁴⁴¹ Arellano, Bond, 1991, **a.g.e.**, s.282

⁴⁴² **A.e.**

⁴⁴³ **A.e.**

⁴⁴⁴ **A.e.**

tahminleri tutarlı olacağından bu iki tahmin yönteminden elde edilen parametre tahminlerini karşılaştırmaya dayanan Hausman testi de uygulanabilmektedir⁴⁴⁵.

2.2.4.2 Sargan Testleri

GM tahmin yönteminin en önemli varsayımların bir diğeri de araç değişkenlerin kesin dışsal olması varsayımdır. Bu varsayımın sağlanması durumunda kullanılan araç değişkenlerin geçerli olduğu kabul edilmektedir. Test edilecek hipotez,

H_0 : Araç değişkenler dışsaldır. (Moment koşulları geçerlidir.)

şeklindedir ve Sargan'ın (1958) testinin Hansen (1982) tarafından GM tahmin yöntemine uyarlanmış halidir. Sargan test istatistiği birinci fark modelinde aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$S_{1.fark} = \Delta \hat{u}' Z \left(\sum_{i=1}^N Z_i' \Delta \hat{u}_i \Delta \hat{u}_i' Z_i \right)^{-1} Z' \Delta \hat{u} \quad (2.91)$$

Sargan test istatistiği $s.d_{1.fark} = p - k$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uygunluk göstermektedir; p, optimal olma zorunluluğu olmayan Z araç değişken matrisinin sütun sayısı, bir başka deyişle kullanılan araç değişken sayısını; k ise tahmin edilen parametre sayısını temsil etmektedir. Ayrıca $p > k$ koşulunun da sağlanması gerekmektedir. Ancak Sargan testinin güvenilirliği araç değişken sayısının artmasıyla, bir başka deyişle T'nin sonsuza yakınsamasıyla azalmaktadır⁴⁴⁶.

Sargan testi sonucunda H_0 hipotezi kabul edilmişse araç değişkenlerin dışsal olduğu, bir başka deyişle moment koşullarının geçerli olduğu sonucuna varılmaktadır. SGM tahmini için de aynı test yapılabilmektedir ve elde edilen test istatistiği S_{sistem} olarak adlandırıldığında, SGM sürecinde kullanılan düzeydeki moment koşullarının geçerli olup olmadığını araştırmak için Sargan-fark testi yapılabilmektedir. Sargan-fark test istatistiği H_0 : Düzeydeki moment koşullarının geçerliliği varsayımı altında,

⁴⁴⁵ A.e.

⁴⁴⁶ Blundell, Bond, Windmeijer, 2000, a.g.e., s.21.

$$S_{1.fark-sistem} = S_{sistem} - S_{1.fark}$$

şeklinde elde edilmekte ve $s.d_{1.fark-sistem} = s.d_{sistem} - s.d_{1.fark}$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uygunluk göstermektedir. Hipotezin kabul edilmesi durumunda düzeydeki moment koşullarının geçerli (dışsal) olduğu anlaşılmaktadır. Aynı test, bazı araç değişkenlerin içsel olabileceğinden şüphelenilmesi durumunda da hangi araç değişkenlerin içsel olduğunu görmek için de uygulanabilmektedir. Bu durumda araç değişkenlerin çeşitli alt kümeleri için Sargan-fark testi yapılmaktadır.

3. ÜÇÜNCÜ BÖLÜM: HİSSE SENEDİ GETİRİSİNİ ETKİLEYEN MİKRO ve MAKRO EKONOMİK FAKTÖRLERİN İMKB FİRMALARI İÇİN İNCELENMESİ

Literatürde hisse senedi getirilerini açıklamaya yönelik yapılan araştırmaların çoğunda, birinci bölümde ayrıntılı olarak incelenen makroekonomik veya firmaya ait mikroekonomik faktörlerin etkilerinin ele alındığı görülmektedir. Her iki faktör grubunun bir arada incelendiği çalışmalara ise çok fazla rastlanılmamaktadır. Ayrıca her iki faktör grubunun etkisini araştıran çalışmalarda sadece statik panel veri analiz yöntemlerinin kullanıldığı dikkat çekmektedir. Çalışmanın uygulamasında hisse senedi getirilerini etkileyen makro ve mikro faktörlerin neler olduğu hem statik hem de dinamik panel veri yöntemleriyle araştırılmaktadır. Alt bölümlerde öncelikli olarak araştırmanın amacı ve kapsamı hakkında bilgi verilmekte, araştırmanın analiz aşamasında kullanılan veriler ayrıntılı olarak ele alınmaktadır. Daha sonraki alt bölümlerde ise uygulamada kullanılan yöntemler ve elde edilen bulgular açıklanmaktadır.

3.1 Araştırmanın Amacı ve Kapsamı

Araştırmanın temel amacı, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'na (İMKB) kayıtlı imalat sanayi firmalarının hisse senedi getirilerini etkileyen faktörlerin neler olduğunun panel veri analiz yöntemleri aracılığıyla belirlenmesidir. Firma finansal oranları ve makro ekonomik faktörlerin yanısıra hisse senedi getirisinin geçmiş dönem değerleri de analize dahil edilerek, hisse senedi getirisini etkileyen faktörler dinamik bir yapıda açıklanmaya çalışılmaktadır.

3.2 Araştırma Yöntemi ve Veriler

Hisse senedi getirisini etkileyen faktörlerin İMKB için neler olduğunu araştırmak için literatürde yer alan tüm mikro ve makro değişkenlere yer verilmektedir. Araştırmanın amacına uygun olarak, 2003-2007 yılları arasında 5 yıl boyunca İMKB’de süreklilik göstererek kote olmuş, imalat sanayinde faaliyet gösteren 64 firmadan⁴⁴⁷ oluşan bir panel veri seti analiz edilmektedir. Firmalara ait finansal göstergeler, enflasyonun etkisinden arındırılmış konsolide bilanço ve gelir tablolarından yararlanılarak hesaplanmıştır. Hisse senedi getirilerini etkileyebilecek makroekonomik göstergelere ait veriler ise Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) elektronik veri dağıtım internet sitesinden alınmıştır⁴⁴⁸.

Özetle, panel veri seti, 5 yıl boyunca tüm finansal göstergelerine ulaşılabilen imalat sanayi firmalarının tamamını kapsamaktadır. İmalat sanayinin dışında, İMKB’de madencilik, elektrik-gaz-su, inşaat-bayındırlık, ticaret-otel-lokantalar, ulaştırma-haberleşme-depolama, mali kuruluşlar, eğitim-sağlık-spor-diğer sosyal hizmetler ve teknoloji olmak üzere birçok farklı sektörde faaliyet gösteren firmaların verilerine de ulaşılabilir. Ancak bu sektörlerde faaliyet gösteren firmaların finansal yapılarının ve raporlama sistemlerinin imalat sanayiindekilerden farklı olması nedeniyle sadece imalat sanayi firmaları incelenmektedir. 2003-2007 döneminin seçilmesinin en temel nedeni ise Türkiye’de 2003’ten sonra uygulanmaya başlanan enflasyon muhasebesi sistemidir. 2008 yılı ise, analiz aşamasında bu yıla ait veriler henüz yayımlanmadığından, tüm dünyada ve Türkiye’de kriz yılı olduğundan ve küresel kriz sonuçları etkileyebileceğinden analize dahil edilmemektedir.

Bağımlı değişken olarak modelde yer alan hisse senedi düzeltilmiş getirisi yayımlanan aylık hisse senedi fiyatları ve kar payı dağıtım verileri kullanılarak aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

⁴⁴⁷ Firmaların listesi EK6’da yer almaktadır.

⁴⁴⁸ www.evds.tcmb.gov.tr (05.2009)

$$rg1_t = \frac{F_t * BDL + BDZ + 1 - RHKF * BDL + TEMT}{F_{t-1}} \quad (3.1)$$

F_t = t dönemi hisse senedi kapanış fiyatı,

F_{t-1} = t-1 dönemi hisse senedi kapanış fiyatı,

BDL = t döneminde alınan bedelli hisse senedi adedi,

BDZ = t döneminde alınan bedelsiz hisse senedi adedi,

$RHKF$ = Rüçhan Hakkı kullanma fiyatı,

$TEMT$ = t döneminde bir hisse senedine ödenen net temettü tutarı.

Araştırmada 1.1 ve 1.2 alt bölümlerinde hesaplanışlarıyla ayrıntılı olarak ele alınan tüm göstergeler açıklayıcı değişken olarak kullanılmaktadır. Uygulamada yararlanılan program ise, statik ve dinamik panel veri analizinde yaygın olarak kullanılan STATA 9.2 istatistik paket programıdır. STATA 9.2 paket programında komutların yazımı aşamasında kolaylık olması açısından finansal ve makro ekonomik değişkenler Sayfa 202 ve 203'te yer alan Tablo EK3.1 ve Tablo EK3.2'de verildiği şekilde kodlanmıştır.

Tablo EK4.1 - Tablo EK4.8'de yer alan değişkenler arası basit korelasyon katsayıları⁴⁴⁹ incelendiğinde bu değişkenlerin bazıları arasında yüksek ilişki olması beklenmektedir. Bağımlı değişkenle açıklayıcı değişkenler arasındaki basit korelasyon katsayıları incelendiğinde bazı değişkenlerin hisse senedi getirileri ile çok düşük korelasyona sahip olduğu görülmektedir. Borsa performans göstergeleri ile hisse senedi getirileri arasındaki basit korelasyon katsayılarının 2003-2007 yılları için ayrı ayrı ve toplu olarak verildiği Tablo EK4.1'e göre bazı yıllarda, firmanın

⁴⁴⁹ Bu tablolar STATA9.2 programında “*correlate rg1 x1 x2 x3 x4 x5 x6 x7* x8* x9* x10* if yıl==2003*” komutu ile her bir yıl için ayrı ayrı elde edilmiştir. Tüm yıllar için basit korelasyon katsayıları toplu olarak “*correlate rg1x1 x2 x3 x4 x5 x6 x7* x8* x9* x10**” komutu ile elde edilmiştir.

betası (x1), büyüklüğü (x2) ve DD/PD (x3) ve K/F oranının (x5) düzeltilmiş getiri ile yüksek korelasyona sahip olduğu görülmektedir.

Finansal göstergeler ile hisse senedi getirileri arasındaki basit korelasyon katsayılarının 2003-2007 yılları için ayrı ayrı ve toplu olarak verildiği Tablo EK4.3 - Tablo EK4.8'e göre, x7* ile kodlanan likidite oranları değişkenlerinin tamamının her yıl için ve tüm yıllarda yaklaşık 0.10 ile 0.40 arasında değişen oranda ve yönde hisse senedi getirisiyle ilişkili olduğu görülmektedir. Mali bünye ile ilgili oranlardan x8_1, x8_2, x8_3, x8_4, x8_5 ve x8_6 değişkenlerinin bazı yıllarda 0.30 düzeyinde ve tüm yıllarda 0.13 düzeyinde hisse senedi getirisiyle yüksek ilişkili oldukları anlaşılmaktadır. Faaliyet oranlarından x9_1, x9_2, x9_3, x9_4 ve x9_5 değişkenlerinin bazı yıllarda hisse senedi getirisi ile yüksek ilişkili oldukları sonucuna varılabilmektedir. Benzer şekilde Karlılık oranlarından x10* değişkenlerinin tamamı düzeltilmiş getiri ile 2007 yılı hariç 0.20 ile 0.30 arasında değişen düzeyde yüksek korelasyona sahiptir. Tüm bu korelasyon katsayıları incelendiğinde bazı yıllarda değişkenlerin bazılarının hisse senedi getirisiyle zayıf ilişkili olduğu ve ilişkinin yönünün farklılaştığı anlaşılmaktadır. Örneğin likidite oranları (x7*) ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişki 2004 ve 2007 yılları hariç pozitifdir. Mali bünye ile ilgili oranlardan x8_4'ün sadece 2004 yılı için hisse senedi getirisiyle ilişkisinin pozitif, sadece x8_6'nın 2003'de pozitifdir. Hisse senedi getirisi ile faaliyet oranlarının yıllar itibarıyla hisse senedi getirisiyle ilişkileri farklı yönlerde dir. Karlılık oranlarının tamamı 2007 yılı dışında tüm yıllarda pozitif etkiye sahiptir.

Özet olarak, tüm bu sonuçlar incelendiğinde yıl bazında elde edilen korelasyon katsayılarından yola çıkılarak modelde yer alacak değişkenlerin ve hisse senedi getirisiyle ilişkilerinin yönünün önceden tahmin edilmesi doğru olmamaktadır. Zira değişkenlerin çoklu modellerde birlikte etkileşimlerinin ne yönde olacağını önceden tahmini oldukça zordur. Korelasyon katsayılarının ve tek değişkenli modellerin incelenmesi sadece araştırma aşamasında yol gösterici olabilmektedir. Bu açıdan bir sonraki alt bölümde değişkenlerin tüm mümkün kombinasyonlarıyla oluşturulan

modellerden gerekli anlamlılık testlerini geçen modellerin sonuçlara yer verilmektedir.

3.3 Araştırmanın Bulguları

Çalışmanın analiz aşamasında hisse senedi getirilerini açıklayabilmek üzere açıklayıcı değişkenlerin tüm mümkün kombinasyonlarına yönelik panel veri modelleri incelenmektedir. İlk sonuç, öncelikli olarak hisse senedinin bir dönem önceki değerinin modelde yer almadığı statik panel veri analiz sonuçlarına aittir. İkinci sonuç ise dinamik yapının da yansıtıldığı analiz bulgularına yöneliktir.

3.3.1 Statik Panel Veri Modelleri

Bu bölümde hisse senedi getirilerini açıklamak üzere kurulan modellerden anlamlı olanları yer almaktadır. İlk olarak değişkenlerin tüm mümkün kombinasyonlarıyla farklı modeller oluşturularak En Küçük Kareler (EKK), Sabit Etkiler (SE) ve Rassal Etkiler (RE) modelleriyle değişkenler arasındaki ilişkiler incelenmektedir. Zaman bazındaki etkilerin makroekonomik değişkenlerle yansıtıldığı çok değişkenli EKK, SE ve RE modelleri içinden birimler bazında etkilerin mevcut olduğu anlamlı 3 farklı model saptanmıştır. Bu üç modele ait EKK ve panel veri bulguları Tablo 3.1’de verilmektedir⁴⁵⁰.

⁴⁵⁰ “Model 1” ve “Model 2”ye ait EKK, SE ve RE analizleri STATA9.2 programında sırasıyla “*reg rgl x1 x2 x3 x5 sue_iartis1 lm1_tefe euroa pf bfol*” ve “*reg rgl x1 x2 x3 x5 x8_5 sue_iartis1 lm1_tefe euroa pf bfol*”, “*xtreg rgl x1 x2 x3 x5 sue_iartis1 lm1_tefe euroa pf bfol, fe*” ve “*xtreg rgl x1 x2 x3 x5 x8_5 sue_iartis1 lm1_tefe euroa pf bfol, fe*”, “*xtreg rgl x1 x2 x3 x5 sue_iartis1 lm1_tefe euroa pf bfol, re*” ve “*xtreg rgl x1 x2 x3 x5 x8_5 sue_iartis1 lm1_tefe euroa pf bfol, re*” komutlarıyla elde edilmiştir.

Tablo 3.1: Anlamlı Modellerin EKK ve Statik Panel Veri Bulguları

	Birinci Model				İkinci Model			
	SE1	SE1 - R	EKK1	RE1	SE2	SE2 - R	EKK2	RE2
x1	0.1976 (0.0042)	0.1976 (0.0566)	0.1346 (0.0262)	0.1393 (0.0212)	0.1957 (0.0044)	0.1957 (0.0608)	0.1354 (0.0255)	0.1408 (0.0202)
x2	0.2806 (0.0004)	0.2806 (0.0049)	0.0116 (0.4923)	0.0135 (0.4441)	0.2896 (0.0002)	0.2896 (0.0039)	0.0112 (0.5071)	0.0134 (0.4507)
x3	0.2599 (0.0000)	0.2599 (0.0003)	0.1581 (0.0000)	0.1639 (0.0000)	0.2602 (0.0000)	0.2602 (0.0002)	0.1576 (0.0000)	0.1642 (0.0000)
x5	0.3375 (0.0793)	0.3375 (0.0301)	0.5616 (0.0001)	0.5495 (0.0002)	0.3361 (0.0799)	0.3361 (0.0287)	0.5716 (0.0001)	0.5583 (0.0002)
euroa	6.0398 (0.0000)	6.0398 (0.0000)	7.7852 (0.0000)	7.7225 (0.0000)	5.9813 (0.0000)	5.9813 (0.0000)	7.7798 (0.0000)	7.7075 (0.0000)
pf	-0.0530 (0.0000)	-0.0530 (0.0000)	-0.0596 (0.0000)	-0.0591 (0.0000)	-0.0521 (0.0000)	-0.0521 (0.0000)	-0.0593 (0.0000)	-0.0587 (0.0000)
lm1_t	3.0425 (0.0000)	3.0425 (0.0000)	3.9482 (0.0000)	3.9126 (0.0000)	2.9774 (0.0000)	2.9774 (0.0000)	3.9368 (0.0000)	3.8943 (0.0000)
x8_5					-0.0269 (0.1574)	-0.0269 (0.0404)	-0.0075 (0.6288)	-0.0085 (0.5844)
Cons.	-65.778 (0.0000)	-65.778 (0.0000)	-79.2191 (0.0000)	-78.556 (0.0000)	-64.698 (0.0000)	-64.698 (0.0000)	-79.001 (0.0000)	-78.210 (0.0000)
Obs.	320	320	320	320	320	320	320	320
R-sq.	0.4581	0.4581	0.3776		0.4624	0.4624	0.3781	
N	64	64		64	64	64		64
r2_o	0.186	0.186		0.378	0.179	0.179		0.378
r2_b	0.0322	0.0322		0.156	0.0280	0.0280		0.151
r2_w	0.458	0.458		0.424	0.462	0.462		0.426
N_g	64	64		64	64	64		64
g_max	5	5		5	5	5		5
Corr	-0.710	-0.710			-0.722	-0.722		
sig_u	0.480	0.480		0.0726	0.495	0.495		0.0777
sig_e	0.430	0.430		0.430	0.429	0.429		0.429
Sig	0.644	0.644		0.436	0.655	0.655		0.436
Rho	0.554	0.554		0.0277	0.570	0.570		0.0317
L1	-144.0	-144.0	-193.2		-142.7	-142.7	-193.0	
ll_0	-242.0	-242.0	-269.0		-242.0	-242.0	-269.0	
df_a	63	63			63	63		
df_r	249	249	312		248	248	311	
F_f	1.422				1.456			
F	30.07	23.25	27.05		26.67	21.28	23.64	
F_f pd	0.0313				0.0234			

Parantez içindeki değerler p-değerleridir.

Hisse senedi getirisini açıklamak üzere kurulan sabit etkiler modellerinde birimler bazında gözlemlenemeyen etkilerin var olup olmadığını anlamak üzere,

$$H_0 : A_1 = A_2 = \dots = A_{N-1}$$

hipotezini test etmeye yönelik uygulanan F testi sonucunda, birinci modelde $F(63,249)=1.422$ ve ikinci modelde $F(63,249)=1.456$ test değerlerine ait p-değerlerinin sırasıyla 0.0313 ve 0.0234 olduğu için H_0 hipotezi (yaklaşık %3 anlamlılıkla) kabul edilememektedir. Dolayısıyla firmalara özgü gözlemlenemeyen etkilerin var olduğu anlaşılmaktadır. Hisse senedi getirisini etkileyebilecek firmalara özgü gözlemlenemeyen etkilerin firma yönetim şekli, firmanın tanınmışlığı gibi faktörler olabileceği düşünülebilir.

H_0 hipotezini test etmek üzere her iki model için hem EKK hem de GDEKK modelleri kurulduktan sonra F değerleri aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

Model 1 (beta, büyüklük, DD/PD, K/F, döviz kuru, petrol fiyatı ve para arzı açıklayıcı değişkenleriyle birlikte) :

$$F_0 = \frac{S_3 - S_2 / N - 1}{S_2 / NT - N - 1 - K} = \frac{62.6556 - 46.0771 / 64 - 1}{46.0771 / 320 - 64 - 8 + 1} = 1.422$$

(p-değeri=0.0313)

Model 2 (beta, büyüklük, DD/PD, K/F, Özsermaye/Maddi Duran Varlık Oranı, döviz kuru, petrol fiyatı ve para arzı açıklayıcı değişkenleriyle birlikte) :

$$F_0 = \frac{S_3 - S_2 / N - 1}{S_2 / NT - N - 1 - K} = \frac{62.6085 - 45.7064 / 64 - 1}{45.7064 / 340 - 64 - 9 + 1} = 1.456$$

(p-değeri=0.0234)

S_3 karma modelin (pooled model) hata kareleri toplamı⁴⁵¹,

⁴⁵¹ S_3 hata kareleri toplamı STATA9.2’de “*reg rg1 x1 x2 x3 x5 x8_5 sue_ iartis1 lm1_ tefe euroa pf bfo1*” komutu ile EKK modeli oluşturulduktan sonra “*predict hata_ekk, residuals*” ile EKK modelinin hatalarının tahmin edilmesi ile elde edilmektedir. Daha sonra bu değerlerin kareleri ve toplamları alınarak S_3 ’e ulaşmak mümkündür.

S_2 gölge değişkenli modelin hata kareleri toplamıdır⁴⁵².

Dolayısıyla kurulan iki modelde de firmalara özgü gözlemlenemeyen etkiler bulunduğundan sabit etkiler ve rassal etkiler modellerinin sonuçlarından daha az etkin olan EKK sonuçlarına güvenilememektedir. Bu açıdan gözlemlenemeyen etkileri modelleyebilen Tablo 3.1'in ikinci ve dördüncü sütunlarında yer alan Sabit Etkiler analizinin sonuçları ayrıntılı olarak incelendiğinde, hisse senedi getirisini istatistik olarak anlamlı bir şekilde açıklayan değişkenlerin Model 1'de firmanın piyasa betası (x1), firma büyüklüğünün logaritması (x2), DD/PD oranı (x3) ve K/F oranı (x5) ve Model2'de bu değişkenlere ilave olarak Özsermaye/Maddi Duran Varlık Oranı (x8_5) olduğu anlaşılmaktadır. İstatistik olarak anlamlı olan bu değişkenlerden Özsermaye/Maddi Duran Varlık Oranı hariç tümünün hisse senedi getirisi üzerindeki etkisi pozitifdir. Bu bulgular literatürde yapılan çalışmalardan elde edilen bulgularla uyumludur. Ancak hisse senedi getirisini etkileyen faktörlerin incelendiği çalışmalarda firma büyüklüğünün bir göstergesi olarak kullanılan piyasa değerinin logaritmasının etkisinin pozitif olması Türkiye'de İMKB firmalarında büyük firmaların daha yüksek getirili olduklarına işaret etmektedir.

Ayrıca bilindiği üzere firmalara özgü gözlemlenemeyen etkiler varken ve bu etkilerle açıklayıcı değişkenler arasında ilişki yokken Rassal Etkiler modelleri Sabit Etkiler modellerinden daha etkindir, bir başka deyişle tahmin varyansları daha düşüktür ve dolayısıyla Rassal Etkiler modelinin sonuçları hatanın daha küçük olmasından ötürü tercih edilmektedir. Ancak gözlemlenemeyen etkilerle bağımsız değişkenler arasında ilişki olmaması şeklinde tanımlı $E v_{it} | X_{it} = 0$ hipotezinin geçerli olmaması durumunda rassal etkiler modelinin sonuçlarının tutarlı olmayacağı bilinmektedir.

⁴⁵² S_2 hata kareleri toplamı STATA9.2'de firmalara ait gölge değişkenlerin "*tab firmakodu, gen(dumfirm)*" kodu ile oluşturulmasından sonra "*reg rg1 x1 x2 x3 x5 x8_5 sue_ iartis1 lm1_ tefe euroa pf bfo1 dumfirm**" komutu ile EKK modeli oluşturulduktan sonra "*predict hata_gdekk, residuals*" ile GDEKK modelinin hatalarının tahmin edilmesi ile elde edilmektedir. Daha sonra bu değerlerin kareleri ve toplamları alınarak S_2 'ye ulaşmak mümkündür. Benzer şekilde gölge değişkenli model oluşturulmadan "*xtreg rg1 x1 x2 x3 x5 x8_5 sue_ iartis1 lm1_ tefe euroa pf bfo1, fe*" komutu ile sabit etkiler modeli oluşturulur. "*predict hata_grupici, e*" komutu ile de Gİ modelin hataları elde edilmektedir. Bu hataların kareleri toplamı da S_2 'yi vermektedir.

Bu nedenlerden ötürü Sabit Etkiler ile Rassal Etkiler sonuçlarından hangisinin yorumlanacağına karar vermeden önce bu hipotezin test edilmesi gerekmektedir. Hipotezin testine geçmeden önce sabit etkiler modelinde elde edilen sonuçlara bakıldığında, $Corr A_i, X_{it}$ değerinin her iki modelde sırasıyla -0.710 ve -0.722 olması nedeniyle firmalara özgü gözlemlenemeyen etkilerle açıklayıcı değişkenler arasında yüksek bir ilişki bulunduğu anlaşılmaktadır. Bir başka deyişle rassal etkiler modelinin sonuçları tutarsızdır ve panel veri modelinin sabit etkiler panel veri analiz yöntemiyle incelenmesi gerekmektedir.

$E v_{it} | X_{it} = 0$ hipotezinin geçerliliğini test etmeye yarayan ve 2.1.1.3.2.2 alt bölümünde ayrıntılı olarak ele alınan Mundlak Testi⁴⁵³ sonuçlarına göre de Model 1 ve Model 2'de açıklayıcı değişkenlerle gözlemlenemeyen etkiler arasında ilişki olmadığı hipotezi, $\chi^2(4) = 21.45$ ve $\chi^2(5) = 21.51$ test değerlerine ait p-değerlerinin sırasıyla 0.0003 ve 0.0006 olması sebebiyle kabul edilememektedir. Sonuç olarak açıklayıcı değişkenlerle gözlemlenemeyen etkiler arasında ilişki olması sebebiyle rassal etkiler modeli sonuçlarına güvenilememektedir. Bu açıdan rassal etkiler modeli yerine sadece sabit etkiler modelleri yorumlanabilmektedir.

Rassal etkiler ile sabit etkiler modellerinin karşılaştırılmasında kullanılan Hausman testi sonuçlarına göre de Rassal etkiler modeli tercih edilememektedir. Zira Tablo 3.2 incelendiğinde yapılan Hausman testi sonucunda Rassal etkiler ile sabit etkiler modellerinden elde edilen b_{GEKK} ve b_{Kov} tahminleyenleri arasında fark olduğu ($\chi^2(7) = 22.18$ ve p-değeri=0.0024) anlaşılmaktadır. Bu durumda Rassal etkiler modeli sonuçları güvenilir değildir. Ayrıca araştırmaya konu olan veri setinin anakütleden çekilen rassal bir örneklem olmaması nedeniyle de sabit etkiler modeli daha uygundur.

⁴⁵³ Mundlak testini yapabilmek için öncelikle açıklayıcı değişkenlerin ortalamalarının “*egen mix1=mean(x1), by(firmakodu)*”, “*egen mix2=mean(x2), by(firmakodu)*”, “*egen mix3=mean(x3), by(firmakodu)*”, “*egen mix5=mean(x5), by(firmakodu)*”, “*egen mix8_5=mean(x8_5), by(firmakodu)*” komutlarıyla herbir değişkenin firmalar bazında kendi içindeki ortalamaları elde edilmektedir. Daha sonra “*xtreg rg1 x1 x2 x3 x5 mix1 mix2 mix3 mix5 sue_ iartis1 euroa pf bfo1 lm1_tefe, re*” komutuyla rassal etkiler modeli oluşturulmaktadır. Bu modelde “*test mix1 mix2 mix3 mix5*” komutuyla dört değişkenin katsayılarının aynı anda sıfıra eşit olup olmadığı ki-kare testi ile test edilmektedir. Aynı işlemler *x8_5*'in bulunduğu ikinci model için de tekrarlanmaktadır. Ortalamalara ait katsayıların aynı anda sıfıra eşit olduğunu söyleyen hipotez kabul edildiğinde açıklayıcı değişkenlerle gözlemlenemeyen etkiler arasında ilişki olmadığı kabul edilmiş olmaktadır. Bu durumda rassal etkiler modeli tahminlerine güvenilmektedir.

Tablo 3.2: Sabit Etkiler Modellerinin Hausman Testi

	SE (b)	RE (B)	Fark (b-B)	Std.Hata
x1	0.1976	0.1393	0.0583	0.0317
x2	0.2806	0.0135	0.2670	0.0754
x3	0.2598	0.1639	0.0959	0.0287
x5	0.3375	0.5495	-0.2121	0.1232
euroa	6.0398	7.7225	-1.6827	0.3109
pf	-0.0530	-0.0591	0.0061	0.0017
lm1_tefe	3.0425	3.9126	-0.8702	0.1543

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\chi^2(7) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 22.18$$

$$\text{Prob} > \chi^2 = 0.0024$$

Sabit etkiler modellerinin tahminlerinin yansız ve etkin olabilmesi için $s \neq t$ için $E u_{it} u_{is} = 0$ koşulunun sağlanması, bir başka deyişle aynı yatay kesit elemanının zaman içindeki hatalarının birbirinden bağımsız olması gerekmektedir. Ardışık bağımlılık olup olmadığını araştırmak için uygulanabilecek Durbin-Watson, Wooldridge ve Baltagi-Li'nin testleri gibi farklı testler bulunmaktadır. Ancak çalışmada sadece Durbin-Watson ve Wooldridge'in testlerine yer verilmektedir. Çünkü Baltagi-Li testinin T zaman diliminin çok büyük olması gibi bir varsayımı bulunmaktadır ve araştırmaya konu olan veri setinin zaman boyutunun kısa olması (T=5 yıl) nedeniyle bu test sonuçlarına güvenilmesi mümkün değildir.

Durbin-Watson testi sabit etkiler modelinde Gİ modelde \tilde{u}_{it} hata teriminde aşağıdaki gibi bir AR(1) sürecinin olup olmadığını test etmektedir:

$$\tilde{u}_{it} = \rho \tilde{u}_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad |\rho| < 1 \quad \text{ve} \quad \varepsilon_{it} \sim \text{IIN} \quad 0, \sigma_\varepsilon^2.$$

$H_0: \rho = 0$ hipotezinin kabul edilmesi sonucunda hatalar arasında ardışık bağımlılık olmadığı anlaşılmaktadır. Gİ modelden elde edilen hataları temel alan Durbin-Watson test istatistiği her iki model için aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\text{Model1: } DW_{p-GI} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\tilde{u}_{it} - \tilde{u}_{i,t-1})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{u}_{it}^2} = 103.847 / 46.077 = 2.254$$

$$\text{Model1: } DW_{p-GI} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \tilde{u}_{it} - \tilde{u}_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{u}_{it}^2} = 103.191 / 45.706 = 2.258$$

Her iki model için elde edilen DW değerlerinin 2 civarında olması ardışık bağımlılık olmadığına işaret etmektedir.

Ardışık bağımlılığı araştırmak üzere uygulanabilecek bir diğer test olan Wooldridge'in testi (W-Testi),

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1} \mathbf{B} + u_{it} - u_{i,t-1} \quad \text{denklemin tahmin edildikten sonra elde edilen}$$

$\Delta u_{it} = u_{it} - u_{i,t-1}$ 'lerin kendi gecikmeli değerleriyle oluşturulan,

$$\Delta \hat{u}_{it} = \rho \Delta \hat{u}_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad t = 3, 4, \dots, T; \quad i = 1, 2, \dots, N$$

EKK modelinde $H_0 : \rho = 0$ hipotezinin geçerli olup olmadığını test etmektedir:

Her iki model için elde edilen bulgular Tablo 3.3'de verildiği gibidir.

Tablo 3.3: Model 1'de Ardışık Bağımlılık Testi Sonuçları

$\Delta \hat{u}_{it}$	(Model1)	(Model2)
$\Delta \hat{u}_{i,t-1}$	-0.5619 (0.0000)	-0.5633 (0.0000)
Obs.	192	192
R-sq.	0.3223	0.3237

Parantez içindeki değerler p-değerleridir.

Wooldridge, H_0 hipotezinin t testi ile test edilebileceğini⁴⁵⁴ ve hipotezin reddedilmesi durumunda Δu_{it} 'nin $Corr \Delta u_{it} \Delta u_{i,t-1} = -0.5$ korelasyon katsayısıyla ardışık bağımlı olduğunu, u_{it} 'nin ise ardışık bağımlı olmadığını ileri sürmektedir⁴⁵⁵. Dolayısıyla her iki modelde H_0 hipotezi reddedildiği için birinci farkların ardışık bağımlı, u_{it} 'nin ise ardışık bağımlı olmadığı gözlenmektedir.

⁴⁵⁴ Wooldridge, 2002, **a.g.e.**, s.282-283.

⁴⁵⁵ **A.e.**

STATA9.2 yardımıyla yapılan Wooldridge'in ardışık bağımlılık testi⁴⁵⁶ sonucuna göre (p-değeri 0.2106 ve 0.2071) de benzer bir sonuç elde edilmektedir. Bu test sonucunda da sabit etkiler modelinde ardışık bağımlılık olmadığı hipotezi reddedilememektedir. Sonuç olarak sabit etkiler modeli sonuçlarının yansız ve etkin olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 3.4: Model 1'de Ardışık Bağımlılık için Wooldridge Testi Sonuçları

H_0 : no first-order autocorrelation

F(1, 63) = 1.600 Prob > F = 0.2106 (p-değeri)

Tablo 3.5: Model 2'de Ardışık Bağımlılık için Wooldridge Testi Sonuçları

H_0 : no first-order autocorrelation

F(1, 63) = 1.625 Prob > F = 0.2071 (p-değeri)

Ardışık bağımlılık sorununun olmaması yanında, sabit etkiler modellerinde elde edilen sonuçların etkin olması için farklı varyanslılık probleminin de olmaması gerekmektedir. Sabit etkiler panel veri modellerinde u_{it} hata bileşeninde farklı varyanslılık olup olmadığını test etmek için geliştirilmiş LM testi⁴⁵⁷,

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

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

şeklinde tanımlanan H_0 hipotezini test etmektedir.

LM test istatistiği ise (2.38)'deki,

⁴⁵⁶ Bu test STATA9.2 bilgisayar paket programında "*xtserial rg1 x1 x2 x3 x5*" ve "*xtserial rg1 x1 x2 x3 x5 x8_5*" komutları ile uygulanabilmektedir. Test sonucunda anlamlı olmayan F değerleri bulunması durumunda ardışık bağımlılık sorunu olmadığı anlaşılmaktadır.

⁴⁵⁷ Farklı varyanslılık testi STATA9.2 programında sırasıyla "*xtreg rg1 x1 x2 x3 x5 sue_ iartisl euroa pf bfo1 lm1_tefe,fe*", "*xttest3*", komutlarının çalıştırılmasıyla elde edilmektedir. Bu test sonucunda anlamlı ki-kare değerinin bulunması sonucu sabit etkiler modelinin hatalarında farklı varyanslılık sorunu olduğu anlaşılmaktadır. Dolayısıyla "robust" tahminlerin yapılması gerekmektedir.

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

formülüyle hesaplanmakta ve N-1 serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uymaktadır. i'nci birime ait hatanın ve genel hatanın varyansının tahminleri sabit etkiler modelinin Gİ model ile analizi sonucu aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$\hat{\sigma}_{u_i}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T u_{it}^2}{T}, \quad \hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T u_{it}^2}{NT} = \frac{\sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_{u_i}^2}{N}.$$

Araştırmanın veri setinde 64 firma olması nedeniyle Tablo 3.6 ve Tablo 3.7'de sadece Model 1 ve Model 2'den elde edilen u_{it} hata bileşenine yönelik LM test istatistik ve p-değerlerine yer verilmektedir.

Tablo 3.6 : Model 1'de u_{it} Hata Bileşeninde Farklı Varyanslılık Testi Sonuçları

H₀: Farklı varyanslılık yok.

$$\chi^2(67) = 164.5685 \quad \text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$$

Tablo 3.7 : Model 2'de u_{it} Hata Bileşeninde Farklı Varyanslılık Testi Sonuçları

H₀: Farklı varyanslılık yok.

$$\chi^2(67) = 163.7332 \quad \text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$$

Her iki model için yapılan LM testlerine göre u_{it} hata bileşeninde farklı varyanslılık olduğu sonucuna varılmaktadır. Bu durumda farklı varyanslılık düzeltilmesi yapılmış sabit etkiler modellerinin oluşturulması gerekmektedir. Tablo 3.1'in "R" (robust) ile gösterilen sütunlarında, sayfa 85 alt bölüm 2.1.1.3.3.2'de ayrıntılı olarak anlatıldığı şekilde farklı varyanslılık düzeltilmesi yapılmış analiz sonuçlarına yer verilmektedir.

Her iki model sonucu açıklayıcı değişkenlere ait katsayıların aynı olduğu görülmektedir. Tablo 3.1’de verilen farklı varyanslılık düzeltmesi yapılmış sabit etkiler modellerinde makro ekonomik değişkenler açısından döviz kuru, reel M1 para arzı ve petrol fiyatlarının etkilerinin ele alındığı birinci ve ikinci modelden elde edilen sonuçlar literatür araştırmasında incelenen çalışmalardan elde edilen sonuçların bazılarıyla uyumludur. Zira literatürde etkisi incelenerek birçok çalışmaya konu olmuş makro ekonomik değişkenlerden enflasyon oranı, sanayi üretim endeksi artış oranı, GSMH artış oranı, faiz oranı, döviz kuru, para arzı, petrol fiyatları değişkenlerinin hisse senedi getirisi üzerindeki etkileri için kesin bir yön söylemek mümkün değildir. Çünkü literatürde incelenen çalışmaların birçoğu gelişmiş ülke borsaları için yapılmış olup, benzer çalışmaların gelişmekte olan ülkelerin borsalarında yapılması durumunda sonuçların farklılaştığı görülmüştür. Örneğin enflasyon oranı ile hisse senedi getirileri arasında gelişmiş ülkelerde yapılan çalışmaların çoğunda negatif ilişki bulunmuşken, gelişmekte olan ülkelerde bu ilişkinin pozitif olduğu saptanmıştır⁴⁵⁸.

Birinci model incelendiğinde euro döviz kurundaki 0.1 birimlik artışın hisse senedi getirisinde yaklaşık 0.6 birimlik artışa neden olduğu anlaşılmaktadır. Reel M1 para arzındaki 1 birimlik artış hisse senedi getirisinde yaklaşık %3’lük bir artışa, petrol fiyatlarındaki 1 birimlik artış %0.053’lük azalışa yol açmaktadır. İkinci modelde de makroekonomik değişkenlerin katsayıları oldukça benzerdir.

Hisse senedi getirisini açıklamak üzere makroekonomik değişkenleri, borsa performans ve firma finansal oranlarını ele alan çalışmaların incelendiği 1.1 ve 1.2 alt bölümlerindeki bulgulardan yola çıkılarak borsa performans oranlarından firmanın betası (x1), temettü verimliliği (x4), DD/PD oranı (x3) ve K/F (x5) oranlarının hisse senedi getirisi üzerinde pozitif etkisi olması beklenmektedir. Firma büyüklüğünün (x2) etkisinin ise incelenen çalışmalarda da farklılaştığı bilinmektedir. Dolayısıyla çalışmada firma büyüklüğü değişkeninin etkisinin negatif veya pozitif olması yönünde bir beklenti bulunmamaktadır. Ayrıca firma büyüklüğü ile DD/PD ve K/F oranları arasındaki etkileşimler nedeniyle ilişkilerin yönü hakkında kesin bir yargıya varmak mümkün olmamaktadır.

⁴⁵⁸ Bakınız alt bölüm 1.1.1

Firma finansal oranlarından likidite ($x7^*$) ve karlılık oranlarının ($x10^*$) tamamının hisse senedi getirisi üzerinde pozitif bir etkiye sahip olmaları beklenirken, diğer oranlar için ilişkilerin kesin bir yönünün olduğunu söylemek mümkün olmamaktadır. Çünkü literatürde İMKB üzerine yapılan çalışmalardan elde edilen bulgularla uluslararası literatürdeki çalışmaların bulguları farklılık gösterebilmektedir. Örneğin mali bünye ile ilgili oranlardan ($x8^*$) kaldıraç oranının toplam aktiflerin firmanın özsermayesine oranlanmasıyla hesaplandığı Lam'ın (2002) çalışmasında, defter değerine göre kaldıraç oranı ile hisse senedi getirisi arasında Fama ve French'in (1992) çalışmasında elde edilen sonuçlara benzer şekilde negatif bir ilişki olduğu bulunmuşken, Canbaş, Kandır ve Erişmiş'in (2007) çalışmasında pozitif bir ilişki saptanmıştır. Ayrıca kaldıraç oranı değişkeninin firma büyüklüğü, firma betası ve DD/PD ile birlikte etkisinin farklı olabileceği de göz önünde bulundurulmalıdır. Faaliyet oranları ($x9^*$) kullanılarak yapılan çalışmalara ise çok fazla rastlanılmamaktadır.

Piyasa betasındaki bir birimlik artışın diğer değişkenler sabitken hisse senedi düzeltilmiş getiride (%5.66 anlamlılıkla) 0.1976'lık bir artış sağladığı, piyasa değerinin logaritmasındaki (büyüklük) bir birimlik bir artışın (%0.49 anlamlılıkla) 0.2806'lık bir artış sağladığı, DD/PD oranındaki bir birimlik bir artışın (%0.03 anlamlılıkla) 0.26'lık bir artış sağladığı ve K/F oranındaki bir birimlik artışın (%3.01 anlamlılıkla) yaklaşık 0.3375'lik bir artış sağladığı Tablo 3.1'de görülmektedir. İkinci modelde ise Özsermaye/Maddi Duran Varlık Oranı değişkeni dışındaki tüm değişkenlerin etkisi benzer olmakla birlikte bu orandaki 1 birimlik artış hisse senedi getirisini (%4 anlamlılıkla) 0.0269 birim azaltmaktadır.

Hisse senedi getirisini açıklamak üzere literatürde yapılan çalışmalar incelendiğinde, anlamlı bulunan sabit etkiler modelinde yer alan firma büyüklüğü, DD/PD oranı, piyasa betası, K/F oranı dışında temettü verimliliğinin de çok önemli bir faktör olduğu vurgulanmaktadır. Bu uygulamada ise kurulan statik panel veri modellerinin birçoğunda temettü verimliliği değişkeninin anlamsız olduğu gözlenmiştir. Temettü verimliliği değişkeninin hiçbir modelde olmaması, bu değişkenin birçok firma için sıfır değerini almasından kaynaklandığı

düşünülmektedir. Zira İMKB'ye kote olmuş firmalardan çok azı kar payı dağıtmaktadır.

Literatürde yer alan ve sabit etkiler modelinde etkisi araştırılan tüm açıklayıcı değişkenlerin incelendiği bu bölümde açıklayıcılık gücü güçlü olması beklenen düzeltilmiş getirinin gecikmeli değerleri modele dahil edilememektedir. Panel veri modellerinde değişkenlerin geçmiş dönem değerlerinin de analize dahil edilmesi durumunda bu modellerin statik panel veri modelleri ile analiz edilmesinin tutarsız sonuçlara yol açtığı bilinmektedir. Sabit etkiler ve rassal etkiler tahmin yöntemlerinin neden tutarsız olduğu EK 2'de ayrıntılı olarak ele alınmaktadır. Dolayısıyla gerek bağımlı değişkenin, gerek açıklayıcı değişkenlerin geçmiş dönem değerlerinin de etkisinin yansıtılmak istendiği panel veri modellerinin dinamik panel veri analiz yöntemleri ile analiz edilmesi gerekmektedir. Bir sonraki bölümde değişkenlerin tüm mümkün kombinasyonlarına göre oluşturulmuş AH, AB ve Sistem Dinamik Panel Veri modellerinden sonuçları anlamlı olanlarına yer verilmektedir.

3.3.2 Dinamik Panel Veri Modelleri

Dinamik panel veri kapsamında bu bölümde tahmin edilen model aşağıdaki gibidir:

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \rho' \mathbf{r}_t + \mathbf{B}' \mathbf{x}_{it} + v_{it} \quad (3.2)$$
$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \rho' \mathbf{r}_t + \mathbf{B}' \mathbf{x}_{it} + A_i + u_{it}$$

Modelde i firmaları, t yılları temsil etmek üzere y_{it} hisse senedi düzeltilmiş getirisinin logaritmasını, \mathbf{r}_t yıllar bazında gözlemlenebilen etkileri, \mathbf{x}_{it} hisse senedi getirisini açıklamada kullanılan açıklayıcı değişkenleri, A_i firmalar bazında gözlemlenemeyen etkileri, u_{it} hata terimini göstermektedir.

(3.2)'deki modelin tahmininde dikkat edilmesi gereken iki nokta bulunmaktadır:

- 1) Hisse senedi düzeltilmiş getirisinin gecikmeli değerleriyle gözlemlenemeyen etkiler arasındaki ilişkiden ötürü Kovaryans ya da Gölge Değişkenli En Küçük Kareler (GDEKK) tahmincileri tutarsız olduğundan EKK, SE ya da RE panel veri yöntemleri kullanılamamaktadır. Model, küçük T durumunda tutarlı olan AH (Anderson Hsiao), AB (Arellano Bond) ve Sistem GM yöntemleriyle analiz edilmektedir. Sistem GM yönteminde kullanılan düzeydeki ilave araç değişkenlerin, dışsallık varsayımını sağlayıp sağlamadığını anlamak üzere Sargan testleri uygulanmaktadır.
- 2) \mathbf{x}_{it} 'lerle A_i 'ler arasında ilişki olması durumunda \mathbf{x}_{it} 'lerle u_{it} 'ler arasındaki ilişki tamamen içsel, (zayıf dışsal) önceden belirlenmiş ve kesin dışsal olmak üzere üç farklı şekilde modellenebilmektedir. Bu açıdan tüm modeller a) tüm değişkenlerin dışsal olması b) bazı değişkenlerin dışsal olup bazılarının yarı-içsel olması c) bazı değişkenlerin dışsal olup bazılarının tam içsel olması durumlarına göre oluşturulmaktadır. Hangi

değişkenlerin içsel/dışsal olduğunun belirlenmesi için Sargan-fark testi uygulanmaktadır.

Bir sonraki alt bölümde değişkenlerin tüm mümkün kombinasyonlarıyla oluşturulan AH, AB ve Sistem GM modellerinden elde edilen sonuçlar içerisinde anlamlı olup gerekli otokorelasyon ve Sargan testlerinden geçen modellere yer verilmektedir. Modeller hisse senedi fiyatları kullanılarak hesaplanan borsa performans oranlarının yarı-içsel olabileceği düşünülerek dışsal ve yarı-içsel olmak üzere iki farklı şekilde oluşturulmaktadır. Borsa performans oranlarının dışsal olması durumunda elde edilen modeller incelendiğinde AH, AB ve Sistem GM tahminlerinin anlamsız olduğu sonucuna varılmaktadır. Bu doğrultuda, Beta, Firma Büyüklüğü, DD/PD oranı ile K/F oranı borsa performans oranlarının tüm mümkün kombinasyonlarıyla yarı-içsel modeller oluşturularak anlamlı modeller belirlenmektedir. Yapılan Sargan Testleriyle bazı değişkenlerin yarı-içsel olduğu anlaşılmaktadır.

K/F oranının tek başına ve K/F ile DD/PD oranının birlikte yarı-içsel olmaları durumunda oluşturulan AH, AB ve Sistem GM modellerinden sadece AB GM'nin anlamlı sonuçlar verdiği görülmektedir. Bu modellerde Sargan dışsallık ve otokorelasyon testleri sonucunda modeller geçerlidir. Bir sonraki alt bölümde sadece K/F ve K/F ile DD/PD oranlarının yarı-içsel olduğunda elde edilen bulgulara yer verilmektedir.

Firma büyüklüğünün yarı-içsel olması durumunda oluşturulan modellerde dışsallık varsayımı sağlanamamakta olup değişkenler anlamlılıklarını yitirmektedirler. Beta'nın yarı-içsel olması durumunda ise araç değişkenlerin dışsallığı testinin zayıfladığı (p-değerinin küçüldüğü) ve değişkenlerin bazılarının anlamsızlaştığı görülmektedir. K/F ve DD/PD oranlarına ilave olarak Beta'nın yarı-içsel olduğu durumda elde edilen anlamlı modellere ait bulgular Sayfa 216'deki Tablo EK5.3 ve Sayfa 217'deki Tablo EK5.4'te verilmektedir. Tablo ayrıntılı olarak incelendiğinde Sargan testine ait p-değerlerinin 0.10 seviyesine kadar düştüğü belirlenmektedir. Dolayısıyla araç değişkenlerin dışsallığının zayıfladığı ve bu modellerden elde edilen bulguların güvenilirliğinin azaldığı söylenebilmektedir.

3.3.2.1 K/F Oranının Yarı-İçsel Olması Durumunda Anlamli Olan Modellerden Elde Edilen Bulgular

Bağımlı deęişkenin gecikmeli deęeri dıřındaki açıklayıcı deęişkenler arasından sadece K/F deęişkeninin yarı-içsel olması durumda oluşturulan modellere ait sonuçlar incelendiğinde AH ve Sistem GM modellerinden hiçbirinin anlamli olmadığı sonucuna varılmaktadır.

Öncelikli olarak Sayfa 141'deki Tablo 3.8'in ikinci sütununda yer alan p-deęerlerinin çoğunun 0.150'den büyük olması nedeniyle tüm modellerde Sargan testi sonucuna göre K/F deęişkeninin yarı-içsel olduęu durumda kullanılan tüm araç deęişkenler dıřsaldır. Sargan test istatistiğine ait p-deęeri ne kadar büyük olursa araç deęişkenlerin dıřsallığı testine olan güven de o kadar artmaktadır. Sayfa 212'deki Tablo EK5.1'de sonuçlarına yer verilen ardışık bağımlılık testlerine göre AR(1) modelinden elde edilen otokorelasyon katsayısının anlamli ($E(\Delta u_{it}\Delta u_{i,t-1}) = 0$ varsayımının geçersiz), AR(2) modelinden elde edilenin ise anlamsız ($E(\Delta u_{it}\Delta u_{i,t-2}) = 0$ varsayımının geçerli) olduęu anlaşılmaktadır. Bir başka deyişle ardışık bağımlılık olmaması varsayımı için yapılan AR(1) ve AR(2) testlerinin sonuçlarından anlaşıldığı üzere GM tahmincisi tutarlıdır.

Araç deęişkenlerden K/F oranının yarı-içsel olduęu varsayımı altında kullanılan ilave araç deęişkenlerin de dıřsal olup olmadığını arařtırmak üzere Sayfa 212'deki Tablo EK5.1'de yer alan (1)-(14) no'lu modeller ve Tablo 3.9'da yer alan (15)-(17) no'lu modeller için tüm deęişkenlerin dıřsal olduęu ve sadece K/F oranının yarı-içsel olduęu modeller kurulmuştur ve Sargan Fark testleri uygulanmıştır. Sargan ve Sargan Fark testleri sonuçlarına Tablo 3.8'de yer verilmektedir. Tüm deęişkenlerin dıřsal olduęu durumda 5. sütunda yer alan p-deęerlerinin 0.10'un altına düşmesi nedeniyle araç deęişkenlerin dıřsal olmadığı, K/F oranının yarı-içsel olması durumunda ise dıřsal olduęu anlaşılmaktadır. Bu açıdan tüm modeller kurulurken K/F oranının yarı-içsel olması gerektiğine karar verilebilmektedir.

Tablo 3.8 : K/F Değişkeninin Yarı-İçsel Olması Durumunda Sargan-Fark Testleri

	K/F Yarı-İçsel			Tümü Dışsal			Fark Testi		
	Sar Test D1.	Sar p-değ	f1	Sar Test D2.	Sar p-değ.	f2	SarFark	f1-f2	SarFark p-değ
(1)	17.896	0.162	13	8.798	0.066	4	9.098	9	0.428
(2)	19.038	0.122	13	7.875	0.096	4	11.163	9	0.265
(3)	16.240	0.236	13	7.960	0.093	4	8.281	9	0.506
(4)	16.723	0.212	13	7.441	0.114	4	9.281	9	0.412
(5)	17.253	0.188	13	9.023	0.061	4	8.230	9	0.511
(6)	16.388	0.229	13	8.625	0.071	4	7.763	9	0.558
(7)	18.106	0.154	13	6.551	0.162	4	11.555	9	0.240
(8)	18.059	0.155	13	7.976	0.092	4	10.082	9	0.344
(9)	17.412	0.181	13	7.762	0.101	4	9.650	9	0.380
(10)	19.929	0.097	13	7.879	0.096	4	12.050	9	0.211
(11)	14.908	0.313	13	6.590	0.159	4	8.318	9	0.502
(12)	15.650	0.269	13	8.125	0.087	4	7.526	9	0.583
(13)	16.215	0.238	13	7.965	0.093	4	8.250	9	0.509
(14)	16.520	0.222	13	8.185	0.085	4	8.335	9	0.501
(15)	15.142	0.299	13	6.888	0.142	4	8.254	9	0.509
(16)	15.452	0.280	13	8.206	0.084	4	7.246	9	0.612
(17)	15.994	0.249	13	8.321	0.081	4	7.673	9	0.567

K/F değişkeninin yarı-içsel olması durumunda elde edilen modellere ait sonuçların verildiği Sayfa 212'deki Tablo EK5.1 incelendiğinde tüm modellerde hisse senedi getirisinin 1 yıl geçmiş dönem değerinin (lagrg1), hisse senedi getirisi üzerinde olumsuz etkisi olduğu görülmektedir. Geçmiş dönem hisse senedi getirisinin bugünkü getiriye etkilemesi hisse senedi piyasalarında menkul kıymetler borsasının “zayıf etkin pazar kuramı” ile açıklanabilmektedir. Dolayısıyla bu çalışmada elde edilen geçmiş dönem bilgisinin bugünkü hisse senedi getirisini etkilediği bulgusu, İMKB'nin 2003-2007 döneminde zayıf etkin bir piyasa olduğuna işaret etmektedir. Literatürde bu konuda yapılmış çalışmaların birçoğunda gelişmiş ülke piyasalarında zayıf etkin pazar kuramının geçerli olduğu, Türkiye'de ise bazı dönemler için geçerli olurken bazı dönemlerde geçerli olmadığı sonucuna varılmıştır⁴⁵⁹.

⁴⁵⁹ Etkin pazar kuramı bir menkul kıymetler piyasasının etkinliğini “zayıf etkin”, “yarı güçlü etkin” ve “güçlü etkin” olmak üzere üç kategoride sınıflandırmaktadır⁴⁵⁹. Bir piyasa zayıf etkine hisse senedi geçmiş dönem fiyatları bugünkü fiyatları etkilemektedir. Yarı güçlü etkin bir piyasada ise hisse

Hisse senedi getirisinin gecikmeli değeri dışında, Beta, firma büyüklüğü, DD/PD, K/F, döviz kuru, bileşik faiz oranı ve petrol fiyatı açıklayıcı değişkenlerinin hisse senedi getirisi üzerindeki etkilerinin statik modellerden elde edilen bulgularla benzerlik taşıdığı ve bu değişkenlerle birlikte anlamlı bulunan diğer açıklayıcı değişkenlerden Toplam Borç/Özsermaye Oranının (x8_3) etkisinin pozitif, Özsermaye/Maddi Duran Varlık Oranının (x8_5) statik modelde olduğu gibi negatif ve Maddi Duran Varlık/Uzun Vadeli Borç Oranının (x8_6) da etkisinin negatif olduğu görülmektedir. Bununla birlikte faaliyet oranlarından Alacak Devir Hızı (x9_1) veya Stok Devir Hızı (x9_2), karlılık oranlarından Satış Karlılığı (x10_1) veya Toplam Varlık Karlılığı (x10_3) hisse senedi getirisi üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir. Firma bazında verilerin hisse senedi getirilerini etkilediğinin belirlenmesiyle de İMKB'nın incelenen dönemde yarı-güçlü bir piyasa olduğunu göstermektedir.

Anlamlı bulunan modellere ait katsayılar incelendiğinde değişken sayısına göre farklı olan modellerde katsayıların benzer değerler aldığı anlaşılmaktadır. Farklı değişken kombinasyonlarıyla elde edilen sonuçların tümünde Beta'daki 1 birimlik artışın hisse senedi getirisinde 0.2734 (yaklaşık %1.7 anlamlılıkla) ile 0.3628 (yaklaşık %1.1 anlamlılıkla) arasında değişen miktarda bir artışa yol açtığı görülmektedir.

DD/PD oranındaki 1 birimlik artış da hisse senedi getirisinde (yaklaşık %0.2 anlamlılıkla) 0.3118-0.3555 arasında değişen miktarda bir artışa yol açmaktadır. Literatürde yapılan çalışmalardan elde edilen sonuçlar incelendiğinde de DD/PD oranının hisse senedi getirisiyle aynı yönlü ilişkili olduğu söylenebilmektedir⁴⁶⁰. Araştırmadan elde edilen bulguların literatürden elde edilenlerle uyumlu olduğu gözlenmektedir.

senetleriyle ilgili halka açık tüm bilgiler fiyatlara yansımaktadır. Güçlü etkin piyasalarda ise halka açık olmayan ve bazı yatırımcıların diğer yatırımcılardan önce öğrendiği özel ve gizli bilgiler hisse senedi fiyatlarına yansımaktadır. Kaynak: Derya Kahraman, Mehmet Erkan, "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Tesadüfi Yürüyüş Testi", **Celal Bayar Üniversitesi Yönetim ve Ekonomi Dergisi**, C:12, No:1, 2005, s.14; Erhan Demirelli, "Etkin Pazar Kuramından Sapmalar: Finansal Anomalileri Etkileyen Makro Ekonomik Faktörler Üzerine Bir Araştırma", **Ege Akademik Bakış**, C:8, No:1, 2008, s.222-223; Alp G. Gökçe, Serra Eren Sarıoğlu, "Etkin Pazar Kuramı ve Zayıf Etkin Pazar Kuramının Geçerliliğinin İMKB'de Test Edilmesi", **İşletme Fakültesi Dergisi**, C:32, No:1, 2003, s.48

⁴⁶⁰ Stattman, 1980, **a.g.e.**, s.25-45; Rosenberg, Reid, Lanstein, 1985, **a.g.e.**, s.9-17; Alkan, **a.g.e.**, s.4; Canbaş, Kandır, Erişmiş, 2007, **a.g.e.**, s.16; Kothari, Shanken, 1997, **a.g.e.**, s.176-177, 200 (169-203).

Piyasa deęerinin logaritması olarak hesaplanan firma büyüklüęü göstergesindeki 1 birimlik artışın ise hisse senedi getirisinde (%5.1 anlamlılıkla) 0.3826-0.5516 arasında deęişen miktarda artış sağladığı anlaşılmaktadır. Bu açıdan literatürde firma büyüklüęü anomalisi olarak bilinen, küçük firmaların hisse senedi getirilerinin büyüklere kıyasla daha fazla olmasının, bir başka deyişle hisse senedi getirisi ile firma büyüklüęü arasında ters ilişki olmasının İMKB için geçerli olmadığı söylenebilmektedir.

K/F oranındaki 1 birimlik bir artışın (%8.2 anlamlılıkla) 0.4148-0.6473 arasında deęişen miktarda bir artış sağladığı anlaşılmaktadır. Bilindięi üzere yüksek K/F oranı yüksek performansın önemli bir göstergesi olarak kabul gördüğünden K/F oranının hisse senedi getirisiyle ilişkisinin aynı yönde olması beklenen bir sonuçtur.

Mali bünye ile ilgili oranlardan Toplam Borç/Özsermaye Oranının (x8_3) hisse senedi getirisi üzerindeki etkisinin pozitif olduęu, ancak bu deęişkenin anlamlı olduęu modellerde Sargan testi sonucuna göre araç deęişkenlerin dışsallık testinin zayıfladığı (p-deęerlerinin küçüldüğü) anlaşılmaktadır. Özsermaye/Maddi Duran Varlık Oranındaki (x8_5) 1 birimlik artışın hisse senedi getirisinde 0.0617-0.0449 arasında deęişen miktarda azalmaya neden olduęu ve Maddi Duran Varlık/Uzun Vadeli Borç Oranındaki (x8_6) 1 birimlik artışın ise 0.0115-0.0086 arasında deęişen miktarda azalmaya neden olduęu görülmektedir.

Firmaların özsermayesinin ne ölçüde maddi duran varlıkların finansmanında kullanıldığını gösteren Özsermaye/Maddi Duran Varlık Oranının (x8_5) 1'den büyük olması mali yönden firmaların güçlü olduęunun bir göstergesidir. Dolayısıyla oranın büyük olmasının firmalar açısından olumlu olduęu söylenebilmektedir. Araştırma kapsamında incelenen 64 firmanın büyük bir çoęunluęunun 2003-2007 döneminde Özsermaye/Maddi Duran Varlık Oranı 1'den büyüktür. Bu orandaki bir artış ya özsermayenin artması ya da maddi duran varlıkların azalmasıyla mümkün olabilmektedir. Ülkemizde özsermaye artışının firmalar arasında maliyetli olması nedeniyle elde edilen bulgular incelendiğinde orandaki bir artışın hisse senedi getirisini olumsuz yönde etkilemesi firmaların katlandıkları maliyetle açıklanabilmektedir. Ayrıca orandaki artışın hisse senedi getirisi üzerinde yaratacağı etkinin büyüklüęü dięer göstergelerinkine oranla daha küçüktür.

Çalışmanın bulgularına göre Maddi Duran Varlık/Uzun Vadeli Borç oranındaki artış hisse senedi getirisinde azalışa neden olmaktadır. Hisse senedi getirisi üzerindeki etkisi küçük olan bu oran, firmaların 1TL'lik uzun vadeli borcuna karşılık ne kadar maddi duran varlığa sahip olduğunu göstermektedir ve 1'den büyük olması firmaya uzun vadeli borç verenlerin emniyet payının yeterli olduğu anlamını taşımaktadır ve firmalar açısından olumlu bir durumdur⁴⁶¹. Ancak Türkiye'de uzun vadeli borçlanma olanağı kısıtlıdır ve firmaların çoğu kısa vadeli borçlanma yapısına sahiptir⁴⁶². Dolayısıyla Maddi Duran Varlık/Uzun Vadeli Borç oranının artması için maddi duran varlıkların artması gerekmektedir. İmalat sanayi firmalarında ise maddi duran varlıkların artışı çok sıklıkla karşılaşılabilen bir durum değildir. Bu açıdan orandaki artışın hisse senedi getirisi üzerindeki etkisinin negatif olması incelenen döneme özgü bir bulgudur. Zira Canbaş, Kandır ve Erişmiş'in (2007) çalışmasında kaldıraç oranı ile hisse senedi getirisi arasında pozitif, Kalaycı ve Karataş (2005) tarafından yapılan bir başka çalışmada ise negatiftir.

Net satışların toplam alacaklara oranını gösteren Alacak Devir Hızı (x9_1) ve satılan malın maliyetinin stoklara oranını gösteren Stok Devir Hızı (x9_2) değişkenlerindeki 1 birimlik artışın hisse senedi getirisinde (%4.6 anlamlılıkla) sırasıyla 0.0368-0.044 ve (%4.4 anlamlılıkla) 0.0232-0.0312 arasında değişen miktarda artış sağladığı görülmektedir. Alacak Devir Hızı (x9_1) firmanın alacaklarını tahsil edebilme gücünün bir göstergesidir ve Alacak Devir Hızının yüksek olması firma açısından olumlu bir gelişmedir. Stok Devir Hızının yüksek olması da stokların ne kadar hızlı olarak paraya çevrilebildiğinin bir göstergesi olduğundan firma açısından olumlu bir sonuçtur. Genel olarak Devir Hızı göstergeleri yüksek olduğunda ilgili gösterge bakımından firmanın verimli çalıştığı kabul görmektedir. Dolayısıyla devir hızı göstergelerinin yüksek olmasının hisse senedi getirisi üzerinde olumlu bir etkiye sahip olması beklenen bir sonuçtur.

Karlılık oranlarından Satış Karlılığı (x10_1) ve Toplam Varlık Karlılığındaki (x10_3) 1 birimlik artışın ise sırasıyla (%3.4 anlamlılıkla) 0.071-0.1306 ve (%7.5

⁴⁶¹ Bolak, a.g.e., s.36.

⁴⁶² Firma verileri incelendiğinde firmaların büyük bir çoğunluğunun Maddi Duran Varlık/Uzun Vadeli Borç oranının 1'den büyük olduğu görülmektedir. Ayrıca uzun vadeli borçların toplam borçlar içindeki payı çoğu firma için %50'nin altındadır.

anlamlılıkla) 1.395-1.7612 arasında deęişen miktarda artış saęladığı görölmektedir. Karlılık oranlarının yüksek olması her zaman firmalar açısından olumlu göröldüğünden karlılık oranının yükselmesinin hisse senedi getirisi üzerinde pozitif bir etkiye sahip olması beklenti doğrultusundadır.

Makro ekonomik deęişkenlerin etkisi incelendiğinde ise bileşik faiz oranındaki 1 birimlik artışın hisse senedi getirisini yaklaşık olarak 0.083-0.106 arasında ve petrol fiyatlarındaki 1 birimlik artışın ise hisse senedi getirisini 0.037-0.042 arasında azalttığı; euro döviz kurundaki 0.1 birimlik artışın da hisse senedi getirisini 0.42-0.48 arasında deęişen miktarda arttırdığı görölmektedir. Bu deęişkenlere ait katsayılar statik panel veri modellerinden elde edilen katsayılar ile oldukça benzerdir.

Döviz kurunun hisse senedi getirisi üzerindeki etkisinin yönü firmaların döviz kuru riskine nasıl maruz kaldıklarına göre deęişmektedir. Zira literatürde yapılan çalışmalar incelendiğinde döviz kurunun etkisini negatif ya da pozitif bulan çalışmalara rastlanmaktadır. Çalışmanın statik ve dinamik panel veri bulguları incelendiğinde, döviz kurunun hisse senedi getirisi üzerindeki etkisinin pozitif olduğu, bir başka deyişle imalat sanayi firmalarının döviz kuru riskinden olumsuz yönde etkilenmediği sonucuna varılmaktadır. Faiz oranı deęişkenin etkisi ise alternatif finansal araçlara olan talep ile birlikte firma deęeri kavramı üzerinden açıklanmaktadır. Firma deęeri gelecekte saęlanacak nakit akımlarının bugünkü deęerine baęlı olduğundan faiz oranlarının yükselmesiyle nakit akımlarının bugünkü deęeri düşmekte, sonuçta da faiz oranlarındaki artış firma deęerini ve dolayısıyla da hisse senedi fiyatlarını olumsuz yönde etkilemektedir. Ancak literatürde faiz oranının hisse senedi getirisi üzerindeki etkisinin pozitif ya da negatif olduğunun bulunduğu çalışmalar vardır. Bu çalışmada ise Türkiye'deki bileşik faiz oranlarındaki artışın hisse senedi getirisini düşürdüğü söylenebilmektedir. Dolayısıyla Türkiye'de faiz oranları alternatif bir yatırım aracı olarak görölmekte ve faiz oranları artışı ile birlikte yatırımlar faize yönelmekte, bunun sonucunda ise hisse senedi fiyatları düşmektedir. Son olarak petrol fiyatlarındaki artışın hisse senedi getirisini negatif yönde etkilemesi, petrol fiyatlarındaki artışın üretim maliyetini arttırarak firmanın rekabet gücünü zayıflatmasıyla açıklanabilmektedir.

Hisse senedi getirisinin 1 yıl gecikmeli deęeri, Beta, firma büyüklüęü, DD/PD, K/F, döviz kuru, petrol fiyatı ve para arzı açıklayıcı deęişkenleriyle birlikte mali bünye ile ilgili oranların, faaliyet oranlarının ve karlılık oranlarının bir arada anlamlı olduęu modellere ait bulgular incelendięinde ise Maddi Duran Varlık/Uzun Vadeli Borç Oranı (x8_6) ile birlikte Alacak Devir Hızı (x9_1) veya Stok Devir Hızının (x9_2), Satış Karlılığı (x10_1) veya Toplam Varlık Karlılığının (x10_3) anlamlı oldukları görölmektedir. Tüm finansal oranların anlamlı olması durumunda elde edilen modellere ait bulgular Tablo 3.9'da verilmektedir.

Tablo 3.9 : K/F Değişkeninin Yarı-İçsel Olması Durumunda Elde Edilen Anlamlı Modeller

	(15)	(16)	(17)
lagrg1	-0.0904 (0.0758)	-0.0907 (0.0753)	-0.0928 (0.0688)
x1	0.3369 (0.0027)	0.3365 (0.0029)	0.3628 (0.0011)
x2	0.3826 (0.0051)	0.4223 (0.0004)	0.4154 (0.0010)
x3	0.3506 (0.0000)	0.3413 (0.0001)	0.3532 (0.0001)
x5	0.4479 (0.0815)	0.6050 (0.0043)	0.5050 (0.0145)
euroa	4.3370 (0.0001)	4.5934 (0.0001)	4.2416 (0.0003)
bfo1	-0.0374 (0.0000)	-0.0375 (0.0000)	-0.0366 (0.0000)
pf	-0.0950 (0.0000)	-0.0909 (0.0001)	-0.0826 (0.0004)
x8_6	-0.0110 (0.0032)	-0.0086 (0.0758)	-0.0112 (0.0013)
x9_1	0.0368 (0.0460)		
x9_2		0.0232 (0.0437)	0.0254 (0.0273)
x10_1		0.0710 (0.0331)	
x10_3	1.4606 (0.0364)		1.4271 (0.0443)
AR(1)	-3.182	-3.077	-3.116
AR(1) p-value	0.00146	0.00209	0.00183
AR(2)	-1.195	-1.191	-1.125
AR(2) p-value	0.232	0.234	0.260
Wald chi-squared	385.8	340.8	353.3
Wald p-value	0	0	0

p-values in parentheses
p<0.01, p<0.05, p<0.1

3.3.2.2 KF ve DD/PD Oranlarının Birlikte Yarı-İçsel Olması Durumunda Anlamlı Olan Modellerden Elde Edilen Bulgular

K/F ve DD/PD borsa performans oranlarının birlikte yarı-içsel olduğu durumda oluşturulan modellere ait sonuçların verildiği incelendiğinde tek başına K/F oranının yarı-içsel olduğu durumda anlamlı olan değişkenlerin yine anlamlı olduğu ve hisse senedi getirisini benzer yönde etkilediği görülmektedir.

Diğer yandan Sargan testi sonuçları incelendiğinde Sargan Testi p-değerinin 0.250-0.305 arasında değişmesi nedeniyle araç değişkenlerin dışsal ve AR(1) modelinden elde edilen otokorelasyon katsayısının (yaklaşık %1.5 anlamlılıkla) anlamlı ($E(\Delta u_{it}\Delta u_{i,t-1}) = 0$ varsayımının geçersiz), AR(2) modelinden elde edilen otokorelasyon katsayısına ait p-değerinin ise 0.154 ile 0.257 arasında değişmesinden ötürü anlamsız ve dolayısıyla $E(\Delta u_{it}\Delta u_{i,t-2}) = 0$ varsayımının geçerli olduğu anlaşılmaktadır. Bir başka deyişle kurulan AB GM modelleri, otokorelasyonsuz ve araç değişkenlerin tamamının dışsal olduğu modellerdir.

Araç değişkenlerden K/F ve DD/PD oranlarının her ikisi birden yarı-içsel olduğu varsayımı altında kullanılan DD/PD ilave araç değişkenlerinin de dışsal olup olmadığını araştırmak üzere Sayfa 214'teki Tablo EK5.2'de yer alan (1)-(17) no'lu modeller ve Tablo 3.10'da yer alan (18)-(20) no'lu modeller için Sargan Fark testleri sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 3.10 : K/F ve DD/PD Değişkeninin Yarı-İçsel Olması Durumunda Sargan-Fark Testleri

	K/F ve DD/PD Yarı-İçsel		K/F Yarı-İçsel			Fark Testi			
	Sar Test1	Sar p-değ	f1	Sar Test2	Sar p-değ.	f2	SarFark	f1-f2	SarFark p-değ
(1)	27.722	0.148	21	17.900	0.119	12	9.822	9	0.3651
(2)	27.691	0.149	21	18.932	0.090	12	8.759	9	0.4598
(3)	23.878	0.299	21	15.724	0.204	12	8.154	9	0.5187
(4)	28.345	0.131	21	17.251	0.140	12	11.094	9	0.2693
(5)	24.515	0.269	21	16.369	0.175	12	8.146	9	0.5195
(6)	26.910	0.174	21	16.369	0.175	12	10.541	9	0.3085
(7)	27.675	0.150	21	16.744	0.159	12	10.931	9	0.2805
(8)	26.910	0.174	21	16.369	0.175	12	10.541	9	0.3085
(9)	27.675	0.150	21	16.744	0.159	12	10.931	9	0.2805
(10)	26.617	0.184	21	19.759	0.072	12	6.857	9	0.6520
(11)	27.841	0.145	21	17.983	0.116	12	9.859	9	0.3620
(12)	23.230	0.332	21	14.825	0.251	12	8.405	9	0.4939
(13)	24.495	0.270	21	15.078	0.237	12	9.417	9	0.3997
(14)	24.394	0.274	21	17.367	0.136	12	7.027	9	0.6343
(15)	22.957	0.346	21	15.474	0.217	12	7.483	9	0.5870
(16)	24.362	0.276	21	15.972	0.193	12	8.390	9	0.4954
(17)	25.569	0.223	21	16.114	0.186	12	9.455	9	0.3964
(18)	24.929	0.250	21	16.883	0.154	12	8.046	9	0.5295
(19)	23.895	0.298	21	15.007	0.241	12	8.888	9	0.4477
(20)	24.938	0.250	21	15.389	0.221	12	9.549	9	0.3882

Bu modeller için yapılan Sargan Fark testlerine göre (Sargan Fark istatistiğine ait p-değerlerinin büyüklüğü nedeniyle) K/F ve DD/PD oranlarının birlikte yarı-içsel olması gerektiğine karar verilmektedir. Her iki borsa performans göstergesinin yarı-içsel modellendiği durumda anlamlı değişken sayısının en çok olduğu modellere ait bulgular Tablo 3.11’de verilmektedir.

Tablo 3.11 : K/F ve DD/PD Değişkenlerinin Yarı-İçsel Olması Durumunda Elde Edilen Anlamlı Modeller

	(18)	(19)	(20)
lagrg1	-0.1651 (0.0000)	-0.1349 (0.0004)	-0.1429 (0.0002)
x1	0.2012 (0.0074)	0.2152 (0.0108)	0.2239 (0.0083)
x2	0.4441 (0.0000)	0.4128 (0.0002)	0.4022 (0.0006)
x3	0.2164 (0.0000)	0.2264 (0.0000)	0.2285 (0.0000)
x5	0.7192 (0.0000)	0.7408 (0.0000)	0.6742 (0.0000)
euroa	4.8901 (0.0000)	5.3895 (0.0000)	5.1597 (0.0000)
bfo1	-0.0440 (0.0000)	-0.0459 (0.0000)	-0.0458 (0.0000)
pf	-0.1091 (0.0000)	-0.1161 (0.0000)	-0.1130 (0.0000)
x8_5	-0.0500 (0.0002)		
x8_6		-0.0127 (0.0021)	-0.0148 (0.0000)
x9_2	0.0230 (0.0321)	0.0234 (0.0223)	0.0239 (0.0243)
x10_1	0.1039 (0.0000)	0.0569 (0.0213)	
x10_3			1.2932 (0.0325)
AR(1)	-3.240	-3.189	-3.234
AR(1) p-val.	0.00119	0.00143	0.00122
AR(2)	-1.426	-1.215	-1.134
AR(2) p-val	0.154	0.224	0.257
Wald chi-sq	757.1	615.8	604.0
Wald p-value	0	0	0

p-values in parentheses

K/F ve DD/PD oranlarının yarı-içsel olması durumunda elde edilen modellere ait sonuçlar incelendiğinde tek başına K/F oranının yarı-içsel olması durumunda elde edilen dinamik panel veri bulgularıyla çok benzer sonuçların elde edildiği görülmektedir.

Ayrıca statik ve dinamik panel veri analiz yöntemlerinin sonuçları incelendiğinde,

- firma yönetim şekli, firmaların yatırımcılar arasındaki tanınmışlığı gibi firmalar bazında değişkenlik gösterip zaman içinde sabit kalan gözlemlenemeyen etkilerin var olduğu;
- her iki yöntemde de anlamlı bulunan değişkenlerden sistematik riskin göstergesi olan betanın, firma büyüklüğünün, Defter Değeri/Piyasa Değeri oranının, Kazanç/Fiyat oranının ve makroekonomik göstergelerin hisse senedi getirisi üzerindeki etkilerinin benzer;
- statik panel veri modelleriyle etkisi araştırılmayan hisse senedi getirisinin geçmiş dönem değerlerinin dinamik panel veri modellerinde anlamlı olduğu;
- hisse senedi getirilerinin borsa performans oranlarıyla birlikte firmaların karlılık oranlarından, faaliyet oranlarından ve mali bünye ile ilgili oranlarından etkilendiği anlaşılmaktadır.

Böylelikle İMKB’de hisse senedi getirilerinin geçmiş dönem getirilerinden ve firmaların finansal oranlarındaki gelişmelerden etkilendiği saptanmaktadır. Tüm bu bulgular bir bütün olarak ele alındığında, İMKB’nin 2003-2007 döneminde yarı-güçlü etkin olmaya başladığı ve yatırımcılar açısından güvenilir bir piyasa olma yolunda ilerlediği söylenebilmektedir.

SONUÇ

Çalışmada, Türkiye gibi gelişmekte olan bir ülkede faaliyet gösteren imalat sanayi firmalarının hisse senedi getirilerini etkileyen faktörlerin neler olduğu, firmalara kaynak sağlama işlevi gören İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın etkinliği hem statik hem de dinamik Panel Veri Analiz yöntemleriyle araştırılmıştır.

Literatürde hisse senedi getirisini açıklamak üzere yapılmış çalışmalarda genellikle yatay-kesit ya da zaman serisi verilerinden birinin tercih edildiği görülmektedir. Sadece zaman serisi verileri kullanılarak yapılan çalışmalarda bir firmanın hisse senedi getirisini etkileyen faktörlerin ya da genel olarak bir ülkenin borsa endeksi getirisini etkileyen faktörlerin neler olduğu araştırılabilmektedir. Yatay-kesit verileri kullanılarak ise farklı sektörlerde faaliyet gösteren firmaların sadece belirli bir zamanda hisse senedi getirisini etkileyen faktörlerin neler olduğu saptanabilmektedir.

Yatay-kesit ya da zaman serileri analiz yöntemleri kullanılarak yapılmış çalışmalardan elde edilen bulgular incelendiğinde, hisse senedi getirilerinin faiz oranı, enflasyon oranı, döviz kuru, para arzı, imalat sanayi üretim endeksi artış oranı gibi makroekonomik faktörlerden; firma büyüklüğü, Defter Değeri/Piyasa Değeri oranı, Kazanç/Fiyat oranı, temettü verimliliği, firmanın sistematik riski gibi borsa performans göstergelerinden; faaliyet oranları, mali bünye ile ilgili oranlar, likidite oranları ve karlılık oranları gibi finansal oranlarından etkilendiği anlaşılmıştır.

Ancak bu çalışmalarda zaman içindeki değişimlerin ve getiri değişkeninin kendi dinamiklerinin etkisinin ne olabileceği mikro boyutta belirlenememiş ve firmalar bazında hisse senedi getirisini etkileyebilecek değişkenler analiz edilememiştir. Yatay-kesit verilerinin belirli bir zaman diliminde analiz edilebildiği panel veri analiz yöntemleri kullanılarak makro yada mikro boyutta yapılan çalışmalarda ortaya çıkan bu eksikliklerin giderilebilmesi hedeflenmiştir. Ayrıca hisse senedi getirisinin gecikmeli değerinin analize dahil edilebilmesiyle hisse senedi getirisinin kendi içindeki dinamikleri de ortaya çıkartılmıştır.

Mevcut yatay-kesit yada zaman serisi analiz yöntemlerine oranla, daha etkin parametre tahminlerine olanak tanınması, birimler bazında gözlemlenemeyen etkilerin analiz edilebilmesi, veri sayısındaki artışla çoklu doğrusal bağlantı sorununun azalması gibi birçok üstünlüğe sahip olan panel veri analiz yöntemleri, mikro boyutta verilerin belirli bir zaman diliminde daha düzenli ve uzun süreli elde edilmesiyle ve analizlerde yararlanılan bilgisayar paket programlarının yaygınlaşmasıyla birlikte 1960'lı yıllardan itibaren geliştirilmeye başlanmıştır. Halen birçok açıdan geliştirilen panel veri analiz yöntemleri daha önce çalışmanın ikinci bölümünde ayrıntısıyla anlatılan statik ve dinamik olmak üzere ikiye ayrılmaktadır.

Statik modeller, Sabit ve Rassal Etkiler modelleri olmak üzere 2 şekilde analiz edilmekte olup, bu modellerde değişkenler arasındaki dinamik yapı ortaya çıkartılamamaktadır. Katsayıların birimlere ve zamana göre değiştiğinin varsayıldığı modeller sabit etkili modeller olarak tanımlanmaktadır. Rassal etkili modellerde ise, birimlere veya zamana göre meydana gelen değişiklikler modele hata teriminin bir bileşeni olarak dahil edilmektedir. Sabit ve Rassal Etkiler modelleri, sadece birimler arasındaki farklılıkların ele alındığı tek yönlü, ya da birimlere ve zamana göre meydana gelen farklılıkların birarada ele alındığı iki yönlü sabit etkili modeller olarak analiz edilebilmektedir.

Değişkenler arasındaki dinamik yapıyı ortaya çıkartabilen dinamik panel veri analiz yöntemleri ise, ekonometri literatüründe ilk olarak Hansen (1982) tarafından geliştirilmiş olan Genelleştirilmiş Momentler (GM) yöntemini temel almaktadır. Anderson & Hsiao 1981 ve 1982⁴⁶³ yıllarındaki çalışmalarında GM yöntemini panel veriye uyarlamışlar ve daha sonra Arellano & Bond (1991)⁴⁶⁴ ve Blundell & Bond (1998)⁴⁶⁵ tarafından bu yöntem geliştirilmiş ve panel veri literatürüne yazarların isimleriyle birlikte anılan Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi olarak geçmiştir.

Çalışmanın üçüncü bölümünde, yukarıda kısaca ele alınan statik ve dinamik panel veri yöntemleriyle İMKB'de 2003-2007 döneminde süreklilik göstererek kote olmuş imalat sanayi firmalarının İMKB'de yayımlanan hisse senedi fiyat bilgileri,

⁴⁶³ Anderson, Hsiao, 1981, **a.g.e.**; Anderson, Hsiao, 1982, **a.g.e.**

⁴⁶⁴ Arellano, Bond, 1991, **a.g.e.**

⁴⁶⁵ Blundell, Bond, 1998, **a.g.e.**

bilanço ve gelir tablolarından derlenen verilerle, hisse senedi getirilerini etkileyen faktörlerin neler olabileceği araştırılmıştır. Mali bünye ile ilgili oranların, likidite oranlarının, faaliyet oranlarının ve karlılık oranlarının birbirlerinden türetilen bilanço kalemleri kullanılarak farklı oranlarla ölçülmesi nedeniyle, değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı problemi olabileceği göz önünde bulundurularak, değişkenlerin tüm mümkün kombinasyonlarına yönelik statik ve dinamik panel veri modelleri kurulmuş ve elde edilen anlamlı modellere ait bulgulara yer verilmiştir.

Statik panel veri analiz yöntemlerinden anlamlı bulunan Sabit Etkiler modellerine göre hisse senedi getirisini etkileyen faktörler firmaların sistematik riskinin bir göstergesi olan piyasa betası, firma büyüklüğü, Defter Değeri/Piyasa Değeri oranı, Kazanç/Fiyat oranı, Özsermaye/Maddi Duran Varlık Oranı, döviz kuru, petrol fiyatı ve para arzıdır.

Dinamik Panel Veri Analiz yöntemlerinden Arellano & Bond Genelleştirilmiş Momentler bulgularına göre, hisse senedi getirisinin 1 yıl gecikmeli değeri, Beta, firma büyüklüğü, DD/PD, K/F, döviz kuru, petrol fiyatı ve para arzı açıklayıcı değişkenleriyle birlikte mali bünye ile ilgili oranlardan Özsermaye/Maddi Duran Varlık Oranı veya Maddi Duran Varlık/Uzun Vadeli Borç Oranı, faaliyet oranlarından Alacak Devir Hızı veya Stok Devir Hızı ve karlılık oranlarından Satış Karlılığı veya Toplam Varlık Karlılığı hisse senedi getirisini açıklamada anlamlı değişkenlerdir.

Her iki analiz yönteminin bulgularına göre makro ekonomik göstergelerden döviz kuru ve para arzının pozitif, petrol fiyatının ise negatif etkisi olduğu saptanmıştır. Döviz kurunun pozitif etkisi incelenen dönemde firmaların kur riskine maruz kalmadıklarını göstermektedir. Zira 2003-2007 dönemi Türkiye ekonomisinde kurlar açısından ani yükselmelerin olmadığı bir dönem olmuştur. Para arzındaki artışın hisse senedi getirileri üzerindeki pozitif etkisi ise, para arzındaki artışla birlikte firmaların satışlarında ve kârlarında artışın ve ekonomik büyümede hızlanmanın yaşanması ile açıklanabilmektedir. Çünkü firma kârlarındaki artış ve ekonomideki iyileşme ise yatırımcıların hisse senedine olan taleplerini arttırarak hisse senedi fiyatları arttırmaktadır. Böylelikle hisse senetlerinin getirileri de artış

eğilimi göstermektedir. Petrol fiyatlarındaki artış ise firmaların üretim maliyetlerini doğrudan etkilediğinden firmalar açısından olumsuz bir durumdur ve hisse senedi getirilerini olumsuz yönde etkilemesi beklenen bir bulgudur.

Mikroekonomik göstergelerden firma büyüklüğü ile birlikte borsa performans oranlarının tümünün hisse senedi getirisini pozitif yönde etkilediği bulunmuştur. Bu bulgu, Türkiye’de büyük firmaların performans açısından küçüklere kıyasla daha başarılı olarak algılanmalarıyla açıklanabilmektedir. Benzer şekilde yüksek K/F oranı yüksek performansın önemli bir göstergesi olarak kabul gördüğünden K/F oranındaki artışın hisse senedi getirisini arttırması beklenen bir sonuçtur. Dinamik panel veri bulgularında bu değişkenlerle birlikte anlamlı bulunan karlılık ve devir hızı göstergelerinin de hisse senedi getirisi üzerindeki etkileri pozitiftir. Zira bu göstergeler de firmaların yüksek performansla çalıştığına işaret ettiğinden hisse senedi getirileri üzerindeki olumlu etkisi beklendiği gibidir. Mali bünye ile ilgili oranlardan Özsermaye/Maddi Duran Varlık Oranı veya Maddi Duran Varlık/Uzun Vadeli Borç oranındaki artış hisse senedi getirisinde azalışa neden olmaktadır. İki oranın da hisse senedi getirisiyle ters ilişkili olması ülkemizde uzun vadeli borçlanma imkanının kısıtlı, özsermaye artışının kar payı dağıtılmadan veya maddi duran varlık artışının kısa vadeli borçla gerçekleştirilmesiyle ilişkilendirilebilmektedir. Özsermaye artışını kâr payı dağıtmayarak gerçekleştiren firmanın hisse senetlerini ellerinde bulduran yatırımcılar tasarruflarını kar payı dağıtan firmaların hisse senetlerine yöneltmektedirler ve böylelikle hisse senedi getirisi azalmaktadır. Benzer şekilde maddi duran varlık artışını kısa vadeli borçla finanse eden firmaların faiz giderleri artmakta ve bu da yatırımcılar açısından olumsuz karşılanmaktadır. Alacak Devir Hızı ve Stok Devir Hızı göstergelerinin pozitif etkisi ise bu orandaki bir artışın firmanın alacaklarını tahsil edebilme veya gerektiğinde stoklarını hızlı bir şekilde paraya çevirebilme gücünde bir artışı temsil etmesiyle açıklanabilmektedir. Böylelikle Alacak Devir Hızı ve Stok Devir Hızı artan bir firmanın yüksek performansla çalıştığı ve yatırımcılar açısından başarılı bir firma olarak algılandığı söylenebilmektedir.

Tüm bu bulgular bir bütün olarak ele alındığında firmaların hisse senedi getirilerinin hem geçmiş dönem getiri değerlerinden, hem halka açıklanan

oranlarından hem de ülkenin makroekonomik göstergelerinden etkilendiđi anlaşılmaktadır. Finans literatüründe ülkelerin hisse senedi piyasalarının etkinliğini ölçmeye yarayan Etkin Pazar Kuramı'nın yarı-güçlü etkin formda İMKB'de imalat sanayi firmaları açısından 2003-2007 döneminde geçerlilik kazanmaya başladığı söylenebilmektedir.

Bu çalışmayla ortaya konan bulgular sadece imalat sanayi firmalarına yöneliktir ve 2003-2007 dönemini kapsamaktadır. Çalışma, imalat sanayi dışındaki sektörlerde faaliyet gösteren firmaların verileri de dahil edildikten sonra Yuvalanmış Panel Veri analiz (Nested Panel Data Analysis) yöntemleriyle genişletilebilir. Böylelikle farklı sektörlerdeki firmaların hisse senedi getirilerini etkileyen faktörlerin imalat sanayi bulgularıyla benzer olup olmadığı ortaya çıkartılabilir.

KAYNAKÇA

Adrangi, Bahram, Chatrath, Arjun, Sanvicente, Antonio Z.: “Inflation, Output, And Stock Prices: Evidence From Brazil”, **The Journal of Applied Business Research**, C:18, No:1, 2002, s.61-77.

Ahn, Seung C., Schmidt, Peter: “Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data”, **Journal of Econometrics**, C:68, 1995, s.5-27.

Ahn, Seung C., Schmidt, Peter: “Efficient Estimation of DynamicPanel Data Models: Alternative Assumptions and Simplified Estimation”, **Journal of Econometrics**, C:76, 1997, s.309-321.

Akçoraoğlu, Alpaslan, Yurdakul, Funda: “Global Faktörler ve Hisse Senedi Getirileri: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’na İlişkin Ampirik Kanıtlar”, **İMKB Dergisi**, C:6, No:21, 2002, s.1-20.

Akkum, Tülin, Vuran, Bengü, **İSMMMO Mali Çözüm Dergisi** No:65, Ekim-Kasım-Aralık 2003 s. 2-14.

Albeni, Mesut, Demir, Yusuf: “Makro Ekonomik Göstergelerin Mali Sektör Hisse Senedi Fiyatlarına Örnek (İMKB Uygulamalı), **Muğla Üniversitesi SBE**, 2005, s.5 (1-18)

Alkan, Levent: “Sanayii Şirketlerinin Performanslarının Finansal Göstergelerle Tahmini”, **İMKB Dergisi**, C:4, s.4.

Alonso-Borrego, Cesar, Arellano, Manuel: “Symmetrically Normalized Instrumental-Variable Estimation Using Panel Data”, **Journal of Business & Economic Statistics**, C:17, No:1, 1999, s.36-49.

Al-Sharkas, Adel: “The Dynamic Relationship Between Macroeconomic Factors and

- the Jordanian Stock Market, **International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies**, C:1, No:1, 2004, s. 97-114.
- Amihud, Yakov, Mendelson, Haim: “Liquidity and Asset Prices: Financial Management Implications”, **Financial Management**, C:17, 1986, s.5-15.
- Anderson, T.W., Hsiao, Cheng: “Estimation of Dynamic Models with Error Components”, **Journal of the American Statistical Association**, C:76, No:375, 1981, s.598-606.
- Anderson, T.W., Hsiao, Cheng: “Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data”, **Journal of Econometrics**, C:18, 1982, s.47-82.
- Apergis, Nicholas, Miller, Stephen M.: “Do Structural Oil-Market Shocks Affect Stock Prices”, **Energy Economics**, C:31, No:4, 2009, s..569-575.
- Arellano, Manuel: “A Note on the Anderson-Hsiao Estimator for Panel Data”, **Oxford University Institute of Economics Discussion Paper**, 1988.
- Arellano, Manuel, Bond, Stephen: “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, **The Review of Economic Studies**, C:58, No:2, 1991, s.277-297.
- Arellano, Manuel, Bover, Olympia: “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models”, **Journal of Econometrics**, C:68, 1995, s.29-51.
- Arellano, Manuel, **Panel Data Econometrics**, İngiltere, Oxford University Press, 2003
- Asprem, M.: “Stock Prices, Asset Portfolios and Macroeconomic Variables in Ten European Countries”, **Journal of Banking and Finance**, C:13, 1989, s.589-612.
- Atabek, Aslihan, Coşar, Evren Erdoğan, Şahinöz, Saygın: “A Composite Leading

Indicator for the Turkish Economic Activity”, **TCMB Statistics Department**, Ankara, Eylül, 2005, (Çevrimiçi)
<http://www.tcmb.gov.tr/yeni/evds/yayin/kitaplar/kitapcikistatistik.pdf>.

Atan, Murat, Boztosun, Derviş, Kayacan, Murad: “Arbitraj Fiyatlama Modeli Yaklaşımının İMKB’de Test Edilmesi”, **9.Ulusal Finans Sempozyumu “Stratejik Finans”**, 2005, s.13.

Aydoğan, Kürşat, Güney, Alpaslan: “Hisse Senedi Fiyatlarının Tahmininde F/K Oranı ve Temettü Verimi”, **İMKB Dergisi**, C:1, No:1, 1997, s.83-96.

Balestra, Pietro, Nerlove, Marc: “Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: The Demand for Natural Gas”, **Econometrica**, C:34, No:3, 1966, s.585-612.

Baltagi, Badi H., Bresson, Georges, Pirotte, Alain: “A Comparative Study of Pure and Pretest Estimators for a Possibly Misspecified Two-Way Error Component Model”, **Advances in Econometrics**, C:17, 2003, s.1-27.

Baltagi, Badi H., **Econometric Analysis of Panel Data**, 2.bs., John Wiley and Sons, Ltd, Great Britain, 2001.

Baltagi, Badi H., **Econometric Analysis of Panel Data**, 3.bs., John Wiley & Sons, Ltd., Great Britain, 2005, s.79-82.

Baltagi, Badi H., **Econometrics**, 3.bs., Almanya, Springer, 2002.

Baltagi, Badi H., Griffin, James M.: “A Generalized Error Component Model with Heteroscedastic Disturbances, **International Economic Review**, C:29, No: 4, 1988, s.745-753

Baltagi, Badi H., Griffin, James M.: “Gasoline Demand in the OECD, An Application of Pooling and Testing Procedures”, **European Economic Review**, C:22, 1983, s.117.

- Baltagi, Badi H., Li, Qi: “Testing AR(1) Against MA(1) Disturbances in an Error Component Model”, **Journal of Econometrics**, C:68, No:1, 1995, s.133-151.
- Banz, R.W.: “The Relationship Between Earnings’ Yield Market Value Common Stocks”, **Journal of Financial Economics**, C:9, 1981, s.3-18.
- Basu, S.: “Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis”, **The Journal of Finance**, C:32, No:3, 1977, s.663-682.
- Beck, Nathaniel: “Time-Series – Cross-Section Methods”, **The Oxford Handbook of Political Methodology**, Yazarlar: Janet M. Box-Steffensmeier, Henry E. Brady, David Collier, Chapter 20, New York Oxford University Press, 2006, s.475-493.
- Beck, Nathaniel, Katz, Jonathan N.: “What to Do (and Not To Do) with Time-Series Cross-Section Data”, **The American Political Science Review**, C:89, No:3, 1995, s. 634-647.
- Bernard, Lejeune: “A Full Heteroscedastic One-Way Error Components Model for Incomplete Panel: Maximum Likelihood Estimation and Lagrange Multiplier Testing”, **CORE Discussion Paper**, 1996006, 1996, 1-28.
- Bhandari, Laxmi Chand: “Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence”, **The Journal of Finance**, C:43, No:2, 1988, s.507-528.
- Bhargava, A., Franzini, L., Narendranathan, W.: “Serial Correlation and Fixed Effects Model”, **The Review of Economic Studies**, C:49, No:4, 1982, s.533-549.
- Bhargava, A., Sargan, J.D.: “Estimating Dynamic Random Effects Models From Panel Data Covering Short Time Periods”, **Econometrica**, C:51, 1983, s.1635-1659.

- Bildik, Recep, Gülay, Güzhan: “Profitability of Contrarian vs Momentum Strategies: Evidence From Istanbul Stock Exchange”, **EFMA 2002 London Meetings, Working Paper**, 2002, s.28.
- Blume, M.: “Stock Returns and Dividend Yields: Some More Evidence”, **Review of Economics and Statistics**, C:62, 1980, s. 567-577.
- Blundell, Richard, Bond, Stephen: “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, **Journal of Econometrics**, C:87, 1998, s.115-143.
- Blundell, Richard, Bond, Stephen, Windmeijer, Frank: “Estimation in Dynamic Panel Data Models: Improving on the Performance of the Standart GMM Estimators”, **The Institute for Fiscal Studies Working Paper**, No:WP00/12, 2000, s.1.
- Bolak, Mehmet, **İşletme Finansı**, Birsen Yayinevi, 1997, s.43-44.
- Bond, Stephen: “Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice”, **CEMMAP Working Paper**, No:Cwp0209, 2002, s.1-36.
- Bond, Stephen, Hoeffler, Anke, Temple, Jonathan: “GMM Estimation of Emprical Growth Models”, **Economics Papers**, No:2001-W21, 2001, s.5.
- Boucher, Christophe: “Stock Prices, Inflation and Stock Returns Predictability”, **CEPN Universite Paris-Nord**, 2004, s.1-50.
- Brealey, Richard A., Meyers, Stewart C., **Principles of Corporate Finance**, 7.bs., The McGraw-Hill, 2003.
- Brealey, Richard A., Myers, Stewart C., Marcus, Alan J., **Fundamentals of Corporate Finance**, 3.bs., McGraw Hill, 2001.
- Brealey, Richard A., Stewart C., **Principles of Corporate Finance**, 7.bsk., McGraw

Hill, 2003, s.153.

Brennan, M.J., Chordia, Tarun, Subrahmanyam, A.: “Alternative Factor Specifications, Security Characteristics, and The Cross Section of Expected Stock Returns”, **Journal of Financial Economics**, C:49, No:3, 1998, s.345-373.

Brennan, Michael J., Subrahmanyam, Avaniidhar: “Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns”, **Journal of Financial Economics**, C:41, No:3, 1996, s.441-464.

Brigham, E.F., Ehrhardt, M.C., **Financial Management: Theory and Practice**, 11.bs., Thomson, ABD, 2005.

Brigham, Eugene F., Michael C. Ehrhardt, **Financial Management Theory and Practice**, 11.bs., ABD, Thomson, 2005, s.616-617.

Brüderl, Josef, **Panel Data Analysis**, 2005, (Çevrimiçi) <http://www2.sowi.uni-mannheim.de/lsssm/veranst/Panelanalyse.pdf>, s.8.

Bun, Maurice J.G., Windmeijer, Frank: “The Weak Instrument Problem of the System GMM Estimator in Dynamic Panel Data Models”, **University of Bristol Discussion Paper**, No:07/595, 2007, s.1-32.

Canbaş, Serpil, Kandır, Serkan Yılmaz, Erişmiş, Ahmet: “Hisse Senedi Verimini Etkileyen Bazı Şirket Özelliklerinin İMKB Şirketlerinde Test Edilmesi”, **Finans Politik & Ekonomik Yorumlar**, C:44, No:512, 2007, s.15-27.

Canbaz, Mustafa: “İMKB’de Hisse Senedi Yatırımı Nasıl Yapılır?”, (Çevrimiçi) <http://server.karaelmas.edu.tr/bilim/ZONGULDAK%20MYO/M.CAMBAZ/%DDMKB.doc>, 30 Mart 2009.

Ceylan, Nildağ Başak: “G-7 Ülkelerinin Borsalarının İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerindeki Etkileri”, **İMKB Dergisi**, C:8, No:32, 2004, s.37-55.

- Ceylan, Nildağ Başak, Doğan, Burak: “Comovements of Stock Markets Among Selected OIC Countries”, **Journal of Economic Cooperation**, C:25, No:3, 2004, s.47-62.
- Chalmers, J.M.R., Kadlec, G.B.: “An Empirical Examination of the Amortized Spread”, **Journal of Financial Economics**, C:48, No:2, 1998, s.159-188
- Chamberlain, Gary: “Multivariate Regression Models for Panel Data”, **Journal of Econometrics**, C:18, 1982, s.5-46.
- Chan, K.C., Chen, N.: “Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms”, **Journal of Financial Economics**, C:46, No:4, 1991, s.1467-1484.
- Chan, K.C., Chen, N., Hsieh, D.A.: “An Exploratory Investigation of Firm Size Effect”, **Journal of Financial Economics**, C:14, 1985, s.451-471.
- Chan, Louis K.C., Hamao, Yasushi, Lakonishok, Josef: “Fundamentals and Stock Returns in Japan”, **The Journal of Finance**, C:46, No:5, 1991, s.1739-1764.
- Chen, Nai-Fu, Grundy, Bruce, Stambaugh, Robert F.: “Changing Risk, Changing Risk Premiums, and Dividend Yield Effects”, **University of Chicago Press**, C:63, No:1, 1990, s.51-70.
- Chen, Nai-Fu, Roll, Richard, Ross, Stephen A.: “Economic Forces and the Stock Market”, **The Journal of Business**, C:59, No:3, 1986, s.383-403.
- Chen, Shiu-Sheng: “Does Monetary Policy Have Asymmetric Effects on Stock Returns”, **Journal of Money, Credit and Banking**, C:39, No:2-3, 2007, s. 667-688.
- Cheung, Yin-Wong, Lai, Kon S.: “Macroeconomic Determinants of Long-Term Stock Market Comovements Among Major EMS Countries”, **Applied Financial Economics**, C:9, 1999, s.73-85.
- Cheung, Yin-Wong, Ng, Lilian K.: “International Evidence on the Stock Market and

- Aggregate Economic Activity”, **Journal of Empirical Finance**, C:5, 1998, s. 281-296.
- Chui, Andy C.W., Wei, K.C.John: “Book-to-Market, Firm Size, and the Turn of the Year Effect: Evidence From Pacific-Basin Emerging Markets”, **Pacific-Basin Finance Journal**, C:6, 1998, s. 275-293.
- Cohn, Richard A., Lessard, Donald R.: “The Effect of Inflation on Stock Prices: International Evidence”, **The Journal of Finance**, C:36, No:2, 1980, s.277-286.
- Cong, Rong-Gang, v.d.: “Relationships Between Oil Price Shocks and Stock Market: An Empirical Analysis From China”, **Energy Policy**, C:36, 2008, s.3544-3553.
- Cozier, Barry V., Rahman, Abdul, H.: “Stock Returns, Inflation, and Real Activity in Canada”, **The Canadian Journal of Economics**, C:21, No:4, 1988, s.759-774.
- Creel, Michael, **Econometrics**, 2005.
- Datar, Vinay T., Naik, Narayan N., Radcliffe, Robert: “Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test” **Journal of Financial Markets**, C:1, 1998, s.203-219.
- Davidson, Russell, MacKinnon, James G., **Econometric Theory and Methods**, Oxford University Press, 2004.
- Demirelli, Erhan, “Etkin Pazar Kuramından Sapmalar: Finansal Anomalileri Etkileyen Makro Ekonomik Faktörler Üzerine Bir Araştırma”, **Ege Akademik Bakış**, C:8, No:1, 2008, s.215-241.
- Demirci, Ebru, Er, Şebnem: “Ham Petrol Fiyatlarının Türkiye’deki Cari Açığa Etkisinin İncelenmesi”, **8.Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi**, 2007
- Dielman, T.: “Pooled Cross Sectional and Time Series Data: A Survey of Current

Statistical Methodology”, **The American Statistician**, C:37, 1983, s.111-122.

Dizdarlar, Işın, Derindere, Sinem: “Hisse Senedi Getirisini Etkileyen Faktörler: İMKB 100 Endeksini Etkileyen Makroekonomik Göstergeler Üzerine Bir Araştırma”, **İşletme İktisadı Enstitüsü Yönetim Dergisi**, C:19, No:61, 2008, s.113-124.

Driscoll, John, Kraay, Aart: “Spatial Correlations in Panel Data”, **Policy Research Working Paper**, No:1553, 1995, s.1-28.

Durukan, M.Banu: “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Makroekonomik Değişkenlerin Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi”, **İMKB Dergisi**, C:3, No:11, 1999, s.19-47.

Ege, İlhan, Bayrakdaroğlu, Ali: “Küreselleşme Sürecinde İMKB Şirketlerinin Hisse Senedi Getiri Başarılarının Lojistik Regresyon Tekniği ile Analizi”, **8.Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi**, 2007, s.1-6.

Eleswarapu, V.R.: “Cost of Transacting and Expected Returns in the NASDAQ Market”, **Journal of Finance**, C:52, 1997, s.2113-2127.

Er, Şebnem, **Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımlarının Emek Verimliliği Üzerine Etkileri ve Bir Uygulama**, Basılmamış Yüksek Lisans Tezi, 2004, s.97-98

Erişmiş, Ahmet, **İMKB Şirketleri için Hisse Senedi Getirilerinde Firmalara Özgü Faktörlerin Etkisinin 1992-2005 Döneminde İncelenmesi**, Basılmamış Yüksek Lisans Tezi, 2007.

Fama, Eugene F.: “Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity”, **The Journal of Finance**, C:45, No:4, 1990, s.1089-1108.

Fama, Eugene F.: “Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money”, **The**

American Economic Review, C:71, No: 4, 1981, s. 545-565.

Fama, Eugene F., French, Kenneth R.: “Dividend Yields and Expected Stock Returns”, **Journal of Financial Economics**, C:22, No:1, 1988, s.3-25.

Fama, Eugene F., French, Kenneth R.: “Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns”, **The Journal of Finance**, C:50, No:1, 1995, s.131-155.

Fama, Eugene F., French, Kenneth R.: “The Cross-Section of Expected Stock Returns”, **The Journal of Finance**, C:4, No: 2, 1992, s.427-465.

Fama, Eugene F., French, Kenneth R.: “Value Versus Growth: The International Evidence”, **The Journal of Finance**, C:53, No: 6, 1998, s.1975-1999.

Fama, Eugene, Schwert, G.William: “Asset Returns and Inflation”, **Journal of Financial Economics**, C:5, 1977, s.115-146.

Firth, Michael: “The Relationship Between Stock Market Returns and Rates of Inflation”, **Journal of Finance**, C:34, No:3, 1979, s. 743-749.

Flannery, Mark J., Protopapadakis Aris A.: “Macroeconomic Factors Do Influence Aggregate Stock Returns”, **The Review of Financial Studies**, C:15, No:3, 2002, s.751-782.

Frees, Edward, **Longitudinal and Panel Data : Analysis and Applications in the Social Sciences**, 2004.

Friedman, Joseph, Shachmurove, Yochanan: “Co-Movements of Major European Stock Markets: A Vector Autoregression Analysis”, **Global Finance Journal**, C:8, No:2, 1997, s.257-277.

Fuller, W.A., Battese, G.E.: “Estimation of Linear Models with Cross-Error Structure”, **Journal of Econometrics**, C:2, 1974, s.67-78.

- Gökçe, Alp G., Sarıoğlu, Serra Eren, “Etkin Pazar Kuramı ve Zayıf Etkin Pazar Kuramının Geçerliliğinin İMKB’de Test Edilmesi”, **İşletme Fakültesi Dergisi**, C:32, No:1, 2003, s.45-64.
- Gökgöz, Fazıl: “Üç Faktörlü Varlık Fiyatlandırma Modelinin İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Uygulanabilirliği”, **Ankara Üniversitesi SBF Dergisi**, C:63, No:2, 2008, s.43-64.
- Greene, William H., **Econometric Analysis**, 5.bs., ABD, Prentice Hall, 2003.
- Gültekin, Bülent N.: “Stock Market Returns and Inflation: Evidence From Other Countries”, **The Journal of Finance**, C:38, No:1, 1983, s.49-65.
- Gujarati, Damodar N., **Temel Ekonometri**, Çev. Ümit Şenesen, Gülay Günlük Şenesen, İstanbul, Literatür Yayıncılık, 1995.
- Hansen, Bruce E., **Econometrics**, ABD, University of Wisconsin, 2005.
- Hansen, Bruce E., **Econometrics**, ABD, University of Wisconsin, 2007.
- Hansen, Lars P.: “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators”, **Econometrica**, C:50, No:4, 1982, s.1029-1054.
- Haugen, R., Baker, N.: “Commonality in the Determinants of Expected Stock Returns”, **Journal of Financial Economics**, C:41, 1996, s.401-440.
- Hausman, Jerry A., Taylor, William E.: “Panel Data and Unobservable Individual Effects”, **Econometrica**, C:49, No:6, 1981, s.1377-1398.
- Holly, Alberto, Gardiol, Lucien: “A Score Test for Individual Heteroscedasticity in a One Way Error Components Model”, **Université de Lausanne Working Paper**, 1999, s.1-18.
- Horowitz, Joel L., Loughran, Tim, Savin, N.E.: “The Disappearing Size Effect”, **Research in Economics**, C:54, 2000, s.83-100.

- Hsiao, Cheng: “Panel Analysis for Metric Data”, **Handbook of Statistical Modelling in the Social and Behaviourial Sciences**, ed. G.Arminge, C.C. Clogg, M.Z. Sobel, 1995, s.391-400.
- Hsiao, Cheng: “Benefits and Limitations of Panel Data”, **Econometric Reviews**, C:4, No:1, 1985, s.121-174.
- Hsiao, Cheng: “Economic Panel Data Methodology”, **International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences**, ed. N.J.Snelsler, P.B.Bates, 2000.
- Hsiao, Cheng: “Some Estimation Methods for a Random Coefficient Model”, **Econometrica**, C:43, No:2, 1975, s.305-326.
- Hsiao, Cheng, **Analysis of Panel Data**, 2.bs., İngiltere, Cambridge University Press, 2003.
- Hsiao, Cheng, Pesaran, M. Hashem, Tahmiscioglu, A.Kamil: “Maximum Likelihood Estimation of Fixed Effects Dynamic Panel Data Models Covering Short Time Periods”, **Journal of Econometrics**, C:109, 2002, s.107-150.
- Hsiao, Cheng, Pesaran, M.Hashem: “Random Coefficient Panel Data Models”, **CESifo Working Paper No:1233**, 2004, s.1-39.
- Hu, S.: “Trading Turnover and Expected Stock Returns: The Trading Frequency Hypothesis and Evidence From the Tokyo Stock Exchange”, **University of Chicago Working Paper**, 1997.
- Jang, Hoyoon, Sul, Wonsik: “The Asian Financial Crisis and the Co-Movement of Asian Stock Markets”, **Journal of Asian Economics**, C:13, 2002, s.94-104.
- Jones, Charles M., Kaul, Gautam: “Oil and The Stock Markets”, **The Journal of Finance**, C:51, No:2, 1996, s.463-491.
- Jones, Donald W., Lelby, Paul N., Paik, Inja K.: “Oil Price Shocks and The Macroeconomy: What Has Been Learned Since 1996?”, **Energy Journal**,

C:25, 2004, s.1-32.

Judson, Ruth A., Owen, Ann L.: “Estimating Dynamic Panel Data Models: A Practical Guide for Macroeconomists”, **Economics Letters**, C:65, No:1, 1999, s.9-15.

Juradja, Stephan, **Econometrics of Panel Data and Limited Dependent Variable Models, Cerge-EI Lecture Notes**, 2003.

Kahraman, Derya, Erkan, Mehmet, “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Tesadüfi Yürüyüş Testi”, **Celal Bayar Üniversitesi Yönetim ve Ekonomi Dergisi**, C:12, No:1, 2005, s.11-24.

Kalaycı, Şeref, Karataş, Abdülmecit: “Hisse senedi getirileri ve Finansal Oranlar İlişkisi: İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Bir Temel Analiz Araştırması”, **MUFAD Dergisi**, Temmuz 2005, s.1-14.

Karagöz, Kadir, Armutlu, Recep: “Hisse Senedi Piyasasının Gelişimi ve Ekonomik Büyüme”, **8.Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi**, 2007, s.1-7.

Karan, Mehmet Baha, **Yatırım Analizi ve Portföy Yönetimi**, 2.bs., Ankara, Gazi Yayınevi, 2004.

Karatepe, Yalçın, Çelik, Arzum Erken: “İMKB’de İşlem Gören Çimento Sektörü Hisse Senetleri Üzerindeki Satışlar/Fiyat Oranı Etkisi”, **Ankara Üniversitesi SBF Dergisi**, C:62, No:2, 2007, s.61-74.

Kargı, Nihal, Terzi, Harun: “Türkiye’de İMKB, Enflasyon, Faiz Oranı ve Reel Sektör Arasındaki Nedensellik İlişkilerinin VAR Modeli ile Belirlenmesi”, **F:Müdürlük Dergi**, 1999, s.1-10.

Kasman, Saadet Kırbas: “Hisse Senedi Getirilerinin Oynaklığı ile Makroekonomik Değişkenlerin Oynaklığı Arasındaki İlişki”, **İMKB Dergisi**, C:8, No:32, 1997, s.1-10.

- Kato, Kiyoshi, Schallheim, J.: “Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market”, **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, C:20, 1985, s.243-259.
- Kaul, Gautam: “Stock Returns and Inflation: The Role of the Monetary Sector”, **Working Paper**, 1986, s.1-37.
- Keane, Michael P., Runkle, David E.: “On the Estimation of Panel-Data Models with Serial Correlation When Instruments are not Strictly Exogenous”, **Journal of Business and Economic Statistics**, C:10, No:1, 1992, s.1-9.
- Keim, Donald B.: “Dividend Yields and Stock Returns: Implications of Abnormal January Returns”, **Journal of Financial Economics**, C:14, No:3, 1985, s.473-489.
- Kıymaz, Halil: “İMKB’de Halka Arzedilen Mali Sektör Hisse Senetlerinin Performanslarını Etkileyen Faktörlerin İncelenmesi”, **İMKB Dergisi**, C:1, No:3, 1997, s.47-74.
- Kizys, Renatas, Pierdzioch, Christian: “Changes in the International Comovement of Stock Returns and Asymmetric Macroeconomic Shocks”, **Int. Fin. Markets, Inst. And Money**, C:19, 2009, s.289-305.
- Kothari, S., Shanken, J.: “Book-to-Market, Dividend Yield, and Expected Returns: A Time Series Analysis”, **Journal of Financial Economics**, C:44, 1997, s.169-203.
- Kwon, Chung S., Shin, Tai S.: “Cointegration and Causality Between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns”, **Global Finance Journal**, C:10, No:1, 1999, s.76 (71-81)
- Lam, Keith S.K.: “The Relationship Between Size, Book-to-Market Equity Ratio, Earnings-Price Ratio, and Return for Hong Kong Stock Market”, **Global Finance Journal**, C:13, 2002, s.163-179.

- Lastrapes, W.D.: “International Evidence on Equity Prices, Interest Rates and Money”, **Journal of International Money and Finance**, C:17, 1998, s.377-406.
- Lau, Sie Ting, Lee, Chee Tong, McInish, Thomas H.: “Stock Returns and Beta, Firms Size, E/P, CF/P, Book-to-Market, and Sales Growth: Evidence From Singapore and Malaysia”, **Journal of Multinational Financial Management**, C:12, 2002, s.207-222.
- Maddala, G.S.: “Limited Dependent Variable Models Using Panel Data”, **The Journal of Human Resources**, C:22, No:3, 1987, s.307-338.
- Maddala, G.S.: “The Use of Variance Components Models in Pooling Cross Section and Time Series Data”, **Econometrica**, C:39, No:2, 1971, s.341-358.
- Malatyalı, N.Kamuran: “Secilmiş Borsa Endeks Getirileri Arasındaki Koentegrasyon İlişkileri Üzerine Bir Araştırma, **İMKB Dergisi**, C:2, No:7-8, 1998, s.23-34.
- Mandelker, G., Tandon, K.: “Common Stock Returns, Real Activity, Money, and Inflation: Some International Evidence”, **Journal of International Money and Finance**, C:4, 1985, s.267–286.
- Mátyás, László, Sevestre, Patrick, **The Econometrics of Panel Data A Handbook of the Theory with Applications**, 2.bs., 1996.
- Maysami, Ramin Cooper, Koh, Tiong Sim: “A Vector Error Correction Model of the Singapore Stock Market”, **International Review of Economics and Finance**, C:9, 2000, s.79-96.
- Morgan, G., Thomas, S.H.: “Taxes, Dividend Yields and Returns in the UK Equity Market”, **Journal of Banking and Finance**, C:22, 1998, s.405-423.
- Mundlak, Yair: “On the Pooling of Time Series and Cross Section Data”, **Econometrica**, C:46, No:1, 1978, s.69-85.

- Mutan, Oya Can, Çanakçı, Ekrem: “Makroekonomik Göstergelerin Hisse Senedi Piyasası Üzerindeki Etkileri, **Sermaye Piyasası Araştırma Raporu**, 2007, s.1-36.
- Nerlove, Marc: “Distributed Lags and Unobserved Components in Economic Time Series”, **Cowles Foundation Discussion Papers**, No:270, 1967.
- Nickell, Stephen: “Biases in Dynamic Models with Fixed Effects”, **Econometrica**, C:49, No:6, 1981, s.1417-1426.
- Önal, Yıldırım B., Doğanlar, Murat, Canbaş, Serpil: “Döviz Kuru Riskinin Özel Türk Bankalarının Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisinin Araştırılması”, **İMKB Dergisi**, C:6, No:22, 2002, s.17-33.
- Özçiçek, Ömer: “Türkiye’de Döviz Kuru Getirisi ve Hisse Senedi Endeks Getirileri Oynaklıkları Arası Simetrik ve Asimetrik İlişki”, **İMKB Dergisi**, C:10, No:37, 2006, s.1-11.
- Özer, Gökhan: “Muhasebe Karları ile Hisse Senedi Verimleri Arasındaki İlişkiler: İMKB’de Deneysel Bir Analiz”, **SPK**, 1996, s.171.
- Papapetrou, Evangelia: “Oil Price Shocks, Stock Market, Economic Activity and Employment in Greece”, **Energy Economics**, C:23, 2001, s.511-532.
- Para arzı, (Çevrimiçi) <http://www.tcmb.gov.tr/basin/3.1.pdf>.
- Parasız, İlker, **Makroekonomi Teori ve Politika**, 8.bs, Ezgi Yayınevi, 2003.
- Patelis, Alex D.: “Stock Return Predictability and The Role of Monetary Policy”, **The Journal of Finance**, C:52, No:5, 1997, s.1951-1972.
- Peracchi, Franco, **Methods for Panel Data**, University of Rome, 2004.
- Phylaktis, Kate, Ravazzolo, Fabiola: “Stock Prices and Exchange Rate Dynamics”, **Journal of International Money and Finance**, C:24, 2005, s.1031-1053.

- Reilly, Frank K., Brown, Keith C., **Investment Analysis and Portfolio Management**, South-Western College Publ., 7.bs. 2003, s.183, 185.
- Reinganum, Marc R.: “The Anomalous Stock Market Behaviour of Small Firms in January: Empirical Tests for Tax-Loss Selling Effects”, **Journal of Financial Economics**, C:12, No:1, 1983, s.89-104.
- Roodman, David: “An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata”, **Center for Global Development Working Paper**, No:103, 2006, s.1-51.
- Rosenberg, Barr, Reid, Kenneth, Lanstein, Ronald: “Persuasive Evidence of Market Inefficiency” **Journal of Portfolio Management**, C:11, 1985, s.9-17.
- Ross, Stephen A., Westerfield, Randolph W., Jordan Bradford D., **Fundamentals of Corporate Finance**, 6.bs., McGraw Hill, 2003.
- Rua, Antonio, Nunes, Luis C.: “International Comovement of Stock Market Returns: A Wavelet Analysis”, **Journal of Empirical Finance**, C:16, No:4, 2009, s.632-639.
- Schwert, G. William: “Size and Stock Returns, and Other Empirical Regularities”, **Journal of Financial Economics**, C:12, No:1, 1983, s.3-12.
- Sermaye Piyasası Kanunu.
- Sevestre, P., Trognon, A.: “A Note on Autoregressive Error Component Models”, **Journal of Econometrics**, C:28, 1985, s.231-245.
- Stattman, Dennis: “Book Values and Stock Returns”, **The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers 4**, 1980, s.25-45.
- Strong, Norman: “The Relation Between Returns and Earnings”, **Accounting and Business Research**, C:24, No:93, 1993, s.69-77.
- Strong, Norman, Xu, Xinzhong G.: “Explaining the Cross-Section of UK Expected

- Stock Returns”, **The British Accounting Review**, C:29, No:1, 1997, s.1-23.
- Swamy, P.A.V.B., Arora, S.S.: “The Exact Finite Sample Properties of the Estimators of Coefficients in the Error Components Regression Models”, **Econometrica**, C:40, 1972, s.261-275.
- Trognon, A.: “Miscellaneous Asymptotic Properties of Ordinary Least Squares and Maximum Likelihood Estimators in Dynamic Error Components Models”, **Annales de L’INSEE**, 1978, s.631-657.
- Tsay, Tsung-Yuan, Yeong-Jia Goo: “Relationship of Profitability and Growth with Stock Market Returns in the Electronics Industry”, **International Journal of Management**, C:23, No:4, 2006, 763.
- Verbon, H.A.A.: “Testing for Heteroscedasticity in a Model of Seemingly Unrelated Regression Equations with Variance Components (SUREVC)”, **Economic letters**, C:5, No:2, 1980, s.149-153.
- Wallace, T.D., Hussain, A.: “The Use of Error Components Models in Combining Cross-Section with Time-Series Data”, **Econometrica**, C:37, 1969, s.55-72.
- Wilson, Sven E., Butler, Daniel M.: “A Lot More to Do:The Promise and Peril of Panel Data in Political Science”, 2004, s.15.
- Witkowska, Monika: “Fundamentals and Stock Returns on the Warsaw Stock Exchange. The Application of Panel Data Models”, **Warsaw Sch. Of Economics Ins. Of Econometrics, Department of Applied Econometrics Working Papers**, No:4-06, 2006, s.1-11.
- Wong, Kie Ann: “The firm size effect on stock returns in a developing stock market”, **Economics Letters**, C:30, No:1, 1989, s.61-65.
- Wooldridge, Jeffrey M., **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**, İngiltere, The MIT Press, 2002.

- Yalçın, Kürşat, Atan, Murat, Boztosun, Derviş: “Finansal Oranlarla Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki”, **MUFAD Dergisi**, 2005, s. 2.
- Yıldırım, Nuri: “Firma Büyüklüğü ve Defter Değeri-Piyasa Değeri Etkileri: İMKB Örneği”, **İMKB Dergisi**, C:8, No:31, 1997, **a.g.e.**, s.1-17.
- Yılmaz, Ömer, Güngör, Güngör, Bener, Kaya, Vedat: “Hisse Senedi Fiyatları ve Makroekonomik Değişkenler Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik”, **İMKB Dergisi**, C:9, No:34, 2007, s.1-16.
- Yücel, Tülay, Kurt, Gülözar: “Nakit Dönüş Süresi, Nakit Yönetimi ve Karlılık: İMKB Şirketleri Üzerinde Ampirik Bir Çalışma”, **İMKB Dergisi**, C:6, No:22, 2002, s.1-15.

EKLER

EK 1. Kovaryans Analizi

Kovaryans analizi, varyans analizinde olduğu gibi grup ortalamaları arasındaki farkları ölçmeye yarayan ve bu farkları ölçmek için regresyon analiziyle varyans analizinin bileşimi olan bir analiz yöntemidir. Bu yöntemler tahmini regresyon katsayıları ile ilgili olarak, bağımsız değişkenlere ait regresyon katsayılarının (eğim) homojen olup olmadığı; sabit terimin homojen olup olmadığı şeklinde iki unsur araştırılabilmektedir. Uygulanan test süreci; (1) eğim katsayılarının ve sabit katsayıların, farklı birimler için farklı zamanlarda, eşanlı olarak homojen olup olmadığının test edilmesi, (2) regresyon eğim katsayılarının tümünün aynı olup olmadığının test edilmesi, (3) sabit katsayıların aynı olup olmadığının test edilmesi olmak üzere üç aşamadan oluşmaktadır⁴⁶⁶.

Bu test sürecinde ilk adımda yapılan test sonucunda homojenlik hipotezi kabul edildiğinde diğer iki adıma gerek kalmamaktadır. Ancak hipotezin reddedilmesi durumunda regresyon eğim katsayılarının birimler veya zaman bazında aynı olup olmadığının incelenmesi gerekmektedir. Bunun için sırasıyla yapılacak ikinci ve üçüncü testlerden ikincisinde eğim katsayıları arasında hiçbir farklılık olmadığını söyleyen hipotez kabul edildiğinde üçüncü adıma geçilerek süreç tamamlanmış olmaktadır. Bu analizin yapılması aşamasında karşılaşılabilecek panel veri modelleri hem eğim hem de sabit terimin birimlere ve zamana göre değişken veya sabit olmasına göre farklılaşmaktadır.

Tüm katsayıların hem zamana hem de birimlere göre değişkenlik gösterdiği doğrusal bir panel veri modeli⁴⁶⁷,

$$y_{it} = A_{it}^* + \mathbf{B}'_{it} \mathbf{x}_{it} + u_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T \quad (\text{EK1.1})$$

⁴⁶⁶ Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.14-15.

⁴⁶⁷ Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.14., Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.27.

şeklinde gösterilmektedir. Modelde, y_{it} t zamanında i'nci birimin bağımlı değişken değerini; $\mathbf{x}'_{it} = x_{1it} \ x_{2it} \ x_{3it} \ \dots \ x_{kit}$ $1 \times k$ boyutlu bağımsız değişkenler vektörünü; u_{it} sıfır ortalama $E u_{it} = 0$ ve sabit varyanslı $E[u_{it}^2] = \sigma_u^2$ iki veya üç bileşenden oluşan hata terimini; A_{it}^* ve $\mathbf{B}'_{it} = B_{1it} \ B_{2it} \ B_{3it} \ \dots \ B_{kit}$ sırasıyla 1×1 ve $1 \times k$ boyutlu, hem birimlere hem de zamana göre değişkenlik gösteren katsayılar vektörlerini göstermektedir.

Dolayısıyla böyle bir modelde, bağımsız değişkenlere ait eğim katsayıları (B_{kit}) birimlere ve zamana göre farklı değerler almaktadır. Ancak Balestra (1991)⁴⁶⁸ (EK1.1) denklemindeki genel gösterimin sadece tanımsal özellik taşıdığını belirtmiştir. Böyle bir modelin tahmini açıklayıcılık gücünden yoksun olmakta ve tahmine elverişli olmamaktadır. Ayrıca tahmin edilecek parametre sayısı birim sayısını aştığından modelin kurulması da mümkün değildir.

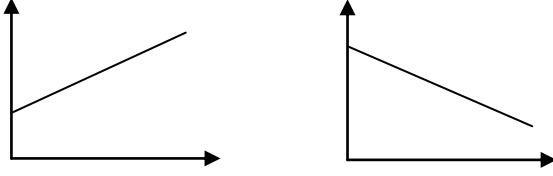
Bunun yanında verilerde, birimlere veya hem birimlere hem de zamana göre meydana gelebilecek farklılıklar, tahmin edilecek modelin katsayılarında değişmeye yol açacak kadar önemli olabileceği gibi; modelin katsayılarını etkilemeyecek kadar önemsiz de olabilmektedir. Söz konusu farklılıkların, uygulanacak testler sonucunda anlamsız bulunması durumunda incelenecek modeller katsayıları sabit, anlamlı olması durumunda incelenecek modeller ise değişken katsayılı modeller olarak ele alınmaktadır.

Katsayıları sabit modellerin sabiti (A_{it}^*) ve bağımsız değişkenlere ait parametreleri birimlere veya birimlere ve zamana göre farklılık göstermemekte, aynı kalmaktadır. Tüm birimler ve zaman için (tüm i ve t'ler için) $\mathbf{B}_{it} \rightarrow \mathbf{B} = B_1 \ B_2 \ B_3 \ \dots \ B_k$ ve $A_{it}^* = A^*$ olarak gösterilmektedir. Bu şekilde tanımlanan doğrusal panel veri modelleri,

$$y_{it} = A^* + \mathbf{B}'\mathbf{x}_{it} + u_{it} \quad (\text{EK1.2})$$

⁴⁶⁸ Hsiao, Pesaran, 2004, **a.g.e.**, s.2.

şekline dönüşmektedir. Böylelikle bu modelde sadece birimlere veya hem birimlere hem de zamana göre farklılıkları hata teriminin barındırdığı varsayılmaktadır. Ayrıca bu modeller klasik modeller olarak da adlandırılmakta ve tek bağımsız değişkenli model için Şekil EK1.1'deki gibi bir görüntüye sahip olmaktadır.



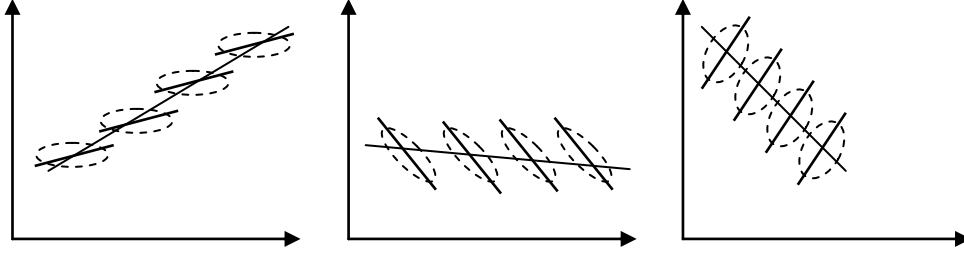
Şekil EK1.1: Tek Bağımsız Değişkenli Klasik Regresyon Modelinin Analitik Görünümü

Şekil EK1.1'de de görüldüğü üzere toplu olarak regresyon analiziyle tahmin edilen sabit terim ve eğim parametreleri birimler ve zaman bazında aynı olmaktadır. Ancak bu model N tane yatay-kesit biriminden T dönemde elde edilen veriyi sadece bir dönem için toplanmış veriyle eşdeğer kılmaktadır. Böylelikle hem zaman boyutu yok edilmiş olmakta hem de kimi gözlemlere yanıltıcı bir ağırlık kazandırılmış olmaktadır. Örneğin, bağımsız değişkenlerden biri cinsiyet ise, cinsiyet T dönemi boyunca birimler bazında sabit kalacağından örneğe T defa girmiş, bir başka deyişle analizde T defa tekrarlanmakta ve bu da parametre tahminlerinin sapmalı olmasına yol açmaktadır. Ayrıca birimler bazında olması gereken bir farklılaşma da göz ardı edilmiş olmaktadır. Bu nedenle bu tür bir durumda panel veriyi birleştirerek (pooling) yapılan klasik regresyon analizi ile etkin ve tutarlı bir tahmin elde edilememektedir.

Katsayıları değişken modeller ise sabit parametrenin ve eğim parametresinin değişken olup olmadığına göre kendi içinde farklılaşmaktadır. Bu tür modellerden en yaygın olarak kullanılanı ise, bağımsız değişkenlere ait parametrelerin birimlere ve zamana göre değişmediği ancak sabitin birimlere göre değiştiği,

$$y_{it} = A_i^* + \mathbf{B}'\mathbf{x}_{it} + u_{it} \quad (\text{EK1.3})$$

modelleridir ve bu tür modeller birim-ortalama ile düzeltilmiş regresyon modelleri ya da kısaca kovaryans modelleri olarak tanımlanmaktadır⁴⁶⁹. (EK1.3)'teki gibi bir modelin tahmin edilmesi sonucu elde edilecek parametreler Şekil EK1.2'deki gibi bir görüntüye sahiptir.



Şekil EK1.2: Sabit parametresi birimlere göre değişken modellerin analitik görüntüsü

Sadece sabit terimin birimlere göre değişkenlik gösterdiği bu üç farklı şekilden birincisinde birimler ayrı ayrı analiz edildiğinde eğim parametresinin daha az tahmin edildiği; ikincisinde fazla tahmin edildiği ve üçüncüsünde ise ters yönlü olan ilişkinin pozitif yönlü olarak tahmin edildiği görülmektedir. Dolayısıyla bu tür bir tahmin sonucunda birimler bazında farklılaşmalar doğru bir şekilde tahmin edilmişken eğim parametresinin yanlış tahmin edilmesi mümkün olmaktadır.

Katsayıları değişken modellerin ikincisi, bağımsız değişkenlere ait parametrelerin birimlere ve zamana göre değişmediği ancak sabit parametrenin hem birimlere hem de zamana göre değiştiği,

$$y_{it} = A_{it}^* + \mathbf{B}'\mathbf{x}_{it} + u_{it} \quad (\text{EK1.4})$$

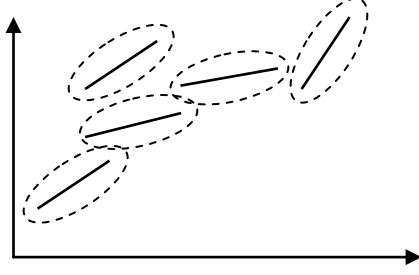
şeklindeki modellerdir.

Bütün parametrelerin sadece birimlere veya zamana göre değiştiği modeller ise,

$$y_{it} = A_i^* + \mathbf{B}'\mathbf{x}_{it} + u_{it} \text{ veya } y_{it} = A_t^* + \mathbf{B}'\mathbf{x}_{it} + u_{it} \quad (\text{EK1.5})$$

⁴⁶⁹ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.30.

şeklinde tanımlanmaktadır. Son olarak da bütün parametrelerin hem birimlere hem de zamana göre değiştiği (EK1.1)'deki modellerdir. Bu tür modellerin panel veri analiziyle tahmin edilmesi sonucu elde edilen parametreler Şekil EK1.3'teki gibi bir görüntüye sahiptir:



Şekil EK1.3: Sabit ve eğim parametresi birimlere göre değişken modellerin analitik görüntüsü

Uygulamada ise özellikle birimler arasındaki farklılıklar önemli olduğundan ve yorumu daha kolay olduğundan sadece birimlere veya birimlere ve zamana göre farklılık gösteren (EK1.2), (EK1.3) ve (EK1.4)'teki gibi modeller kullanılmaktadır⁴⁷⁰.

Kovaryans analizi sürecinde yapılacak 3 aşamalı test için tanımlanan bu farklı modellerin tahmin edilmesi ve hata kareleri toplamlarının karşılaştırılması gerekmektedir. Basitlik amacıyla tüm parametrelerin zamana göre sabit ancak birimlere göre değişken oldukları varsayılmaktadır. Dolayısıyla burada ilgilenilen esas model birimlere göre değişkenlik gösteren (EK1.5)'teki panel veri modelidir. Kısıtsız doğrusal panel veri modeli olarak adlandırılan ve sadece birimlere göre değişkenliğin esas alındığı bu model üç şekilde kısıtlandırılabilir. Bu modellerden ilki regresyon eğim katsayıları sabitken sabit katsayıların değişken olduğu (EK1.3)'teki panel veri modelleridir. İkincisi ise regresyon eğim katsayıları değişken iken sabit katsayıların değişmediği,

$$y_{it} = A^* + \mathbf{B}'_i \mathbf{x}_{it} + u_{it} \quad (\text{EK1.6})$$

⁴⁷⁰ Mátyás, Sevestre, 1996, **a.g.e.**, s.28., Mundlak, 1978, **a.g.e.**, s.69.

panel veri modelleridir. Ancak eğim katsayıları değişken iken sabit katsayıların değişmediği (EK1.6)'daki gibi panel veri modellerine çok ender rastlanmaktadır. Çünkü gerçek hayatta eğim katsayılarının birimlere göre değişkenlik gösterdiği durumlarda mutlaka sabit katsayı da birimlere göre farklılık göstermektedir.

Son olarak ise hem regresyon eğim katsayılarının hem de sabit terimin değişmediği (EK1.2)'deki panel veri modelleridir ve tam kısıtlı model olarak adlandırılmaktadır.

(EK1.5)'deki kısıtsız modelin En Küçük Kareler – Least Squares (EKK) yöntemiyle tahmini sonucunda parametreler aşağıdaki gibi elde edilmektedir⁴⁷¹:

$$\mathbf{b}_i = W_{xx,i}^{-1} W_{xy,i} \text{ ve } a_i^* = \bar{y}_i - \mathbf{b}_i' \bar{\mathbf{x}}_i \quad (\text{EK1.7})$$

Y ve X değişkenlerinin her bir i'nci biriminin ortalamaları,

$$\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}, \quad \bar{\mathbf{x}}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} \quad (\text{EK1.8})$$

ve birimler bazındaki değişkenlikleri,

$$W_{xx,i} = \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i \quad \mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i', \quad W_{xy,i} = \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i \quad y_{it} - \bar{y}_i \quad (\text{EK1.9})$$

$$W_{yy,i} = \sum_{t=1}^T y_{it} - \bar{y}_i^2$$

şeklinde hesaplanmaktadır⁴⁷².

i'nci grubun hata kareleri toplamı ise aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$HKT_i = W_{yy,i} - W_{xy,i}' W_{xx,i}^{-1} W_{xy,i} \quad (\text{EK1.10})$$

Kısıtsız modelde i = 1'den N'e kadar bütün gruplar için hata kareleri toplamı S_1 ile gösterilecek olursa, S_1 ,

⁴⁷¹ Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.15-17.

⁴⁷² **A.e.**, s.16-17.

$$S_1 = \sum_{i=1}^N HKT_i = \sum_{i=1}^N W_{yy,i} - W'_{xy,i} W_{xx,i}^{-1} W_{xy,i} \quad (\text{EK1.11})$$

şeklinde hesaplanmaktadır.

(EK1.3)'de yer alan $y_{it} = A_i^* + \mathbf{B}'\mathbf{x}_{it} + u_{it}$ kısıtlı modelinin EKK yöntemine göre tahmininden elde edilen ve birim-ortalama veya hücre-ortalama ile düzeltilmiş regresyon modeli parametreleri olarak adlandırılan parametreler⁴⁷³,

$$\mathbf{b}_{GI} = W_{xx}^{-1} W_{xy} \text{ ve } a_i^* = \bar{y}_i - \mathbf{b}'_{GI} \bar{\mathbf{x}}_i \quad (\text{EK1.12})$$

şeklinde elde edilmektedir.

Bağımlı ve bağımsız değişkenlerin kendi içindeki değişkenliğinin yanında ortak değişkenliği de gösteren W_{xx} , W_{yy} ve W_{xy} ,

$$W_{xx} = \sum_{i=1}^N W_{xx,i}, \quad W_{yy} = \sum_{i=1}^N W_{yy,i}, \quad W_{xy} = \sum_{i=1}^N W_{xy,i} \quad (\text{EK1.13})$$

şeklinde hesaplanmaktadır.

Bu durumda (EK1.3) modelinin EKK ile tahmininden elde edilen hata kareleri toplamı için aşağıdaki işlemlerin yapılması gerekmektedir:

$$S_2 = W_{yy} - W_{xy} W_{xx}^{-1} W_{xy} \quad (\text{EK1.14})$$

Son olarak kısıtlı model olarak tanımlanan (EK1.2)'deki klasik regresyon modelinin parametre tahminleri ise,

$$\mathbf{b} = T_{xx}^{-1} T_{xy} \text{ ve } a^* = \bar{y} - \mathbf{b}'\bar{\mathbf{x}} \quad (\text{EK1.15})$$

formülleriyle elde edilmektedir⁴⁷⁴.

Burada, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin genel ortalamaları,

⁴⁷³ A.e.

⁴⁷⁴ A.e.

$$\bar{y} = NT^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it}, \quad \bar{\mathbf{x}} = NT^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} \quad (\text{EK1.16})$$

şeklinde ve değişkenlerin kendi içindeki ve ortak değişkenliklerini gösteren T_{xx} , T_{yy} ve T_{xy} değerleri de,

$$T_{xx} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}})(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}})', \quad T_{yy} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y})^2, \quad (\text{EK1.17})$$

$$T_{xy} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}})(y_{it} - \bar{y})$$

formülleriyle hesaplanmaktadır.

Tüm hata kareleri toplamı içinse aşağıdaki işlemin yapılması gerekmektedir:

$$S_3 = T_{yy} - T_{xy}' T_{xx}^{-1} T_{xy} \quad (\text{EK1.18})$$

Modeller tahmin edildikten sonra, hata terimlerinin (u_{it}) hem zaman içinde hem de yatay-kesit birimleri bazında birbirinden bağımsız olarak sıfır etrafında sabit varyansla normal dağıldığı varsayımı altında kovaryans analizinde ele alınan kısıtlara uygunluk F testleriyle araştırılmaktadır⁴⁷⁵. Kısıt testleri, eğim bileşenlerinin ve sabitin birimlere göre homojenliğinin testi; eğim bileşenlerinin birimlere göre homojenliğinin testi; eğim bileşenlerinin birimlere göre homojen olduğu bilgisi altında sabitin birimlere göre homojenliğinin testi olmak üzere üç farklı F testinden oluşmaktadır.

⁴⁷⁵ A.e., s.17., Baltagi, 2001, a.g.e., s.54.

1. Eğim Bileşenlerinin ve Sabit Parametrenin Birimlere Göre Homojenliğinin Testi

(EK1.2)'deki modelde hem eğim katsayılarının hem de sabitin zamana ve birimlere göre değişmediği varsayılmaktaydı. Sabit ile eğim parametrelerinin sabit olup olmadığını belirlemek için aşağıdaki⁴⁷⁶:

$$H_0 : A_1^* = A_2^* = \dots = A_N^* \text{ ve } \mathbf{B}_1 = \mathbf{B}_2 = \dots = \mathbf{B}_N$$

tüm parametrelerin birimlere göre birbirinden farksız olduğunun iddia edildiği hipotezinin test edilmesi gerekmektedir. Dolayısıyla kovaryans analizi testleri klasik regresyon modelindeki katsayıların testlerine eş değerdir.

Kısıtsız modelin S_1/σ_u^2 değeri $NT - N - K + 1$ serbestlik dereceli Ki-Kare (χ^2) dağılımına uyarken, klasik regresyon modelinin S_3/σ_u^2 değeri ise $NT - K + 1$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uymaktadır⁴⁷⁷.

Birimlere göre değişkenliğin ilave edildiği kısıtsız model ile birimlere ve zamana göre değişkenliğin olmadığı klasik modelin hata kareleri toplamları arasındaki fark $S_3 - S_1$ ile elde edilmektedir. $S_3 - S_1 / \sigma_u^2$ değişkeni de $N - 1 - K + 1$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uymaktadır⁴⁷⁸. $S_3 - S_1 / \sigma_u^2$ değişkeni S_1/σ_u^2 değişkeninden bağımsız olduğundan F testi de,

$$F_3 = \frac{S_3 - S_1 / \left[\begin{array}{c} N - 1 \\ K + 1 \end{array} \right]}{S_1 / \left[\begin{array}{c} NT - N \\ K + 1 \end{array} \right]} \quad \text{(EK1.19)}$$

uygulanabilmektedir⁴⁷⁹.

Bu değer (EK1.2)'deki klasik regresyon modeli için gerekli hipotezlerin test edilmesi için kullanılmaktadır. H_0 hipotezi kabul edildiğinde eğim ve sabit katsayılar da zamana ve birimlere göre değişkenlik olmadığı ve klasik regresyon

⁴⁷⁶ Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.17.

⁴⁷⁷ **A.e.**

⁴⁷⁸ **A.e.**

⁴⁷⁹ Baltagi, 2001, **a.g.e.**, s.54, Hsiao, 2003, **a.g.e.**, s.18.

modelinin uygulanmasının mümkün olduğu anlaşılmaktadır. Ancak H_0 hipotezi reddedildiğinde bir test daha yapılarak değişkenliğin eğim katsayılarında mı yoksa sabit katsayılarda mı olduğu belirlenmeye çalışılmaktadır. Bu testler de aşağıdaki alt bölümde ele alınmaktadır.

2. Eğim Katsayılarının Birimlere Göre Homojenliğinin Testi

(EK1.3)'teki modelde eğim katsayıları hem birim hem de zamana göre sabit varsayılmaktaydı. Eğim katsayılarının gerçekten sabit olup olmadığını test etmek için gerekli hipotez aşağıdaki gibidir⁴⁸⁰:

$$H_0 : \mathbf{B}_1 = \mathbf{B}_2 = \dots = \mathbf{B}_N$$

Hipotezi test edebilmek için (EK1.3)'teki modelin kurulması gerekmektedir ve modelde S_2 / σ_u^2 değişkeni $N(T-1)-K$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uymaktadır. Hipotezin testi için F değeri ise aşağıdaki gibidir⁴⁸¹:

$$F_2 = \frac{S_2 - S_1 / \left[\begin{array}{c} N-1 \\ K \end{array} \right]}{S_1 / \left[\begin{array}{c} NT - N \\ K + 1 \end{array} \right]} \quad (\mathbf{EK1.20})$$

Hipotezin reddedilmesi durumunda kovaryans analizi süreci sona ermektedir. Hipotez kabul edildiğinde eğim katsayılarının birimlere ve zamana göre değişkenlik göstermediği bir başka deyişle sabit kaldığı varsayımı geçerliliğini korumaktadır ve panel veri birleştirilerek klasik regresyon analizi yapılabilmektedir⁴⁸². Ayrıca, sabit katsayılarda birimlere göre değişkenlik olup olmadığı da test edilebilmektedir. Bu test ise aşağıda açıklanmaktadır.

⁴⁸⁰ A.e.

⁴⁸¹ A.e.

⁴⁸² Baltagi, 2001, a.g.e., s.55.

3. Eğim Katsayılarının Birimlere Göre Homojen Olduğu Bilgisi Altında Sabitin Birimlere Göre Homojenliğinin Testi

$B_1 = B_2 = \dots = B_N$ veri iken $H_0: A_1^* = A_2^* = \dots = A_N^*$ test edilecek olursa S_2 ile S_3 arasındaki fark ile ilgileniliyor demektir. Bu durumda $(S_3 - S_2) / \sigma_u^2$ değeri (N-1) serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uymaktadır. Hipotezin testi için gerekli F değeri aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır⁴⁸³:

$$F_4 = \frac{S_3 - S_2 / N - 1}{S_2 / [N(T-1) - K]} \quad (\text{EK1.21})$$

Üç alt bölümde açıklanan kovaryans testlerinin özeti Tablo EK1.1’de verilmektedir:

Tablo EK1.1 : Homojenlik için Kovaryans Testleri

Değişkenliğin Kaynağı	Hipotezler	Hata Kareleri Toplamı	Serbestlik Derecesi	Ortalama Kareler
Birimlere göre heterojen sabitli ve eğimli		$S_1 = \sum_{i=1}^N HKT_i$	N(T-K-1)	
Birimlere göre heterojen sabitli ve homojen eğimli	$H_0: B_1 = B_2 = \dots = B_N$	$S_2 = W_{yy} - W_{xx}^{-1}(W_{xy})^2$	N(T-1)-K	$F_2 = \frac{(S_2 - S_1) / (N-1)K}{S_1 / [NT - N(K+1)]}$
Birimlere göre homojen sabitli ve eğimli	$H_0: A_1^* = A_2^* = \dots = A_N^*$ $B_1 = B_2 = \dots = B_N$	$S_3 = T_{yy} - T_{xx}^{-1}(T_{xy})^2$	NT-(K+1)	$F_3 = \frac{(S_3 - S_1) / [(N-1)(K+1)]}{S_1 / [NT - N(K+1)]}$
Eğim katsayılarının birimlere göre homojen olduğu bilgisi altında homojen sabitli	$B_1 = B_2 = \dots = B_N$ veri iken $H_0: A_1^* = A_2^* = \dots = A_N^*$			$F_4 = \frac{(S_3 - S_2) / (N-1)}{S_2 / [N(T-1) - K]}$

⁴⁸³ Hsiao, 2003, a.g.e., s.18.

EK 2. Dinamik Panel Veri Analizinde Kovaryans ve GEKK Tahmincilerinin Tutarsızlığı ve Başlangıç Koşulları ile İlgili Varsayımlar

Bu bölümde dinamik yapıya sahip panel verinin analizinde kovaryans tahmincisi ya da GDEKK yönteminin neden tutarsız olduğuna ayrıntılı bir şekilde değinilmektedir. Kovaryans tahmini gözlemlenemeyen etkiler sabit ya da rassal olduğu durumda statik modeller için tutarlı iken dinamik panel veri modelleri için tutarsız olmaktadır. Çünkü açıklayıcı değişkenler arasında bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin bulunması ve bu değişkenlerin hata terimleriyle ilişkili olması sonucu klasik yöntemlerin temel varsayımı olan açıklayıcı değişkenler ile hata terimi arasında ilişki olmaması varsayımı sağlanamamaktadır⁴⁸⁴.

Zaman serisi modellerinde olduğu gibi dinamik panel veri modellerinin tahmininde de örnek birim sayısının sonsuza yakınsadığı varsayılmaktadır. Ancak panel veri hem yatay-kesit hem de zaman boyutu içerdiğinden örnek birim sayısı sonsuza gitse bile incelenen zaman diliminin kısa veya uzun olması yapılacak analizlerde önem kazanmaktadır. Yapılan çalışmaların ve Monte Carlo analizlerinin çoğu örnek birim sayısı sonsuza giderken zaman boyutunun sonlu, bir başka deyişle kısa olduğu durumu ele almaktadır⁴⁸⁵.

Dışsal değişkenlerin olmadığı dinamik panel veri modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + A_i^* + u_{it} \quad (\text{EK2.1})$$

Burada $|\gamma| < 1$ olduğu varsayılmaktadır. Bu varsayımın nedeni AR (otoregresif) sürecinde durağanlığı sağlamaktır.⁴⁸⁶

$$A_i^* + u_{it} = C_0 + A_i + u_{it} = v_{it}$$

⁴⁸⁴ Hansen, 2005, **a.g.e.**, s.120.

⁴⁸⁵ A. Trognon, "Miscellaneous Asymptotic Properties of Ordinary Least Squares and Maximum Likelihood Estimators in Dynamic Error Components Models", **Annales de L'INSEE**, 1978, s.631-657; Nickell, 1981, **a.g.e.**; P. Sevestre, A. Trognon, "A Note on Autoregressive Error Component Models", **Journal of Econometrics**, C:28, 1985, s.231-245.

⁴⁸⁶ Maddala, 1987, **a.g.e.**, s.7

olduğu, bir başka deyişle modelin tek yönlü bir model olduğu ve y_{i0} 'ların gözlemlenebilir olduğu durum incelenecek olursa,⁴⁸⁷ sabit etkili dinamik panel veri modelinde,

$$Eu_{it} = 0$$

ve

$$Eu_{it}u_{js} = \begin{cases} \sigma_u^2 & i = j, t = s \text{ için} \\ 0 & \text{diğer} \end{cases} \text{ varsayımlarının geçerli olması gerekmektedir. Bir}$$

başka ifadeyle, dinamik sabit etkili modelin hata terimlerinin ortalaması sıfır, ardışık değerlerinin birbiriyle ilişkisiz ve varyansının sabit olduğu varsayımının sağlanması gerekmektedir.

(EK2.1) denkleminde gözlemlenemeyen etkileri yok etmek için uygulanan ortalamadan farklar dönüşümünden sonra elde edilen,

$$y_{it} - \bar{y}_i = \gamma (y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,t-1}) + u_{it} - \bar{u}_i$$

modeline EKK uygulandığında T sonlu olduğu sürece elde edilen parametreler tutarlı olmamaktadır.⁴⁸⁸

Burada birimler bazında ortalamalar,

$$\bar{y}_i = T^{-1} \sum y_{it}, \quad \bar{y}_{i,t-1} = T^{-1} \sum y_{i,t-1}, \quad \bar{u}_i = T^{-1} \sum u_{it} \quad (\text{EK2.2})$$

şeklinde hesaplanmaktadır.

Parametre tahminlerinin tutarsızlığını göstermek için kovaryans ya da gölge değişkenli EKK ile elde edilen A_i^* ve γ parametre tahminleri aşağıdaki gibi elde edilmektedir:⁴⁸⁹

⁴⁸⁷ Cheng Hsiao, M. Hashem Pesaran, A.Kamil Tahmiscioglu, "Maximum Likelihood Estimation of Fixed Effects Dynamic Panel Data Models Covering Short Time Periods", **Journal of Econometrics**, C:109, 2002, s.108, (107-150).

⁴⁸⁸ Hausman, Taylor, 1981, **a.g.e.**; Sven E. Wilson, Daniel M. Butler, "A Lot More to Do: The Promise and Peril of Panel Data in Political Science", 2004, s.15

⁴⁸⁹ Nickell, 1981, **a.g.e.**, s.1420, Hsiao, Pesaran, Tahmiscioglu, **a.g.e.**, s.108

$$a_i^* = \bar{y}_i - \hat{\gamma}_{cv} \bar{y}_{i,-1} \quad (\text{EK2.3})$$

$$\begin{aligned} \hat{\gamma}_{cv} &= \frac{\sum \sum y_{it} - \bar{y}_i}{\sum \sum y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1}} \frac{y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1}}{2} \\ &= \gamma + \frac{\sum \sum y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1}}{\sum \sum y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1}} \frac{u_{it} - \bar{u}_i}{2} / NT \end{aligned} \quad (\text{EK2.4})$$

Kovaryans tahmincisinin varlığı (EK2.4) eşitliğindeki ikinci terimin paydasının sıfırdan farklı olmasına bağlıdır. Aynı zamanda bu terimin payının sıfıra yakınsaması durumunda tutarlıdır. Ancak bağımlı değişkenin gecikmeli değerleriyle hata terimi arasında ilişki olması nedeniyle bu değer sıfıra yakınsamamakta ve tahminler geçerli olmamaktadır. Bu durum aşağıdaki denklem açılarak gösterilecek olursa;

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + A_i^* + u_{it}$$

olduğundan t-1 ve t-2 dönemi için denklemler,

$$y_{i,t-1} = \gamma y_{i,t-2} + A_i^* + u_{i,t-1},$$

$$y_{i,t-2} = \gamma y_{i,t-3} + A_i^* + u_{i,t-2},$$

şeklinde yazılmaktadır. Bu denklemler t dönemi denkleminde yerine yerleştirildiğinde ve aşağıdaki gibi düzenlendiğinde;

$$y_{it} = \gamma \gamma y_{i,t-2} + A_i^* + u_{i,t-1} + A_i^* + u_{it}$$

$$y_{it} = \gamma^2 y_{i,t-2} + A_i^* \gamma + 1 + \gamma u_{i,t-1} + u_{it}$$

$$y_{it} = \gamma^2 \gamma y_{i,t-3} + A_i^* + u_{i,t-2} + A_i^* \gamma + 1 + \gamma u_{i,t-1} + u_{it}$$

$$y_{it} = \gamma^3 y_{i,t-3} + A_i^* 1 + \gamma + \gamma^2 + u_{it} + \gamma u_{i,t-1} + \gamma^2 u_{i,t-2}$$

$$y_{it} = u_{it} + \gamma u_{i,t-1} + \dots + \gamma^{t-1} u_{i,1} + A_i^* 1 + \gamma + \dots + \gamma^{t-1} + \gamma^t y_{i0} \quad (\text{EK2.5})$$

genel ifadesine ulařılmaktadır ve $|\gamma| < 1$ olduđunda $\sum_{p=1}^t \gamma^{p-1} = \frac{1-\gamma^t}{1-\gamma}$ matematik zellikten yararlanılarak eřitlik,

$$y_{it} = u_{it} + \gamma u_{i,t-1} + \dots + \gamma^{t-1} u_{i,1} + A_i^* \frac{1-\gamma^t}{1-\gamma} + \gamma^t y_{i0} \quad (\text{EK2.6})$$

haline indirgenebilmektedir.

$y_{i,t-1}$ t bazında toplandıđında ařađıdaki eřitlik elde edilmektedir:

$$\sum_{t=1}^T y_{i,t-1} = \frac{1-\gamma^T}{1-\gamma} y_{i0} + A_i^* \frac{T-1 - T\gamma + \gamma^T}{1-\gamma^2} + \frac{1-\gamma^{T-1}}{1-\gamma} u_{i1} + \frac{1-\gamma^{T-2}}{1-\gamma} u_{i2} + \dots + u_{i,T-1}$$

u_{it} ile A_i^* iliřkisiz ve u_{it} IID (Independently Identically Distributed) olduđundan byk sayılar kuralından yararlanarak, $N \rightarrow \infty$ 'a giderken limit alındıđında;

$$\begin{aligned} & p \lim_{N \rightarrow \infty} NT^{-1} \sum \sum y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1} \quad u_{it} - \bar{u}_i \\ &= p \lim_{N \rightarrow \infty} NT^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T y_{i,t-1} u_{it} - \bar{u}_i \sum_{t=1}^T y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1} \sum_{t=1}^T u_{it} + T \bar{u}_i \bar{y}_{i,-1} \right) \\ &= -p \lim_{N \rightarrow \infty} N^{-1} \sum \bar{y}_{i,-1} \bar{u}_i \\ &= \frac{-\sigma_u^2}{T^2} \frac{T-1 - T\gamma + \gamma^T}{1-\gamma^2} \end{aligned} \quad (\text{EK2.7})$$

ifadesine ulařılmaktadır ve bu ifadenin sıfırdan farklı olmadıđı sonucuna varılmaktadır. Dolayısıyla (EK2.4) eřitliđinin paydası,

$$\frac{\sigma_u^2}{1-\gamma^2} \left[1 - \frac{1}{T} - \frac{2\gamma}{1-\gamma^2} \frac{T-1 - T\gamma + \gamma^T}{T^2} \right] \quad (\text{EK2.8})$$

ifadesine yakınsamaktadır. Aynı zamanda $N \rightarrow \infty$ 'a giderken T de sonsuza gittiğinde (EK2.7)'deki eşitlik sıfıra ve (EK2.8)'deki denklem de $\left[\sigma_u^2 / (1 - \gamma^2) \right]$ şeklinde bir sabite yaklaşmaktadır. Böylelikle A_i^* ve γ 'nın (EK2.3) ve (EK2.4)'teki tahminleri tutarlı olmaktadır. Ancak T sabit olduğu sürece, (EK2.7) sıfırdan farklı bir terim olmakta ve (EK2.3) ve (EK2.4)'teki parametre tahminleri N birim sayısının ne kadar büyük olduğuna bakılmaksızın tutarsız olmaktadır.⁴⁹⁰ γ 'nın kovaryans tahminicisinin asimptotik sapması⁴⁹¹ aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$p \lim \hat{\gamma}_{cv} - \gamma = -\frac{1+\gamma}{T-1} \left[1 - \frac{1}{T} \frac{1-\gamma^T}{1-\gamma} \right] \left\{ 1 - \frac{2\gamma}{1-\gamma} \frac{1}{T-1} \left[1 - \frac{1-\gamma^T}{T} \frac{1-\gamma}{1-\gamma} \right] \right\}^{-1} \quad (\text{EK2.9})$$

$\hat{\gamma}$ 'daki sapma gözlemlenemeyen birimsel etkileri temsil eden A_i^* 'lerin ortalamadan farklar alınmasından kaynaklanmaktadır. Çünkü bu durum $y_{it} - \bar{y}_i = \gamma y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,t-1} + u_{it} - \bar{u}_i$ ortalamalardan farklar alınarak dönüştürülmüş modelde açıklayıcı değişkenlerle hatalar arasında T'nin tersi ile orantılı olarak artan korelasyona neden olmaktadır⁴⁹². T dönem sayısı arttıkça regresyon denklemindeki açıklayıcı değişkenler asimptotik olarak ilişkisiz olmaktadır. Ancak panel veri, tanımından ötürü, genellikle kısa dönem zaman serisi içerdiğinden ($N \rightarrow \infty$, T küçük olduğundan) bu sapma göz ardı edilememektedir. Dolayısıyla bu koşullar altında rassal etkiler mi yoksa sabit etkiler tahmini mi yapılacağı statik (durağan) bir modelde verilecek karardan daha farklı olmaktadır. Ancak klasik yöntemler kullanılarak tahmin yapıldığında, hata terimlerinin bağımsız değişkenlerle ilişkisiz olduğu varsayımı, gecikmeli bağımlı değişken hata terimleri ile ilişkili olduğundan geçerli olmamakta, dolayısıyla bu modellerde otokorelasyon problemi ortaya çıkmakta ve bu durum tutarlı olmayan parametre tahminlerinin elde edilmesine yol açmaktadır. Böylelikle dinamik panel verinin kovaryans tahmini ya da GDEKK tahmini ile analizi tutarsız parametre tahminine yol açmaktadır. Nerlove'un 1967 ve 1971 yıllarında yapmış olduğu Monte Carlo çalışmaları dinamik panel verinin

⁴⁹⁰ Maddala, 1987, **a.g.e.**, s.7

⁴⁹¹ Nickell, 1981, **a.g.e.**, s.1422, Hsiao, Tahmiscioglu, Pesaran, 2002, **a.g.e.**

⁴⁹² Hansen, 2005, **a.g.e.**, s.120.

geleneksel sabit etkiler ve rassal etkiler yöntemleriyle tahmininin taraflı parametre tahminlerine yol açtığını göstermektedir⁴⁹³. T'nin göreceli olarak büyük değerleri için sapma yaklaşık olarak,

$$p \lim_{N \rightarrow \infty} \hat{\gamma}_{cv} - \gamma \cong - (T-1)^{-1} (1+\gamma) \text{ 'dir.}$$

Ancak T'nin küçük değerleri için örneğin⁴⁹⁴

$$T=2 \text{ için sapma } = (1+\gamma) / 2$$

$$T=3 \text{ için sapma } = (2+\gamma) (1+\gamma) / 2$$

olarak hesaplanabilmektedir.

$\gamma > 0$ olduğunda sapmanın her zaman negatif olmasının⁴⁹⁵ yanında T küçük olduğunda sapmanın oldukça büyük olduğu görülmektedir. T=10 ve $\gamma = 0.5$ olduğu durumda bile sapma -0.167'dir ve gözardı edilemeyecek kadar büyük olduğu açıktır. T=30 iken bile parametre değerinin %20'si kadar bir sapma vardır. Ayrıca $\gamma \rightarrow 0$ 'a giderken bile sapma yok olmamaktadır.⁴⁹⁶ Sapma üzerine yapılan bir başka çalışmaya⁴⁹⁷ göre de Monte Carlo sonuçlarından elde edilen sapmalara bakıldığında, T=10 ve N=25 için γ 'nın 0.0, 0.1 ve 0.5 gerçek değerlerine karşılık γ 'nın tahmininin sırasıyla -0.10083, -0.01115, 0.33354 olduğu; (EK2.9)'daki denkleme göre de -0.1, -0.01108, 0.33779 olduğu görülmektedir.

N ve T'nin her ikisinin birden sonlu olduğu durum için Beggs ve Nerlove bu sapmayı incelemiştir. 1995 yılında Kiviet tarafından yapılan bir başka çalışmaya göre de dinamik panel veri modelinde gölge değişkenli EKK tahmini sapmasının $N\sqrt{T^3}$ ile ters orantılı biçimde ($O(N^{-1}T^{-3/2})$) yaklaşık hataya sahip olduğunu gösterilmiştir⁴⁹⁸.

⁴⁹³ Nickell, 1981, **a.g.e.**, s.1422

⁴⁹⁴ **A.e.**

⁴⁹⁵ **A.e.**, Marc Nerlove, "Distributed Lags and Unobserved Components in Economic Time Series", **Cowles Foundation Discussion Papers**, No:270, 1967; <http://www.iser.essex.ac.uk/teaching/degree/ermij/ec968/pdfs/lesson4>

⁴⁹⁶ Nickell, 1981, **a.g.e.**, s.1422, Baltagi, 2005, **a.g.e.**, s.135-136, Judson, Owen, 1999, **a.g.e.**, s.10

⁴⁹⁷ Nickell, 1981, **a.g.e.**

⁴⁹⁸ Kiviet, 1995

Ayrıca T küçük olduğunda modele dışsal değişkenlerin ilave edilmesiyle durum daha da kötüleşmektedir. Bu durumu açıklayabilmek için aşağıdaki gibi iki ayrı model analiz edilmektedir:

$$1) \quad y_{it} = C_0 + \gamma y_{i,t-1} + \mathbf{B}'\mathbf{x}_{it} + A_i^* + u_{it} \quad (\text{EK2.10})$$

ve

$$2) \quad \text{a) } y_{it} = C_0 + \mathbf{B}'\mathbf{x}_{it} + A_i^* + u_{it} \quad (\text{EK2.11})$$

$$\text{b) } u_{it} = \gamma u_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

Her iki modelde de zaman bazındaki etkiler dışlanmış olup ikinci modelde A_i^* 'lerin sabit parametreler olduğu, ε_{it} 'nin sıfır ortalamalı σ_ε^2 sabit varyanslı normal dağıldığı ve $|\gamma| < 1$ olduğu varsayılmaktadır. Dolayısıyla u_{it} durağan ve ergodiktir⁴⁹⁹.

E_i , bir zaman dilimi sabit tutulduğunda bir birime ait rassal değişkenin beklenen değerini gösterdiğinde ikinci modeldeki varsayımlar, $E_i \varepsilon_{it} = 0$ olduğunu doğrulamaktadır. Bu bilgiden yola çıkılarak $E_i \varepsilon_{it} A_i^* = 0$ olduğu varsayımı altında 2-a ve 2-b'deki denklemler aşağıdaki gibi düzenlenebilmektedir:

$$u_{it} = y_{it} - C_0 - \mathbf{B}'\mathbf{x}_{it} - A_i^*$$

$$u_{i,t-1} = y_{i,t-1} - C_0 - \mathbf{B}'\mathbf{x}_{i,t-1} - A_i^*$$

İki eşitlik (EK2.11)'deki b'de yerine konulduğunda,

$$y_{it} - C_0 - \mathbf{B}'\mathbf{x}_{it} - A_i^* = \gamma (y_{i,t-1} - C_0 - \mathbf{B}'\mathbf{x}_{i,t-1} - A_i^*) + \varepsilon_{it}$$

elde edilmektedir.

Eşitliğin sağ ve sol tarafları düzenlendiğinde,

$$y_{it} = C_0 (1-\gamma) + \gamma y_{i,t-1} + \mathbf{B}'\mathbf{x}_{it} - \gamma \mathbf{B}'\mathbf{x}_{i,t-1} + A_i^* (1-\gamma) + \varepsilon_{it}$$

⁴⁹⁹ Ergodik hata (ergodic noise) istatistik ve zaman ortalamalarının özdeş olduğu rassal hata terimidir.

eşitliğine ulaşılmaktadır ve eşitliğin hem bağımlı hem de bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin yer aldığı panel veri modelinden farksız olduğu görülmektedir.⁵⁰⁰

Birinci denklemde gözlemlenemeyen birimsel etkileri temsil eden A_i^* 'leri yok etmek için birinci denklemi ortalamalardan farklar denklemine dönüştürmek için zaman bazında toplamı alınan,

$$\sum_{t=1}^T y_{it} = \sum_{t=1}^T C_0 + \sum_{t=1}^T \gamma y_{i,t-1} + \sum_{t=1}^T \mathbf{B}' \mathbf{x}_{it} + \sum_{t=1}^T A_i^* + \sum_{t=1}^T u_{it}$$

eşitliğinin her iki tarafı T'ye bölüldüğünde,

$$\bar{y}_i = C_0 + \gamma \bar{y}_{i,-1} + \mathbf{B}' \bar{\mathbf{x}}_i + A_i^* + \bar{u}_i$$

elde edilmektedir ve birinci denklemden çıkartıldığında aşağıdaki denkleme ulaşılmaktadır:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \gamma (y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1}) + \mathbf{B}' (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i) + u_{it} - \bar{u}_i$$

Elde edilen denkleme EKK uygulandığında N birim sayısı sonsuza gitse bile tahminlerin yanlı olacağı açıktır. Tahminlerin yanlı olması $y_{i,t-1}$ ile \bar{u}_i arasındaki ilişkinin sıfır olmamasından kaynaklanmaktadır.⁵⁰¹

Ortalamalardan farklar $\tilde{y}_t = y_{it} - \bar{y}_i$ Nx1'lik, $\tilde{y}_{t-1} = [y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1}]$ Nx1'lik, $\tilde{X}_t = x_{kit} - \bar{x}_{ki}$ NxK'luk, $\tilde{u}_t = u_{it} - \bar{u}_i$ Nx1'lik, $B = B_k$ Kx1'lik matrisler şeklinde ifade edildiğinde bu denklem vektör notasyonu ile aşağıdaki gibi gösterilebilmektedir.⁵⁰²:

$$\tilde{y}_t = \gamma \tilde{y}_{t-1} + \tilde{X}_t B + \tilde{u}_t$$

Matris gösteriminde T bazında birleştirme yapıldığında ise model,

$$\tilde{y} = \gamma \tilde{y}_{-1} + \tilde{X} B + \tilde{u}$$

şeklinde ifade edilmektedir.

⁵⁰⁰ Maddala, 1987, **a.g.e.**

⁵⁰¹ Chamberlain, **a.g.e.**, s.1248

⁵⁰² Nickell, 1981, **a.g.e.**, s.1423

Modele EKK uygulanıp γ ve B parametrelerinin tahminleri elde edildiğinde gerçek değerlerden sapmalar aşağıdaki gibi gösterilmektedir⁵⁰³:

$$\hat{\gamma} - \gamma = \tilde{y}'_{-1} M \tilde{y}_{-1}^{-1} \tilde{y}'_{-1} M \tilde{u}$$

$$b - B = - \tilde{X} \tilde{X}^{-1} \tilde{X}' \tilde{y}_{-1} \hat{\gamma} - \gamma + \tilde{X} \tilde{X}^{-1} \tilde{X} \tilde{u} \text{ 'dur.}$$

Burada,

$M = I - \tilde{X} \tilde{X} \tilde{X}^{-1} \tilde{X}'$ 'dir. \tilde{X} dışsal bir değişken ve

$p \lim_{N \rightarrow \infty} NT^{-1} \tilde{y}'_{-1} M \tilde{u} = p \lim_{N \rightarrow \infty} NT^{-1} \tilde{y}'_{-1} \tilde{u}$ olduğundan $\hat{\gamma} - \gamma$ ve $b - B$ için $N \rightarrow \infty$ 'a

giderken olasılık limitleri alındığında parametre sapmaları,

$$p \lim_{N \rightarrow \infty} \hat{\gamma} - \gamma = \left(p \lim_{N \rightarrow \infty} NT^{-1} \tilde{y}'_{-1} M \tilde{y}_{-1} \right)^{-1} p \lim_{N \rightarrow \infty} NT^{-1} \tilde{y}'_{-1} \tilde{u} \quad \text{(EK2.12)}$$

ve

$$p \lim_{N \rightarrow \infty} b - B = - p \lim_{N \rightarrow \infty} \left[\tilde{X} \tilde{X}^{-1} \tilde{X}' \tilde{y}_{-1} \right] p \lim_{N \rightarrow \infty} \hat{\gamma} - \gamma \quad \text{(EK2.13)}$$

şeklinde elde edilebilmektedir⁵⁰⁴.

(EK2.12) denkleminin payında yer alan $p \lim_{N \rightarrow \infty} NT^{-1} \tilde{y}'_{-1} \tilde{u}$ limit değeri

$$\frac{-\sigma_u^2}{T(1-\gamma)} \left(1 - \frac{1}{T} \frac{1-\gamma^T}{1-\gamma} \right) \text{ değerine eşit olduğundan modele dışsal değişkenlerin ilave}$$

edilmesinin sapma üzerinde farklı herhangi bir etkisi olmadığı söylenebilmektedir.

Ayrıca dışsal değişkenlerle hata terimleri arasında ilişki olmadığı varsayımı altında dışsal değişkenlerin modele eklenmeleri hiçbir etki yapmamaktadır. Bunun yanında

(EK2.12)'deki denklemde yer alan M'nin sayesinde $p \lim_{N \rightarrow \infty} \hat{\gamma} - \gamma$ paydası

küçülmekte, bu da sapmanın büyümesine neden olmaktadır. $p \lim_{N \rightarrow \infty} b - B$ sapması

⁵⁰³ A.e., s.1424

⁵⁰⁴ A.e.

ise dışsal değişkenlerle \tilde{y}_{-1} arasındaki ilişkiye bağlıdır ve herhangi bir dışsal değişken ile \tilde{y}_{-1} aynı yönde ilişkili olduğunda (EK2.13) no'lu denkleme göre sapmanın yönü yukarı doğru olmaktadır. Dışsal değişkenlerin modele dahil edilerek yapıldığı bir Monte Carlo çalışmasında T=9 ve N=25 için $\gamma = 0.7$ gerçek değerinin tahmini 0.475 ve (EK2.9) denkleminde göre 0.4805 olarak bulunmuştur.⁵⁰⁵

Benzer şekilde GEKK rassal etkiler tahmininde değişkenlere uygulanan $\Phi = 1 - \sqrt{\psi}$ dönüşümü sonucunda elde edilen değişkenler,

$$y_{it}^* = y_{it} - \Phi \bar{y}_i, \quad y_{i,t-1}^* = y_{i,t-1} - \Phi \bar{y}_{i,-1}, \quad \mathbf{x}_{it}^* = \mathbf{x}_{it} - \Phi \bar{\mathbf{x}}_i \quad \text{ve} \quad u_{it}^* = u_{it} - \Phi \bar{u}_i$$

şeklinindedir. Burada $y_{i,t-1}^*$ ile u_{it}^* birbiriyle ilişkili olduğundan GEKK tahmincisi de tutarlılığını yitirmektedir.

Sonuç olarak dışsal değişkenlerin modele ilave edilmesi, dinamik panel veride sabit etkilerin kovaryans tahmincilerinin sapmasız olmasını sağlamamaktadır. Ancak dinamik panel veri modellerinin tahmininde kullanılacak EYO ve kovaryans tahmincileri y_{i0} başlangıç değerlerinin bazı varsayımları altında tutarlı oldukları bilinmektedir ve hangi varsayımlar altında tutarlı olduklarının araştırılması gerekmektedir. T dönem sayısı sonsuza gittiğinde EYO tahmincileri başlangıç koşullarından bağımsız olmak üzere tutarlıyken T sabit olduğunda başlangıç koşullarına göre tutarlılıkları değişmektedir. Oysa kovaryans tahmincisi başlangıç koşullarından bağımsız olarak T sabit olduğunda her zaman tutarsızken, T sonsuza gittiğinde ise her zaman tutarlıdır.⁵⁰⁶

Varsayımlara ayrıntılı olarak değinmeden önce sırasıyla en basit dinamik panel veri modelinden en karmaşık dinamik panel veri modeline kadar incelenecek modellerin belirlenmesi gerekmektedir.⁵⁰⁷

Modeller sadece bağımlı değişkenin gecikmeli değerini içeren,

⁵⁰⁵ G.S. Maddala, "The Use of Variance Components Models in Pooling Cross Section and Time Series Data", *Econometrica*, C:39, No:2, 1971, s.341-358.

⁵⁰⁶ T. Dielman, "Pooled Cross Sectional and Time Series Data: A Survey of Current Statistical Methodology", *The American Statistician*, C:37, 1983, s.116 (111-122)

⁵⁰⁷ Anderson, Hsiao, 1981, **a.g.e.**; Anderson, Hsiao, 1982, **a.g.e.**

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + v_{it} ; \quad (\text{EK2.14})$$

bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin yanında zamana göre sabit kalan cinsiyet, ırk gibi gözlemlenebilir bağımsız değişkenlerin de modelde olduğu,

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \rho' \mathbf{z}_i + v_{it} ; \quad (\text{EK2.15})$$

gözlemlenemeyen tüm değişkenlerin ardışık bağımlı olduğunun varsayıldığı,

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \beta' \mathbf{x}_{it} - \gamma \beta' \mathbf{x}_{i,t-1} + v_{it} ; \quad (\text{EK2.16})$$

gözlemlenemeyen değişkenlerin ardışık bağımlı olmadığı,

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \beta' \mathbf{x}_{it} + v_{it} ; \quad (\text{EK2.17})$$

(EK2.16) ve (EK2.17)'de ele alınan modellere zamana göre sabit kalan değişkenlerin de ilave edildiği,

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \rho' \mathbf{z}_i + \beta' \mathbf{x}_{it} - \gamma \beta' \mathbf{x}_{i,t-1} + v_{it} \quad (\text{EK2.18})$$

ve

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \rho' \mathbf{z}_i + \beta' \mathbf{x}_{it} + v_{it} \quad (\text{EK2.19})$$

modelleri olmak üzere altı farklı şekilde ele alınabilmektedir ve modellerde $|\gamma| < 1$ olduğu varsayılmaktadır. $v_{it} = A_i + u_{it}$ bileşenlerinden oluştuğu bir başka deyişle tek yönlü bir model incelendiğinde;

$$EA_i = Eu_{it} = 0$$

$$EA_i \mathbf{z}'_i = \mathbf{0}' , \quad EA_i \mathbf{x}'_{it} = \mathbf{0}' , \quad EA_i u_{jt} = 0$$

$$EA_i A_j = \begin{cases} \sigma_A^2 & i = j \text{ için} \\ 0 & \text{diğer} \end{cases}$$

$$Eu_{it} u_{js} = \begin{cases} \sigma_u^2 & i = j, t = s \text{ için} \\ 0 & \text{diğer} \end{cases}$$

varsayımları geçerlidir.

\mathbf{z}_i vektörü $K_2 \times 1$ boyutunda zamandan bağımsız cinsiyet ya da ırk gibi dışsal değişkenler vektörünü, \mathbf{x}_{it} $K_1 \times 1$ boyutunda hem zamana hem de birimlere göre değişken olan dışsal değişkenler vektörünü, γ 1×1 'lik, ρ $K_2 \times 1$ 'lik ve β ise $K_1 \times 1$ 'lik parametre vektörlerini göstermektedir.

Sadece bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin modelde yer aldığı (EK2.14) modelinde y_{i0} 'ların gözlemlenebilir sabit terimler olduğu, aynı ortalamalı rassal dağıldığı, A_i ve y_{i0} 'ların ilişkili olduğu durumda,

$$y_{it} = w_{it} + \eta_i \quad (\text{EK2.20})$$

ve

$$w_{it} = \gamma w_{i,t-1} + u_{it} \quad (\text{EK2.21})$$

şeklinde ifade edilecek olursa, w_{i0} 'ların sabit ya da rassal olduğu şeklinde 4 farklı başlangıç değeri varsayımı yapılabilmektedir. Yapılan farklı varsayımlar altında incelenecek kovaryans tahminçileri ile olabilirlik fonksiyonları ve dolayısıyla da EYO tahminçileri farklı olmaktadır ve N ile T'nin ayrı ayrı ya da birlikte sonsuza gitmeleri halinde tahminçilerin tutarlılıkları farklılaşmaktadır. Bu bilgiler Tablo EK2.1'deki gibi özetlenebilmektedir.

Tablo EK2.1 : EYO ve Kovaryans Tahminçilerinin Tutarsızlıkları

	y_{i0} Sabit		y_{i0} rassal		w_{i0} sabit		w_{i0} rassal	
	$T \rightarrow \infty$	T sabit	$T \rightarrow \infty$	T sabit	$T \rightarrow \infty$	T sabit	$T \rightarrow \infty$	T sabit
	N sabit	$N \rightarrow \infty$	N sabit	$N \rightarrow \infty$	N sabit	$N \rightarrow \infty$	N sabit	$N \rightarrow \infty$
EYO	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı	Tutarlı
CV	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız

Kaynak: Anderson, Hsiao, 1981, **a.g.e.**, s.605'ten aynen alınmıştır.

Tablodan da görülebileceği gibi kovaryans tahminçisi $T \rightarrow \infty$ olduğu durumda her zaman tutarlı, T sabit olduğunda ise tutarsızdır. Böylelikle kovaryans tahminçisinin başlangıç koşullarından bağımsız olduğunu söylemek mümkündür.

Oysa EYO tahmincisinin tutarlılığı tamamen başlangıç koşullarıyla ilgili yapılacak varsayımlara göre değişmektedir.

(EK2.15)'deki gibi bir modelde bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin yanında zamana göre sabit kalan bağımsız değişkenlerin eklenmesi durumundaki başlangıç koşulları incelenecek olursa EYO ve kovaryans tahminlerinin tutarlılıkları Tablo EK2.2'deki gibi özetlenebilmektedir.

Tablo EK2.2 : EYO ve Kovaryans Tahmincilerinin Tutarsızlıkları – Başlangıç Koşullu

	y_{i0} Sabit		y_{i0} rassal		w_{i0} sabit		w_{i0} rassal	
	$T \rightarrow \infty$ N sabit	T sabit $N \rightarrow \infty$	$T \rightarrow \infty$ N sabit	T sabit $N \rightarrow \infty$	$T \rightarrow \infty$ N sabit	T sabit $N \rightarrow \infty$	$T \rightarrow \infty$ N sabit	T sabit $N \rightarrow \infty$
EYO (γ)	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı	Tutarlı
(ρ)	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız	Tutarsız	Tutarsız	Tutarlı
CV (γ)	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız
(ρ)	t.e.*	t.e.	t.e.	t.e.	t.e.	t.e.	t.e.	t.e.

*t.e.: Tahmin edilememektedir.

Kaynak: Anderson, Hsiao, 1981, **a.g.e.**, s.605'ten aynen alınmıştır.

Tablodan, (EK2.14)'deki modele z_i şeklinde zamana göre sabit kalan bağımsız değişkenler eklendiğinde γ parametresinin EYO ve Kovaryans tahmincilerinin tutarlılık özellikleri aynı kaldığı görülmektedir. Ancak z_i değişkenine ait ρ parametresinin EYO tahmincilerinin tutarlılık özelliklerinin yine başlangıç koşullarına göre değiştiği, bunun yanında ortalamadan farklar alınarak oluşturulan kovaryans modelinde ise gözlemlenebilen zamana göre sabit değişkenler fark alındığı için modelden çıktığından tahminleri de yapılamamaktadır.

Gözlemlenemeyen tüm değişkenlerin ardışık bağımlı olduğunun varsayıldığı (EK2.16) modelinde başlangıç koşulları ile ilgili yapılacak varsayımlar sadece w_{i0} 'ların sabit mi, yoksa sıfır ortalama ve $\sigma_u^2 / 1 - \gamma^2$ varyansla durağan mı olduğuna göre değişmektedir. Bu varsayımlar altında (EK2.16) modelinin EYO tahmininden elde edilen parametrelerin tutarlılıkları Tablo EK2.3'de özetlenmektedir.

Tablo EK2.3 : Gözlemlenemeyen Ardışık Bağımlılık Olduğunda EYO Tahminlerinin Tutarlılığı

	w_{i0} sabit		w_{i0} Durağan	
	$T \rightarrow \infty$ N sabit	T sabit $N \rightarrow \infty$	$T \rightarrow \infty$ N sabit	T sabit $N \rightarrow \infty$
EYO (γ)	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı
(β)	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı	Tutarlı
($\sigma_u^2, \sigma_\eta^2$)	Tutarsız	Tutarsız	Tutarsız	Tutarlı

Kaynak: Anderson, Hsiao, 1982, **a.g.e.**, s.67'den aynen alınmıştır.

Gözlemlenemeyen değişkenlerin ardışık bağımlı olmadığı varsayıldığı (EK2.17) modelinde başlangıç koşulları ile ilgili yapılacak varsayımlar oldukça karmaşıktır. Başlangıç koşullarından y_{i0} ve w_{i0} 'ların sabit mi rassal olması yanında, y_{i0} 'ın η_i ile ilişkili olup olmaması ile ve w_{i0} 'ın ortalaması ve varyansı ile ilgili yapılacak diğer varsayımlar da önem kazanmaktadır. Kovaryans tahmincisi bu varsayımlardan bağımsız olarak $T \rightarrow \infty$ gittiği durumda tutarlıyken, T'nin küçük olması durumunda tutarsızdır. Ayrıca (EK2.17) modelinin EYO tahmininden elde edilen parametrelerin tutarlılıkları ise başlangıç koşullarına göre değişmekte olup y_{i0} ve w_{i0} için Tablo EK2.4 ve Tablo EK2.5'teki tablolarda özetlenebilmektedir.

Tablo EK2.4 : Bağımlılık Olduğunda EYO Tahminlerinin Tutarlılığı – Başlangıç Koşullu

	y_{i0} Sabit		y_{i0} rassal			
	$T \rightarrow \infty$ N sabit	T sabit $N \rightarrow \infty$	y_{i0} ile η_i ilişkisiz $T \rightarrow \infty$ N sabit	y_{i0} ile η_i ilişkili T sabit $N \rightarrow \infty$	y_{i0} ile η_i ilişkili $T \rightarrow \infty$ N sabit	T sabit $N \rightarrow \infty$
EYO (γ)	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı
(β)	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı
(σ^2)	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı
(μ_{y_0})	-	-	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı
($\sigma_{y_0}^2$)	-	-	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı

Kaynak: Anderson, Hsiao, 1982, **a.g.e.**, s.78'den aynen alınmıştır.

Tablo EK2.5 : Bağımlılık Olduğunda EYO Tahminlerinin Tutarsızlığı – Başlangıç Koşullu

	W_{i0}		W_{i0}							
	Sabit		rassal		(a)	(b)	(c)	(d)		
	$T \rightarrow \infty$	T sabit	$T \rightarrow \infty$	T sabit	$T \rightarrow \infty$	T sabit	$T \rightarrow \infty$	T sabit	$T \rightarrow \infty$	T sabit
	N sabit	$N \rightarrow \infty$	N sabit	$N \rightarrow \infty$	N sabit	$N \rightarrow \infty$	N sabit	$N \rightarrow \infty$	N sabit	$N \rightarrow \infty$
EYO (γ)	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız
(β)	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız
(σ_u^2)	Tutarsız	Tutarsız	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız	Tutarsız	Tutarsız	Tutarsız
(μ_w)	-	-	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı	-	-	-	-
(0_{i0})	-	-	-	-	-	-	Tutarsız	Tutarsız	Tutarsız	Tutarsız
(σ_{w0}^2)	-	-	-	-	Tutarsız	Tutarlı	-	-	Tutarsız	Tutarsız
(σ_n^2)	Tutarsız	Tutarsız	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız	Tutarlı	Tutarsız	Tutarsız	Tutarsız	Tutarsız

(a) μ_w ortalama ve $\sigma_u^2 / 1 - \gamma^2$ varyanslı, (b) μ_w ortalama ve σ_{w0}^2 varyanslı, (c) 0_{i0} ortalama ve $\sigma_u^2 / 1 - \gamma^2$ varyanslı, (d) 0_{i0} ortalama ve σ_{w0}^2 varyanslı.

Kaynak: Anderson, Hsiao, 1982, **a.g.e.**, s.78'den aynen alınmıştır.

Her iki tablodan $T \rightarrow \infty$ olduğunda γ ve β 'nin EYO tahmincilerinin başlangıç koşullarından bağımsız olmak üzere tutarlı olduğu görülmektedir. Ayrıca $T \rightarrow \infty$ olduğunda γ ve β 'nin EYO tahmincileri Kovaryans tahmincilerine yakınsamakta ve tahminciler de tutarlı olmaktadır. Ancak panel verinin en temel özelliği olan $N \rightarrow \infty$ ve T küçük olduğunda Kovaryans tahmincileri her koşulda tutarsız olmasına rağmen EYO tahmincilerinin tutarlılığı başlangıç koşullarının doğru seçimine bağlıdır. (EK2.20) ve (EK2.21)'deki modellerin EYO tahmincilerinin tutarlılıklarını belirlemek üzere benzer başlangıç koşulları incelenebilmektedir. Buraya kadar yapılan yorumların (EK2.20) ve (EK2.21)'deki modeller için de geçerli olduğu görülmektedir.

Başlangıç koşullarının seçiminde yapılacak bir hatanın $N \rightarrow \infty$ olsa bile tutarsız EYO tahmincilerine yol açacağı açıktır. Bu açıdan başlangıç koşulları ile ilgili bir seçim yapılmadan önce çok dikkatli olunması ve bu koşullar test edilebiliyorsa mutlaka test edilmeleri gerekmektedir.

EK 3. Arařtırmada Kullanılan Deęiřkenlere Verilen Kodlar

Tablo EK3.1 : Uygulama Ařamasında Kullanılan Mikroekonomik Deęiřkenler ve Kodları

Hisse Senedi Getirisi		
rg1	:	Düzeltilmiş Getiri
lagrg1	:	Düzeltilmiş getirinin 1 yıl önceki değeri
Firma Büyüklüğü		
x2	:	Piyasa Deęerinin Logaritması
Borsa Performans Oranları		
x1	:	Beta
x3	:	Defter Deęeri/Piyasa Deęeri (DD/PD)
x4	:	Temettü Verimlilięi (TV)
x5	:	Kazanç/Fiyat Oranı (K/F)
x7* - Likidite Oranları		
x7_1	:	Cari Oran
x7_2	:	Likit Oran
x7_3	:	Nakit Oran
x8* - Mali Bünye ile İlgili Oranlar		
x8_1	:	Kaldıraç Oranı
x8_2	:	Özsermaye/Toplam Varlık Oranı
x8_3	:	Toplam Borç/Özsermaye Oranı
x8_4	:	Kısa Vadeli Borç/Toplam Varlık Oranı
x8_5	:	Özsermaye/Maddi Duran Varlık Oranı
x8_6	:	Maddi Duran Varlık/Uzun Vadeli Borç Oranı
x9* - Faaliyet Oranları		
x9_1	:	Alacak Devir Hızı
x9_2	:	Satılan Malın Maliyeti/ Stoklar Oranı
x9_3	:	Maddi Duran Varlık Devir Hızı
x9_4	:	Toplam Varlık Devir Hızı
x9_5	:	Özsermaye Devir Hızı
x10* - Karlılık Oranları		
x10_1	:	Satış Karlılıęı
x10_2	:	Özsermaye Karlılıęı
x10_3	:	Toplam Varlık Karlılıęı

Tablo EK3.2 : Uygulama Aşamasında Kullanılan Makroekonomik Değişkenler ve Kodları

Enflasyon Oranları		
enf1	:	Toplam Genel Üretici Fiyatlarına Göre Enflasyon Oranı
enf2	:	Toplam İmalat Sanayi Üretici Fiyatlarına Göre Enflasyon Oranı
enf3	:	Tüketici Fiyatlarına Göre Enflasyon Oranı
Büyüme Oranları		
gsmhartis1	:	GSMH Artış Oranı 1 cinsinden
sue_tartis2	:	SÜE-Toplam artış oranı %
sue_iartis2	:	SÜE-İmalat artış oranı %
Döviz Kuru		
euroa	:	Euro döviz alış kuru
euros	:	Euro döviz satış Kuru
dolara	:	Dolar döviz alış kuru
dolars	:	Dolar döviz satış kuru
Para Arzı		
lm1_tefe	:	Toptan Eşya Fiyat Endeksine göre enflasyondan arındırılmış M1'in logaritması
Faiz Oranı		
bfo1	:	Bileşik Faiz Oran (Günlük değerlerden geometrik ortalamaya göre hesaplanmış)
Petrol Fiyatları		
Pf	:	Petrol Fiyatları \$
Fiyat Endeksi		
Tefe	:	Toptan Eşya Fiyat Endeksi 2003=100
Tufe	:	Tüketici Fiyat Endeksi 2003=100
Zimnidef	:	Zimni deflatör

EK 4. Arařtırmada Kullanılan Deęiřkenler Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları

Tablo EK4.1 : Hisse Senedi Getirisiyle Borsa Performans Göstergeleri Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (Toplu)

TümYıllar	rg1	x1	x2	x3	x4	x5
rg1	1.000					
x1	0.148	1.000				
x2	0.058	0.184	1.000			
x3	0.380	-0.113	-0.164	1.000		
x4	-0.025	0.013	0.207	-0.081	1.000	
x5	0.212	0.031	0.226	0.083	0.234	1.000

Tablo EK4.2 : Hisse Senedi Getirisiyle Borsa Performans Göstergeleri Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2003-2007)

2003 Yılı	rg1	x1	x2	x3	x4	x5
rg1	1.000					
x1	0.002	1.000				
x2	0.162	0.205	1.000			
x3	0.227	-0.052	-0.330	1.000		
x4	0.138	0.020	0.111	-0.029	1.000	
x5	0.563	0.113	0.277	0.182	0.266	1.000
2004 Yılı	rg1	x1	x2	x3	x4	x5
rg1	1.000					
x1	0.333	1.000				
x2	0.160	0.351	1.000			
x3	0.320	0.127	-0.150	1.000		
x4	-0.078	0.067	0.159	-0.107	1.000	
x5	0.136	0.011	0.125	0.059	0.127	1.000
2005 Yılı	rg1	x1	x2	x3	x4	x5
rg1	1.000					
x1	-0.080	1.000				
x2	-0.066	0.370	1.000			
x3	0.210	-0.379	-0.136	1.000		
x4	0.073	0.062	0.241	0.116	1.000	
x5	0.272	0.066	0.336	0.101	0.198	1.000
2006 Yılı	rg1	x1	x2	x3	x4	x5
rg1	1.000					
x1	0.329	1.000				
x2	0.195	0.198	1.000			
x3	0.211	-0.158	-0.265	1.000		
x4	0.123	0.129	0.454	0.017	1.000	
x5	0.305	0.006	0.128	0.040	0.167	1.000
2007 Yılı	rg1	x1	x2	x3	x4	x5
rg1	1.000					
x1	0.040	1.000				
x2	-0.124	-0.175	1.000			
x3	0.104	0.007	-0.078	1.000		
x4	0.029	-0.180	0.207	-0.040	1.000	
x5	-0.051	-0.063	0.367	0.004	0.432	1.000

Tablo EK4.3 : Hisse Senedi Getirisiyle Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (Toplu)

Tüm Yıllar	rg1	x7_1	x7_2	x7_3	x8_1	x8_2	x8_3	x8_4	x8_5	x8_6	x9_1	x9_2	x9_3	x9_4	x9_5	x10_1	x10_2	x10_3
rg1	1.000																	
x7_1	0.063	1.000																
x7_2	0.079	0.970	1.000															
x7_3	0.107	0.767	0.829	1.000														
x8_1	-0.132	-0.625	-0.577	-0.484	1.000													
x8_2	0.132	0.625	0.577	0.484	-1.000	1.000												
x8_3	-0.107	-0.352	-0.301	-0.247	0.820	-0.820	1.000											
x8_4	-0.135	-0.620	-0.590	-0.477	0.798	-0.798	0.601	1.000										
x8_5	-0.026	0.165	0.170	0.157	-0.190	0.190	-0.164	-0.061	1.000									
x8_6	-0.076	-0.028	-0.026	0.020	-0.023	0.023	-0.047	0.127	-0.080	1.000								
x9_1	0.077	0.140	0.116	0.330	-0.286	0.286	-0.249	-0.272	0.009	-0.139	1.000							
x9_2	-0.057	-0.105	-0.003	-0.064	0.145	-0.145	0.142	-0.032	-0.005	-0.160	0.244	1.000						
x9_3	-0.051	-0.155	-0.142	-0.141	0.312	-0.312	0.218	0.439	0.436	-0.112	0.053	0.175	1.000					
x9_4	-0.034	-0.186	-0.188	-0.227	0.183	-0.183	0.023	0.352	0.077	-0.219	0.335	0.436	0.550	1.000				
x9_5	-0.089	-0.342	-0.309	-0.277	0.662	-0.662	0.660	0.654	-0.014	-0.170	0.069	0.363	0.609	0.681	1.000			
x10_1	0.100	0.196	0.205	0.198	-0.182	0.182	-0.114	-0.191	0.133	-0.618	0.192	0.087	0.048	0.145	0.034	1.000		
x10_2	0.126	0.248	0.251	0.255	-0.406	0.406	-0.539	-0.411	0.230	-0.163	0.221	0.057	0.105	0.131	-0.257	0.291	1.000	
x10_3	0.190	0.401	0.440	0.484	-0.481	0.481	-0.422	-0.455	0.238	-0.188	0.278	0.053	0.018	0.077	-0.235	0.377	0.828	1.000

Tablo EK4.4 : Hisse Senedi Getirisiyle Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2003 Yılı)

2003 Yılı	rg1	x7_1	x7_2	x7_3	x8_1	x8_2	x8_3	x8_4	x8_5	x8_6	x9_1	x9_2	x9_3	x9_4	x9_5	x10_1	x10_2	x10_3	
rg1	1.000																		
x7_1	0.412	1.000																	
x7_2	0.371	0.946	1.000																
x7_3	0.330	0.725	0.766	1.000															
x8_1	-0.280	-0.571	-0.485	-0.383	1.000														
x8_2	0.280	0.571	0.485	0.383	-1.000	1.000													
x8_3	-0.217	-0.283	-0.189	-0.181	0.840	-0.840	1.000												
x8_4	-0.221	-0.633	-0.583	-0.459	0.782	-0.782	0.566	1.000											
x8_5	0.195	0.216	0.163	0.076	-0.341	0.341	-0.311	-0.191	1.000										
x8_6	0.103	0.166	0.145	0.264	-0.340	0.340	-0.239	-0.144	-0.088	1.000									
x9_1	0.184	0.222	0.166	0.414	-0.305	0.305	-0.274	-0.325	0.044	0.054	1.000								
x9_2	-0.146	-0.158	-0.002	-0.053	0.199	-0.199	0.149	0.007	-0.135	-0.178	0.329	1.000							
x9_3	0.002	-0.154	-0.137	-0.129	0.357	-0.357	0.192	0.471	0.310	-0.269	0.233	0.317	1.000						
x9_4	0.062	-0.106	-0.102	-0.128	0.175	-0.175	-0.003	0.372	0.106	-0.219	0.348	0.485	0.821	1.000					
x9_5	-0.085	-0.292	-0.241	-0.197	0.633	-0.633	0.504	0.651	-0.084	-0.279	0.110	0.417	0.798	0.765	1.000				
x10_1	0.352	0.194	0.218	0.249	-0.355	0.355	-0.383	-0.408	0.277	-0.132	0.191	-0.036	-0.045	-0.042	-0.190	1.000			
x10_2	0.274	0.166	0.172	0.181	-0.346	0.346	-0.444	-0.403	0.242	-0.087	0.202	0.037	0.013	0.033	-0.312	0.756	1.000		
x10_3	0.321	0.199	0.240	0.215	-0.325	0.325	-0.315	-0.363	0.204	-0.147	0.221	0.063	0.022	0.072	-0.213	0.861	0.912	1.000	

Tablo EK4.5 : Hisse Senedi Getirisiyle Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2004 Yılı)

2004 Yılı	rg1	x7_1	x7_2	x7_3	x8_1	x8_2	x8_3	x8_4	x8_5	x8_6	x9_1	x9_2	x9_3	x9_4	x9_5	x10_1	x10_2	x10_3
rg1	1.000																	
x7_1	-0.146	1.000																
x7_2	-0.151	0.962	1.000															
x7_3	-0.123	0.726	0.783	1.000														
x8_1	-0.045	-0.628	-0.569	-0.482	1.000													
x8_2	0.045	0.628	0.569	0.482	-1.000	1.000												
x8_3	-0.090	-0.324	-0.263	-0.230	0.815	-0.815	1.000											
x8_4	0.006	-0.680	-0.659	-0.511	0.813	-0.813	0.622	1.000										
x8_5	-0.060	0.285	0.247	0.174	-0.357	0.357	-0.348	-0.147	1.000									
x8_6	-0.124	-0.024	-0.031	0.049	-0.080	0.080	-0.093	0.059	-0.111	1.000								
x9_1	0.038	0.229	0.197	0.420	-0.295	0.295	-0.260	-0.256	0.155	-0.120	1.000							
x9_2	0.023	-0.108	-0.010	-0.096	0.119	-0.119	0.037	-0.093	-0.113	-0.214	0.306	1.000						
x9_3	0.107	-0.227	-0.232	-0.230	0.398	-0.398	0.245	0.546	0.383	-0.175	0.141	0.217	1.000					
x9_4	0.086	-0.199	-0.223	-0.256	0.190	-0.190	-0.001	0.353	0.184	-0.264	0.374	0.503	0.741	1.000				
x9_5	0.008	-0.351	-0.331	-0.286	0.672	-0.672	0.609	0.696	-0.088	-0.198	0.055	0.275	0.756	0.649	1.000			
x10_1	0.092	0.363	0.371	0.321	-0.315	0.315	-0.278	-0.414	0.194	-0.801	0.332	0.117	0.022	0.139	-0.053	1.000		
x10_2	0.123	0.311	0.287	0.243	-0.508	0.508	-0.764	-0.537	0.320	-0.200	0.300	0.098	-0.065	0.133	-0.421	0.559	1.000	
x10_3	0.189	0.520	0.508	0.432	-0.534	0.534	-0.498	-0.571	0.306	-0.358	0.414	0.074	-0.069	0.089	-0.309	0.740	0.794	1.000

Tablo EK4.6 : Hisse Senedi Getirisiyle Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2005 Yılı)

2005 Yılı	rg1	x7_1	x7_2	x7_3	x8_1	x8_2	x8_3	x8_4	x8_5	x8_6	x9_1	x9_2	x9_3	x9_4	x9_5	x10_1	x10_2	x10_3	
rg1	1.000																		
x7_1	0.096	1.000																	
x7_2	0.152	0.974	1.000																
x7_3	0.186	0.765	0.842	1.000															
x8_1	-0.299	-0.599	-0.575	-0.473	1.000														
x8_2	0.299	0.599	0.575	0.473	-1.000	1.000													
x8_3	-0.231	-0.346	-0.317	-0.241	0.818	-0.818	1.000												
x8_4	-0.304	-0.603	-0.591	-0.490	0.796	-0.796	0.606	1.000											
x8_5	0.010	0.419	0.411	0.380	-0.448	0.448	-0.409	-0.213	1.000										
x8_6	-0.127	-0.062	-0.058	-0.026	0.044	-0.044	-0.011	0.189	-0.131	1.000									
x9_1	-0.006	0.297	0.313	0.520	-0.335	0.335	-0.239	-0.283	0.412	-0.190	1.000								
x9_2	-0.053	-0.139	-0.050	-0.091	0.116	-0.116	0.158	-0.012	-0.055	-0.177	0.261	1.000							
x9_3	-0.253	-0.178	-0.186	-0.184	0.284	-0.284	0.182	0.457	0.437	-0.143	0.260	0.235	1.000						
x9_4	-0.255	-0.173	-0.182	-0.227	0.116	-0.116	-0.001	0.336	0.298	-0.216	0.393	0.474	0.804	1.000					
x9_5	-0.304	-0.322	-0.304	-0.275	0.642	-0.642	0.752	0.642	-0.089	-0.160	0.089	0.397	0.696	0.622	1.000				
x10_1	0.179	0.216	0.230	0.213	-0.176	0.176	-0.062	-0.046	0.303	-0.427	0.296	0.115	0.126	0.236	0.108	1.000			
x10_2	0.276	0.251	0.275	0.268	-0.368	0.368	-0.384	-0.360	0.456	-0.353	0.218	-0.010	0.135	0.126	-0.196	0.381	1.000		
x10_3	0.359	0.409	0.479	0.526	-0.480	0.480	-0.371	-0.456	0.492	-0.355	0.357	0.039	0.043	0.079	-0.202	0.456	0.896	1.000	

Tablo EK4.7 : Hisse Senedi Getirisiyle Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2006 Yılı)

2006 Yılı	rg1	x7_1	x7_2	x7_3	x8_1	x8_2	x8_3	x8_4	x8_5	x8_6	x9_1	x9_2	x9_3	x9_4	x9_5	x10_1	x10_2	x10_3
rg1	1.000																	
x7_1	0.238	1.000																
x7_2	0.242	0.977	1.000															
x7_3	0.246	0.861	0.897	1.000														
x8_1	-0.180	-0.672	-0.611	-0.520	1.000													
x8_2	0.180	0.672	0.611	0.520	-1.000	1.000												
x8_3	-0.175	-0.390	-0.325	-0.257	0.812	-0.812	1.000											
x8_4	-0.238	-0.623	-0.584	-0.484	0.779	-0.779	0.527	1.000										
x8_5	0.097	0.212	0.193	0.112	-0.166	0.166	-0.209	0.031	1.000									
x8_6	-0.171	-0.042	-0.034	0.007	0.016	-0.016	-0.018	0.166	-0.128	1.000								
x9_1	0.078	0.148	0.140	0.350	-0.332	0.332	-0.258	-0.341	-0.058	-0.201	1.000							
x9_2	-0.092	-0.056	0.048	-0.027	0.176	-0.176	0.317	-0.087	-0.093	-0.163	0.220	1.000						
x9_3	-0.066	-0.174	-0.162	-0.165	0.322	-0.322	0.168	0.461	0.727	-0.104	-0.029	0.056	1.000					
x9_4	-0.067	-0.214	-0.215	-0.263	0.187	-0.187	0.013	0.373	0.216	-0.237	0.247	0.280	0.524	1.000				
x9_5	-0.176	-0.380	-0.329	-0.300	0.699	-0.699	0.749	0.600	0.051	-0.168	0.001	0.437	0.532	0.629	1.000			
x10_1	0.204	0.209	0.205	0.177	-0.161	0.161	-0.077	-0.249	0.146	-0.966	0.283	0.144	0.072	0.228	0.095	1.000		
x10_2	0.111	0.259	0.235	0.237	-0.390	0.390	-0.559	-0.356	0.371	-0.106	0.278	0.060	0.238	0.207	-0.217	0.185	1.000	
x10_3	0.247	0.514	0.517	0.565	-0.516	0.516	-0.488	-0.423	0.244	-0.111	0.432	0.061	0.081	0.146	-0.236	0.298	0.776	1.000

Tablo EK4.8 : Hisse Senedi Getirisiyle Finansal Oranlar Arasındaki Basit Korelasyon Katsayıları (2007 Yılı)

2007 Yılı	rg1	x7_1	x7_2	x7_3	x8_1	x8_2	x8_3	x8_4	x8_5	x8_6	x9_1	x9_2	x9_3	x9_4	x9_5	x10_1	x10_2	x10_3	
rg1	1.000																		
x7_1	-0.095	1.000																	
x7_2	-0.090	0.979	1.000																
x7_3	-0.076	0.759	0.821	1.000															
x8_1	-0.017	-0.696	-0.668	-0.593	1.000														
x8_2	0.017	0.696	0.668	0.593	-1.000	1.000													
x8_3	-0.087	-0.496	-0.464	-0.397	0.895	-0.895	1.000												
x8_4	-0.042	-0.630	-0.599	-0.489	0.832	-0.832	0.810	1.000											
x8_5	-0.077	0.091	0.127	0.198	-0.148	0.148	-0.069	-0.061	1.000										
x8_6	-0.013	-0.031	-0.022	0.011	-0.003	0.003	-0.038	0.152	-0.081	1.000									
x9_1	0.202	-0.121	-0.137	0.066	-0.163	0.163	-0.228	-0.185	-0.101	-0.198	1.000								
x9_2	-0.010	-0.081	0.003	-0.071	0.118	-0.118	0.021	0.016	0.090	-0.135	0.151	1.000							
x9_3	-0.087	-0.152	-0.120	-0.111	0.334	-0.334	0.427	0.422	0.382	-0.099	-0.045	0.225	1.000						
x9_4	-0.072	-0.233	-0.212	-0.249	0.245	-0.245	0.144	0.334	-0.046	-0.223	0.325	0.493	0.434	1.000					
x9_5	-0.117	-0.394	-0.360	-0.341	0.662	-0.662	0.696	0.702	0.000	-0.174	0.111	0.336	0.677	0.764	1.000				
x10_1	-0.074	0.381	0.415	0.540	-0.536	0.536	-0.469	-0.514	0.309	-0.153	0.011	0.018	-0.030	-0.047	-0.216	1.000			
x10_2	0.107	0.281	0.302	0.364	-0.513	0.513	-0.598	-0.542	0.179	-0.107	0.221	0.121	0.033	0.135	-0.194	0.810	1.000		
x10_3	0.051	0.366	0.415	0.569	-0.617	0.617	-0.561	-0.568	0.220	-0.093	0.177	0.055	-0.063	-0.008	-0.284	0.894	0.873	1.000	

EK 5. Dinamik Panel Veri Modelleri

Tablo EK5.1 : K/F Değişkeninin Yarı-İçsel Olması Durumunda Elde Edilen Anlamlı Modeller

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
lagrg1	-0.1169 (0.0241)	-0.1391 (0.0081)	-0.1068 (0.0502)	-0.1017 (0.0391)	-0.1121 (0.0215)	-0.1026 (0.0475)	-0.1235 (0.0121)	-0.1272 (0.0096)	-0.1280 (0.0143)	-0.1433 (0.0046)	-0.0926 (0.0699)	-0.1008 (0.0522)	-0.1041 (0.0547)	-0.1027 (0.0548)
x1	0.3327 (0.0038)	0.3193 (0.0038)	0.3007 (0.0096)	0.3455 (0.0017)	0.3602 (0.0012)	0.3019 (0.0072)	0.3310 (0.0015)	0.3560 (0.0009)	0.2912 (0.0063)	0.3326 (0.0021)	0.3121 (0.0055)	0.3390 (0.0028)	0.3140 (0.0067)	0.3286 (0.0038)
x2	0.5088 (0.0002)	0.5460 (0.0000)	0.4276 (0.0010)	0.4779 (0.0008)	0.5030 (0.0002)	0.4190 (0.0013)	0.5147 (0.0002)	0.5368 (0.0000)	0.4542 (0.0004)	0.5464 (0.0000)	0.3994 (0.0031)	0.4389 (0.0004)	0.4190 (0.0013)	0.4012 (0.0021)
x3	0.3332 (0.0001)	0.3248 (0.0002)	0.3386 (0.0001)	0.3276 (0.0002)	0.3365 (0.0001)	0.3500 (0.0001)	0.3196 (0.0001)	0.3330 (0.0001)	0.3389 (0.0001)	0.3340 (0.0001)	0.3351 (0.0001)	0.3341 (0.0001)	0.3300 (0.0001)	0.3555 (0.0000)
x5	0.4804 (0.0409)	0.5186 (0.0356)	0.6473 (0.0134)	0.4148 (0.0820)	0.4163 (0.0223)	0.5829 (0.0142)	0.4529 (0.0654)	0.5093 (0.0078)	0.6095 (0.0167)	0.4343 (0.0711)	0.5526 (0.0369)	0.5296 (0.0151)	0.5967 (0.0215)	0.5449 (0.0298)
euroa	4.5296 (0.0000)	4.4057 (0.0000)	4.5656 (0.0001)	4.6402 (0.0000)	4.3784 (0.0001)	4.5446 (0.0001)	4.5223 (0.0000)	4.1932 (0.0001)	4.3879 (0.0001)	4.2271 (0.0002)	4.6275 (0.0000)	4.4406 (0.0001)	4.7897 (0.0000)	4.2614 (0.0003)
bfo1	-0.0400 (0.0000)	-0.0402 (0.0000)	-0.0378 (0.0000)	-0.0405 (0.0000)	-0.0388 (0.0000)	-0.0376 (0.0000)	-0.0406 (0.0000)	-0.0384 (0.0000)	-0.0377 (0.0000)	-0.0406 (0.0000)	-0.0381 (0.0000)	-0.0371 (0.0000)	-0.0393 (0.0000)	-0.0371 (0.0000)
pf	-0.0951 (0.0000)	-0.0949 (0.0000)	-0.0913 (0.0001)	-0.1058 (0.0000)	-0.0895 (0.0001)	-0.0948 (0.0000)	-0.1055 (0.0000)	-0.0875 (0.0001)	-0.0943 (0.0000)	-0.0945 (0.0000)	-0.1016 (0.0000)	-0.0858 (0.0002)	-0.1003 (0.0000)	-0.0857 (0.0002)
x8_5		-0.0449 (0.0031)					-0.0477 (0.0010)	-0.0506 (0.0005)	-0.0506 (0.0019)	-0.0617 (0.0008)				
x8_6			-0.0113 (0.0020)								-0.0115 (0.0030)	-0.0111 (0.0020)	-0.0110 (0.0025)	-0.0110 (0.0017)
x9_1				0.0399 (0.0238)			0.0386 (0.0274)				0.0440 (0.0158)			
x9_2					0.0247 (0.0163)			0.0267 (0.0117)				0.0312 (0.0030)		

Devamı	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
x10_1						0.1215 (0.0000)			0.1306 (0.0000)					
x10_3										1.3950 (0.0747)				1.7612 (0.0121)
AR(1)	-3.017	-2.978	-2.989	-3.045	-3.003	-3.021	-3.013	-3.012	-2.991	-3.068	-3.079	-3.024	-3.026	-3.090
AR(1) p	0.00255	0.00290	0.00280	0.00233	0.00267	0.00252	0.00259	0.00259	0.00278	0.00215	0.00208	0.00249	0.00248	0.00200
AR(2)	-1.247	-1.227	-1.107	-1.259	-1.261	-1.259	-1.242	-1.216	-1.247	-1.114	-1.173	-1.152	-1.125	-1.097
AR(2) p	0.213	0.220	0.268	0.208	0.207	0.208	0.214	0.224	0.212	0.265	0.241	0.249	0.261	0.273
Wald chisq	336.4	340.9	315.9	379.1	347.4	369.5	379.7	348.0	376.7	354.5	357.2	321.6	318.8	328.3
Wald p	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

p-values in parentheses

Tablo EK5.2 : K/F ve DD/PD Değişkenlerinin Yarı-İçsel Olması Durumunda Elde Edilen Anlamlı Modeller

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
lagrg1	-0.1552 (0.0002)	-0.1822 (0.0000)	-0.1558 (0.0003)	-0.1556 (0.0000)	-0.1352 (0.0018)	-0.1256 (0.0014)	-0.1304 (0.0005)	-0.1256 (0.0014)	-0.1304 (0.0005)	-0.1393 (0.0016)	-0.1656 (0.0000)	-0.1397 (0.0009)	-0.1560 (0.0000)	-0.1659 (0.0001)	-0.1260 (0.0031)	-0.1368 (0.0018)	-0.1452 (0.0003)
x1	0.2168 (0.0097)	0.1666 (0.0238)	0.1717 (0.0523)	0.2511 (0.0021)	0.2055 (0.0182)	0.2426 (0.0015)	0.2799 (0.0003)	0.2426 (0.0015)	0.2799 (0.0003)	0.2238 (0.0104)	0.2128 (0.0026)	0.1729 (0.0429)	0.2170 (0.0106)	0.1648 (0.0332)	0.1801 (0.0397)	0.1931 (0.0267)	0.2321 (0.0062)
x2	0.5176 (0.0000)	0.5747 (0.0000)	0.4183 (0.0003)	0.5149 (0.0000)	0.3984 (0.0003)	0.5330 (0.0001)	0.5417 (0.0001)	0.5330 (0.0001)	0.5417 (0.0001)	0.4068 (0.0003)	0.5671 (0.0000)	0.4330 (0.0001)	0.4317 (0.0002)	0.4579 (0.0000)	0.4171 (0.0002)	0.3768 (0.0012)	0.3956 (0.0003)
x3	0.2252 (0.0000)	0.2152 (0.0000)	0.2103 (0.0000)	0.2376 (0.0000)	0.2204 (0.0000)	0.2396 (0.0000)	0.2360 (0.0000)	0.2396 (0.0000)	0.2360 (0.0000)	0.2359 (0.0000)	0.2313 (0.0000)	0.2383 (0.0000)	0.2235 (0.0000)	0.2109 (0.0000)	0.2194 (0.0000)	0.2161 (0.0000)	0.2255 (0.0000)
x5	0.6182 (0.0001)	0.5966 (0.0003)	0.8476 (0.0000)	0.4888 (0.0000)	0.7383 (0.0000)	0.6816 (0.0001)	0.5778 (0.0001)	0.6816 (0.0001)	0.5778 (0.0001)	0.7127 (0.0001)	0.5734 (0.0000)	0.8663 (0.0000)	0.6688 (0.0000)	0.7277 (0.0000)	0.8630 (0.0000)	0.8101 (0.0000)	0.6505 (0.0000)
euroa	5.1108 (0.0000)	4.9601 (0.0000)	5.4568 (0.0000)	4.8773 (0.0000)	5.3570 (0.0000)	5.0637 (0.0000)	4.3776 (0.0000)	5.0637 (0.0000)	4.3776 (0.0000)	5.1593 (0.0000)	4.7047 (0.0000)	5.6884 (0.0000)	5.0886 (0.0000)	5.2629 (0.0000)	5.8618 (0.0000)	5.5161 (0.0000)	5.0409 (0.0000)
bfo1	-0.0474 (0.0000)	-0.0483 (0.0000)	-0.0468 (0.0000)	-0.0460 (0.0000)	-0.0455 (0.0000)	-0.0472 (0.0000)	-0.0450 (0.0000)	-0.0472 (0.0000)	-0.0450 (0.0000)	-0.0446 (0.0000)	-0.0464 (0.0000)	-0.0471 (0.0000)	-0.0454 (0.0000)	-0.0465 (0.0000)	-0.0480 (0.0000)	-0.0471 (0.0000)	-0.0439 (0.0000)
pf	-0.1157 (0.0000)	-0.1150 (0.0000)	-0.1184 (0.0000)	-0.1109 (0.0000)	-0.1179 (0.0000)	-0.1147 (0.0000)	-0.0966 (0.0000)	-0.1147 (0.0000)	-0.0966 (0.0000)	-0.1129 (0.0000)	-0.1073 (0.0000)	-0.1255 (0.0000)	-0.1115 (0.0000)	-0.1186 (0.0000)	-0.1248 (0.0000)	-0.1193 (0.0000)	-0.1119 (0.0000)
x8_3										0.0345 (0.0071)							
x8_5		-0.0396 (0.0022)									-0.0492 (0.0001)			-0.0469 (0.0013)			
x8_6			-0.0160 (0.0000)									-0.0169 (0.0000)	-0.0148 (0.0000)		-0.0122 (0.0042)	-0.0156 (0.0000)	
x9_1						0.0309 (0.0643)		0.0309 (0.0643)				0.0302 (0.0798)					
x9_2				0.0266 (0.0018)				0.0323 (0.0017)		0.0323 (0.0017)		0.0314 (0.0004)		0.0291 (0.0027)			0.0190 (0.0654)

Devami	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
x10_1					0.1210					0.1193				0.1300	0.0955		0.0956
					(0.0000)					(0.0000)				(0.0000)	(0.0011)		(0.0000)
x10_3																	1.5552
																	(0.0091)
x8_1						0.5728	0.6568										
						(0.0941)	(0.0452)										
x8_2								-0.5728	-0.6568								
								(0.0941)	(0.0452)								
AR(1)	-3.234	-3.246	-3.124	-3.179	-3.256	-3.173	-3.148	-3.173	-3.148	-3.184	-3.308	-3.158	-3.130	-3.223	-3.225	-3.260	-3.190
AR(1) p-value	0.00122	0.00117	0.00178	0.00148	0.00113	0.00151	0.00164	0.00151	0.00164	0.00145	0.000940	0.00159	0.00175	0.00127	0.00126	0.00111	0.00142
AR(2)	-1.349	-1.288	-1.115	-1.390	-1.389	-1.123	-1.164	-1.123	-1.164	-1.298	-1.301	-1.075	-1.207	-1.363	-1.136	-1.044	-1.461
AR(2) p-value	0.177	0.198	0.265	0.164	0.165	0.261	0.245	0.261	0.245	0.194	0.193	0.282	0.228	0.173	0.256	0.297	0.144
Wald chi-squared	679.2	620.9	566.9	705.6	1112	733.9	627.1	733.9	627.1	1122	607.3	611.1	587.8	996.6	588.9	586.7	906.2
Wald p-value	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

p-values in parentheses

Tablo EK5.3 : Beta ile K/F Değişkenlerinin Yarı-İçsel Olması Durumunda Elde Edilen Anlamlı Modeller

	(1)	(2)
lagrg1	-0.1128 (0.0054)	-0.0861 (0.0344)
x1	0.2486 (0.0005)	0.2561 (0.0006)
x2	0.5732 (0.0000)	0.5420 (0.0000)
x3	0.3490 (0.0000)	0.3598 (0.0000)
x5	0.3906 (0.0514)	0.4931 (0.0247)
euroa	5.1804 (0.0000)	5.2340 (0.0000)
bfo1	-0.0424 (0.0000)	-0.0417 (0.0000)
pf	-0.1147 (0.0000)	-0.1116 (0.0000)
x8_6		-0.0120 (0.0003)
x9_1	0.0409 (0.0075)	0.0488 (0.0015)
Sar Test	29.0826	26.5011
Sar Test p-val.	0.112	0.188
AR(1)	-3.240	-3.182
AR(1) p-val.	0.00119	0.00146
AR(2)	-0.983	-0.857
AR(2) p-val.	0.326	0.391
Wald chi-sq.	644.1	598.6
Wald p-val	0	0

p-values in parentheses
p<0.01, p<0.05, p<0.1

Tablo EK5.4 : Beta, K/F ve DD/PD Oranlarının Yarı-İçsel Olması Durumunda Elde Edilen Anlamlı Modeller

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lagrg1	-0.1699 (0.0000)	-0.1456 (0.0000)	-0.1363 (0.0000)	-0.1360 (0.0000)	-0.1360 (0.0000)
x1	0.2564 (0.0000)	0.2007 (0.0002)	0.2575 (0.0001)	0.2243 (0.0000)	0.2243 (0.0000)
x2	0.4814 (0.0000)	0.4543 (0.0000)	0.3901 (0.0001)	0.3974 (0.0001)	0.3974 (0.0001)
x3	0.1856 (0.0000)	0.2147 (0.0000)	0.1852 (0.0000)	0.1907 (0.0000)	0.1907 (0.0000)
x5	0.4316 (0.0003)	0.5899 (0.0000)	0.5805 (0.0000)	0.5835 (0.0000)	0.5835 (0.0000)
euroa	5.4218 (0.0000)	5.7189 (0.0000)	5.6637 (0.0000)	5.4014 (0.0000)	5.4014 (0.0000)
bfo1	-0.0475 (0.0000)	-0.0472 (0.0000)	-0.0467 (0.0000)	-0.0450 (0.0000)	-0.0450 (0.0000)
pf	-0.1246 (0.0000)	-0.1281 (0.0000)	-0.1245 (0.0000)	-0.1217 (0.0000)	-0.1217 (0.0000)
x8_6		-0.0139 (0.0000)	-0.0097 (0.0015)		
x9_1		0.0457 (0.0010)		0.0276 (0.0930)	0.0276 (0.0930)
x10_1			0.0882 (0.0000)	0.0989 (0.0000)	0.0989 (0.0000)
x8_1				0.4523 (0.0979)	
x8_2					-0.4523 (0.0979)
Sar Test	43.5130	37.4896	38.7582	38.6557	38.6557
Sar Test p	0.0408	0.134	0.106	0.108	0.108
AR(1)	-3.121	-3.156	-3.187	-3.217	-3.217
AR(1) p	0.00180	0.00160	0.00144	0.00130	0.00130
AR(2)	-1.520	-1.168	-1.371	-1.281	-1.281
AR(2) p	0.129	0.243	0.170	0.200	0.200
Wald chisq.	1340	1267	1330	1870	1870
Wald p-	0	0	0	0	0

p-values in parentheses

EK 6. Arařtırmada Kullanılan Firmaların Kodları ve İsimleri

ANACM	ANADOLU CAM	KORDS	KORDSA
ARCLK	ARÇELİK	KUTPO	KÜTAHYA PORSELEN
ASELS	ASELSAN	LUKSK	LÜKS KADİFE
ASLAN	LAFARGE ASLAN ÇİMENTO	MAKTK	MAKİNA TAKIM
AYGAZ	AYGAZ	MRDIN	MARDİN ÇİMENTO
BOLUC	BOLU ÇİMENTO	MRSHL	MARSHALL
BRISA	BRİSA	OKANT	OKAN TEKSTİL
BSHEV	BSH EV ALETLERİ	OLMKS	OLMUKSA
CELHA	ÇELİK HALAT	PETKM	PETKİM
CIMSA	ÇİMSA	PIMAS	PİMAŞ
DENCM	DENİZLİ CAM	PINSU	PINAR SU
DERIM	DERİMOD	PNSUT	PINAR SÜT
DEVA	DEVA HOLDİNG	PRKAB	TÜRK PRYSMİAN KABLO
DITAS	DİTAŞ DOĞAN	PTOFS	PETROL OFİSİ
DOGUB	DOĞUSAN BORU	SARKY	SARKUYSAN
DOKTS	DÖKTAŞ DÖKÜMCÜLÜK	SISE	ŞİŞE CAM
DURDO	DURAN DOĞAN BASIM	SONME	SÖNMEZ FİLAMANT
DYOBY	DYO BOYA	TBORG	T.TUBORG
ECILC	ECZACIBAŞI İLAÇ	TIRE	TİRE KUTSAN
EGEEN	EGE ENDÜSTRİ	TOASO	TOFAŞ OTO. FAB.
EREGL	EREĞLİ DEMİR ÇELİK	TRKCM	TRAKYA CAM
FENIS	FENİŞ ALÜMİNYUM	TUDDF	T.DEMİR DÖKÜM
FROTO	FORD OTOSAN	UNYEC	ÜNYE ÇİMENTO
GENTS	GENTAŞ	USAK	UŞAK SERAMİK
GOODY	GOOD-YEAR	VESTL	VESTEL
GUBRF	GÜBRE FABRİK.	YUNSA	YÜNSA

ÖZGEÇMİŞ

Şebnem Er 1978 yılında İstanbul'un Bakırköy ilçesinde doğmuştur. İlkokulu Ahmet Hamdi Tanpınar'da, Ortaokulu Kültür Koleji'nde, Liseyi Kültür Fen Lisesi'nde tamamlamıştır.

2001 yılında İstanbul Teknik Üniversitesi İşletme Mühendisliği'ni bitirmiş ve 2001 yılında İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi İktisat Teorisi yüksek lisansına başlamıştır. 2002 yılında İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi'ne araştırma görevlisi olarak atanmıştır. 2004 yılında yüksek lisansını tamamlayan Şebnem Er araştırma görevlisi olarak çalıştığı Sayısal Yöntemler Anabilim Dalı'nda Doktora başlamıştır.

Halen İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi'nde Araştırma Görevlisi olarak görev yapmaktadır. Akademik ilgi alanları İstatistik ve İstatistik Analiz'in çeşitli konularıdır.