



**T.C.
GAZİ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**

**DOKTORA
TEZİ**

**G-7 ÜLKELERİNE YAPILAN DOĞRUDAN YABANCI
YATIRIMLAR: PANEL VERİ ANALİZİ**

ESRA HASDEMİR

EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

HAZİRAN 2021



**G-7 ÜLKELERİNE YAPILAN DOĞRUDAN YABANCI YATIRIMLAR:
PANEL VERİ ANALİZİ**

Esra HASDEMİR

**DOKTORA TEZİ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**

**GAZİ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**

HAZİRAN 2021

ETİK BEYAN

Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Tez Yazım Kurallarına uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmasında; tez içinde sunduğum verileri, bilgileri ve dokümanları akademik ve etik kurallar çerçevesinde elde ettiğimi, tüm bilgi, belge, değerlendirme ve sonuçları bilimsel etik ve ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu, tez çalışmasında yararlandığım eserlerin tümüne uygun atıfta bulunarak kaynak gösterdiğimi, kullanılan verilerde herhangi bir değişiklik yapmadığımı, bu tezde sunduğum çalışmanın özgün olduğunu, bildirir, aksi bir durumda aleyhime doğabilecek tüm hak kayıplarını kabullendiğimi beyan ederim.

Esra HASDEMİR
25.6.2021

G-7 ÜLKELERİNE YAPILAN DOĞRUDAN YABANCI YATIRIMLAR: PANEL VERİ
ANALİZİ
(Doktora Tezi)

Esra HASDEMİR

GAZİ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
Haziran 2021

ÖZET

Dünya çapında artan küreselleşme sonucunda doğrudan yabancı yatırımlarda büyük artış görülmüştür. Ülkelere birçok alanda fayda sağladığı düşünülen doğrudan yabancı yatırımların yapılacağı ülke seçiminde belirleyici olan faktörlerin saptanmasına yönelik yapılan ampirik çalışmalara ait literatür oldukça geniştir. Bu tez çalışmasında, G-7 ülkelerine 1996 yılının ilk çeyreği ile 2017 yılının ilk çeyreği arasında yapılan net doğrudan yabancı yatırım girişleri ile döviz kuru oynaklığı arasındaki ilişki incelenmektedir. Çalışmada, döviz kuru oynaklığı serisi, reel efektif döviz kurunun, Cermeño ve Grier (2006) tarafından geliştirilen panel GARCH yönteminden elde edilen koşullu varyansı olarak tanımlanmıştır. Döviz kuru oynaklığının diğer bağımsız değişkenler olarak alınan reel efektif döviz kuru, dışa açıklık oranı ve reel GSYH ile net doğrudan yabancı yatırım girişleri üzerine regresyonu doğrusal panel veri modeli kullanılarak tahmin edilmiştir. Çalışmanın modelleme aşamasında, reel efektif döviz kuru ve dışa açıklık oranı değişkenlerinin düzeyde birim köke sahip olmaları, değişkenlerin veri üretim süreçlerinin daha ayrıntılı incelenmesini sağlamış ve bu amaçla ilgili değişkenler Omay, Hasanov ve Shin (2018) tarafından geliştirilmiş panel birim kök testi vasıtasıyla deterministik (kalıcı) ve stokastik (geçici) bileşenlerine ayrıştırılarak modele katılmışlardır. Çalışmanın ekonometrik metodoloji alanındaki motivasyonu, yatay kesit bağımlılığını giderecek yeni bir yaklaşım önermesi bağlamındadır. Çalışmada, Cermeño ve Grier (2006) yönteminden elde edilen reel efektif döviz kurunun koşullu kovaryansı, net doğrudan yabancı yatırım girişlerinin koşullu kovaryansı ve koşullu varyansı modele eklenerek yatay kesit bağımlılığını giderip gidermediği araştırılmıştır. Söz konusu değişkenlere ek olarak, yatay kesit bağımlılığını etkilediği düşünülen iki küresel değişken olan oynaklık indeksi (VIX) ve küresel brent petrol fiyatı değişkenleri de modele eklenmiştir. Yapılan analizler sonucunda, hata terimleri arasındaki yatay kesit bağımlılığı tam olarak giderilmese bile Breusch Pagan (1980) LM ve Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) test istatistiklerinde düşüş gözlenmiştir. Çalışmanın diğer bir bulgusu ise, çalışmanın ele aldığı dönem içinde, döviz kuru oynaklığının G-7 ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde negatif yönlü ve anlamlı etkisi olabileceğidir.

Bilim Kodu : 110602

Anahtar Kelimeler: Doğrudan yabancı yatırımlar, döviz kuru oynaklığı, panel GARCH, yatay kesit bağımlılığı

Sayfa Adedi : 95

Tez Danışmanı : Prof. Dr. Nezir KÖSE

FOREIGN DIRECT INVESTMENT INFLOW TO G-7 COUNTRIES:
PANEL DATA ANALYSIS
(Ph. D. Thesis)

Esra HASDEMİR

GAZİ UNIVERSITY
GRADUATE SCHOOL OF SOCIAL SCIENCES
June 2021

ABSTRACT

As a result of increasing globalization around the world, there has been a great increase in foreign direct investments. The literature of empirical studies on the determination of the factors affecting the country selection for foreign direct investments, which are thought to provide benefits to the countries in many areas, is very extensive. In this thesis, the relationship between net foreign direct investment inflows to G-7 countries and exchange rate volatility is examined for the sample period of first quarter of 1996 and the first quarter of 2017. In the study, the exchange rate volatility series is defined as the conditional variance of the real effective exchange rate obtained from the panel GARCH method developed by Cermeño and Grier (2006). The regression of exchange rate volatility with other selected independent variables as on real effective exchange rate, openness ratio and real GDP on the net foreign direct investment inflows is estimated by utilizing the linear panel data model. In the modeling phase of the study, the fact that the real effective exchange rate and openness ratio have unit roots at the level enabled the data generation processes of these variables to be examined in more detail, and for this purpose, these variables were decomposed into their deterministic (permanent) and stochastic (temporary) components by means of the panel unit root test developed by Omay, Hasanov, and Shin (2018). The motivation on the econometric methodology of this study is on proposing a new approach in order to eliminate the cross-section dependence. In the study, the conditional covariance of the real effective exchange rate, Conditional covariance and conditional variance of the net foreign direct investments obtained following the Cermeño and Grier (2006) were added to the model and it was investigated whether these factors eliminated the cross-section dependence. In addition to the aforementioned variables, the volatility index (VIX) and global Brent oil price variables, which are thought to affect the cross-sectional dependence, were also added to the model. As a result of the analysis, even if the cross-section dependence was not completely eliminated by adding the proposed factors to the model, a decrease was observed in the test statistics of Breusch Pagan (1980) LM and Pesaran, Ullah and Yamagata (2008). Another finding of the study is that exchange rate volatility had a negative and significant effect on net foreign direct investment inflows to G-7 countries in the sample period of the study.

Science Code : 110602
Key Words : Foreign direct investment, Exchange rate volatility, Panel GARCH, Cross-section dependence
Page Number : 95
Supervisor : Prof. Dr. Nezir KÖSE

TEŞEKKÜR

Çalışma boyunca benimle her zaman bilgisini ve deneyimlerini paylaşan, sayesinde yoğun bir bilgi birikimi ve tecrübe edindiğim değerli danışman hocam Prof. Dr. Nezir KÖSE' ye, gerek tez izleme komitemde çok değerli katkılarını sunan gerekse akademik çalışmamda zorlandığım yerlerde yardımlarını hiçbir zaman esirgemeyen, her zaman yol gösteren ve her zaman destek olan değerli hocam Prof. Dr. Tolga OMay 'a ve tez izleme komitemde yer alan ve değerli katkılarını sunan Prof. Dr. Nükhet DOĞAN'a sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Bana her zaman, her koşulda güvenen, inanan ve beni, sevgileriyle her zaman destekleyen anneme, babama ve kardeşime sonsuz teşekkür ederim.

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
ÖZET	iv
ABSTRACT	v
TEŞEKKÜR.....	vi
İÇİNDEKİLER.....	vii
ÇİZELGELERİN LİSTESİ	x
SİMGELER VE KISALTMALAR.....	xi
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM

DOĞRUDAN YABANCI YATIRIMLAR

1.1. Doğrudan Yabancı Yatırım Kavramı ve Çok Uluslu Şirketler.....	5
1.2. Doğrudan Yabancı Yatırımın Belirleyicileri	7
1.2.1. Gelişmiş Ülkelere Yapılan Doğrudan Yabancı Yatırımın Belirleyicileri ...	11
1.2.2. Döviz Kuru, Döviz Kuru Oynaklığı ve Doğrudan Yabancı Yatırımlar Arasındaki İlişkiyi İnceleyen Çalışmalar	15

İKİNCİ BÖLÜM

OYNAKLIK MODELLEMESİNDE KULLANILAN BAŞLICA YÖNTEMLER

2.1. Çok Değişkenli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri.....	25
2.1.1. Koşullu Kovaryans Modelleri	27
2.1.1.1. VEC/ DVEC- GARCH	27
2.1.1.2. BEKK- GARCH	28
2.1.2. Koşullu Varyans ve Korelasyon Modelleri	29
2.1.2.1. CCC-GARCH.....	29

Sayfa

2.1.2.2. DCC- GARCH.....	30
2.2. Panel Genelleştirilmiş Koşullu Değişen Varyans Modeli.....	30
2.2.1. Cermeño ve Grier (2006) Panel GARCH	31
2.2.2. Oynaklık Serilerinin Elde Edilmesi.....	34

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM**DOĞRUSAL PANEL VERİ MODELLERİ VE YATAY KESİT BAĞIMLILIĞI**

3.1. Sabit Etki Modeli.....	42
3.2. Sabit Etki Modeli Teşhis Testleri.....	44
3.2.1. Değişen Varyans.....	44
3.2.2. Otokorelasyon	44
3.2.3. Heterojenite	45
3.2.4. Yatay Kesit Bağımlılığı Teşhis Testleri	45
3.2.4.1. Breusch Pagan (1980) LM Testi	46
3.2.4.2. Sapması Uyarlanmış LM Testi.....	47
3.2.4.3. Pesaran (2004) CD Testi	48
3.3. Model Seçiminde Kullanılan Testler	49
3.3.1. F testi	49
3.3.2. Breusch Pagan (1980) LM Testi.....	49
3.4. Panel Birim Kök Testleri	50
3.4.1. Birinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri	50
3.4.1.1. Levin, Lin ve Chu (2002).....	50
3.4.1.2. Im, Pesaran ve Shin (2003)	51
3.4.2. İkinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri	52
3.4.2.1. Pesaran (2007) Panel Birim Kök Testi.....	53
3.4.2.2 Omay, Hasanov ve Shin (2018) Panel Birim Kök Testi.....	55

Sayfa

3.5. Yatay Kesit Bağımlılığını Gideren Başlıca Yöntemler	57
3.5.1 Mekansal Modeller	57
3.5.2. Faktör Yapısı Modelleri	58
3.5.2.1. Pesaran (2006) Ortak İlişkili Etki Yöntemi.....	59

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM**UYGULAMA**

4.1. Doğrusal Modelin Seçimi	64
4.2. Model Tahmin Sonuçları	77
4.2.1. Yatay Kesit Bağımlılığının Panel GARCH Varyans- Kovaryans Matrisi ile Giderilmesi.....	78
SONUÇ VE ÖNERİLER	83
KAYNAKLAR	87
ÖZGEÇMİŞ	94

ÇİZELGELERİN LİSTESİ

Çizelge	Sayfa
Çizelge 2.1. LLC ve IPS panel birim kök testleri sonuçları	36
Çizelge 2.2. Model A ve Model B için önsel teşhis testlerinin sonuçları.....	37
Çizelge 2.3. Model A kalıntı karelerinin AR (8) Korelogramı.....	39
Çizelge 2.4. Model B kalıntı karelerinin AR (8) Korelogramı.....	39
Çizelge 4.1. Çalışmada kullanılan değişkenlerin elde edildikleri veri kaynakları	64
Çizelge 4.2. Değişkenlere ait yatay kesit bağımlılığı test sonuçları	66
Çizelge 4.3. Pesaran (2007) panel birim kök test sonuçları	67
Çizelge 4.4. logrdk ve logda panel veri serilerinin çizgi grafiği	68
Çizelge 4.5. logrdk serisine ait OHS (2018) panel birim kök test sonuçları	68
Çizelge 4.6. logda serisine ait OHS (2018) panel birim kök test sonuçları	69
Çizelge 4.7. Model 2 değişkenlere ait yatay kesit bağımlılığı test sonuçları	70
Çizelge 4.8. Model 2 Pesaran (2007) panel birim kök test sonuçları	71
Çizelge 4.9. Pesaran ve Yamagata (2008) homojenite test sonuçları	72
Çizelge 4.10. Model 2 içi uygun modelin belirlenmesine yönelik test sonuçları	73
Çizelge 4.11. Model 2 sabit etki modeli tahmin sonuçları	74
Çizelge 4.12. Model 2'ye ait Breusch Pagan (1980) LM ve Pesaran (2004) CD yatay kesit bağımlılığı test sonuçları.....	75
Çizelge 4.13. Sapması uyarlanmış LM test sonuçları.....	75
Çizelge 4.14. Model 3 sabit etki tahmin sonuçları	76
Çizelge 4.15. CCE tahmin sonuçları.....	78
Çizelge 4.16. Pesaran (2004) CD testi ve Pesaran vd. (2008) test sonuçları.....	78
Çizelge 4.17. Tahmin Edilen Modeller	80
Çizelge 4.18. Model tahminleri ve yatay kesit bağımlılık test sonuçları	81

SİMGELER VE KISALTMALAR

Bu çalışmada kullanılmış kısaltmalar, açıklamaları ile aşağıda sunulmuştur.

Kısaltmalar	Açıklamalar
ABD	Amerika Birleşik Devletleri
ADF	Genelleştirilmiş Dickey Fuller
AR	Otoregresif
ARCH	Otoregresif Koşullu Varyans
ARMA	Otoregresif Hareketli Ortalama
BEKK- GARCH	BEKK- Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Varyans
CCC- GARCH	Sabit Koşullu Korelasyon Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Varyans
CCE	Ortak İlişkili Etki
DCC- GARCH	Dinamik Koşullu Korelasyon Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Varyans
DESTE	Doğrusal en iyi sapmasız tahmin edici
DVEC- GARCH	Köşegen VEC-GARCH
EKK	En Küçük Kareler
GARCH	Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Varyans
GSYH	Gayrisafi Yurtiçi Hasıla
IMF	Uluslararası Para Fonu
LST	Lojistik Yumusak Geçiş
MGARCH	Çok Değişkenli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Varyans
OECD	Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü
SMT	Yumuşak Hareketli Trend
TFV	Toplam Faktör Verimliliği
UNCTAD	Birleşmiş Milletler Ticaret ve Kalkınma Konferansı
USD	Amerikan Doları
VEC-GARCH	VEC- Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Varyans

GİRİŞ

Doğrudan yabancı yatırımlar, 1960'lı yıllardan beri ülke ekonomileri açısından büyük önemi bulunan ve etkileri ekonomik, sosyal ve politik olmak üzere birçok boyutu kapsayan bir uluslararası sermaye hareketidir. 20. yüzyılın sonlarına doğru küreselleşmenin hız kazanmasıyla, dünya çapındaki üretim, ekonomi ve finans piyasaları birbirlerine yaklaşılmaya başlamış ve bu nedenle, doğrudan yabancı yatırımların ülke ekonomileri için olan önemi daha da artmıştır.

Doğrudan yabancı yatırımların temel motivasyonu ülkeler arasındaki sermaye birikimi, üretim maliyetleri, getiri oranları, işgücü piyasası, yasal teşvik mekanizmaları ve teknolojik ve altyapısal düzey farklılıklarıdır. Bu farklılıklar temelinde doğrudan yabancı yatırım kararlarını şekillendiren çok uluslu şirketlerin yaptıkları yatırımlar yoluyla ülke ekonomileri, sermaye birikiminde artış sağlayabilmekte, istihdam oranlarını arttırabilmekte, üretimlerini arttırabilmekte, teknolojik eylemleri kendilerine çekerek yeni teknolojileri edinmekte ve bu yeni teknolojiler ile üretim yapabilme imkanına kavuşmakta ve ayrıca yeni yönetim şekillerini de tanıyıp, uygulayabilmektedirler. Doğrudan yabancı yatırımların yatırımcılara sağladığı faydalar ise uluslararası ticaret yoluyla faaliyetlerini gerçekleştirmek durumunda karşı karşıya kalacakları yasal ve maddi engellerin üstesinden gelebilmeleri, daha düşük maliyetle üretim yapma olanağı elde edebilmeleri, başka bir ülkenin yurtiçi piyasasında var olabilmeleri ve böylece ürün farklılaşmasına gidebilmeleri sonucu gelirlerini arttırabilmelerinin mümkün olmasıdır.

Literatürde, doğrudan yabancı yatırımların motivasyonunu açıklamak için geliştirilen çok sayıda teori bulunmaktadır. Bu teorilerin büyük bir çoğunluğu, doğası gereği, uluslararası iktisat teorileri çerçevesinde geliştirilmiştir. Ancak doğrudan yabancı yatırım kararının motivasyonunu açıklayan bir tek teori bulunmaması nedeniyle birçok farklı teoriye ait birçok değişken birlikte kullanılmaktadır (Faeth, 2009).

1960'lı yıllardan 2000'lere kadar gerçekleşen doğrudan yabancı yatırımların yönü genellikle, gelişmiş ülkelere doğru iken; 2000'li yılların başından itibaren,

gelişmekte olan ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımların küresel doğrudan yabancı yatırımlardan aldıkları payın geçmişe göre artmaya başladığı görülmüştür. Bu nedenle, literatürde, gelişmekte olan ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımları belirleyen faktörlere yönelik ampirik çalışmaların sayısında büyük bir artış yaşanmıştır. Ancak, gelişmekte olan ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımlar eskiye göre artış gösterse de küresel gerçekleşen toplam doğrudan yabancı yatırımlardan büyük payı hala gelişmiş ülkelerin aldığı da bir gerçektir. UNCTAD (2017) çalışmasında, 2016 yılında gelişmiş ülkelerin küresel toplam doğrudan yabancı yatırımların %59,1'lik kısmını kendilerine çektiği belirtilmektedir (UNCTAD, 2017). Buna ek olarak, literatürde, gelişmekte olan ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımları belirleyen faktörlerin gelişmiş ülkeler için geçerli olmayacağını belirten sınırlayıcı bir çalışma da bulunmamaktadır (Lipsey, 2001).

Bu tezde, 1996 yılının ilk çeyreği ile 2017 yılının ilk çeyreği arasında G-7 ülkelerine yapılan net doğrudan yabancı yatırım girişleri ile döviz kuru oynaklığı arasındaki ilişki analiz edilmektedir. Bir başka deyişle, döviz kuru oynaklığının, doğrudan yabancı yatırım yapan çok uluslu şirketler için bir risk göstergesi olması bağlamında, bu riskin G-7 ülkelerine yapılan net doğrudan yabancı yatırım girişlerini arttırmak ya da azaltmak yönünde bir etkisinin olup olmadığı araştırılmaktadır. Araştırılan ülke grubunun gelişmiş ülke grubu olması nedeniyle ve bu iktisadi değişkenin çoğunlukla gelişmekte olan ülke grubu araştırmalarında kullanılıyor olması nedeniyle bu soru incelenmeye değer bulunmuştur.

Çalışmada, araştırmanın iktisadi sorusunun araştırılması için panel veri analiz yöntemi kullanılmaktadır. Panel veriyle çalışırken birimlerin hata terimleri arasında ilişki olması durumunu yansıtan yatay kesit bağımlılığıyla sıkça karşılaşılmaktadır. Modelin tahminine geçilmeden önce yatay kesit bağımlılığının varlığının teşhis edilmesi ve yatay kesit bağımlılığını elimine edilecek yöntemlerle tahmin yapılması olası yatay kesit sapmalarını ve etkin olmayan tahmin edicilerin elde edilmesini önlemektedir. Bu amaçla geliştirilen tahmin yöntemleri, mekansal modeller, faktör yapısı modelleri ve bootstrap yöntemi olmak üzere sınıflandırılabilir (Sarafidis ve Wansbeek, 2012). Buna ek olarak, literatürde, yatay kesit bağımlılığını elimine etmek için ortak gözlenemeyen faktör yapısını modellemeye yönelik olarak geliştirilen, ortak ilişkili etki (Pesaran, 2004), temel bileşenler yöntemi (Coakley vd.

(2002)), interaktif etkiler (Bai, 2009), kalıntılara yönelik temel bileşenler yöntemi (Bai ve Ng, 2002) gibi çeşitli yöntemler vardır. Bu tez çalışmasının ekonometri alanındaki temel araştırma sorusu, koşullu varyans kovaryans matrisinden elde edilen koşullu kovaryans ve koşullu varyansın yatay kesit bağımlılığını giderecek faktör yapıları olarak modele dahil edildiğinde yatay kesit bağımlılığının giderilip giderilmediği temelinde şekillenmiştir.

Bu tez çalışması yukarıda belirtilen iktisadi ve ekonometrik soruların temelinde dört bölümden oluşmaktadır. İlk bölümde doğrudan yabancı yatırım kavramına yönelik bilgiler sunulmakta ve doğrudan yabancı yatırımların belirleyicilerine yönelik literatür, gelişmiş ülkeleri vurgulayacak şekilde verilmiştir. Buna ek olarak, döviz kuru, döviz kuru oynaklığı ve net doğrudan yabancı yatırım girişleri arasındaki ilişkiler üzerine yapılan çalışmalar incelenmiştir.

Çalışmanın ikinci bölümünde, öncelikle, literatürde oynaklık modellemesinde kullanılan çok değişkenli genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (MGARCH) modelleri hakkında bilgi verilmiştir. Sonrasında döviz kuru oynaklığını modellemek için bu çalışmada kullanılan ve Cermeño ve Grier (2006) tarafından geliştirilen panel GARCH modelinin teorik yapısı sunulmuş ve çalışmada kullanılan oynaklık serilerinin nasıl elde edildiği gösterilmiştir. Literatürde, döviz kuru oynaklığı ve net doğrudan yabancı yatırım girişleri arasındaki ilişkiyi panel veri analizi kullanarak inceleyen çalışmalarda, oynaklığın Cermeño ve Grier (2006) yöntemiyle modellendiği bir çalışma bulunmamaktadır. Kullanılan yöntem ile ilişkili olarak bu çalışmada yapılan bir diğer katkı da, Cermeño ve Grier (2006) tarafından geliştirilen havuzlanmış panel GARCH yöntemini heterojen yapıya genişletilmiş olmasıdır.

Üçüncü bölümde, çalışmada kullanılan sabit etki panel veri modeline ve yatay kesit bağımlılığına yönelik teorik bilgiler verilmiştir. Buna ek olarak, üçüncü bölümde, çalışmanın bağımsız değişkenlerinden olan ve Pesaran (2007) panel birim kök testi sonucunda düzeyde durağan olmadığı saptanan reel efektif döviz kuru ve dışa açıklık oranı değişkenlerinin veri üretim süreçlerinin analizlerinin Omay, Hasanov ve Shin (2018) panel birim kök testi ile belirlenmesi nedeniyle bu teste ilişkin teorik bilgi verilmiştir. Omay, Hasanov ve Shin (2018) panel birim kök testi kullanılarak, G-7 ülkelerine ait reel efektif döviz kuru ve dışa açıklık oranı serileri, deterministik (kalıcı)

ve stokastik (geçici) bileşenlerine ayrıştırılarak modele bu bileşenlerin bağımsız değişkenler olarak dahil edilmesi sağlanmıştır. Döviz kuru oynaklığı ve net doğrudan yabancı yatırım girişleri arasındaki ilişkiyi inceleyen literatürde, söz konusu değişken serilerinin bileşenlerine ayrıştırılarak modele iki ayrı değişken gibi alındığı bir başka çalışma bulunmamaktadır. Bu tez çalışmasının literatüre sağladığı diğer bir katkının bu noktada olduğu düşünülmektedir.

Çalışmanın dördüncü bölümünde çalışmanın temel ekonometrik sorusunun yanıtına yönelik olarak yapılan model tahminleri yer almaktadır. Bu bölümde, verilere uygun doğrusal panel veri modeli seçilmiş ve yatay kesit bağımlılığının varlığı test edilmiştir. Sonrasında, çalışmada önerilen faktör yapısıyla yapılan tahmin sonuçları, Pesaran (2006) ortak ilişkili etki (CCE) tahmin sonuçlarıyla, yatay kesit bağımlılığının giderilmesi bağlamında, karşılaştırılmıştır. Elde edilen tüm bulgular model sonuçları kısmında verilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

DOĞRUDAN YABANCI YATIRIMLAR

Uluslararası sermaye hareketleri, işlevlerine göre, doğrudan yabancı yatırımlar, portföy yatırımları, finansal türevler, diğer yatırımlar ve rezerv varlıklar sınıflandırılmaktadır (IMF, 2009: 99). Uluslararası sermaye hareketleri, özellikle doğrudan yabancı yatırımlar aracılığıyla, ülkelerin güncel yönetim şekilleriyle tanışmalarını, yeni teknolojilere erişebilmelerini sağlamasının yanı sıra yatırım ortamının rahatlaması ve böylece tüketimin istikrarlı hale gelmesi, finansal sektörün gelişmesi ve makroekonomik disiplinin gelişmesi gibi faydalar sağlamaktadır (IMF, 2016).

1.1. Doğrudan Yabancı Yatırım Kavramı ve Çok Uluslu Şirketler

Doğrudan yabancı yatırım, bir ülkede yerleşik olan yatırımcılar tarafından, başka bir ülkede yerleşik olan girişimlere yapılan ve yatırımın yapıldığı girişimin yönetimi üzerinde kontrol hakkı veya etki hakkı doğuran, uzun vadeli bir çıkar birliği temelinde yapılan sınır ötesi yatırımlardır (OECD, 2008: 17; IMF, 2009: 100). Doğrudan yabancı yatırımlarının uzun vadeli çıkar birliği sağlaması ile kastedilen, yatırımcının yatırımın yapıldığı girişimdeki toplam oy hakkının en az %10'una sahip olması anlamına gelmekte ve böylece yatırım yapılan girişimin yönetiminde kontrol hakkı doğurmaktadır (OECD, 2008: 17).

DPT (2000)'e göre doğrudan yabancı yatırım, kaynakların kişi ve kuruluşlar tarafından yabancı bir ülkeye taşındığı, portföy yatırımlarının dışında kalan, bir veya birkaç yatırımcının, yatırımın yapıldığı ülkedeki yerli girişim/ler ile ortaklık kurarak gerçekleştirdiği yatırımlardır (DPT, 2000).

Yatırımcının, yatırımın yapıldığı girişimin oy hakkının en az %10'una sahip olması doğrudan yabancı yatırım ilişkisinin oluşması için bir eşik değer olarak görülmesi nedeniyle, yatırımcı, bir ülkede yerleşik olan ve tüzel kişiliği olan bir şirketin oy hakkının en az %10'una sahip olan ya da tüzel kişilik kazanmamış bir şirkete eş değer yatırımı yapan girişim olarak tanımlanmaktadır (Duce, 2003).

Yatırım yapılan şirket ise, doğrudan yabancı yatırım ilişkisindeki koşullar altında kendisine yatırım yapılan taraf olarak tanımlanmaktadır.

Yatırımcı ile yatırımın yapıldığı şirket arasında, doğrudan yabancı yatırım olmasıyla birlikte oluşan iş birliğinin tanımı, yatırımcının yatırım yaptığı şirket üzerinde sahip olduğu pay yüzdesine göre değişmektedir. Doğrudan yabancı yatırım ilişkisi sonucunda oluşan şirketler, yatırımcının, yatırım yapılan şirketin oy hakkının %50'sinden fazlasına sahip olduğu durumda "bağlı kuruluş", oy hakkının %10- %50 arasında olduğu durumda "iştirakler" ve %100'üne sahip olduğu durumda ve şirket benzeri olan (tüzel kişiliği olmayan) "bayiler" şeklinde olabilir (Duce, 2003; OECD, 2008: 17). Doğrudan yabancı yatırım ilişkisi içerisinde olan şirketlere "bağlı ortaklıklar" da denilmektedir.

Doğrudan yabancı yatırım ilişkisi vasıtasıyla, yatırımcı firmaların bulunduğu yatırımcı ülke ve bu yatırımları kendisine çeken ev sahibi ülke arasında istikrarlı ve uzun dönemli ekonomik ilişkiler doğabilir. Doğrudan yabancı yatırım, özellikle gelişmekte olan ülke ekonomilerindeki şirketlerin dünya piyasalarına açılmasını sağlaması vasıtasıyla uluslararası ticareti canlandırıcı bir etki sağlamakla birlikte, teknolojinin ve teknolojik öğrenme faaliyetinin bu ülkelere iletilmesine katkı sağlamaktadır. Doğrudan yabancı yatırımlar, yatırımın yapıldığı ülkeye doğrudan sağladığı bu katkıların yanı sıra, bu ülkelerdeki işgücü ve finans piyasalarının da gelişmesi üzerinde etkili olmakla birlikte yayılma etkisi vasıtasıyla ekonominin diğer alanlarına da dolaylı olarak etki etmektedir (OECD, 2008: 20).

Çok uluslu şirketlerin yabancı bir ülkede yer alan başka bir şirkete yatırım yaparak doğrudan yabancı yatırım ilişkisi oluşturmasının temel iktisadi nedenleri şöyle özetlenebilir:

- Tarifelerden kaçınarak ihracatını korumak istemesi
- O ülkenin iç piyasasında ihracat yoluyla oluşturamayacağı etkin üretimi sağlaması
- Hammadde ya da ara malları o ülkede üreterek maliyet avantajı oluşturması

- Yurt dışına yatırım yapan yerli piyasadaki rakiplerin daha ucuz girdiler kullanarak üretim yapması sonucunda firmanın yurtiçindeki pozisyonunun tehlikeye girecek olması ihtimali
- Üretim hatlarını çeşitlendirebilmesi
- Yatırımcı ülkede uygulanan antitröst yasalardan kaçınabilmesi (ABD Sanayi Odası, 1972: 14).

Doğrudan yabancı yatırım faaliyeti çok uluslu şirketler tarafından gerçekleştirilir. Çok uluslu şirketler, en az iki ülkede üretim tesisi bulunan sınır ötesi girişimlerdir (Caves, 2007: 1). Çok uluslu şirketler için yapılan birçok farklı tanımlama vardır. UNCTAD, uluslararası şirketler (transnational company) olarak tanımlarken, Caves (2007), çok uluslu şirket teriminden ziyade çok uluslu girişim (multinational enterprise) terimini kullanmayı tercih etmekte; şirketin tek başına çok uluslu olabileceğini ama onun da yine başka bir şirketin bağlı kuruluşu olabileceğini, bu nedenler çok uluslu girişim teriminin daha kapsamlı bir çatı oluşturduğunu belirtmektedir (Caves, 2007:1). Bu tez çalışmasında ise Türkçe uluslararası iktisat literatüründe kullanımı yaygın olan çok uluslu şirket kavramı kullanılacaktır.

Çok uluslu şirket, yatırımın, ticaretin ve bilginin küresel çapta dolaşımını sağlayan ve böylece küreselleşmeye önemli boyutta katkı yapan şirketlerdir (Jones, 2005: 3). Çok uluslu şirketlerin, bir ülkeden diğerine reel sermayenin net transferini gerçekleştirme ve yabancı bir piyasada kurulmuş olan bir şirket olarak ulusal piyasaya sağlama gibi fonksiyonları vardır (Caves, 1971).

1.2. Doğrudan Yabancı Yatırımın Belirleyicileri

1980'li yıllarda hız kazanan ve mal, hizmet ve finans piyasalarının birbirlerine iyice yaklaşmasını sağlayan küreselleşme süreci içerisinde, doğrudan yabancı yatırımlar, ülke ekonomileri için giderek artan bir önem kazanmıştır. Giderek artan bu öneme paralel bir şekilde, doğrudan yabancı yatırım ilişkisinde başrol oynayan çok uluslu şirketlerin doğrudan yabancı yatırım kararlarında ve yatırım yeri seçiminde etkili olan faktörler ve piyasaya giriş şekillerinin açıklanmasına yönelik teorik ve ampirik çalışmaların sayısı artmıştır. Aynı zamanda, doğrudan yabancı yatırım ilişkisinde ev sahibi olan ülkeler açısından da, bu yatırımların kendilerine

yapılması için gerekli iktisadi, sosyal ve yapısal faktörlerin belirlenmesi alanında çalışmalar da önemli oranda artmıştır. Bir başka deyişle, çok uluslu şirketlerin orijini olan ülkelerden çıkan doğrudan yabancı yatırımı ve yatırımın yapılacağı ev sahibi ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımı belirleyen faktörler olmak üzere çok sayıda çalışma mevcuttur.

Çok uluslu şirketler tarafından gerçekleştirilen doğrudan yabancı yatırımların ülke seçimini açıklayan tek bir teorinin olmaması, bu alanda yapılan çalışmalarda farklı teorilere ait birçok değişkenin bir arada kullanılmasını sağlamıştır (Faeth, 2009). Bu alandaki teorilere yönelik göze çarpan diğer bir nokta da teorilerin sınıflandırılması noktasındadır. Örneğin, doğrudan yabancı yatırımların belirleyicine yönelik geliştirilmiş teoriler Denisia (2010) çalışmasında ürün döngüsü teorisi, aksak sermaye piyasalarında döviz kurunun rolünü açıklamaya yönelik teoriler, içselleştirme teorisi ve Dunning' in eklettik paradigması olarak dört başlık altında sınıflandırılırken, Morgan ve Katsikeas (1997) çalışmasında ise piyasa aksaklıkları teorisi, uluslararası üretim teorisi ve içselleştirme teorisi olarak üç başlık altında sınıflandırılmaktadır. Faeth (2009) çalışmasında ise, doğrudan yabancı yatırımların belirleyicilerine yönelik teoriler; doğrudan yabancı yatırımın belirleyicilerine yönelik ilk dönem çalışmaları, neoklasik ticaret teorisi, sahiplik avantajı teorisi, toplulaştırılmış değişkenlerin doğrudan yabancı yatırım belirleyicileri olarak kullanıldığı çalışmalar, sahiplik- yerleşke- içselleştirme (OLI) paradigması, yakınlık-konsantrasyon hipotezine göre yatay doğrudan yabancı yatırımları ve faktör- oran hipotezine göre yatay doğrudan yabancı yatırım belirleyicileri, yatay doğrudan yabancı yatırım, dikey doğrudan yabancı yatırım ve bilgi- sermaye modeline göre doğrudan yabancı yatırım belirleyicileri, çeşitlendirilmiş doğrudan yabancı yatırım ve risk çeşitlendirmesi modeline göre doğrudan yabancı yatırım belirleyicileri ve doğrudan yabancı yatırım belirleyicileri olarak politika değişkenleri olmak üzere dokuz başlık altında incelenmektedir.

Doğrudan yabancı yatırımların belirleyicileri üzerine geliştirilen teorilerin yukarıda belirtilen şekilde iç içe geçmiş olması nedeniyle, literatürde genel olarak gelişmekte olan ülkelerdeki uluslararası sermaye hareketlerine odaklanan, özel olarak da doğrudan yabancı yatırımlara da odaklanan çalışmaların yer aldığı itici ve çekici faktörleri inceleyen bir literatür oluşmuştur (Calvo vd. 1993; Fernandez-Arias,

1996; Taylor and Sarno, 1997; Chuhan vd.1998; Kim, 2000; Fratzscher, 2012; Ahmed ve Zlate, 2014). Bu literatürdeki çalışmalar, son yıllarda, uluslararası sermaye akımlarını belirleyen faktörleri tespit etmek amacıyla yoğun olarak kullanılmaktadır (Koepke, 2019). Söz konusu literatürde, itici faktörler, ülkelere yapılan uluslararası sermaye yatırımlarının belirlenmesinde dışsal olarak gerçekleşen şokların ya da küresel çapta yaşanan ekonomik gelişmelerin, belirlenen ülkeye yapılan yatırımlar üzerindeki etkisini temsil eden değişkenlerdir. Faiz oranı farklılıkları, büyüme oranı farklılıkları, küresel risk, küresel likidite değişkenleri itici faktörlere örnek olarak verilebilir. Çekici faktörler ise ülkelerin yatırımları çekmek için kullanabileceği ülkeye özgü olan değişkenlerdir. Çekici faktörlere örnek olarak, makroekonomik istikrar, mali disiplin, döviz kuru, enflasyon, mali ve ekonomik alandaki belirsizlikler, yurtiçi kredi düzeyi, ücretler, beşeri sermaye düzeyi, kurumsallaşma, piyasa büyüklüğü/ reel GSYH, teşvikler, politik istikrar, şeffaflık, güvenilirlik, demokrasi düzeyi gibi değişkenler gösterilebilir.

İtici ve çekici faktörler literatüründe yer alan değişkenlerin hepsi uluslararası sermaye akımlarının tüm çeşitleri üzerinde belirleyici olmayabilir. Örneğin, itici değişkenler arasında küresel risk ve küresel likidite ve çekici faktörler arasında makroekonomik istikrar, döviz kuru, kurumların yapısı, teşvikler, beşeri sermaye düzeyi, piyasa büyüklüğü/ reel GSYH, dışa açıklık oranı, finansal açıklık ve politik istikrar ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımları açıklamada önemli değişkenlerden bazılarıdır (Koepke, 2019). Diğer uluslararası sermaye hareketleri çeşitleri olan banka akımları ve portfolyo yatırımlarını belirleyen değişkenler doğrudan yabancı yatırımı belirleyen değişkenlerden farklı olabilmektedir.

Çok uluslu şirketlerin doğrudan yabancı yatırım yapacakları yer seçimine yönelik yapılan UNCTAD (1998) çalışmasına göre ise, çok uluslu şirketler piyasa odaklı yatırım yapacak ise ev sahibi ülkenin piyasa hacmi, kişi başına gelir, GSYH artışı, bölgesel ve küresel piyasalara erişilebilirlik ve tüketici tercihleri değişkenlerini ön planda tutmakta; kaynak odaklı ise, ev sahibi ülkelerin sahip olduğu hammadde, işgücü maliyeti, kalifiye işgücü, yenilikçilik politikaları ve fiziksel altyapılarına odaklanmakta; etkinlik odaklı ise ev sahibi ülkenin sahip olduğu kaynak ve varlık maliyetleri, işgücü verimliliği, diğer girdi fiyatları ve bölgesel entegrasyona yönelik antlaşmaların varlığı ve/veya sayısına odaklanmaktadır (UNCTAD, 1998: 193).

Doğrudan yabancı yatırımların belirleyicilerine yönelik oluşmuş literatürün başlıca çalışmalarından olan Chakrabarti (2001)' de uç sınır analizi kullanılarak gelişmekte olan ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde kişi başına gelir değişkeninin pozitif yönlü güçlü bir açıklayıcı etkisi olduğu; bunun yanı sıra, ücretler, dışa açıklık oranı, vergiler, döviz kuru, tarifeler, ekonomik büyüme, dış ticaret dengesi gibi değişkenlerin en ufak bir değişikliğe bile duyarlı oldukları belirtilmiştir (Chakrabarti, 2001). Blonigen (2005), doğrudan yabancı yatırımların belirleyicilerini kısmi denge modeli ve genel denge modelleri olmak üzere ayırarak incelemiş; döviz kuru ve döviz kuru oynaklığının, vergilerin, kurumların, korumacılığın, dış ticaretin ve ülkeler arasındaki fiziki mesafenin ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde etkili faktörler olduğunu belirtmiştir.

Literatürde, bağımlı değişkeni ülkeye giriş yapan doğrudan yabancı yatırımlar olan ve gelişmekte olan ülke grubuna odaklanan çalışmalarda kullanılan başlıca bağımsız değişkenler; GSYH artışı, ev sahibi ülkedeki yatırımın karlılığı, altyapının gelişmişlik düzeyi, dışa açıklık oranı (ithalat+ihracat/ GDP), politik risk (Asiedu, 2002), piyasa büyüklüğü, enflasyon oranı, döviz kuru, global krizin etkileri, Dünya Ticaret Örgütü'ne üyelik, beşeri sermaye düzeyi, toplam petrol arzı, finansal açıklık, yatırım profili, siyasi istikrar, rüşvet, likit yükümlükler, hükümet harcamalarının GSYH içindeki payı, büyüme oranı (Aziz ve Mishra, 2016), nüfus artış oranı, faiz oranı, yoksulluk, kişi başına gelir artış oranı, istihdam oranı (Ucal Şengün, 2014), ülkenin rekabet edebilirliği, döviz kuru oynaklığı, ulaştırma maliyetleri (Benassy-Quéré et al.,2001), global likidite ve riski ölçmek için geliştirilmiş göreceli ticaret yoğunluğu indeksleri ve global risk ve likidite indeksleri (Liargovas ve Skandalis, 2012), okullaşma oranı (Kyaw ve MacDonald, 2009), fiyat oynaklığı, kurumsal kalite (Bianco ve Loan, 2017), OECD ülkeleriyle imzalanmış toplam ikili ticaret anlaşması sayısı (Neumayer ve Spess, 2005), borç-hisse senedi değişimleri, ülkelerin endüstriyel üretimleri (Singh ve Jun, 1995) gibi değişkenler olarak seçilmiştir. Bu çalışmalarda seçilen değişkenler, ülkelerin siyasi, sosyal ve ekonomik dinamiklerinin ve dünyada yaşanan gelişmelerin ülkelere giren yapan doğrudan yabancı yatırımlar üzerindeki etkilerini ölçmek maksadıyla kendi analizlerine uygun olacak şekilde seçilmiştir.

Bu tez çalışmasının ülke grubunun G-7 ülkeleri olarak seçilmiş olması nedeniyle gelişmekte olan ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımları belirleyen faktörlere kısaca değinilmiştir. Çalışmanın izleyen alt bölümünde ise gelişmiş ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımların belirleyicilerine yönelik gerçekleştirilmiş çalışmalar gösterilmektedir. Ayrıca, bu tez çalışmasında panel veri analizi kullanıldığı için belirtilen literatür, panel veri analizi kullanılarak yapılan çalışmalar dahilinde gösterilmektedir.

1.2.1. Gelişmiş Ülkelere Yapılan Doğrudan Yabancı Yatırımın Belirleyicileri

Geleneksel görüşe göre, doğrudan yabancı yatırımlarda yatırımcı ve ev sahibi ülkenin belirlenmesinde faktör donanımları ve faktör maliyetleri farklılıklarının, özellikle de sermaye faktörünün kıtlığının ve fiyatının belirleyici olduğu belirtilmektedir. Bu görüşe göre daha sermaye- yoğun üretim yapan ülkeler yatırımcı ülke, sermaye faktörüne kıt bir şekilde sahip olan ülkeler ise ev sahibi ülke olarak adlandırılmaktadır. Ancak bu durumun tersinin geçerli olmadığını kanıtlayan bir görüş de bulunmamaktadır (Lipsey, 2000). Bir başka deyişle, doğrudan yabancı yatırım ilişkisinin gelişmiş ülkelere gelişmekte olan ülkelere doğru olmasının zorunlu olduğunu belirten bir çalışma bulunmamaktadır. Ayrıca, gelişmiş ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımlar, 2016 yılında %4,9 oranında artış göstermiş ve parasal değer olarak 1 trilyon USD` i aşarak, tüm doğrudan yabancı yatırım girişleri içinde %59,1`lik payı kendine çekmiştir. (UNCTAD, 2017). Bu noktadan hareketle, bu tez çalışmasında Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, Birleşik Krallık ve ABD`den oluşan G-7 ülke grubuna yapılan doğrudan yabancı yatırımlar, bu yatırımları belirleyen iktisadi değişkenler çerçevesinde panel veri analizi yöntemiyle incelenmektedir. Bu nedenden dolayı bu çalışmanın literatür taraması için gelişmiş ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımların belirleyicilerini panel veri analizi kullanarak inceleyen çalışmalara yer verilmiştir.

Piteli (2010) çalışmasında, Avustralya, Avusturya, Belçika, Kanada, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, İrlanda, İtalya, Japonya, Hollanda, Portekiz, İspanya, İsveç, BK ve ABD olmak üzere gelişmiş 17 OECD ülkesi, AB üyesi olan ve AB üyesi olmayan ülkeler olarak alt gruplara ayrılarak, bu ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımların belirleyicileri araştırılmıştır. 1972-2000 yılları

arasındaki dönemi, değişkenlerin yıllık verilerini kullanarak inceleyen Piteli (2010), bağımlı değişken olarak aldığı doğrudan yabancı yatırım girişleri ile kişi başına düşen GSYH, reel birim işgücü maliyeti, firmaların gayrisafi faaliyet fazlaları (karları), toplam faktör verimliliği (TFV), cari GSYH ve trend GSYH arasındaki açık, kurumlar vergisi oranı değişkenlerinin ilişkisini sabit etki ve tesadüfi etki panel veri modelleri kullanılarak incelenmiştir. Çalışmanın açıklayıcı değişkenleri, talep- yönlü belirleyiciler ve arz-yönlü belirleyiciler olmak üzere ikiye ayrılmıştır. Kişi başına düşen GSYH ve cari GSYH ve trend GSYH arasındaki açık değişkenleri talep-yönlü belirleyiciler için gösterge değişken; şirketlerin gayrisafi faaliyet fazlaları (karları) ve TFV değişkenleri de arz- yönlü belirleyiciler için gösterge değişken olarak kullanılmıştır. Çalışmanın bulgularına göre TFV, gelişmiş ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde son derece önemli bir değişken olmakla birlikte tüm OECD ülkelerine ve AB üyesi olmayan ülkelere bakıldığında, arz- yönlü belirleyiciler talep- yönlü belirleyicilerden daha önemlidir (Piteli, 2010).

Walsh ve Yu (2010) çalışmasında yükselen ve gelişmiş ekonomilerin birincil, ikincil ve üçüncül sektörlerine yapılan doğrudan yabancı yatırımların belirleyicileri araştırılmaktadır. Çalışmada bağımlı değişken, doğrudan yabancı yatırım girişlerinin nominal GSYH' ya oranı olarak kullanılmış; bağımsız değişken seti olarak da doğrudan yabancı yatırım girişleri üzerinde etkili olduğu düşünülen makroekonomik değişkenler, kurumsal ve kalkınma ile ilgili geniş bir bağımsız değişken seti kullanılmıştır. Çalışmanın bulgularına göre, düşük enflasyon, ekonomik büyüme ve dışa açıklık oranı ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımları arttırmakta ve bu değişkenlerin etkileri gelişmiş ülkeler için daha fazla olmaktadır. Reel döviz kurundaki düşüş ise ikincil sektör yani imalat sektörüne yapılan doğrudan yabancı yatırımları arttırırken üçüncül sektöre yani hizmet sektörüne yapılan doğrudan yabancı yatırımları azaltmaktadır. Buna ek olarak, işgücü piyasasının daha da serbestleşmesi ve finansal derinliğin artması yükselen ekonomilerin ikincil sektörüne yapılan doğrudan yabancı yatırımları arttırmakta ancak bu etki gelişmiş ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımlarda çok görülmemektedir. Yargı bağımsızlığı ve gelişmiş bir altyapı ise her iki ülke grubuna da yapılan doğrudan yabancı yatırımları arttırmaktadır.

Alam ve Shah (2013), 1985- 2009 yılları arasında, Avustralya, Belçika, Kanada, Fransa, İtalya, Japonya, Norveç, İspanya, Birleşik Krallık ve ABD olmak üzere 10 gelişmiş OECD ülkesine yapılan doğrudan yabancı yatırımların belirleyicilerine yönelik bir çalışma yapmışlardır. Bağımlı değişken olarak, bu ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımlar, bağımsız değişkenler olarak da piyasa büyüklüğü, işgücü maliyeti, işgücü verimliliği, kurumlar vergisi, dışa açıklık oranı, politik istikrar, reel efektif döviz kuru, altyapı kalitesi ve enflasyon değişkenleri kullanılmıştır. Model ilk olarak sabit etki panel veri modeliyle tahmin edilmiştir. Sabit etki panel veri modeli tahmin sonuçlarına göre, piyasa büyüklüğü, işgücü maliyeti ve altyapı kalitesi değişkenlerinin bu ülkelere belirtilen dönemde yapılan doğrudan yabancı yatırımlar üzerindeki etkisinin anlamlı olduğu; işgücü verimliliği, kurumlar vergisi, dışa açıklık oranı, enflasyon ve politik istikrar değişkenlerinin bağımlı değişken üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olmadığını bulgulanmışlardır. Anlamlı bulunan değişkenlerin arasındaki nedensellik ilişkisini kısa ve uzun dönemde olmak üzere incelemek amacıyla doğrudan yabancı yatırımlar, piyasa büyüklüğü, işgücü maliyeti ve altyapı kalitesi değişkenlerinin, sırasıyla, bağımlı değişken olarak yer aldığı 4 farklı eşitlik oluşturulup Kao panel eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Test sonuçlarına göre, kısa dönemde piyasa büyüklüğü ile işgücü maliyeti arasında iki yönlü, altyapı kalitesi ile piyasa büyüklüğü ve işgücü maliyetleri arasında tek yönlü nedensellik olduğu bulunmuştur. Uzun dönemde ise işgücü maliyetleri, piyasa büyüklüğü, işgücü maliyetleri ve kurumsal kalite değişkenleri ülkeye yapılan doğrudan yabancı yatırımların dengeye dönmesinde etkili olan faktörler olarak bulgulanmıştır.

Dellis vd. (2017), 21 OECD ülkesine ve bu ülkelerden de Euro parasal alanında yer alan 12 ülkeye yapılan doğrudan yabancı yatırımları belirleyen kurumsal ve iktisadi değişkenleri incelemiştir. Bağımlı değişken olarak ülkeye giriş yapan doğrudan yabancı yatırımların logaritmasını; iktisadi yapının fonksiyonlarını göstermek üzere Küresel Rekabet İndeksi (GCI), Miras (Heritage) ve Fraser Ekonomik Özgürlük İndeksini, politik kurumların etkilerini göstermesi amacıyla da Dünya Bankası tarafından yayınlanan Dünya Yönetişim Göstergeleri (the World Governance Indicators), OECD tarafından yayınlanan enerji, ulaştırma ve iletişime dair kompozit göstergeler, OECD İşgücü Koruma İndeksi (OECD Employment Protection Index) ve işgücü piyasasındaki işleyişi yansıtan ve küresel rekabet

indeksinin alt- indeksi olan indeksler olmak üzere geniş bir bağımsız değişken seti kullanılmıştır. Çalışmanın temel modelinde, doğrudan yabancı yatırım girişlerinin üzerinde nominal GSYH, birim işgücü maliyeti, dışa açıklık oranı ve vergi oranı değişkenlerinin etkisine bakılmıştır. Sonrasında, diğer kontrol değişkenleri modele eklenmiş ve kurulan modeller sabit etki, tesadüfi etki, IV-GMM ve sistem GMM panel veri modelleri kullanılarak tahmin edilmiştir. Çalışmanın sonucunda, Dellis vd. (2017), güçlü bir iktisadi yapı ve kaliteli politik kurumların ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde pozitif yönde etkili olduğunu; birim işgücü maliyeti, dışa açıklık oranı, piyasa büyüklüğü ve vergilendirme değişkenlerinin de etkili olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Saini ve Singhalia (2018), 2004- 2013 yılları arasında 11 gelişmiş ülkeye ve 9 gelişmekte olan ülkeye yapılan doğrudan yabancı yatırımların belirleyicilerini ve bu iki ülke grubuna yapılan doğrudan yabancı yatırımlarda söz konusu belirleyicilerde bir farklılık olup olmadığını statik ve dinamik panel veri modelleri yöntemleri ile incelemişlerdir. Bağımlı değişken olarak ülkeye yapılan net doğrudan yabancı yatırımların GSYH' ya oranını kullanan çalışmada, bağımsız değişken seti ülkenin politik, ekonomik ve ticari faaliyetlerin kolaylaştırılmasına yönelik olarak sınıflandırılmıştır. Ülkenin dış ticaret politikasını temsil eden dışa açıklık oranı, ekonomik yapısını temsil eden teknolojik değişim, etkinlikteki değişim, TFCV değişimi ve ticari faaliyet ortamı ve özgürlük indeksi değişkenlerine ek olarak, gayrisafi sabit sermaye birikimi, faiz oranı farklılıkları ve kriz dönemlerini yansıtmaları için tanımlanmış kukla değişkenler de kullanılmıştır. Çalışmada 4 farklı model kurulmuştur. Modelde yer alan, etkinlikle ilgili değişkenler Fare vd. (1994) tarafından geliştirilen ve Mahlmquist indeks temelinde veri zarflama analizi kullanılarak oluşturulmuştur. Değişkenlerin doğrudan yabancı yatırımlar üzerindeki etkisini tahmin etmek için öncelikle sabit etki ve tesadüfi etki panel veri modelleri kullanılmıştır. Gelişmiş ülkelere uygulanan sabit etki panel veri modeli sonuçlarına göre, GSYH artışı, dışa açıklık oranı ve özgürlük indeksi değişkenleri ülkeye yapılan doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde etkili olmakla birlikte diğer değişkenlerin bağımlı değişken üzerinde bir etkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Dışa açıklık oranı ise 4 farklı modelde de anlamlı bulunmasına rağmen, tüm modellerde aynı işarete sahip değildir. Gelişmekte olan ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımlarda ise etkinlikteki değişim, teknolojiye ilişkin değişim, dışa açıklık oranı ve

gayrisafi sabit sermaye birikimi değişkenlerinin pozitif ve anlamlı; TFCV değişiminin negatif ve anlamlı bir etkisi bulunmuştur. Faiz oranı farklılıkları, GSYH artışı ve özgürlük indeksi değişkenlerinin ise söz konusu ülke grubuna yapılan doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde anlamlı bir etkisi bulunamamıştır. Krizin etkilerini yansıtmak için konulan kukla değişkenin iki ülke grubuna da yapılan doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde anlamlı bir etkisi bulunamamıştır. Statik panel veri model tahmininden sonra, panel Granger testi ile değişkenler arasında iki ülke grubu için de ayrı ayrı olmak üzere nedensellik ilişkisi araştırılmış; sonrasında tek aşamalı GMM dinamik panel veri model tahminine geçilmiştir. Gelişmekte olan ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde bu değişkenin gecikmeli değerlerinin, etkinlikteki değişim, teknolojik değişim ve özgürlük indeksinin pozitif yönde etkili olduğu; gelişmiş ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımların belirlenmesinde ise gayrisafi sabit sermaye birikimi, dışa açıklık oranı, GSYH artışı ve etkinlikle ilgili değişkenlerin etkili olduğu belirtilmiştir. İki aşamalı GMM sonuçlarına göre ise, gayrisafi sabit sermaye birikimi, dışa açıklık, etkinlikteki değişim ve kriz kukla değişkeni ve teknik değişimin cari düzey değeri değişkenleri doğrudan yabancı yatırım girişleri üzerinde etkili değişkenler olduğu belirtilmektedir.

Bu tez çalışmasının temel iktisadi sorusu, bir risk göstergesi olarak addedilen döviz kuru oynaklığının G-7 ülkelerine yapılan net doğrudan yabancı yatırım girişleri üzerinde etkili olup olmadığının belirlenmesidir. Bu araştırma sorusu dahilinde, bir sonraki bölümde, literatürde döviz kuru oynaklığının doğrudan yabancı yatırımlar üzerindeki etkisini inceleyen çalışmalar gösterilmektedir.

1.2.2. Döviz Kuru, Döviz Kuru Oynaklığı ve Doğrudan Yabancı Yatırımlar Arasındaki İlişkiyi İnceleyen Çalışmalar

1970'li yıllarda Bretton Woods sisteminin bırakılmasının ardından birçok ülke sabit döviz kuru rejimini terk ederek dalgalı döviz kuru rejimi uygulamasına geçmiştir. Uluslararası ekonomide oldukça önemli olan bu geçiş ülkelerin ekonomilerini bireysel olarak etkilediği gibi ülke firmalarının yabancı ülkelere yapmak istedikleri yatırım kararlarında da etkili olmuştur. Sabit döviz kuru rejiminden dalgalı döviz kuru rejimine geçiş, döviz kurlarının gelecekteki değerlerine ilişkin belirsizliği de beraberinde getirmiştir. Döviz kurundaki belirsizliğin ve içerdiği riskin

doğrudan yabancı yatırımların belirlenmesi üzerinde önemli olduğunun görülmesi sonucunda, özellikle 1980'li yıllarda bu alanda yapılan ampirik çalışmaların sayısında göze çarpan bir artış yaşanmıştır.

Ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımların belirleyicileri yazınındaki başat çalışmalardan biri olan Blonigen (2005)'e göre, döviz kuru doğrudan yabancı yatırımların önemli belirleyicilerinden biri olmakla birlikte, döviz kurunun doğrudan yabancı yatırımlar üzerindeki etkisini inceleyen çalışmalarda kullanılan modellerin çoğunda döviz kurundaki oynaklığını da içerilmektedir. Bunun nedeni, doğrudan yabancı yatırımları gerçekleştiren çok uluslu şirketlerin, yatırımların döviz kuru riski içermesi nedeniyle, yatırımdan kaçınma ya da yatırımları çeşitlendirme yoluna gitme davranışlarını sergileyebilmesidir. Döviz kurunda içerilen risk ise döviz kurundaki oynaklığa bakılarak öngörülebilir. Bu nedenle, öncelikle döviz kuru ve/veya döviz kuru oynaklığı ile doğrudan yabancı yatırımlar arasındaki ilişkiyi inceleyen başlıca çalışmalara değinilecek; sonrasında ise bu ilişkiyi panel veri analizi kullanarak araştıran başlıca çalışmalar gösterilecektir.

Döviz kuru ile doğrudan yabancı yatırımlar arasındaki ilişkinin araştırıldığı erken dönem çalışmaların hipotezi, döviz kurlarındaki hareketlerin doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde bir etkisi olmadığı yönündeydi (Blonigen, 2005). Froot ve Stein (1991) çalışması bu bağlamda, söz konusu ilişkinin varlığını gösteren ilk çalışmadır. 1974- 1985 yılları arasında 15 ülkeden ABD' ye yapılan doğrudan yabancı yatırımlar ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi inceleyen Froot ve Stein (1991), döviz kurlarındaki hareketlerin doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde negatif yönlü ve anlamlı bir etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ev sahibi ülkenin para birimi, yatırımcı ülkenin parasına karşı değer kaybettiğinde, ev sahibi ülkeye yapılan doğrudan yabancı yatırımlarda artış görülmektedir. 1979- 1991 yılları arasında 7 ülkeden ABD'ye yapılan doğrudan yabancı yatırımlar ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi inceleyen bir diğer çalışma da Klein ve Rosengreen (1994) tarafından yapılmış ve Froot ve Stein (1991) ile benzer sonuçlara ulaşılmıştır.

Doğrudan yabancı yatırımların içerdiği batık maliyet ve döviz kurundaki oynaklığın yüksek olması potansiyel yatırımcının riskten kaçınma davranışını tetikleyebilir (Kiyota ve Urata (2004). Bu açıdan bakıldığında, döviz kuru oynaklığı

ile doğrudan yabancı yatırımlar arasındaki üzerine geliştirilen teorilerin, üretim esnekliği teorisi ve riskten kaçınma teorisi olma üzere iki başlık altında incelendiği görülmektedir (Goldberg ve Kolstad, 1995; Bianco ve Loan, 2017). Bu iki teori, şirketlerin yabancı bir piyasaya yatırım kararları üzerinde döviz kuru oynaklığının etkisini, riskten kaçınan şirketlerin ve riske duyarsız şirketlerin davranışları çerçevesinde incelemektedirler. Riske duyarsız şirketler, herhangi bir anda piyasaya girebilen ya da piyasadan çıkabilen ve söz konusu piyasadan çıkışı halinde oluşacak batık maliyete katlanan şirketlerdir. Kohlhagen (1977), Itagaki (1981) ve Cushman (1985, 1988) belirtilen ilişkiyi, riskten kaçınan şirketlerin, döviz kuru riskinin yapacakları yatırım üzerindeki etkisini incelemekte; Dixit (1989 a,b), Aizenman (1992), Campa (1993) ve Dixit ve Pindyck (1994) ise aynı ilişkiyi riske duyarsız şirketlerin yatırım kararları temelinde incelemektedirler.

Cushman (1985), döviz kuru belirsizliği ve doğrudan yabancı yatırımlar arasındaki ilişkiyi, ABD' den Fransa, Almanya, Kanada, Japonya ve Birleşik Krallık' a yapılan yatırımlar kapsamında, 1963- 1978 yılları arasında, yıllık veriler kullanarak incelemiştir. Ev sahibi ülke parasının değer kaybetmesi, yatırım yapan şirket lehine, sermaye maliyetlerinde düşüşü ve bu sayede doğrudan yabancı yatırımlarda artışı sağladığı görülebilir. Ancak, sermaye maliyetlerinde elde edilen düşüş, aynı zamanda girdi maliyetlerindeki artış, üretim verimliliğindeki değişim ya da ürün fiyatındaki değişimler nedeniyle bertaraf edilebilir. Cushman (1985), bu sorunsal çerçevesinde, şirketlerin üretim yerlerini ve girdi tedarik yerlerini yurt içi ya da yurt dışında belirlemeleri temelinde olmak üzere dört durumu incelemiştir. Havuzlanmış regresyon kullanılarak yapılan çalışmanın bulgularına göre, reel döviz kurunda aşağı yönde bir hareket beklentisi doğrudan yabancı yatırımları arttırmakta; ancak bu artış incelenirken girdi ve ürün fiyatlarındaki ve verimlilikteki değişimler de göz önünde tutulmalıdır.

Dixit (1989a, b) çalışmasında döviz kuru oynaklığının bir şirketin yabancı piyasaya giriş ve bu piyasadan çıkış kararı üzerindeki etkisini incelemektedir. Dixit (1989a, b), döviz kurlarındaki hareketin Brownian hareketiyle modellenebilecek stokastik bir sürece sahip olduğunu belirtmektedir. Çalışmaya konu olan riske duyarsız şirketlerin, belirli bir dönemde piyasaya girebilmesi, piyasadan çıkabilmesi ya da döviz kurlarındaki hareketin dengeye dönmesi için bekleyebilmesi modele

dinamik bir yapı kazandırmakla birlikte, bekledikleri sürenin fırsat maliyetinin piyasaya giriş maliyetinden fazla olduğu noktada yatırım kararı almaktadırlar (Campa, 1993). Bu bağlamda, Dixit (1989a, b), riske duyarsız şirketlerin yatırım kararı almadan önceki bekleme süreçlerinde, döviz kurundaki oynaklığının etkili olduğu ve bu şirketlerin yatırım kararları üzerinde caydırıcı etkisi olabileceğini belirtmiştir.

Üretim esnekliği teorisinden hareketle, Aizenman (1992) şirketlerin, kendi ülkelerine özgü şoklardan dolayı risklerini çeşitlendirmek amacıyla farklı ülkelerde yatırım yaptıklarını belirtmekte ve sabit ve esnek döviz kuru rejimlerinin yurt içi ve yabancı yabancı yatırım üzerindeki etkisini Phillips eğrisinin varlığında araştırmaktadır. Çalışmanın bulgularına göre, riske duyarsız şirketler reel döviz kurunda düşüş görülen ülkedeki kurun oynaklığı arttıkça bu ülkeye yatırımlarını arttırmakta, böylece yalnızca kendi ülkesinde üretim yapması durumunda elde edeceği kardan fazlasını elde etmektedir (Aizenman, 1992).

Campa (1993), döviz kuru oynaklığı ile doğrudan yabancı yatırımlar arasındaki ilişkiyi Dixit (1989a, b) modeli temelinde inceleyen çalışmalardan biridir. Modelde, 1981- 1987 yılları arasında, ürünlerini kendi ülkesinde üreten ve ABD`de satan 768 şirket çapında bir örneklem kullanılmış; şirketler ABD piyasasına giriş yapan şirket sayısı olarak en büyükten en küçüğe olmak üzere 7 ülke belirlenerek sıralanmıştır. Şirketlerin ait oldukları bu ülkeler, sırasıyla, Japonya, Birleşik Krallık, Almanya, Fransa, Kanada, İsveç ve Güney Kore`dir. Modelin bağımlı değişkeni, belirli bir yılda bir sektöre giriş yapan şirket sayısı olarak belirlenmiş ve bu değişken sektöre giriş yapan şirket sayısının 0`dan 40`a kadar değerler aldığı bir değişken olarak tanımlanmıştır. Modelin bağımsız değişkenleri ise, döviz kuru düzeyi, döviz kuru beklentisi değişkenleri, batık maliyet değişkenleri ve işgücü maliyetidir. Döviz kuru, iki ülke arasındaki temel yılı 1980 olan döviz kuru indeksi olarak tanımlanmış, kurdaki beklentiler için de bu değişkenin ortalaması ve standart sapması kullanılmıştır. Batık maliyet değişkenleri olarak, ABD`de sektörde yer alan tüm şirketlerin sabit varlıklarının net varlıklara oranı ve yine ABD`deki tüm şirketlerin reklam harcamalarının medya harcamalarına oranı değişkenleri kullanılmıştır. Değişken maliyeti temsil eden değişken de ülkeler arası yıllık birim işgücü maliyeti indeksidir. Farklı değişkenler ile kurulan modeller ile tüm ülke grubunun kullanıldığı

ve ülkelerin ayrı ayrı ele alındığı Tobit modellerin tahminleri yapılmıştır. Tahmin edilen model sonuçlarına göre, Campa (1993), döviz kurunun yatırımlar üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu ancak döviz kurundaki oynaklığın, riske duyarsız şirketlerin piyasaya girmeden önceki bekleme süreleri ve doğrudan yabancı yatırımlarda içerilen batık maliyetin bu firmaların yatırım kararları üzerinde negatif etkide bulunduğunu ifade etmektedir.

Goldberg ve Kolstad (1995), döviz kuru oynaklığının doğrudan yabancı yatırımlar üzerindeki etkisini, 1978- 1981 yılları arasında ABD'den Kanada, Japonya ve Birleşik Krallık'a yapılan ve bu ülkelerden ABD'ye yapılan yatırım olmak üzere iki taraflı olarak ve kısa dönemde geçerli olmak üzere incelemiştir. Çalışmada döviz kuru oynaklığı, döviz kuru serisinin standart sapması olarak alınmış ve ülkelerin karşılıklı olarak birbirlerinden sağladıkları ve birbirlerine yaptıkları doğrudan yabancı yatırım akımları olmak üzere iki farklı regresyonda kullanılmıştır. Veriler çeyrek dönemlik olarak kullanılmıştır. Riskten kaçınan şirketler için üretim yeri önemliyken, riske duyarsız şirketler, döviz kurundaki hareketlerin beklenen üretim maliyetlerinin etkilememesi varsayımı altında üretim yeri seçiminde duyarsızlardır (Goldberg ve Kolstad, 1995). Çalışmada, reel döviz oynaklığı, reel talepte görülen şoklar ve döviz kurları ve reel talep şokları arasındaki korelasyon, söz konusu ilişkinin incelenmesi için kullanılmıştır. Goldberg ve Kolstad (1995)'a göre, firma riske duyarsız bir şirket ise, döviz kurlarındaki oynaklığının yatırım üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmamakla birlikte, firmanın riskten kaçınan bir şirket olması durumunda reel döviz kurundaki oynaklık ve reel ihracat talebi arasındaki korelasyonun negatif olmaması koşulu altında, kurlardaki oynaklık yabancı piyasadaki üretimi arttıracaktır. Bir başka deyişle, reel talep şokları ve reel döviz kuru arasında pozitif yönlü bir korelasyon var ise, kısa dönemde, döviz kuru oynaklığı doğrudan yabancı yatırımları arttırmaktadır.

Bailey ve Tavlas (1991), ABD'nin 1976:1 ve 1986:1 arasındaki denetimli dalgalanan kur politikası uyguladığı dönemde, kısa ve uzun dönemde döviz kuru hareketlerinin ticaret ve doğrudan yabancı yatırımlar üzerindeki etkisini regresyon denklemleri kurarak incelemiştir. Stok uyarlaması modeli kullanan Bailey ve Tavlas (1991), çalışmasında, bağımlı değişken olarak reel doğrudan yabancı yatırım girişleri; bağımsız değişken seti olarak da bağımlı değişkenin bir dönem gecikmeli değeri, öngörülen reel GSYH, kısa dönem döviz kuru oynaklığı, uzun dönem

dengeden sapmalar, petrol şokunu temsil eden bir kukla değişken, ABD'nin ticaret yaptığı başlıca ortakları ile faiz oranı farklılıkları ve göreceli ihracat fiyatları kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda, kısa dönem oynaklığın ve uzun dönem dengeden sapmaların doğrudan yabancı yatırım üzerinde, belirtilen dönemde ve uygulanan denetimli dalgalanan kur politikası zamanında caydırıcı bir etkisi bulunamamıştır.

Görg ve Wakelin (2002) çalışmasında, 1983- 1995 yılları arasında, Amerika Birleşik Devletleri (ABD)'nin 12 gelişmiş ülkeye yaptığı ve bu ülkelerden çektiği doğrudan yabancı yatırımlar ile döviz kuru düzeyi, döviz kuru oynaklığı ve döviz kuru beklentisi arasındaki ilişki panel veri analizi yöntemiyle incelenmektedir. Çalışmada, döviz kurundaki oynaklığın, söz konusu dönem ve ülke grubu için, ne ABD'den 12 OECD ülkesine yapılan ne de bu ülkelerden ABD'ye yapılan DYY üzerinde bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Chakrabarti ve Scholnik (2002), 1982- 1995 yılları arasında ABD'den, gelişmiş 20 OECD ülkesine yapılan doğrudan yabancı yatırım girişleri ile döviz kuru hareketleri arasındaki ilişkiyi en küçük kareler, genelleştirilmiş en küçük kareler ve panel veri modelleri kullanarak karşılaştırmalı olarak incelemişlerdir. Çalışmadaki bağımlı değişken, her birine yapılan yıllık doğrudan yabancı yatırım, bağımsız değişkenler ise ülkelerin bir önceki yıla ait aylık döviz kuru devalüasyonunun ortalaması, standart sapması ve basıklığıdır. Sabit etki ve tesadüfi etki panel veri modelleri uygulanarak yapılan analizlerin bulguları birbiriyle aynıdır. Analiz sonuçlarına göre, bir önceki yılda ülkenin para biriminde yaşanan devalüasyonun ne ortalamasının ne de oynaklığının doğrudan yabancı yatırım girişleri üzerinde bir etkisi olmadığı; değişkenin basıklığının ise doğrudan yabancı yatırım üzerinde önemli ölçüde etkisi olduğu gösterilmektedir. Genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi kullanılarak yapılan analiz sonucunda ise en küçük kareler, sabit etki ve tesadüfi etki panel veri model sonuçlarının aksine bağımsız değişkenin ortalamasının doğrudan yabancı yatırım girişleri üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bağımsız değişkenin basıklığı her dört analiz sonucunda da anlamlı bulunmuştur. Çalışmada, değişkenin ortalaması ve standart sapması, çalışmada kullanılan 3 yöntemde de anlamsız çıkmasına rağmen, değişkenin basıklığının

yapılan tüm analizlerde anlamlı bulunmasını, yatırımcıların küçük şoklara karşı kendilerini ayarlayabildiği, büyük şoklara karşı farklı davrandıklarını göstermektedir.

Crowley ve Lee (2003) çalışmasında, 1980- 1998 yılları arasında, 18 OECD ülkesinden (Avustralya, Avusturya, Belçika, Kanada, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, İtalya ve Japonya) ABD'ye yapılan ve ABD'den bu ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırım giriş ve çıkışları ile döviz kuru oynaklığı arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışmada reel döviz kuru oynaklığı serisi, ülkeler arasındaki reel döviz kuru serilerinin GARCH (1,1) ile modellenerek koşullu varyansları elde edilerek modele dahil edilmiştir. Çalışmadaki diğer açıklayıcı değişkenler ise reel GSYH, reel GSYH' daki oynaklık, reel döviz kuru, faiz oranı, faiz oranı oynaklığı, çıktıdaki büyüme, döviz kuru ve çıktı değişkenlerinin birinci sıra farklarıdır. Çalışmada kullanılan bağımsız değişkenler logaritması alınarak kullanılmaktadır. Söz konusu çalışmaya göre, döviz kuru oynaklığı ile doğrudan yabancı yatırımlar arasındaki negatif yönlü, anlamlı fakat zayıf bir ilişki olmakla birlikte bu durum ülkelere göre farklılaşmaktadır. Crowley ve Lee (2003), bu bulguyu, doğrudan yabancı yatırım ile döviz kuru arasındaki ilişkinin bir eşik değere sahip olabileceğini; döviz kuru oynaklığı görece olarak küçükse doğrudan yabancı yatırım üzerindeki etkisinin zayıf ya da hiç olmayabileceği, fakat döviz kuru oynaklığı yüksekse iki değişken arasındaki ilişki güçlü olabileceği yorumuyla açıklamaktadır.

Ricci (2006), döviz kuru oynaklığının küçük ve büyük ülkelere giriş yapan net doğrudan yabancı yatırımlar üzerindeki etkisini kümelenme ekonomileri bağlamında incelemiştir. Yazarın, küçük ve büyük ülke olarak kullandığı kavram, küçük ve büyük parasal alanlar anlamında birbirlerinin yerine kullanılabilir. Ricci (2006), çalışmasının sorusu, kısa dönem fiyat yapışkanlığı varsayımı altında döviz kuru oynaklığının doğrudan yabancı yatırımlar üzerindeki etkisi vasıtasıyla kümelenme ekonomilerini nasıl etkilediğidir. Çalışmada 1977- 1997 yılları arasında sanayileşmiş 17 OECD ülkesine yapılan net doğrudan yabancı yatırım girişleri/GSYH değişkeni üzerinde nominal efektif döviz kuru oynaklığının etkisi araştırılmakta olup, yatırım/GSYH, dışa açıklık oranı, reel işgücü maliyetlerinin artış oranı kontrol değişkenleri seti olarak kullanılmıştır. Oynaklık değişkeni olarak aylık nominal efektif döviz kurundaki büyüme oranının bir yıl ve üç yıl standart sapması kullanılmıştır. Çalışmanın ampirik kısmında, parasal alanın (ülkenin) büyüklüğüne bağlı olarak

döviz oynaklığının etkisini analiz etmek için dört farklı model kurulmuştur. Çalışmaya konu olan ülkelerden, büyük parasal alan dahilinde Avusturya, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, Hollanda, Birleşik Krallık ve ABD; küçük parasal alan dahilinde ise Avustralya, Belçika, Kanada, Finlandiya, Yunanistan, İrlanda, Norveç, Portekiz ve İspanya tanımlanmıştır. Bu ülkeler, ürün çeşitliliği fazla olan ve monopol gücü olan ülkeler olduğu için araştırmanın hipotezine uygundur (Ricci, 2006). Çalışmada, uzun dönemde, döviz kuru oynaklığının küçük ülkelere giren net doğrudan yabancı yatırım üzerinde negatif; büyük ülkelere giren net DYY üzerinde pozitif etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Bianco ve Loan (2017) çalışmasında 1990- 2012 yılları arasında 10 Latin Amerika ülkesine yapılan doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde fiyat oynaklığının ve döviz kuru oynaklığının etkisinin olup olmaması incelenmektedir. Çalışmanın bağımlı değişkeni doğrudan yabancı yatırım girişi/ GSYH; açıklayıcı değişkenleri ise (logaritmik) fiyat oynaklığı, (logaritmik) reel döviz kuru oynaklığı, ülkelere ait kurumsal kalite için tanımlanmış bir proxy, kişi başına gelir, beşeri sermaye (okuma yazma oranı), altyapı gelişmişliği (telefon kablolarının sayısı) dir. Reel döviz kuru oynaklığı ve fiyat oynaklığı değişkenleri için proxy olarak, GARCH (1,1) yöntemiyle elde edilen, serilerin koşullu varyansları kullanılmıştır. Modelin tahmininde statik sabit etki panel veri analizi kullanılmıştır. Çalışmada, reel döviz kuru oynaklığının doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde negatif ve anlamlı bir etkisi olduğu; fiyat oynaklığının ise hem istatistiksel olarak anlamsız olduğu hem de iktisadi beklentilerle uyumlu bir işarete sahip olmadığı belirtilmiştir. Modelde yer alan diğer açıklayıcı değişkenlerden bu ülke grubuna giriş yapan doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde dışa açıklık ve beşeri sermaye değişkenlerinin pozitif ve anlamlı bir etkisi vardır. Kurumsal kalitenin, altyapının gelişmişlik düzeyi ve piyasa büyüklüğünü temsil eden kişi başına gelir değişkenlerinin ise hem anlamsız hem de negatif işaretli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Döviz kuru oynaklığının doğrudan yabancı yatırımlar üzerindeki etkisini inceleyen çalışmaların birçoğunda doğrudan yabancı yatırımları etkileyen değişkenlerdeki örüntüleri belirlemek için, genellikle, ülkeler arasındaki iki taraflı doğrudan yabancı yatırım akımları ve/veya stoku temelinde analizler de yapılabilir. Ancak iki taraflı doğrudan yabancı yatırım analizlerinde kullanılan değişkenler daha

çok yatay doğrudan yabancı yatırımları amaçlayan şirket davranışlarını yakalamakta etkilidirler. Dikey doğrudan yabancı yatırımların belirleyicileri için başka denklemlere ihtiyaç duyulmaktadır (Blonigen & Piger, 2014). Bu çalışmada ise net doğrudan yabancı yatırım girişleri akım değişken olarak ve toplulaştırılmış olarak incelenmektedir. Bir başka deyişle, doğrudan yabancı yatırımların amaçları ve çeşitleri ya da şirket ve sektör sınıflandırmaları olmadan, ülkeye giriş yapan net doğrudan yabancı yatırımlar akım değişken olarak ve toplam parasal büyüklük bazında incelenmektedir.

Bu çalışmada döviz kuru oynaklığının net doğrudan yabancı yatırım girişleri üzerindeki etkisi G-7 ülkeleri çerçevesinde, 1996:1 ve 2017:1 arasındaki çeyrek dönemleri kapsayacak şekilde panel veri analizi kullanılarak araştırılmaktadır. Çalışmada tüm değişkenlere yönelik toplulaştırılmış veriler kullanılmakta ve döviz kuru oynaklığı serisi Cermeño ve Grier (2006) panel GARCH yönteminden elde edilmektedir. Çalışmanın izleyen bölümünde oynaklık modellemesinde kullanılan çok değişkenli GARCH modelleri gösterildikten sonra Cermeño ve Grier (2006) panel GARCH modelinin teorik yapısına değinilmekte ve oynaklık serilerinin nasıl elde edildiği gösterilmektedir.



İKİNCİ BÖLÜM

OYNAKLIK MODELLEMESİNDE KULLANILAN BAŞLICA YÖNTEMLER

2.1. Çok Değişkenli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri

Tek değişkenli genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans modellerinin, çok değişkenli genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (MGARCH) modellerine genişletilmesi, birbirleriyle korelasyonlu olması muhtemel değişkenlerin eş zamanlı hareketlerini tahmin etmek ve ilişkili değişkenlerin birindeki oynaklığın diğer değişkenlere aktarma etkisini modelleyebilme ihtiyacı temelinde geliştirilmiştir (Enders, 2010: 165).

Tek bir zaman serisindeki oynaklığı modelleyen ilk çalışma Engle (1982) tarafından yapılmış ve otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modellemesi şeklinde tanımlanmıştır.

$$g_t = \mu + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots; T \quad (2.1)$$

Eşitlik (2.1)' de, $t = 1, \dots; T$ olmak üzere t zaman boyutunu, g_t t anında gözlemlenen getiriyi, μ , g_t serisinin ortalamasını, ε_t de kalıntıları göstermektedir. ARCH modellerinin kalıntılarının varyans süreçleri tespit edilirken kalıntıların $\varepsilon_t = \sqrt{h_t}Z_t$ oldukları varsayılmaktadır. h_t , t anındaki koşullu varyansı ve Z_t de sıfır ortalama ve birim varyansa sahip bağımsız ve normal dağılıma sahip stokastik süreci göstermektedir. Bu varsayımlar doğrultusunda varyans süreci, Eşitlik (2.2)' deki gibi tanımlanmaktadır.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{z=1}^q \alpha_z \varepsilon_{t-z}^2 + u_t \quad (2.2)$$

Eşitlik (2.2)' de yer alan p , ε_{t-z}^2 'nin α_z ile çarpımının gecikmesini göstermektedir. Modelin parametre üzerindeki kısıtları $\alpha_0 > 0$ ve $\alpha_z \geq 0, z > 0$ olacak şekilde tanımlanmıştır.

Kalıntıların stokastik yapıları Eşitlik (2.2) temelinde belirlenmektedir. ARCH modelinde, negatif ve pozitif şokların oynaklık üzerindeki etkilerinin simetrik olduğu varsayılmaktadır. Bu varsayımın gerçeği yansıtmaması ve modelin çok sayıda parametre tahminini içermesi gibi özellikleri de ARCH modelinin zayıf yönleridir.

ARCH modellerinin belirtilen zayıf yönlerinin varlığı, Bollerslev (1986) çalışmasında genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) modelinin geliştirilmesini sağlamıştır. GARCH modelinin koşullu varyans denklemi aşağıdaki gibi belirlenmiştir:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{z=1}^p \alpha_z \varepsilon_{t-z}^2 + \sum_{z=1}^q \beta_z \sigma_{t-z}^2 + \kappa_t \quad (2.3)$$

Eşitlik (2.1)' deki μ ortalama serisi bir sabit olarak modellenebileceği gibi p ve q gecikmelerine sahip bir ARMA süreci olarak da modellenebilir. Eşitlik (2.3)' te α_0 uzun dönemdeki varyansı, eşitliğin ikinci terimi $z=1, \dots, p$ olmak üzere p gecikmeye sahip ε_{t-z}^2 'lerin α_z ile ağırlıklandırılmış çarpımlarının toplamını göstermek üzere hareketli ortalama sürecini, eşitliğin üçüncü terimi ise $z=1, \dots, q$ olmak üzere q gecikmeye sahip σ_{t-z}^2 'lerin β_z ile ağırlıklandırılmış çarpımlarının toplamını gösteren otoregresif süreci göstermektedir. Bu çerçevede, Eşitlik (2.3) 'te gösterilen GARCH (p,q) modelinin parametre kısıtları $\alpha_z > 0$ ve $\beta_z > 0$ olacak şekilde tanımlanmıştır.

Literatürde en sık kullanılan GARCH modeli GARCH (1,1) modelidir. GARCH (1,1) modelinde koşullu varyans matrisi uzun dönem ortalama varyans oranı, V_L ve σ_{t-1} ve ε_{t-1} olarak gösterilen gecikme terimleri kullanılarak hesaplanmaktadır. GARCH (1,1) modelinin koşullu varyans modeli Eşitlik (2.4)' te gösterildiği gibidir. Eşitlik (2.4)' te yer alan γ, α, β katsayı ağırlıklarını göstermektedir ve toplamalarının 1' e eşit olma kısıtı vardır.

$$\sigma_t^2 = \gamma V_L + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (2.4)$$

GARCH (1,1) modeli σ_t^2 'nin, ε_t^2 ve varyans oranı σ_{t-1}^2 nin en yakın geçmiş gözlemi olduğunu göstermektedir.

Tek değişkenli GARCH modelleri tek bir zaman serisindeki oynaklığı modelleyebilirken birden çok değişkenin birlikte hareketinin etkisini gösterememektedir. Bu noktadan hareketle geliştirilen çok değişkenli model yapıları birden çok serinin birlikte hareketini ve birbirlerine olan bağımlılıklarının incelenebildiği MGARCH modelleri olarak adlandırılmaktadır.

MGARCH modellemesindeki ilk adım uygun ortalama modelinin belirlenmesidir. Uygun modelin kalıntılara ait koşullu varyans ve kovaryans yapılarını içerecek şekilde esnek olması, aynı zamanda da modelin boyutunun artmasıyla birlikte artan model parametreleri nedeniyle model spesifikasyonunda tahminleri ve tahmin sonucunda elde edilen parametrelerin yorumlanmasını sağlayacak kadar basit olabilmesi beklenmektedir. Ancak, modelin basit tutulması beklenirken parametre sayılarının azaltılması ve böylece kovaryans matrisindeki yapıları yakalamakta yetersiz kalınabilmesinin önüne geçilmelidir. Dolayısıyla, model kurulurken modelin basitliği ve modelin esnekliği arasındaki dengenin iyi kurulmasına özellikle dikkat edilmelidir. MGARCH modellerinde diğer bir kısıt da kovaryans matrisinin pozitif tanımlı olması gerekliliğidir.

MGARCH modelleri genel olarak koşullu kovaryans modelleri ve koşullu kovaryans ve korelasyon modelleri olmak üzere iki başlık altında incelenebilir.

2.1.1. Koşullu Kovaryans Modelleri

2.1.1.1. VEC/ DVEC- GARCH

İlk MGARCH modeli, Bollerslev, Engle ve Woolridge tarafından 1988 yılında geliştirilmiştir ve VEC- GARCH modelleri olarak adlandırılmaktadır.

VEC modelinde, her bir koşullu varyans ve kovaryans gecikmeli varyans ve kovaryansların, gecikmeli karesel getirilerin ve getirilerin çapraz çarpımlarına eşittir. Model Eşitlik (2.5) 'te gösterilmektedir.

$$vech(H_t) = c + \sum_{j=1}^q A_j vech(\varepsilon_{t-j} \varepsilon'_{t-j}) + \sum_{j=1}^p \pi_j vech(H_{t-j}) \quad (2.5)$$

Burada, R değişken sayısını göstermek üzere, $vech(\cdot)$ simetrik bir $R \times R$ boyutlu koşullu kovaryans matrisinin alt üçgende kalan kısmını $(R \times (R+1)/2) \times 1$ boyutlu bir vektöre çevirmektedir. H_t , kalıntıların kovaryans matrisini, t , t . Zaman serisi gözlemini, c , $R(R+1)/2 \times 1$ boyutlu vektörü, A_j ve π_j de $R(R+1)/2 \times R(R+1)/2$ boyutlu parametre matrisini ve ε da $R \times 1$ boyutlu vektörü göstermektedir.

H_t matrisinin tüm t ler için pozitif tanımlı olması koşulu bu model için sınırlayıcı değildir. Modelin bir diğer özelliği de çok fazla sayıda hesaplama gerektirmesidir.

Bollerslev vd. (1988) tarafından geliştirilen DVEC (Köşegen- VEC) modeli VEC modelinin sınırlandırılmış şeklidir. Model, Eşitlik (2.5) 'te yer alan A_j ve π_j nin köşegen matris olduklarını ve böylelikle de H_t nin tüm t ler için pozitif tanımlı olmasını sağladığını varsaymaktadır. Aynı zamanda, tahmin süreci VEC modeline kıyasla daha yumuşak olmaktadır. Ancak, DVEC modeli $(p+q+1) \times R \times (R+1)/2$ parametre sayısı ile oldukça sınırlıdır ve varyans ve kovaryanslar arasındaki etkileşimi göz ardı etmektedir.

2.1.1.2. BEKK- GARCH

Baba, Engle, Kraft ve Kroner (1990) tarafından geliştirilen BEKK- GARCH modeli, koşullu varyans matrisi H_t nin pozitif tanımlılığını sağlamak için yeniden parametrelendirilmesi yapılarak elde edilmiştir. Bu model de VEC modelinin sınırlandırılmış şeklidir.

BEKK- GARCH modeli Eşitlik (2. 6) 'da gösterilmektedir.

$$H_t = CC' + \sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^K A'_{kj} \varepsilon_{t-j} \varepsilon'_{t-j} A_{kj} + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^K \pi'_{kj} H_{t-j} \pi_{kj} \quad (2.6)$$

A_{kj}, π_{kj} ve C matrisleri $R \times R$ boyutlu parametre matrisleri ve C alt üçgen matristir. Sabit terim, H_t nin pozitif yarı-tanımlı olmasını sağlamak amacıyla iki üçgen matrisin çarpımı olarak ayrıştırılmıştır. K , sürecin genelleştirilebilmesi için kullanılan toplam limittir. $K > 1$ olduğunda, modelin aynı temsiliyi sunan sadece tek bir parametrelendirme olması nedeniyle belirlenme sorunu ortaya çıkabilir.

BEKK-GARCH modeli matrislerin transpozunun alınması nedeniyle tahminlere yönelik çok fazla hesaplama gerektirmektedir. BEKK-GARCH modelinde tahmin edilen parametrelerinin sayısı $(p + q)KR^2 + R(R + 1)/2$ ye eşittir. Buna ek olarak, BEKK-GARCH modeli parametrelerde doğrusal olmadığı için modelin yakınsaması zordur. Ancak, bu modeli güçlü kılan yapısı, H_t matrisinin pozitif tanımlılığını her zaman sağlamasıdır.

2.1.2. Koşullu Varyans ve Korelasyon Modelleri

2.1.2.1. CCC- GARCH

Bollerslev (1990) tarafından geliştirilen Sabit Koşullu Korelasyon (CCC) modellerinde, koşullu korelasyon matrisi tahmin edilmekte ve koşullu kovaryans matrisi dolaylı olarak modellenenilmektedir. Bu modelin varsayımı, koşullu varyanslar değişirken koşullu korelasyonların sabit olmasıdır.

Sabit koşullu korelasyon (CCC) modelinin çekici tarafı, basitleştirilmiş tahmin ve çıkarsamayla ilişkilidir (Bollerslev, 1990).

Modelin log- olabilirlik fonksiyonu,

$$\begin{aligned} L(\theta) &= -\frac{TR}{s} \log 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\log |D_t \Gamma D_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \epsilon_t' (D_t \Gamma D_t)^{-1} \epsilon_t) \\ &= -\frac{TR}{2} \log 2\pi - \frac{T}{2} \log |\Gamma| - \sum_{t=1}^T \log |D_t| - \frac{1}{2} \sum_{g=1}^G \tilde{\epsilon}_t' \Gamma^{-1} \tilde{\epsilon}_t \end{aligned} \quad (2.7)$$

olarak tanımlanmıştır. Eşitlik (2.7)' de D_t koşullu kovaryans matrisi ve $\tilde{\epsilon}_t = D_t^{-1} \epsilon_t$ $R \times 1$ boyutlu standartlaştırılmış kalıntıların vektörüdür. ϵ_t nin $\tilde{\epsilon}_t$ 'ye dönüştürülmesiyle elde edilen Jakobian terimi, olabilirlik fonksiyonu zamanla değişmeyen kovaryans matrisiyle birlikte koşullu olan $\tilde{\epsilon}_t$ 'nin olabilirlik fonksiyonuna eşittir (Bollerslev, 1990).

2.1.2.2. DCC- GARCH

Engle (2002) tarafından geliştirilen Dinamik Koşullu Korelasyon (DCC) modeli Bollerslev (1990) tarafından geliştirilen CCC modelinin genelleştirilmiş şeklidir. Modelde,

$$H_t = D_t G_t D_t \quad (2.8)$$

$$D_t = \text{diag}(h_{11t}^{1/2}, \dots, h_{RRt}^{1/2}) \quad (2.9)$$

$$G_t = \text{diag}(q_{11t}^{1/2}, \dots, q_{RRt}^{1/2}) Q_t (q_{11t}^{1/2}, \dots, q_{RRt}^{1/2}) \quad (2.10)$$

ve her h_{rrt} tek değişkenli GARCH (p,q) modeli tarafından tanımlanmaktadır. Eşitlik (2.8)' de yer alan R, r=1,...,R olmak üzere, değişken sayısını H_t , koşullu kovaryans matrisini, G_t korelasyon matrisini ve D_t de koşullu standart sapma matrisini göstermektedir.

$Q_t = (q_{rjt})$ ve $R \times R$ boyutlu simetrik pozitif tanımlı matristir ve Eşitlik (2.11)'da tanımlanmıştır.

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha u_{t-1} u'_{t-1} + \beta Q_{t-1} \quad (2.11)$$

$u_{it} = \varepsilon_{it} / \sqrt{h_{rrt}}$, α ve β negatif olmayan skalerlerdir ve $\alpha + \beta < 1$ dir. Q ise $R \times R$ boyutunda u_t nin koşulsuz varyans matrisidir.

2.2. Panel Genelleştirilmiş Koşullu Değişen Varyans Modeli

Oynaklık süreçleri, ülke bazında GARCH modelleri (Engle, 1982; Bollerslev vd., 1988; Bollerslev, 1990) ile modellenenbilirken panel veride modellenmesi gelişen bir alandır.

2.2.1. Cermeño ve Grier (2006) Panel GARCH

Cermeño ve Grier (2006), makroekonomik ve finansal değişkenlerin oynaklıklarının modellenmesinde, hataların zamana bağımlı varyans-kovaryans süreçlerinde, koşullu değişen varyans ve yatay kesit bağımlılığını da içeren panel veri modelleriyle tahmini için bir yöntem geliştirmişlerdir. Dinamik ve statik panel veri modelleri için uygulanabilecek bu yöntem, $N < T$ olduğu yapılara uygun olarak geliştirilmiştir. N ve T sırasıyla yatay kesit ve zaman boyutlarını göstermektedir.

Cermeño ve Grier (2006), Eşitlik (2.12) 'de yer alan dinamik sabit etki panel veri modelini kullanılarak başlamışlardır:

$$y_{it} = \mu_i + \phi y_{t-1} + x_{it}\beta + u_{it} \quad i=1,\dots,N ; t=1,\dots,T \quad (2.12)$$

$i=1,\dots,N$ ve $t=1,\dots,T$, sırasıyla, panel veri setinin yatay kesit birimlerini ve zaman boyutunu göstermektedir. y_{it} bağımlı değişken, μ_i birime özgü ekileri göstermektedir ve sabit olduğu varsayılmaktadır. x_{it} R boyutlu bağımsız değişken satır vektörü ve β , $R \times 1$ boyutlu katsayı vektörüdür. Modelin otoregresif parametresi $|\phi| < 1$ olduğunda ve T boyutunun N boyutuna göre büyük olduğu durumda en küçük kareler tahmincisi etkin bir tahmin edici olmakta; $\phi = 0$ Eşitlik (2.12) statik bir sabit etki panel veri modeline dönüşmektedir. Hata terimi u_{it} aşağıdaki koşullu momentlerle birlikte sıfır ortalamalı normal dağılıma sahip normal dağılıma sahip bir süreçtir.

$$\begin{aligned} (a) \quad E[u_{it}u_{js}/u_{it-1}, u_{js-1}] &= \sigma_{it}^2 & i = j \text{ ve } t = s \text{ için} \\ (b) \quad E[u_{it}u_{js}/u_{it-1}, u_{js-1}] &= \sigma_{ijt} & i \neq j \text{ ve } t = s \text{ için} \\ (c) \quad E[u_{it}u_{js}/u_{it-1}, u_{js-1}] &= 0 & i = j \text{ ve } t \neq s \text{ için} \\ (d) \quad E[u_{it}u_{js}/u_{it-1}, u_{js-1}] &= 0 & i \neq j \text{ ve } t \neq s \text{ için} \end{aligned} \quad (2.13)$$

Eşitlik (2.13) 'te yer alan varsayım (c), hata terimleri arasında otokorelasyon olmadığı varsayımını belirtirken; varsayım (d) eş zamanlı olmayan yatay kesit korelasyonun varlığını reddetmektedir. Varsayım (a) ve (b) genel koşullu varyans

kovaryans süreçlerini belirtmektedir. Bu varsayımların izlenebilir olması için modele, Bollerslev vd. (1988) takip edilerek model spesifikasyonu belirlenmiştir.

$$\sigma_{it}^2 = \alpha_i + \delta \sigma_{i,t-1}^2 + \gamma u_{i,t-1}^2, \quad i = 1, \dots, N \quad (2.14)$$

$$\sigma_{ijt} = \eta_{ij} + \lambda \sigma_{ij,t-1} + \Psi u_{i,t-1} u_{j,t-1}, \quad i \neq j \quad (2.15)$$

Eşitlik (2.12) koşullu ortalama, Eşitlik (2.14) koşullu varyans ve Eşitlik (2.15) ise koşullu kovaryans yapılarını sergilemek üzere koşullu kovaryansa sahip dinamik panel veri modelini göstermektedir. Eşitlik (2.14) ve (2.15) genel bir GARCH (p, q) formuna sahip olabilir. Bu şekilde, kendi cari değerlerinin yer aldığı koşullu varyans ve kovaryans süreçlerinin ortak dinamiklerini panel veri formunda modelleyerek, kovaryans matrisinde $\left(\frac{1}{2}N(N+1) + 4\right)$ tane parametre olmakta ve böylece tahmin edilmesi gereken parametre sayısı azalmaktadır.

Modelde, koşullu varyans ve kovaryans süreçlerinin sabit bir sayıya yakınsaması için $\alpha_i > 0$, $(\delta + \gamma) < 1$ ve $(\lambda + \Psi) < 1$ koşullarının sağlanması yeterli olmakla birlikte hataların kovaryans matrisinin her bir zaman noktasında pozitif tanımlı olması kesin değildir. Bu nedenle, kovaryans matrisinin pozitif tanımlı olması varsayımı yapılması durumunda, modelin hata yapısı, koşulsuz olarak, grupsal (groupwise) değişen varyans ve yatay kesit korelasyonuna indirgenecektir.

Cermeño ve Grier (2006), panel veri modeli için geçerli log-olabilirlik fonksiyonu Eşitlik (2.16) 'daki gibi tanımlanmıştır.

$$l = -\left(\frac{NT}{2}\right) \ln(2\pi) - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{t=1}^T \ln|\mathbf{\Omega}_t| - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{t=1}^T (y_t - \mu - Z_t \theta)' \times \mathbf{\Omega}_t^{-1} (y_t - \mu - Z_t \theta) \quad (2.16)$$

Eşitlik (2.16) 'da yer alan ve çok değişkenli GARCH modellerinde kullanılan fonksiyonlara benzeyen fonksiyon, hataların yatay kesit bağımlılığı içermediği durumda, $(N \times N)$ boyutlu $\mathbf{\Omega}_t$ matrisi köşegen matrise dönüşür ve log-olabilirlik fonksiyonu da daha basit bir form alır:

$$l = -\left(\frac{NT}{2}\right) \ln(2\pi) - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \ln(\sigma_{it}^2(\varphi)) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \frac{(y_{it} - \mu_i - \phi y_{it-1} - x_{it}\beta)^2}{\sigma_{it}^2(\varphi)} \quad (2.17)$$

Bu fonksiyon, çok değişkenli GARCH modelleri kapsamında türetilen fonksiyonlara benzemektedir (bkz: Bollerslev vd. (1988)). Eğer hatalar yatay kesitsel olarak birbirinden bağımsız ise $N \times N$ boyutlu Ω_t matrisi köşegen matrise dönüşür ve log-olabilirlik fonksiyonu da daha basit bir form alır:

$$l = -\left(\frac{NT}{2}\right) \ln(2\pi) - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \ln(\sigma_{it}^2(\varphi)) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \frac{(y_{it} - \mu_i - \phi y_{it-1} - x_{it}\beta)^2}{\sigma_{it}^2(\varphi)} \quad (2.18)$$

(2.18) nolu eşitlikteki ilk bileşen sabiti, ikinci bileşen varyansı ve üçüncü bileşen sabit etkiyi göstermektedir. Koşullu değişen varyans ve yatay kesit bağımlılığı yok ise, bu model bir dinamik panel veri modeline dönüşmektedir.

Modele ait uygun ortalama denklemini elde etmemizi sağlayan Eşitlik (2.12)'deki model, kukla değişken EKK yöntemiyle tahmin edilebilir. Ancak, eğer hatalar değişen varyans ve yatay kesit bağımlılığına sahipse, bu durumda, kukla değişken EKK yönteminin koşullu ve koşulsuz tahmin edicileri etkin tahminler sunamayacaklardır. Bu koşullar altında, Eşitlik (2.17) ve (2.18) 'de yer alan fonksiyonlar temelinde doğrusal olmayan en çok olabilirlik tahmin edicilerinin kullanılması daha uygun olacaktır. Yapılan çalışmaya bağlı olarak, ortalama denklemindeki birim etkilerin, tek bir kesişim katsayısı ile modellenerek, birbirinden önemli ölçüde farklı olmadığı durumlar da olabilir. Aynı zamanda, koşullu varyans ve koşullu kovaryans süreçlerinin birim etki içermemesi de mümkündür. Bu ihtimallerin kombinasyonu da ortaya çıkabilir. Varyans-kovaryans ve ortalama eşitliklerindeki parametreler için bireye özgü katsayıları içeren tamamen heterojen olan bir panel modeli de göz önüne alınabilir. Bir başka ifadeyle, daha önce de belirtildiği gibi, Cermeño ve Grier (2006) modelinin varsayımlarını izlenebilir kılacak şekilde ve yapılan çalışmanın teorisine göre çeşitli bileşenler eklenerek varyans ve

kovaryans süreçlerini içeren çeşitli model spesifikasyonları belirlenebilir. Örneğin, (2.15) nolu eşitlik Bollerslev (1990)'in sabit koşullu korelasyon modeli ya da onun genelleştirilmiş versiyonunu yahut Engle (2002) dinamik koşullu korelasyon modelini yansıtacak şekilde çok değişkenli GARCH modelleri olarak da kurulabilir.

(2.17) ve (2.18) nolu eşitliklerde gösterilen en çok olabilirlik tahmin edicileri, gerçek parametre vektörüne eşit bir ortalama ve karşılık gelen bilgi matrisinin tersine eşit olan kovaryans matrisi ile asimptotik normal dağılıma sahiptir. Çalışmada N boyutlu panel hata terimleri vektörü, çok değişkenli zaman serisi olarak modellendiği için bu özellikler, N in sabit T nin sonsuza gittiği durumlarda da sağlanmaktadır.

(2.18) nolu eşitlikte yer alan log-olabilirlik fonksiyonunun doğrudan maksimizasyonu numerik yöntemler kullanılarak yapılmaktadır. En çok olabilirlik tahmin edicilerinin asimptotik kovaryans matrisi, I nin Hessian matrisinin tersi vasıtasıyla en çok olabilirlik tahmin değerlerine yakınsamaktadır. Buna ek olarak, tahmin edilecek katsayıların sayısı panel veri setindeki yatay kesit boyutunun karesine bağlı olduğu da göz önünde tutulmalıdır. Dolayısıyla, modelin, yatay kesit boyutunun göreceli olarak küçük olduğu panel veri setlerine uygulanması, tahminin geçerliliği ve tahmin edicinin asimptotikte tutarlı ve etkin olması açısından önemlidir.

2.2.2. Oynaklık Serilerinin Elde Edilmesi

Bu tez çalışmasında döviz kuru oynaklığı, Cermeño ve Grier (2006) tarafından geliştirilen panel GARCH modelinden elde edilen reel efektif döviz kurunun koşullu varyansı olmak üzere elde edilmiştir. Logaritmik reel efektif döviz kurunun getirisi $rg_{it} = (rg_{it}/rg_{i,t-1}) \times 100$ formülüyle elde edilmiştir.

Çalışmaya konu olan yatay kesit bağımlılığını gideren bir faktör yapısı önerisi olarak kullanılacak diğer değişkenler, Cermeño ve Grier (2006) modelinden elde edilen logaritmik reel efektif döviz kurunun koşullu kovaryansı, logaritmik net doğrudan yabancı yatırım girişleri değişkeninin koşullu kovaryansı ve varyansıdır. Logaritmik net doğrudan yabancı yatırım girişlerinin getirisi de $dyyg_{it} = (dyyg_{it}/dyyg_{i,t-1}) \times 100$ formülüyle elde edilmiştir.

Logaritmik reel efektif döviz kurunu ve logaritmik net doğrudan yabancı yatırım girişlerinin koşullu kovaryans ve varyanslarını panel veri formunda modellemek için, Cermeño ve Grier (2006) çalışmasını takiben kukla değişkenlerin de yer aldığı aşağıdaki modeller EKK yöntemiyle tahmin edilmiştir.

$$rg_{it} = \mu_i + rcan_{it}D_1 + rfr_{it}D_2 + rger_{it}D_3 + rit_{it}D_4 + rjap_{it}D_5 + ruk_{it}D_6 + \varepsilon_{it} - \text{Model A} \quad (2.19)$$

$$dyyg_{it} = \mu_i + dcan_{it}D_1 + dfr_{it}D_2 + dger_{it}D_3 + dit_{it}D_4 + djap_{it}D_5 + duk_{it}D_6 + \varepsilon_{it} - \text{Model B} \quad (2.20)$$

Eşitlik (2.19) ve (2.20)' de gösterilen Model A ve Model B' de, i G-7 ülkeleri olmak üzere yatay kesit birimlerini, t ise 1996: Q1- 2017: Q1 olmak üzere çeyrek dönemlik veriler olan zaman boyutunu göstermektedir. Model A'in bağımlı değişkeni rg_{it} , i. ülkenin t. zamanda logaritmik reel efektif döviz kurundaki getirisini göstermektedir. Model B'nin bağımlı değişkeni $dyyg_{it}$, i. ülkenin t. zamanda logaritmik net doğrudan yabancı yatırım girişlerinin getirisini göstermektedir. İki modelde de bağımsız değişkenler Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya ve Birleşik Krallık'ın belirtilen dönemler arasında, sırasıyla, logaritmik reel efektif döviz kurlarının getirisini ve logaritmik net doğrudan yabancı yatırım girişlerinin getirisini göstermektedir. $D_1 - D_6$ sırasıyla, belirtilen ülkelere ait kukla değişkenleri temsil etmektedir. Kukla değişken tuzağına düşmemek için 6 ülkeye ait kukla değişken tanımlanmıştır. ABD, her iki değişken için de referans kategori olarak alınmıştır.

Modellemeye geçilmeden önce rg_{it} ve $dyyg_{it}$ serilerinin durağanlık sınaması Levin, Lin ve Chu (2002) (LLC) ve Im, Pesaran ve Shin (2003) (IPS) panel birim kök testleriyle¹ yapılmış ve iki değişken için de birim kökün varlığını içeren sıfır hipotezi reddedilerek serilerin I (0) olduğu saptanmıştır. Belirtilen testlerin sonuçları Çizelge 2.1' de gösterilmektedir.

¹ Belirtilen testlere ait teorik bilgi bir sonraki bölümde verilmektedir.

Çizelge 2.1. LLC ve IPS panel birim kök testleri sonuçları

	LLC		IPS	
	Sabit	Sabit+trend	Sabit	Sabit+trend
rg_{it}	-4,248*	-3,596*	-8,208*	-7,104*
$dyyg_{it}$	-17,530*	-17,954*	-9,653*	-9,588*
*, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.				

Kalıntılarda değişen varyans ve yatay kesit bağımlılığı olmadığı durumda, kukla değişken EKK ve EKK kalıntıları etkin tahmin ediciler sağlamakta; ancak belirtilen durumların varlığında tahmin ediciler etkin olmamaktadır (Cermeño ve Grier, 2006).

Kalıntılara ait koşullu değişen varyans ve yatay kesit bağımlılığını tespit edilmesi ve kurulan modele ait yatay kesit birimlerinde birime özgü etki bulunması ya da tek bir kesişim katsayısı ile ifade edilip edilemeyeceği önemlidir. Belirtilen bu durumların tespit edilmesi için bazı ön teşhis testlerinin² yapılması gerekmektedir. Yapılan önsel teşhis testlerinin sonuçları Çizelge 2.2' de gösterilmektedir.

Ortalama denkleminin elde edilmesi amacıyla, modelin yatay kesit birimlerine özgü etkiler içerip içermediğini test etmek için White (1980) kovaryans matrisi yapısını içerecek şekilde Wald testi uygulanmıştır. Çizelge 2.2' deki sonuçlara göre, her iki modele ait test istatistiklerinin p- değerleri %5 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu için her iki model için de tüm yatay kesit birimlerinin ortak kesişime sahip olduğu sıfır hipotezi reddedilerek yatay kesit birimlerine özgü etkilerin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Modeldeki kalıntıların değişen varyans içerip içermediğinin tespit edilmesi amacıyla, model kalıntılarının sabit varyansa sahip olduğu sıfır hipotezini öne süren olabilirlik oran (LR) testi yapılmıştır. Çizelge 2.2' deki sonuçlara göre, her iki modele

² Belirtilen testlere ait teorik bilgiler çalışmanın ilerleyen bölümlerinde verilmiştir.

ait test istatistiklerinin p-değerleri %5 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu için, her iki model için de modelin kalıntılarının değişen varyansa sahip olduğu belirlenmiştir.

Çizelge 2.2. Model A ve Model B için önsel teşhis testlerinin sonuçları

Wald testi		
	Test istatistiği	p-değeri
Model A	28236,35*	0,000
Model B	1960,943*	0,000
LR testi		
	Test istatistiği	p-değeri
Model A	408,216*	0,000
Model B	30343,32*	0,000
Yatay kesit bağımlılığı testleri		
Model A		
Test	Test istatistiği	p-değeri
Breusch Pagan LM	256,645*	0,000
PUYLM	44,118*	0,000
Pesaran CD	5,954*	0,000
Model B		
Test	Test istatistiği	p-değeri
Breusch Pagan LM	135,663*	0,000
PUYLM	22,029*	0,000
Pesaran CD	0,324	0,745
Değiştirilmiş Wald testi		
	Test istatistiği	p-değeri
Model A	886,19*	0,000
Model B	1244,84*	0,000
*, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.		

Ön teşhis testlerinden bir diğeri ise kalıntıların yatay kesit bağımlılığına sahip olduklarının test edilmesi üzerinedir. Bu amaçla, modelin kalıntılarına Breusch Pagan (1980) LM, Pesaran vd. (2008) (PUYLM) ve Pesaran (2004) CD yatay kesit bağımlılığı testleri uygulanmış ve testlerin sonuçları Çizelge 2.2’de gösterilmiştir.

Çizelge (2.2) 'den görüldüğü üzere, kalıntılarda yatay kesit bağımlılığının olmadığını öne süren sıfır hipotezi, Model A için, her üç test tarafından da reddedilmektedir. Modelin kalıntıları yatay kesit bağımlılığı sergilememektedir. Model B'ye ait test sonuçları incelendiğinde kalıntılarda yatay kesit bağımlılığının olmadığını öne süren sıfır hipotezi Breusch Pagan LM testi ve PUYLM testi tarafından reddedilmekte, Pesaran CD testi tarafından reddedilememektedir. Çalışmada kullanılan panel veri setinin N boyutu T boyutundan küçük olduğu için Breusch Pagan LM ve PUYLM test istatistikleri karar noktası olarak kullanılabilmekte ve her iki model için de söz konusu test istatistiklerinin p-değerleri %5 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu için sıfır hipotezi reddedilerek modellere ait kalıntıların yatay kesit bağımlılığı sergilediği söylenebilmektedir.

Önsel olarak teşhis edilmesi gereken bir diğer nokta da koşulsuz grupsal (groupwise) değişen varyans ve koşullu varyansın test edilmesidir. Bu amaçla, modelden elde edilen kalıntılara Değiştirilmiş Wald testi uygulanmıştır. Çizelge 2.2' de gösterilen test sonuçlarına göre, her iki modele ait test istatistiklerinin p-değerleri 0,000 olarak elde edilmiştir. Bu sonuca göre, birimler arasında varyansın sabit olduğu sıfır hipotezi reddedilerek ülkeler arasında varyansın sabit olmadığı belirlenmiştir.

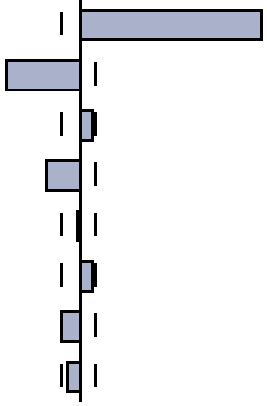
Modelin ortalama denklemine yönelik uygulanan teşhis testlerinden sonra, koşullu varyans-kovaryans süreçlerini anlamlılığına yönelik olarak, toplulaştırılmış ortalama AR (8) regresyonu kalıntı karelerinin kısmi otokorelasyon fonksiyonu (PAC) ve istatistiklerini içeren korelogram gösterilmektedir. Model A kalıntı karelerinin AR (8) Korelogramı Çizelge 2.3 'te; Çizelge 2.4' te Model B kalıntı karelerinin AR (8) Korelogramı gösterilmektedir.

Çizelge 2.3 ve Çizelge 2.4' e bakıldığında, her iki modele ait kalıntı karelerinin PAC ikinci ve daha yüksek gecikmelerde bantın içerisine girdiği için varyans-kovaryans matris yapısının tanımlanması için GARCH (1,1) modeli kullanılacaktır.

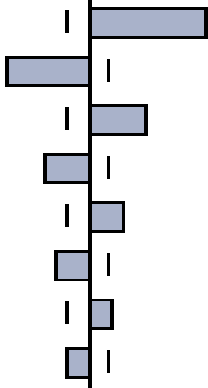
Önsel teşhis test sonuçlarından yola çıkarak, her iki modelin ortalama denkleminin birim etki içeren dinamik panel veri yöntemi kullanılarak tahmin edilmesi uygun görülmüştür.

Burada belirtilmesi gereken önemli bir nokta, Cermeño ve Grier (2006) tarafından elde edilen ortalama denkleminde birim etki yer almamaktadır. Ancak, bu çalışmada elde edilen ortalama denkleminde birime özgü etkilerin yer aldığı görülmektedir. Bu doğrultuda, çalışmada, Cermeño ve Grier (2006) tekniği heterojen bir yapıyı içerecek şekilde genişletilmiştir. Mevcut yöntemin heterojen etkileri de içerecek şekilde genişletilmesi, çalışmanın, literatüre katkılarında biri olarak görülmektedir.

Çizelge 2.3. Model A kalıntı karelerinin AR (8) Korelogramı

PAC	PAC	Q-stat	p-değeri
	0.941	448.62	0.000
	-0.368	809.20	0.000
	0.066	1091.4	0.000
	-0.167	1300.3	0.000
	0.941	448.62	0.000
	0.078	1550.2	0.000
	-0.085	1620.5	0.000
	-0.059	1664.0	0.000

Çizelge 2.4. Model B kalıntı karelerinin AR (8) Korelogramı

PAC	PAC	Q-stat	p-değeri
	0.498	125.74	0.000
	-0.329	125.74	0.000
	0.239	125.75	0.000
	-0.187	125.75	0.000
	0.148	125.75	0.000
	-0.125	125.76	0.000
	0.103	125.76	0.000
	-0.091	125.77	0.000

Ortalama denkleminin belirlenmesinin ardından model kalıntılarına yönelik varyans-kovaryans yapısının belirlenmesi aşamasına geçilmiştir. Kalıntıların koşullu varyans ve koşullu kovaryans süreçlerinin GARCH (1,1) yapısı kullanılarak modellenebileceği önsel teşhis testleri sonucunda elde edilen bir diğer bulgudur.

Modele entegre edilecek varyans ve kovaryans yapısı Bollerslev et al. (1988) tarafından tanımlanan GARCH (1,1) yapısıdır. Bu bağlamda, varyans ve kovaryans eşitlikleri (2.21) ve (2.22) nolu eşitliklerde gösterilmektedir:

$$\sigma_{it}^2 = \mu_i + \delta\sigma_{i,t-1}^2 + \gamma\varepsilon_{i,t-1}^2 \quad (2.21)$$

$$\sigma_{ijt} = \eta_{ij} + \lambda\sigma_{ij,t-1} + \Psi\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1} \quad (2.22)$$

Modelde, değiştirilmiş Wald testi sonuçlarına göre koşullu varyansın her ülke bazında değiştiği bilinmektedir. Bu nedenle, Model A' nin koşullu varyans eşitliği (2.23) nolu eşitliğe genişletilmiştir.

$$\sigma_{it}^2 = \mu_i + rcan_{it}.D_1 + rfr_{it}.D_2 + rger_{it}.D_3 + rit_{it}.D_4 + rjap_{it}.D_5 + ruk_{it}.D_6 + \delta\sigma_{i,t-1}^2 + \gamma\varepsilon_{i,t-1}^2 ; \quad i = 1,2,\dots,N; t = 1,2,\dots,T \quad (2.23)$$

Model B' nin koşullu varyansı da eşitliği (2.24) nolu eşitliğe genişletilmiştir.

$$\sigma_{it}^2 = \mu_i + dcan_{it}.D_1 + dfr_{it}.D_2 + dger_{it}.D_3 + dit_{it}.D_4 + djdap_{it}.D_5 + duk_{it}.D_6 + \delta\sigma_{i,t-1}^2 + \gamma\varepsilon_{i,t-1}^2 ; \quad i = 1,2,\dots,N; t = 1,2,\dots,T \quad (2.24)$$

Cermeño ve Grier (2006) panel GARCH modelini, yukarıda da belirtildiği gibi, yatay kesit birimlerinde birime özgü etki bulunmayan, modelde tek bir kesişim katsayısının yer aldığı havuzlanmış panel modeli çerçevesinde geliştirmiştir. Bu çalışmada ise, yapılan önsel teşhis testleri sonucunda, yatay kesit birimlerine ait birim etkilerin yer aldığı sonucuna ulaşılması nedeniyle, koşullu kovaryans ve koşullu varyans yapıları üretilirken, ülkelere ait seriler ikili olarak gruplandırılmış ve koşullu kovaryans ve koşullu varyanslar bu şekilde elde edilmiştir. Bir başka deyişle, Cermeño ve Grier (2006) çalışması heterojen bir yapıya genişletilmiştir. Sonrasında bu değerler toplulaştırılarak panel veri serisine dönüştürülmüştür. Bu nokta, bu çalışmanın literatüre yaptığı bir katkıdır.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

DOĞRUSAL PANEL VERİ MODELLERİ VE YATAY KESİT BAĞIMLILIĞI

Panel veri, hane halkı, firma, bölge vb. birimlere ait gözlemlerin günlük, aylık, haftalık, çeyrek dönemlik, yıllık gibi belirli zaman aralıkları arasındaki değişimlerini izlememize imkan veren veri setleridir. Panel verinin yatay kesit kısmını oluşturan veriler birim ya da grup olarak adlandırılmaktadır. Bu tez çalışmasında birim kelimesinin kullanımı uygun görülmüştür.

Panel veride yer alan birimler i indisi ile gösterilmekte ve $i = 1, 2, \dots, N$ değerlerini almaktadır. Zaman boyutu ise t indisi ile gösterilmekte ve $t = 1, 2, \dots, T$ değerlerini almaktadır. X_{it} gösterimi ise X değişkenin i . birimin t . zamanda aldığı değeri ifade etmektedir.

Panel verinin kullanılmasının çeşitli avantajları vardır. Bu avantajlar aşağıdaki gibi özetlenebilir:

- Zaman serileri birimlerin sahip olduğu özellikleri, yatay kesit verileri ise birimlerin zaman içinde sergiledikleri farklılıkları göstermektedir. Panel veri ise zaman serisi ve yatay kesit verilerini birleştirerek birimlere ait özellikleri ve farklılıkları görmemize olanak sağlamaktadır.
- Panel veri, modele dahil edemediğimiz gözlenemeyen değişkenleri ve/veya faktörleri modele dahil etmemizi sağlayarak tahmin sapmasını azaltmaktadır. Bu yönüyle, panel veri birimler arasındaki farklılıkları, değişkenliği ve heterojenliği de kapsayabilmektedir.
- Panel veri değişkenlerin bir dönemden diğerine değişimlerini ve birimler arasındaki farklılıkları bir araya getirmek suretiyle oluşturduğu değişkenlik sonucu çoklu bağlantı sorununu azaltmaktadır (Kennedy, 2006: 331).

Panel veri içerdiği avantajların yanı sıra bazı dezavantajlara da sahiptir. Panel veri setlerini oluşturmak zahmetli ve zordur. Ayrıca hem zaman serisi hem de yatay kesit serilerini içermesi nedeniyle hata terimine ait sapmalar artabilmektedir.

Panel veri statik ve dinamik panel veri modelleri olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Statik panel veri modelleri, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin cari dönem değerleriyle oluşturulan ve tahmin edilen modellerdir. Dinamik panel veri modelleri ise, bağımlı değişkenin gecikmeli değer (ler)ini bağımsız değişken olarak modele eklendiği ve bu şekilde tahmin yapılan modellerdir.

Bu tez çalışmasında statik modeller içinde yer alan sabit etki panel veri modeli kullanıldığı için bu modele ait bilgi verilecektir.

3.1. Sabit Etki Modeli

Panel verinin yapısı gereği, her bir birimde gözlemlenemeyen etkiler ortaya çıkabilmektedir. Modelleme yapılırken, gözlemlenemeyen bu etkiler bir tesadüfi değişken gibi modelleniyorsa “tesadüfi etki”; eğer yatay kesit birimlerine ait bir katsayı gibi modelleniyorsa “sabit etki” modeli söz konusu olmaktadır.

Panel veri analizi literatüründe sabit etki modeli, gözlemlenemeyen etkileri elimine etme bağlamında;

- Kukla değişken en küçük kareler
- Birinci farklar
- Grup-içi etki
- Gruplar etki

yöntemleri kullanılarak tahmin edilebilir. Bu tez çalışmasında, grup içi sabit etki modeli kullanıldığı için bu yönetime değinilecektir.

Grup- içi tahmin yöntemi gözlenemeyen birim etkilerinin elimine edilmesi için, yatay kesit birimlerinin zaman serilerinden yatay kesit birim ortalamaları düşülerek değişkenler yeniden tanımlanmakta ve bu değişkenlerle kurulan regresyona havuzlanmış EKK uygulanarak tahmine yapılmaktadır (Tatoğlu, 2012: 86).

$$Y_{it} = \theta + X_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (3.1)$$

$$\bar{Y}_t = \theta + \bar{X}_t\beta + \alpha_i + \bar{\varepsilon}_t \quad (3.2)$$

$$(Y_{it} - \bar{Y}_i) = (X_{it} - \bar{X}_i)\beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (3.3)$$

$$y_{*it} = x_{*it} \beta + e_{*it} \quad (3.4)$$

$$(y_{*it} \equiv Y_{it} - \bar{Y}_i), (x_{*it} \equiv X_{it} - \bar{X}_i), (e_{*it} \equiv u_{it} - \bar{u}_i) \quad (3.5)$$

$i = 1, \dots, N$ $t = 1, \dots, T$, sırasıyla yatay kesit birimleri ve zaman boyutunu göstermektedir. (3.2) nolu eşitlikte yatay kesit birimlerin birimlere göre ortalamaları alınmış olmakla birlikte α_i ve δ gözlenemeyen birim etkiler olmak üzere zaman boyutuna göre ortalamalarına eşittir. Eşitlik (3.2)- (3.1) alınarak gözlenemeyen birim etkiler modelden düşürülmektedir. (3.5) nolu eşitlik yeniden tanımlanmış değişkenleri göstermektedir. Bu değişkenlerle kurulmuş Eşitlik (3.4) te yer alan modele havuzlanmış EKK yöntemi uygulanmaktadır. Sabit etkiler modelinde β_{SE} tahmin edicisi aşağıda gösterildiği gibi elde edilmektedir.

$$\hat{\beta}_{GISE} = (\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T x'_{*it} x_{*it})^{-1} (\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T x'_{*it} y_{*it}) \quad (3.6)$$

Grup içi sabit etki modeli tahmin edicilerinin DESTE olması için çeşitli varsayımlar yapılmaktadır.

$$(a) E(e_{*it} / x_{*it} \in_i) = 0 \quad (3.7)$$

$$(b) [\sum_{t=1}^T E(e'_{*it} e_{*it})] = \kappa \quad (3.8)$$

$$(c) E(e'_{*it} e_{*it} / x_{*it} \in_i) = \sigma_{e*}^2 I_T \quad (3.9)$$

Varsayım (a) grup içi sabit etki parametre tahmin edicisinin tutarlı olması için hata terimiyle bağımsız değişken arasında korelasyon olmaması gerekliliğine ilave olarak zamana göre birim etki ortalamaları ile hata terimi arasında da korelasyon olmaması gerektiğini ifade etmektedir. Varsayım (b), bağımsız değişkenler arasında tam ya da tama yakın çoklu bağlantı olmaması gerektiğini ifade etmektedir. Varsayım (c) ye göre, hata terimlerine ait değişen varyans ve otokorelasyon olmaması gerekmektedir.

Grup içi sabit etki tahmin edicisinin asimptotik varyansı Eşitlik (3.10)' da gösterildiği gibidir.

$$Avar \hat{\beta}_{GISE} = \hat{\sigma}_{e*}^2 (\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T x'_{*it} x_{*it})^{-1} \quad (3.10)$$

Grup içi sabit etki modelinde, zamana içinde değeri farklılaşmayan değişkenlerin içerilmemesi gerekmektedir.

3.2. Sabit Etki Modeli Teşhis Testleri

3.2.1. Değişen Varyans

Sabit etki modelinde değişen varyansın tesbiti için Değiştirilmiş Wald testi kullanılmıştır. Testin sıfır hipotezi, $H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2$, varyansların birimlere göre sabit olduğunu öne sürmektedir. Test istatistiği, Eşitlik (3.11)' deki gibi elde edilmiştir.

$$W = \sum_{i=1}^N \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \sigma^2)^2}{V_i} \quad (3.11)$$

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} \hat{u}_{it}^2 \quad (3.12)$$

$$V_i = \frac{(T_i-1)}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} (\hat{u}_{it}^2 - \hat{\sigma}_i^2)^2 \quad (3.13)$$

$$W \sim \chi_N^2 \quad (3.14)$$

İlgili test, büyük N küçük T boyutlarında yeterince güçlü sonuçlar vermemektedir. Bir diğer özelliği ise, hataların normal dağılıma sahip olmadığı durumlar için kullanılabilmesidir.

3.2.2. Otokorelasyon

Bu çalışmada, sabit etki modeli otokorelasyon teşhis testi olarak Bhargava, Franzini ve Narendranathan (1982) tarafından geliştirilmiş ve Durbin Watson istatistiklerinin havuzlanması temelinde oluşan otokorelasyon teşhis testi kullanılmıştır. Bhargava vd. (1982) (BFN) test istatistiği,

$$BFN = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=i+1}^N (\hat{u}_{it} - \hat{u}_{i,t-1})^2}{(\sum_{i=1}^N \sum_{j=i+1}^N \hat{u}_{it} - \bar{u}_i)^2} \quad (3.15)$$

$$u_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T u_{it} \quad (3.16)$$

olarak tanımlanmış olmakla birlikte büyük N ve büyük T olan panellerde doğru sonuçlar vermeyebilir.

3.2.3. Heterojenite

Panel veriyi oluşturan yatay kesit birimlerin eğim katsayılarının homojen olmaması durumunu yansıtan heterojenite genellikle büyük N ve büyük T gözlemlerinden oluşan panellerde karşılaşılan sorunlardan biridir (Pesaran ve Yamagata, 2008; Shin, 2019: 3). Literatürde, modelin eğim katsayılarındaki heterojenliğe yönelik çıkarımda bulunmak için test istatistiği geliştirilmiş olan çalışmalardan sık kullanılan iki çalışma Swamy (1970) ve Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından yapılmıştır.

3.2.4. Yatay Kesit Bağımlılığı Teşhis Testleri

Yatay kesit bağımlılığını tanımlamak Eşitlik (3.17)' deki panel veri modelini alalım.

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i' x_{it} + u_{it} \quad (3.17)$$

$i = 1, \dots, N$ ve $t = 1, \dots, T$ olmak üzere, sırasıyla, yatay kesit birimleri ve zaman boyutunu göstermektedir. y_{it} , bağımlı değişken, x_{it} $R \times 1$ boyutlu bağımsız değişken vektörünü ve u_{it} yatay kesit birim ve zaman boyutu arasında bağımsız dağılan hata terimlerini göstermektedir.

Hata terimlerinde içeren heterojen birim etkiler ve zaman etkileri birim etki ve zaman etkisini göz önünde tutarak, hata terimleri tek yönlü ve iki yönlü hata bileşenlerini gösterecek şekilde aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$u_{it} = \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (3.18)$$

$$u_{it} = \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3.19)$$

Ancak, hata terimlerinin birbirleriyle korelasyonlu olması durumunda, $E(u_{it}u_{jt}) \neq 0$, $i \neq j$, yani hata terimlerinin yatay kesit bağımlılığı içermesi durumunda, geleneksel panel veri tahmin yöntemlerinden elde edilen tahmin ediciler sapmalı ve tutarsız olmaktadır (Shin, 2019: 4; Tatoğlu, 2012: 199). Bu sorunun üstesinden gelmek için, modele heterojen bir faktör eklenmektedir. Böylece hata terimine ait eşitlik aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$u_{it} = \delta_i + \theta_t + \gamma_i' f_t + \varepsilon_{it} \quad (3.20)$$

δ_i , gözlenemeyen birim etkileri, f_t ortak faktörleri ve γ_i faktör yüklerini göstermektedir.

Yatay kesit bağımlılığı, birimlerin hata terimlerinin kovaryanslarının ilişkili olmasıdır (Shin, 2019: 2). Başka bir deyişle, $E(u_{it}u_{jt}) \neq 0$, $i \neq j$ olacak şekilde yatay kesit birimlerin hata terimleri arasında anlık korelasyon olmasıdır. Ortak gözlenemeyen faktörler, taşıma etkisi, yatay kesit birimleri arasındaki ağ etkileri, yatay kesitlerin birinde meydana gelen bir şokun diğer bir ülkeye sıçrama etkisi gibi nedenlerle yatay kesit bağımlılığı oluşabilir (Shin, 2019: 70; Smith, 2019: 5). Model tahminine geçilmeden önce yatay kesit bağımlılığının teşhis edilmesi ve giderecek yöntemlerin uygulanması, etkin tahminler elde etmek açısından önemlidir.

3.2.4.1. Breusch Pagan (1980) LM Testi

Pearson korelasyonunun modelin kalıntılarının karesine uygulanması temelinde geliştirilen Breusch Pagan (1980) LM testi sabit N ve T sonsuzda geliştirilmiş bir testtir. N boyutu T boyutundan görece olarak küçük olan panel veri setlerine uygulanabilecek bir yatay kesit bağımlılığı teşhis testidir. Breusch Pagan LM testinin hipotezleri;

$$H_0: Kov(u_{it}, u_{jt}) = 0 \quad (3.21)$$

$$H_1: Kov(u_{it}, u_{jt}) \neq 0 \quad (3.22)$$

şeklinde. Test, birimler arasında yatay kesit bağımlılığı yoktur diyen sıfır hipotezini test etmektedir.

Breusch-Pagan (1980) LM test istatistiği;

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\xi}_{ij}^2 \quad (3.23)$$

olarak tanımlanmıştır. Test istatistiğindeki $\hat{\xi}_{ij}^2$ i. birim ile j. birimin kalıntıları arasındaki korelasyonun karesini vermekte ve aşağıdaki formülle elde edilmektedir.

$$\hat{\xi}_{ij}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}}{(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it})^{1/2} (\sum_{t=1}^T \hat{u}_{jt})^{1/2}} \quad (3.24)$$

Test istatistiği $(N(N-1))/2$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir.

3.2.4.2. Sapması Uyarlanmış LM Testi

N sonsuz ve T sonsuzda geliştirilmiş Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) (PUYLM) testi, Breusch Pagan (1980) LM testinde LM test istatistiklerinin merkezi değerlerine yönelik bir uyarlama yapılması temeline dayanmaktadır. Buna ek olarak Pesaran (2004) testinin faktör yüklerinin yatay kesit ortalamalarının sıfır olduğunda yetersiz kalması durumu da göz önünde bulundurmışlardır.

Pesaran vd. (2008) tarafından belirtilen bir diğer nokta, PUYLM testinin Pesaran (2004) CD testinin tutarsız olduğu durumlarda tutarlı sonuçlar vermesidir (Pesaran vd., 2008).

Bağımsız değişken sayısı R'nin da önemli olduğu PUYLM test istatistiği;

$$PUYLM = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \left[\frac{(T-R)(\hat{\xi}_{ij}^{1/2} - M_{Tij})}{\sigma_{Tij}} \right] \quad (3.25)$$

olarak tanımlanmıştır.

$$M_{Tij} = \frac{1}{T-R} iz(M_i M_j) \quad (3.26)$$

$$\sigma_{Tij}^2 = [iz(M_i M_j)^2] a_{iT} + 2iz[(M_i M_j)^2] a_{2T} \quad (3.27)$$

$$a_{1T} = a_{2T} - \frac{1}{(T-R)^2} \quad (3.28)$$

$$a_{2T} = 3 \left[\frac{(T-R-8)(T-R+2)+24}{(T-R+2)(T-R-2)(T-R-4)} \right]^2 \quad (3.29)$$

$$M_i = I - X_i(X_i' X_i)^{-1} X_i' \quad (3.30)$$

$$X_i = (X_{i1}, \dots, X_{iT})' \quad (3.31)$$

PUYLM test istatistiği 0 ortalama ve 1 varyansa sahip standart normal dağılım göstermektedir.

3.2.4.3. Pesaran (2004) CD Testi

Pesaran (2004), Breusch Pagan (1980) LM test istatistiğinin büyük N olması durumunda güvenilir sonuçlar vermediği düşüncesinden hareketle N ve T sonsuza giderken CD test istatistiğini geliştirmiştir.

Sıfır hipotezi yatay kesit bağımsızlığının yer aldığı Pesaran (2004) test istatistiği dengeli ve dengesiz panellere uygulanacak iki farklı şekilde geliştirilmiştir.

Dengeli panellere uygulanan Pesaran (2004) CD test istatistiği,

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{(N-1)N}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\zeta}_{ij} \quad (3.32)$$

Şeklinde gösterilmiştir. Dengesiz panellere uygulanan Pesaran (2004) CD test istatistiği ise,

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{(N-1)N}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \sqrt{T_{ij}} \hat{\zeta}_{ij} \quad (3.33)$$

şeklinde düzenlenerek geliştirilmiştir. Buradaki $T_{ij} = \min(T_i, T_j)$ göstermektedir.

CD test istatistiği, sabit T ve N için sıfır ortalamaya sahiptir.

3.3. Model Seçiminde Kullanılan Testler

3.3.1. F testi

Verilere uygun model seçiminde, klasik panel veri modeli ve sabit etki panel veri modelinden hangisinin verilere uygun olduğuna F testi kullanılarak karar verilebilir. F testinin hipotezleri aşağıdaki gibi gösterilebilir.

H_0 : Hem kesişim hem de eğim katsayıları aynıdır.

H_1 : Hem kesişim hem de eğim katsayıları farklıdır.

H_2 : Kesişim katsayıları farklı, eğim katsayıları aynıdır.

Hipotezleri test etmek için kullanılan F test istatistiği, R değişken sayısını göstermek üzere,

$$F = \frac{\left(\frac{SSR_r - SSR_{ur}}{(N-1)R} \right)}{\frac{SSR_r}{N(T-1)-R}} \quad (3.34)$$

olarak tanımlanmış ve F dağılımına sahip olan bir test istatistiğidir. SSR_r , kısıt konulmuş modele ait kalıntı kareleri toplamını, SSR_{ur} kısıt konulmamış modele ait kalıntı kareleri toplamını göstermektedir.

3.3.2. Breusch Pagan (1980) LM Testi

Breusch Pagan (1980) LM testi kullanılarak, klasik model ve tesadüfi etki modelinden hangisinin verilere en iyi uyumu gösteren model olduğu belirlenebilir.

Breusch Pagan (1980) LM testinde tesadüfi modelde içeren birim etkilerin varyanslarının sıfır olduğu sıfır hipotezi test edilmektedir.

LM test istatistiği (3.35) nolu eşitlikte gösterildiği gibidir.

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n (\sum_{t=1}^T u_{it})^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T u_{it}^2} - 1 \right]^2 \sim \chi_1^2 \quad (3.35)$$

Modelde yer alan u havuzlanmış en küçük kareler yöntemiyle yapılan tahminden elde edilen kalıntı terimlerdir.

3.4. Panel Birim Kök Testleri

Panel veri modelleri, paneli oluşturan serilerin durağan oldukları varsayımına dayanarak geliştirilmişlerdir. Panel veri birim kök testleri, birinci kuşak panel birim kök testleri ve ikinci kuşak panel birim kök testleri olarak ikiye ayrılmaktadır.

3.4.1. Birinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri

Yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulundurmayan ve birimlerde gerçekleşen bir şokun diğer tüm birimlere etkisinin aynı olduğunu savunan panel birim kök testleri birinci kuşak panel birim kök testleri olarak adlandırılmaktadır.

Literatürde kullanılan başlıca birinci kuşak panel birim kök testleri aşağıdaki gibidir:

- Maddala ve Wu (1999)
- Harris ve Tzavalis (HT) (1999)
- Breitung (2000)
- Hadri (2000)
- Choi (2000)
- Levin, Lin ve Chu (2002) (LLC)
- Im, Pesaran ve Shin (2003) (IPS)

Bu çalışmada, birinci kuşak panel birim kök testlerinden Levin, Lin ve Chu (2002) (LLC) ve Im, Pesaran ve Shin (2003) (IPS) testleri kullanıldığından bu iki test hakkında bilgi verilmektedir.

3.4.1.1. Levin, Lin ve Chu (2002)

Levin vd. (2002) (LLC) gelitestinde ilk olarak, sabitin olmadığı, sabit terim içeren ve sabit terim ve trend içeren üç model kurmaktadırlar. Bu modellerin hata

terimleri yatay kesit birimlerden bağımsız olarak dağılan ve durağan ARMA yapısı izleyen süreçlerdir.

İlk olarak, aşağıdaki (3.36) nolu eşitlikteki model ile başlanmakta ve hata terimleri elde edilmektedir.

$$\Delta y_{it} = \rho y_{it-1} + \sum_{i=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \varepsilon_{it} \quad (3.36)$$

Elde edilen hata terimlerinin birbirlerine ortogonal yapıda olmaları için iki yardımcı eşitlikten faydalanılmakta ve sonrasında da birimler arasındaki heterojenliği de hesaba katarak uzun dönem ve kısa dönem standart sapma hesaplanmaktadır. Sabitin ve trendin olmadığı standart sapma aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır.

$$\hat{\sigma}_{yi}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T \Delta y_{it}^2 + 2 \sum_{L=1}^{\bar{K}} w_{\bar{L}L} \left[\frac{1}{T-1} \sum_{t=2+L}^T \Delta y_{it} \Delta y_{it-L} \right] \quad (3.37)$$

Levin vd. (2002) yatay kesit birim etkilerin de bulunduğu durum için test istatistiklerini (3.38) nolu eşitlikteki gibi düzenlemişlerdir.

$$t_p^* = \frac{t_p}{\sigma_t^*} - NT \tilde{S}_N \left(\frac{\hat{\sigma}_{\hat{p}}}{\hat{\sigma}_{\hat{\varepsilon}}^2} \right) \left(\frac{\mu_T^*}{\sigma_T^*} \right) \quad (3.38)$$

Eşitlik (3.38)' deki test istatistiği için ortalamaya ait düzetme ve standart sapmaya ait düzeltme için simülasyon yapılmıştır (Levin vd., 2002).

LLC testi, yatay kesit birim etkilerin olmadığı sıfır hipotezini otoregresif parametrelerin panelin tüm noktalarında aynı olduğunu ileri süren alternatif hipotezine karşı test etmektedir (Levin vd., 2002).

3.4.1.2. Im, Pesaran ve Shin (2003)

Im vd. (2003), birime özgü etkiler olmadığı sıfır hipotezi temelinde geliştirilmiş bir panel birim kök testidir. IPS testi, Eşitlik (3.36)' da belirtilen modelde otoregresif parametre ρ yerine ρ_i konularak düzenlenmiştir (Im vd., 2003).

$$\Delta y_{it} = \rho_i y_{it-1} + \sum_{i=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \varepsilon_{it} \quad (3.39)$$

Birim kök testinin hipotezleri, Eşitlik (3.36) temelinde oluşturulmuştur.

$$H_0: \rho_i = 0, \quad \forall i \text{ olmak üzere}$$

$$H_1: \rho_i < 0, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad \rho_i = 0, \quad i = N_1 + 1, \dots, N$$

IPS test istatistiği birimlere ait ADF istatistiklerinin ortalaması temelinde şekillenmiştir. Hipotezleri sınamak için kullanılan test istatistiği,

$$t_{IPS} = W_{\bar{t}} \frac{\sqrt{N} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT} \right) - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[t_{iT} \setminus \rho_i = 1]}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{var} \langle (t_{iT} \setminus \rho_i = 1) \rangle}} \quad (3.40)$$

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\rho_i} \quad (3.41)$$

olarak tanımlanmıştır (Im vd., 2003).

3.4.2. İkinci Kuşak Panel Birim Kök Testleri

Yatay kesit birimlerinden birinde gerçekleşen şokun diğer birimlere etkisinin farklı olduğunu savunan ve bu doğrultuda yatay kesit bağımlılığının göz önünde tutulmasının önemli olduğunu savunan panel birim kök testleri ise ikinci kuşak panel birim kök testleri olarak adlandırılmaktadır. İkinci kuşak panel birim kök testlerinden en sık kullanılan panel birim kök testleri aşağıda verilmektedir.

- Phillips ve Sul (2002)
- Moon ve Perron (2004)

- Choi (2002)
- Bai ve Ng (2004)
- Pesaran (2007)

Bu çalışmada, ikinci kuşak panel birim kök testlerinden Pesaran (2007) panel birim kök testi uygulandığı için bu test ele alınmıştır.

3.4.2.1. Pesaran (2007) Panel Birim Kök Testi

Pesaran (2007) çalışmasının motivasyonu, klasik ADF eşitliğini, yatay kesit birimlerinin ortalamaları ve birinci sıra farklarıyla genişleterek yatay kesit bağımlılığını göz önüne alan bir panel birim kök testi geliştirmektedir.

Basit heterojen dinamik bir panel veri modeli aşağıdaki gibi gösterilir.

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (3.42)$$

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (3.43)$$

i , yatay kesit birimleri, t zaman boyutu olmak üzere f_t gözlenemeyen ortak faktörü ve ε_{it} birime özgü hata terimini göstermektedir.

Eşitlik (3.42) ve (3.43), Eşitlik (3.44)'deki gibi yazılabilir.

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (3.44)$$

$$\alpha_i = (1 - \phi_i)\mu_i \quad (3.45)$$

$$\beta_i = -(1 - \phi_i) \quad (3.46)$$

$$\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1} \quad (3.47)$$

Böylece, Pesaran (2007) testinin hipotezleri;

$$H_0: \beta_i = 0, \quad \forall i \text{ olmak üzere} \quad (3.48)$$

$$H_1: \beta_i < 0, \quad i = 1, \dots, N, \beta_i < 0, i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \quad (3.49)$$

Pesaran (2007) çalışmasında modelin kalıntılarının otokorelasyon içerip içermemesine bağlı olarak iki farklı test istatistiği geliştirilmiştir. Kalıntıların otokorelasyonlu olmadığı durum için geliştirilmiş test istatistiği, aşağıda verilen regresyonun EKK ile tahmin edilmesi sonucunda elde edilen β_i tahmin edicisinin t-oranları Eşitlik (3.50) temelinde tanımlanmaktadır.

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it} \quad (3.50)$$

$$t_i(N, T) = \frac{\Delta y_i' \bar{M}_w y_{i-1}}{\hat{\sigma}_i (y_{i-1}' \bar{M}_w y_{i-1})^{1/2}} \quad (3.51)$$

$$\Delta y_i = (\Delta y_{i1}, \dots, \Delta y_{iT})' \quad (3.52)$$

$$y_{i-1} = (y_{i0}, \dots, y_{iT})' \quad (3.53)$$

$$\bar{M}_w = I_T - \bar{w}(\bar{w}'\bar{w})^{-1} \quad (3.54)$$

$$\bar{w} = (\tau, \Delta \bar{y}, \bar{y}_{-1}) \quad (3.55)$$

$$\tau = (1, 1, \dots, 1)' \quad (3.56)$$

$$\Delta \bar{y} = (\Delta \bar{y}_1, \dots, \Delta \bar{y}_T)' \quad (3.57)$$

$$\bar{y}_{-1} = (\bar{y}_0, \bar{y}_1, \dots, \bar{y}_{T-1})' \quad (3.58)$$

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{\Delta y_i' \bar{M}_{i,w} y_i}{T-4} \quad (3.59)$$

$$M_{i,w} = I_T - \Theta_i(\Theta_i'\Theta_i)^{-1}\Theta_i' \quad (3.60)$$

$$\Theta_i = (\bar{w}, y_{i-1}) \quad (3.61)$$

Pesaran (2007) çalışmasında $t_i(N, T)$ istatistiği temelinde hesaplanan CIPS istatistiği de aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$CIPS(N, T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (3.62)$$

Pesaran (2007) çalışmasında kalıntıların otokorelasyonlu olduğu durumda kullanılan eşitlik aşağıdaki gibidir.

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + e_{it} \quad (3.63)$$

Eşitlik (3.63)' deki modelin tahmini sonucunda β_i için hesaplanacak t oranı için Eşitlik (3.50)- (3.56)' da yer alan tanımlar kullanılmakta, Eşitlik (3.59)' deki

tanımda yer alan ifadenin standart sapması aşağıdaki gibi değiştirilerek kullanılmaktadır.

$$\tilde{\sigma}_i = \frac{\Delta y_i' \bar{M}_w y_i}{T-3} \quad (3.64)$$

Eşitlik (3.63)' deki regresyon temelinde hesaplanmış $t_i(N, T)$ istatistiği Eşitlik (3.65)' dekii gibidir.

$$t_i^*(N, T) = \frac{\sqrt{T-3}(\Delta y_i' \bar{M}_w y_{i,t-1})}{(\Delta y_i' \bar{M}_w y_i)^{1/2} (y_{i,t-1}' \bar{M}_w y_{i,t-1})^{1/2}} \quad (3.65)$$

Eşitlik (3.65) 'deki $t_i^*(N, T)$ istatistiği temelinde $CIPS^*(N, T)$ istatistiği hesaplanmakta ve aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır (Pesaran, 2007).

$$CIPS^*(N, T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i^*(N, T) \quad (3.66)$$

3.4.2.2 Omay, Hasanov ve Shin (2018) Panel Birim Kök Testi

Omay, Hasanov ve Shin (2018) (OHS) tarafından, veri üretim süreçlerinde yumuşak hareketli trend (SMT) ve yatay kesit bağımlılığı içeren dinamik panel veri setlerinin durağanlığının test edilmesine yönelik bir panel birim kök testi geliştirilmiştir.

Omay vd. (2018) veri üretim sürecini aşağıdaki gibi tanımlamıştır:

$$y_{it} = \phi_{it} + x_{it} \quad (3.67)$$

$$x_{it} = \eta_i x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (3.68)$$

i alt indisi yatay kesit birimleri ve t alt indisi zaman boyutunu göstermekte ve $i = 1, \dots, N$ ve $t = 1, \dots, T$ olarak tanımlanmaktadır. ϕ_{it} yumuşak hareketli deterministik trend fonksiyonunu ve ε_{it} hata terimlerine göstermek üzere başlangıç varsayımları aşağıdaki gibidir:

- $E(\varepsilon_{it}) = 0$ ve $E(\varepsilon_{it}^2) = 0$ (ε_{it} , bağımsız dağılmaktadır.)

- $E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) \neq 0$; $i \neq j$ ve $t \neq s$ (Hatalar arasında yatay kesit bağımlılığı ve otokorelasyon yoktur)

Eşitlik (3.62) yeniden düzenlendiğinde,

$$\Delta x_{it} = \rho_i x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (3.69)$$

eşitliği elde edilir ve birim kökün varlığını test eden hipotezler,

$$H_0: \rho_i = 0 \quad \forall i \text{ için} \quad (\text{Birim kök vardır.})$$

$$H_1: \rho_i < 0 \quad \text{bazı } i \text{ için} \quad (\text{Birim kök yoktur.})$$

Eşitlik (3.66) ve (3.67)'e bakıldığında, bileşenlerine ayrılan (3.69) nolu eşitlikteki değişkenin deterministik trend fonksiyonunun birim kök testinde aynı şekilde yer aldığını göstermektedir (Omay vd.,2018).

OHS testinde, yumuşak geçişli deterministik trend yapısı için lojistik yumuşak geçişli (LST) fonksiyon kullanılmaktadır.

$$\text{Model A: } \phi_{it} = \alpha_{1i} + \alpha_{2i} S_{it}(\gamma_i, m_i) \quad (3.70)$$

$$\text{Model B: } \phi_{it} = \alpha_{1i} + \beta_{1i} t + \alpha_{2i} S_{it}(\gamma_i, m_i) \quad (3.71)$$

$$\text{Model C: } \phi_{it} = \alpha_{1i} + \beta_{1i} t + \alpha_{2i} S_{it}(\gamma_i, m_i) + \beta_{2i} t S_{it}(\gamma_i, m_i) \quad (3.72)$$

$S_{it}(\gamma_i, m_i)$, birime özgü lojistik yumuşak geçişli fonksiyondur ve Eşitlik (3.73)'daki gibi tanımlanmaktadır.

$$S_{it}(\gamma, m) = [1 + \exp\{-\gamma_i(t - m_i T)\}]^{-1}, \quad \gamma_i > 0 \quad (3.73)$$

$S_{it}(\gamma_i, m_i)$, 0 ile 1 arasında değerler alan ve bir düzeyden diğer düzeye geçişi sağlayan sürekli fonksiyondur. γ_i , geçişin ne kadar yumuşak olduğunu; m_i , geçişin orta noktasının zamanını belirleyen bileşenlerdir.

Eşitlik (3.70)'de yer alan model, yapısal kırılmanın yalnızca ortalamada gözlemlendiği, Eşitlik (3.71)'de yer alan model yapısal kırılmanın ortalamada ve

doğrusal trendde gözleendiği ve Eşitlik (3.72)'deki model ise yapısal kırılmanın hem ortalamada hem de doğrusal olmayan trendde gözleendiği modeli yanstırmaktadır.

Test istatistiklerinin üretilmesi iki aşamada gerçekleşmektedir. İlk aşamada Eşitlik (3.70) -(3.72)' de yer alan modellerdeki her bir yatay kesit birime ait deterministik bileşen doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilir ve her bir model için kalıntılar toplanır. İkinci aşamada, eşitlik (3.74)' teki model kullanılarak her bir yatay kesin birim için ADF t- istatistikleri elde edilir.

$$\Delta \hat{x}_{it} = \rho_i \hat{x}_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (3.74)$$

Kalıntıların daha yüksek dereceden otokorelasyon içermesi olasılığı dahilinde model kalıntıların gecikmelerini de içerecek şekilde Eşitlik (3.75)'e genişletilmiştir.

$$\Delta \hat{x}_{it} = \hat{\rho}_i \hat{x}_{it-1} + \sum_{j=1}^{k_i} \omega_{ij} \Delta \hat{x}_{i,t-j} + \epsilon_{it} \quad (3.75)$$

Omay vd. (2018), yatay kesit bağımlılığını gidermek için ise Sieve- bootstrap yöntemini kullanmış, deterministik trendi STR ile modellerken aynı zamanda yatay kesit bağımlılığını da yok etmişlerdir.

3.5. Yatay Kesit Bağımlılığını Gideren Başlıca Yöntemler

Panel veri modellerinde yatay kesit bağımlılığında kullanılan yöntemler genel olarak mekansal modeller ve faktör yapısı modelleri olarak ikiye ayrılmaktadır (Sarafidis ve Wansbeek, 2012).

3.5.1 Mekansal Modeller

Mekansal modeller, yatay kesit bağımlılığının ortaya çıkmasına neden olan mekansal bağımlılığın veya yatay kesit birimleri arasındaki heterojenlik anlamında mekansal heterojenliğin gözlenmesiyle ortaya çıkmıştır (Anselin vd., 2008: 625). Bu modeller, yatay kesit bağımlılığı anlamında mekansal bağımlılığı, geliştirildiği ilk

dönemlerde metrik uzaklık kavramıyla tanımlayan; sonrasında uzaklık kavramını ekonomik uzaklık terimini içerecek şekilde genişletip iktisadi modelleme için de kullanılmaya başlanmış tekniklerdir (Sarafidis ve Wansbeek, 2012).

Literatürde yer alan başlıca mekansal modeller şunlardır:

- Mekansal hareketli ortalama süreci (SMA)
- Mekansal otoregresif süreç (SAR)
- mekansal hata bileşenleri süreci (SEC)

Chudik vd. (2011), mekânsal modellerin, zayıf yatay kesit bağımlılığı olduğu durumlarda kullanılmasının daha uygun olduğunu; verinin güçlü yatay kesit bağımlılığı içerdiği durumlarda faktör yapısı modellerinin kullanılmasının daha uygun olduğunu belirtmektedir (Chudik vd., 2011).

3.5.2. Faktör Yapısı Modelleri

Faktör yapısı modelleri, yatay kesit birimlere etki eden ve kalıntılarda içerilen gözlenemeyen ortak faktörlerin modellenmesi ve böylece yatay kesit bağımlılığını gidermeyi amaçlayan modellerdir (Sarafidis ve Wansbeek, 2012).

Yatay kesit bağımlılığını gidermek için faktör yapısını modelleyen başlıca çalışma ve yöntemler şunlardır:

- Görünürde İlişkisiz Regresyon (SURE)- Zellner (1962).
- Ortak İlişkili Etkiler (CCE)- Pesaran (2006, 2007); Kapetanios, Pesaran ve Yamagata (2011)
- İdiosinkratik ve Ortak Bileşenlerde Durağan Olmamanın Panel analizi (PANIC)- Bai ve Ng (2004)
- Temel Bileşenler- Bai ve Ng (2002)
- Kalıntı Temel Bileşenler- Coakley, Fuertes ve Smith (2002)
- İnteraktif Sabit Etkiler- Bai (2009)
- Bootstrap- Chang (2004)

Bu tez çalışmasında önerilen yeni yaklaşım, Pesaran (2006) ortak ilişkili etki modeli (CCE) ile karşılaştırıldığı için CCE yöntemi hakkında bilgi verilecektir.

3.5.2.1. Pesaran (2006) Ortak İlişkili Etki Yöntemi

Pesaran (2006), ortak ilişkili etki yöntemini Bai ve Ng (2002) temelinde geliştirmiştir.

Aşağıda yer alan doğrusal heterojen panel veri modeli ile başlanmıştır.

$$y_{it} = \alpha'_i d_t + \beta'_i x_{it} + e_{it} \quad (3.76)$$

Burada, i yatay kesit birimleri, t zaman boyutunu, x_{it} , $R \times 1$ boyutlu bağımsız değişkenler vektörünü; d_t , $N \times 1$ boyutlu, sabit etkileri ve mevsimsel kukla değişkenleri de içerecek şekilde, gözlemlenen ortak etkiler vektörünü göstermektedir.

$$e_{it} = \gamma'_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (3.77)$$

olarak gösterilmektedir. f_t , $M \times 1$ boyutlu gözlemlenemeyen ortak faktörler vektörünü belirtmektedir.

Yönteme yönelik 3 temel varsayım yapılmaktadır:

1. $\text{Cov}(\varepsilon_{it}, x_{it}) = 0$
2. $\text{Cov}(f_t, x_{it}) = 0$ ve $\text{Cov}(f_t, x_{it}) \neq 0$
3. $\text{Cov}(d_t, x_{it}) = 0$ ve $\text{Cov}(d_t, x_{it}) \neq 0$

f_t , bağımsız değişkeni etkilediği gibi bağımlı değişkeni de etkileyebilir. Bu nedenle, x_{it} Eşitlik (3.78)' deki gibi yazılmaktadır:

$$x_{it} = \varphi'_i d_t + \varrho'_i f_t + \vartheta_{it} \quad (3.78)$$

$(\varphi_i)_{N \times K}$ ve $(\varrho_i)_{M \times K}$ sırasıyla $N \times K$ ve $M \times K$ boyutlu matrislerdir.

Pesaran (2006), faktörleri $f_t \sim I(0)$ olarak varsaymaktadır.

(3.76) ve (3.78) nolu eşitlikler birleştirilerek aşağıdaki gibi yazılmaktadır:

$$\varsigma_{it} = \begin{bmatrix} y_{it} \\ x_{it} \end{bmatrix} = B_i' d_t + P_i' f_t + u_{it} \quad (3.79)$$

(3.78) nolu eşitlik (3.76) nolu eşitlikte yerine yazılmaktadır.

$$u_{it} = \begin{bmatrix} \beta_i' \vartheta_{it} + \varepsilon_{it} \\ \vartheta_{it} \end{bmatrix}$$

$$B_i = [\alpha_i \quad \varphi_i] \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \beta_i & I_k \end{bmatrix}$$

$$P_i = [\alpha_i \quad \Gamma_i] \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \beta_i & I_k \end{bmatrix}$$

P_i , faktör yüklerini içermesi nedeniyle önemlidir. Pesaran (2006) çalışmasının amacı faktör yüklerini tahmin etmek olduğu için P_i nin rankıyla ilgilenilmektedir. Yukarıdaki üç matrisin çarpılmasıyla modelin kapalı formu elde edilmektedir.

Pesaran (2006)'da $\gamma_i' f_t$ yi yok edilmeye çalışıldığı için bunun yerine iki tane gösterge değişken (proxy) geliştirilmiştir. $\gamma_i' f_t$ yi yok etmek için P_i matrisinin rankını göz önüne alınmaktadır. P_i nin rankı, $M(R \times 1)$ boyutlu gözlemlenemeyen faktör yükleri matrisinin rankı ($\widetilde{Q}_1 = (\gamma_i q_i)$) tarafından belirlenmektedir. f_t 'yi yok etmek için de bağımlı ve bağımsız değişkenlerin yatay kesit birimlere göre ortalamaları $((\bar{x}_t, \bar{y}_t))$ modele katılmakta ve model EKK ile tahmin edilmektedir.

$((\bar{x}_t, \bar{y}_t))$ elde edilmesi için (3.79) nolu eşitliğin yatay kesit birimlere göre ortalamaları alınmaktadır.

$$\bar{\Xi}_t = \bar{B}' d_t + \bar{P}' f_t + \bar{u}_t \quad (3.80)$$

$$\bar{\Xi}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Xi_{it}$$

$$\begin{aligned}
\bar{u}_t &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N u_{it} \\
\bar{B}_t &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N B_i \\
\bar{P}_t &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N P_i
\end{aligned} \tag{3.81}$$

Rank koşulu: $R(\bar{P}) = m \leq R + 1$ tüm N 'ler için $N \rightarrow \infty$ (R = bağımsız değişken sayısı)

(3.80) nolu eşitlikte f_t 'nin elimine edilmesi için f_t öncelikle yalnız bırakılmaktadır.

$$\begin{aligned}
\bar{P}'f_t &= (\bar{\Xi}_t - \bar{B}'d_t + \bar{u}_t) \\
\bar{P}\bar{P}'f_t &= \bar{P}(\bar{\Xi}_t - \bar{B}'d_t + \bar{u}_t) \\
f_t &= (\bar{P}\bar{P}')^{-1}\bar{P}(\bar{\Xi}_t - \bar{B}'d_t + \bar{u}_t)
\end{aligned}$$

$(\bar{\Xi}_t - \bar{B}'d_t + \bar{u}_t)$ teriminin de elimine edilmesi gerekmektedir.

Varsayım:

$$\bar{u}_t \rightarrow 0 \quad N \rightarrow \infty \quad \text{her } t \text{ için}$$

$$\bar{P} \xrightarrow{p} P = \tilde{q} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \beta & I_R \end{bmatrix} = (\gamma, q)$$

$$\text{Burada } \tilde{q} = (E(\gamma_i), E(q_i)) = (\gamma, q)$$

$\text{rank}(q)=m$ varsayılarak,

$$f_t \rightarrow f_t - (PP')^{-1}P(\bar{\Xi}_t - \bar{B}d_t) \xrightarrow{p} 0; N \rightarrow \infty \text{ için}$$

$$h_t = (\bar{\Xi}_t, d_t); \quad f_t \text{ için proxy}$$

Böylece, Pesaran (2006) faktör sayısının önemli olmadığı, yalnızca bağımlı değişken ve bağımsız değişkenlerin ortalamalarının alınıp modele değişken olarak eklendiği bir yöntem geliştirmiştir (Pesaran, 2006).

x_1 ve x_2 olmak üzere iki bağımsız değişkenin yer aldığı bir panel veri modeli varsayıldığında CCE modeli aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_{1i}x_{1it} + \beta_{2i}x_{2it} + \gamma_{1i}\bar{y}_t + \gamma_{2i}\bar{x}_{1t} + \gamma_{3i}\bar{x}_{2t} + \varepsilon_{it}$$

Modele eklenen yatay kesit birim ortalaması alınmış değişkenler, parametre tahminini de bozmamaktadır. Yöntemin bir diğer önemli özelliği, $N \rightarrow \infty$ ve $T \rightarrow \infty$ iken CCE tahmincilerinin geçerli olmasıdır. Bir başka deyişle, $\hat{\beta}_1$ tutarlı ve sapmasız tahmin edilebilmektedir. Monte Carlo çalışmaları sonuçlarına göre, CCE tahmincileri, Coakley et al. (2002) ve diğer alternatiflere kıyasla daha etkin ve sağlamdır (Coakley et al. (2006), Chudik et al. (2011)).

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

Çalışmada, G-7 ülkelerine yapılan net doğrudan yabancı yatırım girişleri üzerinde döviz kuru oynaklığının etkisini görmek amacıyla panel veri analizi kullanılmıştır.

Çalışmanın önceki bölümlerinde belirtildiği gibi, doğrudan yabancı yatırımların belirleyicilerini açıklamaya yönelik tek bir teorik çerçeve bulunmamaktadır. Bir başka deyişle, literatürde doğrudan yabancı yatırımların belirleyicilerine yönelik var olan çeşitli teorilerin kullandıkları değişkenler, keskin bir sınırla birbirinden ayrılmamaktadır (Faeth, 2009).

Bu tez çalışmasında ise, gelişmiş ülkelere yapılan net doğrudan yabancı yatırım girişleri üzerinde ülkelerin iktisadi dinamiklerinin ne ölçüde etkin olduğu incelenmektedir. Bu çerçevede bağımlı değişken olarak G-7 ülkelerine 1996:1-2017:1 arasındaki çeyrek dönemleri kapsayacak şekilde yapılan net doğrudan yabancı yatırım girişleri, bağımsız değişken olarak ise reel efektif döviz kuru, döviz kuru oynaklığı, dışa açıklık oranı ve reel GSYH kullanılmıştır. Reel efektif döviz kuru haricindeki tüm değişkenler Tramo-Seats yöntemiyle mevsimsellikten arındırılmıştır. Döviz kuru oynaklığı haricindeki tüm değişkenlerin logaritması alınarak model kurulmuştur.

Çalışmada, döviz kuru oynaklığının yanı sıra kullanılan reel GSYH ülkenin piyasa büyüklüğünü, reel döviz kuru ülkenin makro iktisadi yapısını, dışa açıklık oranı ülkenin dış ticarete açıklığını gösteren değişkenlerdir. Belirtilen değişkenler, Dellis (2017), Saini ve Singhalia (2018), Ricci (2006), Alam ve Shah (2013) ve Crowley ve Lee (2003) çalışmalarını takiben seçilmişlerdir.

Çalışmada kullanılan değişkenlerin elde edildikleri veri kaynakları aşağıdaki gibidir:

Çizelge 4.1. Çalışmada kullanılan değişkenlerin elde edildikleri veri kaynakları

Değişken	Veri tabanı
Reel efektif döviz kuru indeksi (TÜFE bazlı)	International Financial Statistics
Net doğrudan yabancı yatırım girişleri	OECD Main Economic Indicators
Reel GSYH	International Financial Statistics
Dışa açıklık oranı((ithalat+ihracat)/GSYH)	OECD Main Economic Indicators

4.1. Doğrusal Modelin Seçimi

Çalışmada, G-7 ülkelerine 1996: 1- 2017: 1 çeyrek dönemleri arasında yapılan net doğrudan yabancı yatırım girişlerini etkileyen makro ekonomik faktörleri belirlemek amacıyla bir panel veri modeli oluşturulmuştur. Modelde bağımlı değişken olarak net doğrudan yabancı yatırım girişlerinin logaritması (logdyy) akım değişken olarak milyon \$ cinsinden tanımlanmış ve bağımsız değişkenler olarak, reel GSYH (milyon \$) (rgsyh), reel efektif döviz kurunun logaritması (logrdk), döviz kuru oynaklığı (rdv), dışa açıklık oranının logaritması (logda) değişkenleri kullanmıştır. Döviz kuru oynaklığı Cermeño ve Grier (2006) panel GARCH yöntemiyle elde edilmiştir. Söz konusu değişkenler ile kurulan model aşağıdaki gibidir:

$$\log dyy_{it} = \alpha_{0it} + \beta_{1it} \log rdk_{it} + \beta_{2it} rdkv_{it} + \beta_{3it} \log rgsyh_{it} + \beta_{5it} \log da_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

Modelde yer alan i indisi $i=1,2,3,\dots,N$ olmak üzere modeldeki yatay kesit birimlerini, t indisi ise $t=1,2,3,\dots,T$ olmak üzere modelin zaman boyutunu göstermektedir. ε_{it} hata terimini göstermektedir.

Çalışmaya konu olan ülke grubunun gelişmiş ülkelerden oluşan ve bu yönüyle homojen bir yapıda olan G-7 ülke grubu olması ve bu nedenle de sabit etkiler modelinin kullanılması öngörülmüş olsa da, öncelikle, verilere en iyi uyumu gösteren doğrusal panel veri modelinin belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla, öncelikle, yatay kesit birimlerin hata terimleri arasındaki yatay kesit bağımlılığının varlığı, oluşturulan modelin eğim katsayılarının homojen veya heterojen olduğu,

modelde ierilen deėiřkenlerin duraėanlıklarının sınanması ve sonrasında da en iyi doėrusal modelin seilmesi ařamaları izlenecektir.

Panel veri modellerinde, zellikle de N ve T boyutları byk olan panel-zaman serileri modellerinde en sık karřılařılan sorunlardan eėim katsayılarında heterojenlik ve yatay kesit baėımlılıėı problemlerinin varlıėı ncelikle analiz edilmektedir (Smith, 2019: 3). Bu problemlerin varlıėında yapılan model tahminleri sapmalı standart hatalar vereceėi iin tahmincilerin etkinliėi bozulmaktadır (Tatoėlu, 2012:199).

Model tahminine geilmeden nce modeldeki deėiřkenlerin duraėan olup olmadıklarının belirlenmesi gerekmektedir. Bu doėrultuda uygulanan panel birim kk testlerinden hangisinin uygulanması gerektiėi ise deėiřkenlerin yatay kesit baėımlılıėı ierip iermediklerine gre deėiřmektedir. Dolayısıyla, ncelikle deėiřkenlere ait yatay kesit baėımlılıėı Breusch Pagan (1980) LM, Pesaran (2004) CDLM ve Pesaran (2004) CD testleri erevesinde incelenmekte ve analiz sonuları izelge 4.2’de gsterilmektedir. izelge 4.2’ de grldė zere, logrdk, logda ve logrgsyh deėiřkenlerine ait tm test istatistiklerinin p-deėerleri %5 anlamlılık dzeyinden kk olduėu iin yatay kesit baėımsızlıėını ieren sıfır hipotezleri reddedilmektedir. Bu deėiřkenlere ait birimlerin hata terimleri arasında yatay kesit baėımlılıėı bulunmaktadır. logdyy ve rdkv deėiřkenleri iin ise Breusch Pagan LM ve Pesaran CDLM testlerinin uygulama sonularına gre sıfır hipotezi reddedilerek birimlerin hata terimlerinde yatay kesit baėımlılıėı olduėu sonucuna ulařılmaktadır. Belirtilen iki deėiřken iin, sıfır hipotezinde yatay kesit baėımsızlıėının yer aldıėı Pesaran CD testi sonucunda sıfır hipotezi reddedilemediėi iin birimlerin hata terimleri arasında yatay kesit baėımsızlıėı vardır sonucuna ulařılmaktadır. Ancak, alıřmanın panel veri setinin yatay kesit birim sayısı zaman boyutundan kk olduėu iin sıfır hipotezini reddeden Breusch Pagan LM test sonuları karar noktası olarak seilip birimlerin hata terimleri arasında yatay kesit baėımlılıėı olduėu sylenebilir.

Çizelge 4.2. Değişkenlere ait yatay kesit bağımlılığı test sonuçları

Değişken	Test	Test istatistiği	p- değeri
logdy	Breusch Pagan LM	71,914*	0,000
	Pesaran CDLM	7,856*	0,000
	Pesaran CD	1,334	0,182
logrdk	Breusch Pagan LM	363,317*	0,000
	Pesaran CDLM	52,820*	0,000
	Pesaran CD	3,976*	0,000
rdkv	Breusch Pagan LM	187,476*	0,000
	Pesaran CDLM	25,687*	0,000
	Pesaran CD	-0,929	0,352
logda	Breusch Pagan LM	1131,186*	0,000
	Pesaran CDLM	171,305*	0,000
	Pesaran CD	18,136*	0,000
logrgsyh	Breusch Pagan LM	1121,175*	0,000
	Pesaran CDLM	169,760*	0,000
	Pesaran CD	32,016*	0,000
*, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.			

Değişkenlere ait yatay kesit bağımlılığı incelendikten sonra, değişkenlerin durağanlığının uygun panel birim kök testleri ile analiz edilmesi gerekmektedir.

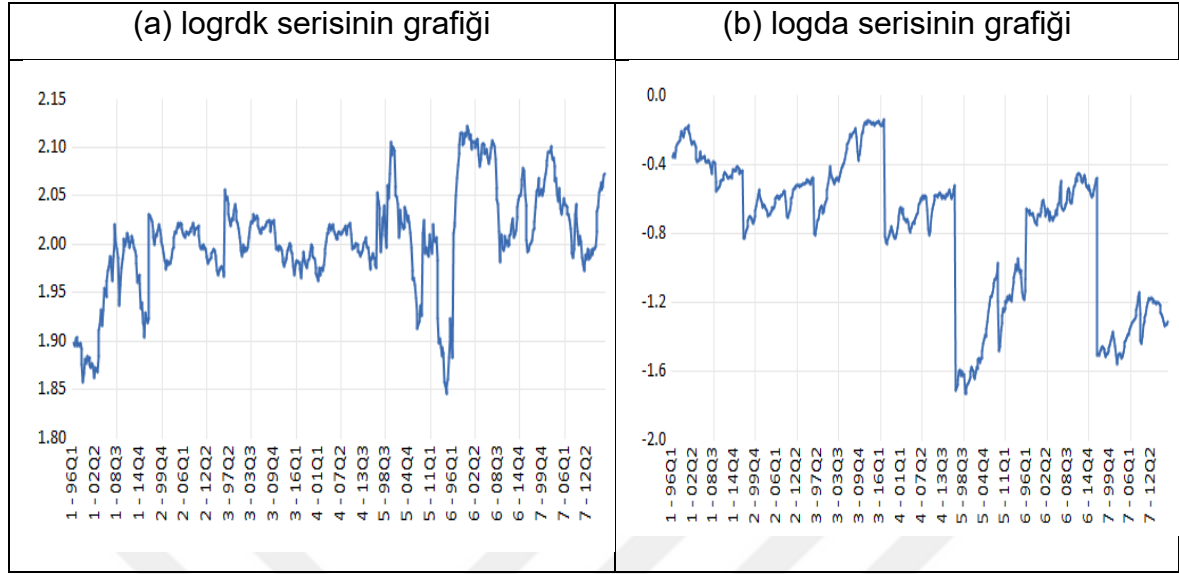
Modelin tüm değişkenlerinde yatay kesit bağımlılığı gözlemlendiği için değişkenlerin durağanlık sınamasında ikinci kuşak panel birim kök testlerinden olan Pesaran (2007) testi kullanılmıştır. Gecikme uzunluğu 3 olarak seçilen testin sonuçları Çizelge 4.3' te gösterilmektedir. Çizelge 4.3' te yer alan sonuçlara göre, logaritmik reel efektif döviz kuru ve logaritmik dışa açıklık değişkenleri düzeyde durağan değildir. İlgili değişkenlerin birinci sıra farklarının ise durağan olduğu görülmektedir.

Çizelge 4.3. Pesaran (2007) panel birim kök test sonuçları

Değişken	Sabitli		Sabitli ve trendli		Sonuç
	Z (t_bar) istatistiği	p- değeri	Z (t_bar) istatistiği	p- değeri	
logrdk	-0,224	0,411	-0,521	0,301	I(1)
D(logrdk)	-6,804*	0,000	-5,400*	0,000	
logrgsyh	-1,519***	0,064	-2,000**	0,023	I(0)
D(logrgsyh)	-6,565*	0,000	-5,489*	0,000	
logda	-0,882	0,189	0,901	0,816	I(1)
D(logda)	-6,549*	0,000	-5,692*	0,000	
logdyy	-6,655*	0,000	-5,631*	0,000	I(0)
D(logdyy)	-12,822*	0,000	-12,816*	0,000	
rdkv	-1,856**	0,032	-0,161	0,436	I(0)
D (rdkv)	-6,918*	0,000	-5,979*	0,000	
*, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.					

Logaritmik reel efektif döviz kuru ve logaritmik dışa açıklık serilerinin düzeyde birim kök içermesi nedeniyle bu serilere ilişkin daha detaylı araştırma yapılmıştır. Öncelikle serilerin grafikleri incelenerek serilerde gözlemsel olarak yapısal kırılma, trend içirme ve/veya doğrusal olmama gibi yapıların varlığına bakılmıştır. Serilerin grafikleri Çizelge 4.4' te panel (a) ve panel (b)'de gösterilmektedir. Çizelge 4.4.'te söz konusu değişkenlerin grafiklerine bakıldığında ortak şoklar sonucunda bazı dönemlerde yapısal kırılma olabileceği ve ayrıca serinin doğrusal olmayan bir yapıya sahip olma olasılığı da görülebilir. Veri üretim süreci doğrusal olmayan serilerin durağanlığını araştırmak için doğrusal testler uygulandığında, uygulanan testlerin gücü zayıf kalmaktadır. Bu noktadan yola çıkılarak serilere, Omay, Hasanov ve Shin (2018) (OHS) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan panel birim kök testi uygulanmıştır. OHS birim kök testi, serilerdeki yapısal kırılmaların lojistik yumuşak geçiş fonksiyonu (LST) ile yakalanmasını mümkün kılan ve yatay kesit bağımlılığını da Sieve bootstrap yöntemiyle elimine eden bir panel birim kök testidir.

Çizelge 4.4. logrdk ve logda panel veri serilerinin çizgi grafiği



OHS panel birim kök testinin, yumuşak geçişli trendin LST fonksiyonu kullanılarak modellenmesi, serilerdeki mevcut yapısal kırılmaların ve/veya gözlenemeyen şokların da yakalanarak modele katılmasını ve böylece daha güvenilir sonuçlar elde edilmesini sağlamaktadır. Bu özelliği nedeniyle, bu çalışmada, Pesaran (2007) testi sonucunda düzeyde durağan olmadığı saptanmış logrdk ve logda serilerine, olası yapısal kırılmaları ve doğrusal olmayan trendleri kapsayan OHS panel birim kök testi uygulanmıştır. OHS testinin bu özellikleri nedeniyle, doğrusal modelde düzeyde birim köke sahip olan logrdk ve logda değişkenlerinin durağanlığı bir de OHS testi ile incelenmiştir. logrdk serisine ait OHS panel birim kök test sonuçları Çizelge 4.5' te; logda serisine ait test sonuçları Çizelge 4.6' da gösterilmektedir.

Çizelge 4.5. logrdk serisine ait OHS (2018) panel birim kök test sonuçları

Anlamlılık düzeyi	Model A	Model B	Model C
	-2,551 (0,278)	-3,607** (0,027)	-3,472 (0,159)
%1	-3,034	-4,007	-4,041
%5	-2,861	-3,344	-3,702
%10	-2,762	-3,246	-3,555
Parantez içindeki değerler test istatistiklerinin p-değerini göstermektedir.			
*, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.			

Çizelge 4.6. logda serisine ait OHS (2018) panel birim kök test sonuçları

Anlamlılık düzeyi	Model A	Model B	Model C
	-3,910* (0,000)	-3,547 (0,220)	-4,210 (0,120)
%1	-3,651	-4,327	-4,600
%5	-3,441	-4,119	-4,346
%10	-3,365	-3,722	-4,220
Parantez içindeki değerler test istatistiklerinin p-değerini göstermektedir.			
*, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.			

Çizelge 4.5 sonuçlarına göre logaritmik reel döviz kuru serisi OHS testi Model B' ye göre durağandır. Çizelge 4.6' dan görüldüğü üzere de logaritmik dışa açıklık serisi Model A'ya göre durağan olduğu saptanmıştır. Bir başka deyişle, logrdk serisinin ortalama ve trend kısmında yapısal kırılma ve logda serisinin yalnızca ortalamasında bir yapısal kırılma olduğu tespit edildiği söylenebilir. Model C ise hem ortalama hem de trendde yapısal kırılmanın görüldüğü bir model yapısını temsil etmektedir. Bu sonuçtan hareketle, logrdk ve logda serileri, içerdikleri deterministik (kalıcı) ve stokastik (geçici) bileşenlerine ayrıştırılarak her bir serinin bu bileşenleri modele ayrı bir bağımsız değişken olarak alınmıştır. Bu süreç Hodrick- Prescott filtresi ile GSYH verisinin kalıcı uzun dönem trendi ve geçici salınımlarının ayrılması ile aynı tarz bir işlemdir. Geçici bileşenin etkisi durağan olduğu; kalıcı bileşenin etkisi ile modele yapısal kırılmayı temsil eden bir kukla değişken koymanın aynı işlem olduğu söylenebilir.

Yukarıda belirtilen ayrıştırma sonucu eklenen değişkenler ile kurulan yeni Model 2 aşağıdaki gibidir.

$$\log dyy_{it} = \alpha_{0it} + \beta_{1it} \log rdk_p_{it} + \beta_{2it} \log rdk_t_{it} + \beta_{2it} rdkv_{it} + \beta_{3it} \log rgsyh_{it} \\ + \beta_{5it} \log da_p_{it} + \beta_{6it} \log da_t_{it} + \varepsilon_{it}$$

$i=1, \dots, N$ ve $t=1, \dots, T$ olmak üzere, sırasıyla, yatay kesit birimleri ve zaman boyutunu göstermektedir. Modelde, logdyy değişkeni ülkelere yapılan net doğrudan yabancı yatırım girişlerini, logrdk_t değişkeni logaritmik reel efektif döviz kurunun geçici, logrdk_p ise aynı değişkenin kalıcı bileşenini, logda_t değişkeni logaritmik dışa açıklığın geçici, logrdk_p ise aynı değişkenin kalıcı bileşenini ve logrgsyh ise

logaritmik reel GSYH değişkenini göstermektedir. Model 2 değişkenlerine ait yatay kesit bağımlılığı test sonuçları Çizelge 4.7’ de gösterilmektedir.

Çizelge 4.7. Model 2 değişkenlere ait yatay kesit bağımlılığı test sonuçları

Değişken	Test	Test istatistiği	p- değeri
logdyy	Breusch Pagan LM	71,914*	0,000
	Pesaran CD LM	7,856*	0,000
	Pesaran CD	1,334	0,182
logrdk_p	Breusch Pagan LM	564,865*	0,000
	Pesaran CDLM	83,920*	0,000
	Pesaran CD	8,427*	0,000
logrdk_t	Breusch Pagan LM	248,646*	0,000
	Pesaran CDLM	35,126*	0,000
	Pesaran CD	-0,667	0,504
rdkv	Breusch Pagan LM	187,476*	0,000
	Pesaran CDLM	25,687*	0,000
	Pesaran CD	-0,929	0,352
logda_t	Breusch Pagan LM	629,754*	0,000
	Pesaran CDLM	93,932*	0,000
	Pesaran CD	23,570*	0,000
logda_p	Breusch Pagan LM	1594,67*	0,000
	Pesaran CDLM	242,822*	0,000
	Pesaran CD	16,528*	0,000
logrgsyh	Breusch Pagan LM	1121,175*	0,000
	Pesaran CDLM	169,760*	0,000
	Pesaran CD	32,016*	0,000
*, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.			

Çizelge 4.7’ den görüldüğü üzere, Breusch Pagan LM, Pesaran CDLM test sonuçlarına göre yatay kesit bağımsızlığını öne süren sıfır hipotezi, tüm değişkenler için, reddedilmektedir. Tüm değişkenlere ait birimlerin hata terimleri arasında yatay kesit bağımlılığı bulunmaktadır. Buna ek olarak, logrdk_p, logda_t, logda_p ve

logrgsyh değişkenleri için Breusch Pagan LM ve Pesaran CDLM testlerine ek olarak Pesaran CD testi de sıfır hipotezini reddetmektedir.

Değişken bazında yatay kesit bağımlılığı testleri uygulandıktan sonra bu değişkenlerin durağanlıklarının tespit edilmesi için ikinci nesil panel birim kök testlerinden Pesaran (2007) panel birim kök testi uygulanmış ve test sonuçları Çizelge 4.8’ de verilmiştir.

Çizelge 4.8. Model 2 Pesaran (2007) panel birim kök test sonuçları

Değişken	Sabitli		Sabitli ve trendli		Sonuç
	Z (t_bar) istatistiği	p- değeri	Z (t_bar) istatistiği	p- değeri	
logrdk_p	-2,352**	0,009	-5,573*	0,000	I(0)
D(logrdk_p)	-6,665*	0,000	-5,615 *	0,000	
logrdk_t	-6,654*	0,000	-5,663*	0,000	I(0)
D(logrdk_t)	-9,030*	0,000	-7,895*	0,000	
logrgsyh	-1,519***	0,064	-2,000**	0,023	I(0)
D(logrgsyh)	-6,565*	0,000	-5,489*	0,000	
logda_p	-5,361*	0,000	-1,405**	0,080	I(0)
D(logda_p)	-2,392**	0,008	-3,969*	0,000	
logda_t	-2,477**	0,007	-1,045	0,148	I(0)
D(logda_t)	-7,592*	0,000	-6,412*	0,000	
logdyy	-6,655*	0,000	-5,631*	0,000	I(0)
D(logdyy)	-12,822*	0,000	-12,816*	0,000	
rdkv	-1,856**	0,032	-0,161	0,436	I(0)
D (rdkv)	-6,918*	0,000	-5,979*	0,000	
*, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.					

Çizelge 4.8’ deki Pesaran (2007) panel birim kök test sonuçlarına göre tüm değişkenlerin düzeyde durağan oldukları gözlenmektedir. Burada belirtilmesi gereken bir nokta da logrdk serisinin iki bileşeninin de hem sabitli hem de sabitli ve trendli modellere göre durağan olduğunun tespit edilmiş olmasıdır. Bu nokta, kullanılan OHS panel birim kök testi sonuçlarıyla örtüşmektedir. Bir diğer önemli

nokta da logda değişkeninin sabitli birim kök testi sonuçlarına göre düzeyde durağan olduğunun tespit edilmesi ancak sabitli ve trendli test sonuçlarına göre düzeyde durağan bulunmamasıdır. Bu durum da OHS test sonuçlarının bulgularıyla örtüşmektedir.

Model 2 değişkenlerine ait Pesaran (2007) panel birim kök test sonuçları elde edildikten sonra modelin eğim katsayılarının homojenliğine yönelik sınama için Pesaran ve Yamagata (2008) testi uygulanmıştır. Çizelge 4.9' da gösterilen test sonuçlarına göre eğim katsayılarının homojen olduğunu öne süren sıfır hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla, modelin tahmininde homojen ve statik eğim katsayılarıyla çalışmaya olanak sağlayan tahmin yöntemleri kullanılmalıdır.

Çizelge 4.9. Pesaran ve Yamagata (2008) homojenite test sonuçları

	Delta_tilde	p- değeri	Düzeltilmiş delta_tilde	p- değeri
Model 2	-0,940	0,347	-0,988	0,323
*, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.				

Verilere en iyi uyum gösteren homojen ve statik modelin belirlenmesi amacıyla Model 2' ye F testi, Breusch Pagan (1980) LM testi ve Hausman sınaması yapılmış ve sonuçları Çizelge 4.10' da sunulmuştur. Çizelge 4.10' daki F testi sonuçlarına göre modelin birim etkiler içeren sabit etki modeli ile tahmin edilmesinin uygun olduğu sonucu ulaşılmaktadır. Sonrasında, Breusch Pagan (1980) LM test sonuçlarına bakılarak modelin tesadüfi etkiler modeliyle tahmin edilmesinin uygun olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Son olarak yapılan Hausman sınaması sonuçlarına göre ise, Hausman test istatistiğinin p-değerinin, %5 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu için modelin tahmininde tesadüfi etkiler modelinin Model 2 tahmini için uygun olmadığı söylenebilir. Yapılan test sonuçları doğrultusunda modelin birim etkiler içeren sabit etkiler yöntemiyle tahmini uygun bulunmuştur.

Çizelge 4.10. Model 2 içi uygun modelin belirlenmesine yönelik test sonuçları

Testin adı	Test istatistiği	Olasılık değeri	Sıfır hipotezi	Karar
F- birim/sabit etki	23,751	0,000	Birim etki yoktur.	Red
F- zaman/sabit etki	0,987	0,513	Zaman etkisi yoktur.	Reddedilemez
F-iki yönlü/sabit etki	2,495	0,000	Hem birim hem zaman etkisi yoktur.	Red
LM- birim/sabit etki	860,05	0,000	Birim etki yoktur.	Red
LM-zaman/sabit etki	2,557	0,109	Zaman etkisi yoktur.	Reddedilemez
LM-ikiyönlü/sabit etki	862,607	0,000	Hem birim hem zaman etkisi yoktur.	Red
Hausman	11,362	0,000		

Uygun modelin tespit edilmesinin ardından modelin grup içi sabit etkiler yöntemiyle yapılan tahmin sonuçları ve teşhis test sonuçları Çizelge 4.11’de gösterilmektedir.

Çizelge 4.11’ de yer alan Model 2’ ye ait tahmin çıktısına bakıldığında döviz kuru oynaklığı ve logaritmik dışa açıklık değişkeninin geçici bileşeninin katsayısının istatistiksel ve iktisadi olarak anlamlı olduğu gözlenmektedir. Diğer değişkenler, istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır.

Panel veri modellerinde, hata terimine ait koşullu ve koşulsuz varyans matrisleri birbirlerine eşit olmayabilir ya da eşit olsalar bile koşulsuz varyans matrisi sabit olmayabilir (Tatoğlu, 2012:208). Dolayısıyla, panel veri modellerinde değişen varyans ve otokorelasyon problemleriyle karşılaşılabilir. Çalışmada, sabit etkiler modelinde gruplar arası değişen varyansın teşhisi için değiştirilmiş Wald testi uygulanmıştır. Çizelge 4.11’ de gösterilen sonuçlara göre, sıfır hipotezinde, varyansların birimlere göre sabit olduğu önsavı yer alan testin, serbestlik derecesi 7 olan ki-kare test istatistiği 0,14 olarak bulunmuş; olasılık değeri de 1,000 olarak elde edilmiştir. Bu test sonucuna göre ise birimlere göre varyansın homojen olduğu sıfır hipotezi reddedilmektedir.

Çizelge 4.11. Model 2 sabit etki modeli tahmin sonuçları

	Model 2
logrdk_p	1,445
p-değeri	0,189
logrdk_t	1,431
p-değeri	0,262
rdkv	-0,035**
p-değeri	0,015
logrgsyh	0,159
p-değeri	0,663
logda_p	0,163
p-değeri	0,812
logda_t	4,028*
p-değeri	0,000
p-değeri	0,095
R^2	0,040
F-testi	4,10*
p-değeri	0,000
Değiştirilmiş Wald testi	0,14
p-değeri	1,000
Bhargava et al. DW	2,074
PUYLM	42,64*
p-değeri	0,000
*, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.	

Çalışmada, otokorelasyonun varlığının tespiti için Bhargava, Franzini ve Narendranathan tarafından geliştirilen Durbin Watson testi uygulanmıştır. Çizelge 4.11’ de gösterilen sonuçlara göre, Bhargava, Franzini ve Narendranathan tarafından geliştirilen BFN test sonuçlarına göre test istatistiği 2,074 olarak elde edilmiştir. Test sonuçları değerlendirilirken, literatürde test istatistiklerinin 2’den küçük olması durumunda otokorelasyonun problem olduğu bilgisinden hareketle, otokorelasyonun kurulan sabit etkiler modelinde bir sorun olmadığı söylenebilmektedir (Tatoğlu, 2012: 214).

Panel veri modellerinde dikkat edilmesi gereken bir diğer önemli sorun da yatay kesit bağımlılığının varlığıdır. Yatay kesit bağımlılığının varlığı, model bazında, Breusch Pagan LM (1980) testi, Pesaran (2004) CD testi ve Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen sapması düzeltilmiş LM testleri kullanılarak ölçülmüştür. Modelin tümüne yönelik yatay kesit bağımlılığı test sonuçları Çizelge 4.12' de gösterilmektedir.

Çizelge 4.12. Model 2'ye ait Breusch Pagan (1980) LM ve Pesaran (2004) CD yatay kesit bağımlılığı test sonuçları

Kullanılan Test	Test istatistiği	p- değeri
Breusch Pagan LM	80,244*	0,000
Pesaran CD	-0,211	1,000
*, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.		

Çizelge 4.12' de yer alan tüm testlerin sıfır hipotezinde yatay kesit bağımlılığının olmadığı savı yer almaktadır. İlgili test sonuçlarına bakıldığında Pesaran (2004) CD test sonuçlarına göre, yatay kesit bağımlılığının olmadığını belirten sıfır hipotezi reddedilememektedir. Breusch Pagan LM test sonucuna göre ise yatay kesit bağımlılığının olmadığını öne süren sıfır hipotezi reddedilmekte ve birimler arasında yatay kesit bağımlılığı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Modelin tümüne yönelik yapılacak bir diğer yatay kesit bağımlılığı testi de Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen sapması uyarlanmış LM (PUYLM) testidir. Bu testin sonuçları Çizelge 4.13' te yer almaktadır.

Çizelge 4.13. Sapması uyarlanmış LM test sonuçları

Test	Test istatistiği	p- değeri
Breusch-Pagan LM	83,15*	0,000
PUYLM	45,64*	0,000
Pesaran (2004) CD	-,2503	0,8023
*, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.		

Çizelge 4.13' te yer alan sonuçlara göre sapması uyarlanmış LM testinde yatay kesit bağımlılığının olmadığını öne süren sıfır hipotezi reddedilmektedir. Yani,

yatay kesit birimlerin hata terimleri arasında yatay kesit bağımlılığı olduğu tespit edilmektedir.

Model 2'nin hata terimlerine ait varyansların sabit olduğu ve birbirlerini izleyen dönemlerde bağımsız olarak gözlemlendikleri yapılan değişen varyans ve otokorelasyon teşhis testleri doğrultusunda belirlenmiştir. Ayrıca, yatay kesit birimlerine ait hata terimlerinin ilişkili olduğu da belirlenmiştir.

Çizelge 4.14. Model 3 sabit etki tahmin sonuçları

	Model 3
logrdk_p	1,725***
p-değeri	0,053
logrdk_t	1,598
p-değeri	0,189
rdkv	-0,034**
p-değeri	0,016
logda_p	0,366
p-değeri	0,473
logda_t	4,057*
p-değeri	0,000
p-değeri	0,000
R^2	0,040
F-testi	4,89*
p-değeri	0,000
Değiştirilmiş Wald testi	0,13
p-değeri	1,000
Bhargava et al. DW	2,073
PUYLM	45,62*
p-değeri	0,000
*, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.	

Model 2'ye yönelik vurgulanması gereken önemli bir nokta, logaritmik reel GSYH değişkeninin istatistiksel olarak anlamsız bulunmasıdır. Bu nedenle bu değişken modelden çıkarılıp model tekrar tahmin edilmiştir. Model 3'e ait tahmin çıktıları Çizelge 4.14' te gösterilmektedir.

Model 3'te logrgsyh değişkeninin çıkarılması sonucunda logrdk_p değişkeninin ve rdkv değişkeninin anlamlı olduğu, bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki değişiklikleri açıklamada etkili olduğunu ölçen F istatistiği değerinin arttığı gözlemlenmektedir. Buna ek olarak, Model 2'de olduğu gibi, Model 3'te de değişen varyans ve otokorelasyon bulunmamakla birlikte, yatay kesit bağımlılığının varlığı görülmektedir. Bu nedenle, model 3 yatay kesit bağımlılığını gideren bir yöntemle tahmin edilmelidir.

4.2. Model Tahmin Sonuçları

Yatay kesit bağımlılığını gidermek için literatürde sıklıkla kullanılan bir yöntem Pesaran (2006) tarafından geliştirilen Ortak İlişkili Etki (CCE) modelidir. Bu yöntemin teorik yapısıyla ilgili bilgi önceki bölümde verildiği için burada yalnızca modelin çıktısı yorumlanacaktır. Model 3'ün CCE tahmin sonuçları Çizelge 4.15' te verilmiştir. Çizelge 4.15' ten görüldüğü üzere, Model 3' yer alan ve m_ ile gösterilen değişkenler, bağımlı değişken ve bağımsız değişkenlerin yatay kesit ortalamalarıdır. Ancak m_ logrdk_t ve m_logda_t serilerinin yatay kesit ortalamaları, çoklu bağlantı içermesi sebebiyle modele alınmamıştır. Model 3 CCE tahmin sonuçları incelendiğinde, bağımlı değişkenin yatay kesit ortalaması haricindeki değişkenlere ait katsayıların anlamlı olmadığı görülmektedir.

CCE ile tahmin edilen Model 3'te yatay kesit bağımlılığının giderilip giderilmediğini test etmek amacıyla Pesaran (2004) CD testi ve Pesaran vd. (2008) testleri uygulanmış ve sonuçlar Çizelge 4.16' da gösterilmiştir. Test sonuçlarına göre, Pesaran CD test istatistiği 0,423 p-değeriyle sıfır hipotezini reddedememekte ve yatay kesit bağımlılığının olmadığını belirtmektedir. Bu sonuca göre, birimler arasındaki yatay kesit bağımlılığı CCE modeli ile giderilmiştir.

Çizelge 4.15. CCE tahmin sonuçları

	Model 3
m_logdyy	0,991*
p- değeri	0,000
rdkv	-0,14
p- değeri	0,322
m_rdkv	0,014
p- değeri	0,734
logrdk_t	0,045
p- değeri	0,968
logrdk_p	1,478
p- değeri	0,151
m_logrdk_p	-1,455
p- değeri	0,485
logda_t	0,225
p- değeri	0,821
logda_p	0,082
p- değeri	0,910
m_logda_p	-0,082
p- değeri	0,935
R^2	0,17
F	13,73
p- değeri	0,000
*, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.	

Çizelge 4.16. Pesaran (2004) CD testi ve Pesaran vd. (2008) test sonuçları

Pesaran (2004) CD	Test istatistiği	p- değeri
	0,799	0,423
Pesaran vd. (2008)	Test istatistiği	p- değeri
Breusch Pagan LM	160,1*	0,000
PUYLM	97,27*	0,000
Pesaran (2004) CD	-6,479*	0,000
*, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.		

Ancak, Çizelge 4.16'dan görüldüğü üzere, Breusch Pagan LM ve PUYLM test sonuçlarına göre birimlerin arasında yatay kesit bağımlılığının olmadığını öne

süren sıfır hipotezi reddedilmekte ve yatay kesit bağımlılığının CCE modeliyle giderilmediği görülmektedir.

4.2.1. Yatay Kesit Bağımlılığının Panel GARCH Varyans- Kovaryans Matrisi ile Giderilmesi

Bu tez çalışmasının esas amacı, birimler arasındaki yatay kesit bağımlılığını giderecek bir faktör yapısı önermektir. Bu amaca yönelik olarak, Cermeño ve Grier (2006) panel GARCH yöntemi kullanılarak elde edilen logrdk değişkeninin koşullu kovaryansı ve logdyy değişkeninin koşullu kovaryansı ve varyansı modele değişken olarak eklenerek, modeldeki yatay kesit bağımlılığını giderip gidermediği incelenmektedir.

Model 3'e sırasıyla, i) logrdk değişkeninin koşullu kovaryansı (cov_rdk), ii) logrdk değişkeninin koşullu kovaryansı ve logdyy değişkeninin koşullu kovaryansı (cov_dyy), iii) logrdk değişkeninin koşullu kovaryansı, logdyy değişkeninin koşullu kovaryansı ve varyansı (var_dyy) eklenerek modellerin tahminleri yapılmış ve sonrasında Breusch Pagan (1980) LM ve Pesaran vd. (2008) testleri uygulanarak modeldeki yatay kesit bağımlılığı test istatistiklerinde düşüş gözlenmiştir. Ayrıca, bu değişkenlere ek olarak, küresel çaptaki şokları yansıtmaları amacıyla küresel risk göstergesi olarak kullanılabilecek Oynaklık İndeksi (Volatility Index) VIX indeksinin ortalama değeri ve Brent petrolün küresel fiyatı (gpbc) değişkenleri de sırasıyla eklenerek küresel değişkenlerin ihmal edilmesinin de yatay kesit bağımlılığına sebep olan önemli bir faktör olduğu da gösterilecektir. Belirtilen iki küresel değişken 1996: Q1- 2017: Q1 çeyrek dönemleri için, Federal Reserve Bank of St. Louis tarafından sunulan FRED veri tabanından elde edilmiştir.

Çalışmada önerilen faktör yapılarının test edilmesi için belirtilen modeller tahmin edilmiş ve Breusch Pagan (1980) LM ve Pesaran vd. (2008) yatay kesit bağımlılığı test sonuçları Çizelge 4.18'de gösterilmiştir.

Tahmin edilen modeller sırasıyla Çizelge 4.17' de gösterilmektedir.

Çizelge 4.17. Tahmin Edilen Modeller

(a)	$\log dyy_{it} = \alpha_{0it} + \beta_{1it} \log rdk_p_{it} + \beta_{2it} \log rdk_t_{it} + \beta_{3it} rdkv_{it} + \beta_{4it} \log da_p_{it} + \beta_{5it} \log da_{it_t} + cov_rdk + \varepsilon_{it}$
(b)	$\log dyy_{it} = \alpha_{0it} + \beta_{1it} \log rdk_p_{it} + \beta_{2it} \log rdk_t_{it} + \beta_{3it} rdkv_{it} + \beta_{4it} \log da_p_{it} + \beta_{5it} \log da_{it_t} + \beta_{6it} cov_rdk + \beta_{7it} cov_dyy + \varepsilon_{it}$
(c)	$\log dyy_{it} = \alpha_{0it} + \beta_{1it} \log rdk_p_{it} + \beta_{2it} \log rdk_t_{it} + \beta_{3it} rdkv_{it} + \beta_{4it} \log da_p_{it} + \beta_{5it} \log da_{it_t} + \beta_{6it} cov_rdk + \beta_{7it} cov_dyy + \beta_{8it} var_dyy + \varepsilon_{it}$
(d)	$\log dyy_{it} = \alpha_{0it} + \beta_{1it} \log rdk_p_{it} + \beta_{2it} \log rdk_t_{it} + \beta_{3it} rdkv_{it} + \beta_{4it} \log da_p_{it} + \beta_{5it} \log da_{it_t} + \beta_{6it} cov_rdk + \beta_{7it} cov_dyy + \beta_{8it} var_dyy + \beta_{9it} vix + \varepsilon_{it}$
(e)	$\log dyy_{it} = \alpha_{0it} + \beta_{1it} \log rdk_p_{it} + \beta_{2it} \log rdk_t_{it} + \beta_{3it} rdkv_{it} + \beta_{4it} \log da_p_{it} + \beta_{5it} \log da_{it_t} + \beta_{6it} cov_rdk + \beta_{7it} cov_dyy + \beta_{8it} var_dyy + \beta_{9it} vix + \beta_{10it} gpbc + \varepsilon_{it}$

Çizelge 4.18' deki modeller toplu bir şekilde incelendiğinde rdkv değişkeninin tüm modellerde iktisadi ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Logaritmik reel efektif döviz kuru değişkeninin kalıcı bileşenini gösteren logrdk_p değişkeni (b), (c) ve (e) modellerinde %10 düzeyinde anlamlıdır. logrdk_p değişkenindeki %1 artış, logaritmik net doğrudan yabancı yatırım girişleri değişkenini, ortalama olarak, Model (b)' ye göre %1,49; Model (c)' ye göre %1,52 ve Model (e)'ye göre %1,75 arttırmaktadır. Logaritmik reel efektif döviz kuru değişkeninin geçici bileşeni, logrdk_t, yalnızca Model (a)' da anlamlı bulunmuştur. Logaritmik dışa açıklık değişkeninin kalıcı bileşeni tüm modellerde istatistiksel olarak anlamsız olmakla birlikte geçici bileşeni, logda_t, tüm modellerde %1 düzeyinde anlamlıdır.

Çizelge 4.18' de logda_t değişkenindeki %1 artış, logaritmik net doğrudan yabancı yatırım girişleri değişkenini, ortalama olarak, Model (a)' ya göre %1,64, Model (b)' ye göre %4,13, Model (c)'ye göre %4,134 ve Model (d)'ye göre %4,149 ve Model (e)'ye göre % 4,373 arttırdığı görülmektedir. Logaritmik reel efektif döviz kuru ve logaritmik dışa açıklık değişkenlerinin bileşenlerinin bağımlı değişken üzerindeki etkileri hakkında, etkinin her iki değişkenin farklı bileşenlerinden kaynaklandığını söylenebilir. Modellere, ortak gözlenemeyen faktör olarak eklenen cov_rdk ve cov_dyy tüm modellerde anlamlı bulunmuştur. var_dyy, vix ve gpbc değişkenleri ise hiçbir modelde anlamlı bulunmamış; vix ve gpbc değişkenlerinin katsayıları da sıfır olarak elde edilmiştir.

Çizelge 4.18. Model tahminleri ve yatay kesit bağımlılık test sonuçları

Parametre	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
rdkv	-0,04* (0,005)	-0,041* (0,004)	-0,041* (0,004)	-0,041* (0,004)	-0,04* (0,005)
logrdk_p	0,364 (0,473)	1,491*** (0,094)	1,521*** (0,088)	1,503 (0,170)	1,758*** (0,067)
logrdk_t	4,211* (0,000)	1,818 (0,133)	1,816 (0,134)	1,79 (0,164)	2,01 (0,107)
logda_p	1,716 (0,473)	0,323 (0,522)	0,331 (0,512)	0,318 (0,643)	0,622 (0,346)
logda_t	1,642* (0,000)	4,13* (0,000)	4,134* (0,000)	4,149* (0,000)	4,373* (0,000)
cov_rdk	206,193** (0,009)	226,06** (0,04)	224,873* (0,004)	225,049* (0,004)	222,985* (0,005)
cov_dyy		0,783** (0,033)	0,791** (0,032)	0,786** (0,036)	0,818** (0,028)
var_dyy			-0,022 (0,483)	-0,022 (0,486)	-0,023 (0,466)
vix				0,0002 (0,921)	0,000 (0,988)
gpbc					-0,000 (0,494)
Breusch Pagan LM	77,917 (0,000)	75,147 (0,000)	75,95 (0,000)	75,088 (0,000)	75,132 (0,000)
Breusch Pagan LM ^a	73,56 (0,000)	68,24 (0,000)	42,42 (0,003)	40,14 (0,000)	39,11 (0,009)
PUYLM	38,78 (0,000)	34,19 (0,000)	14,75 (0,000)	12,22 (0,000)	11,51 (0,000)
a Pesaran vd. (2008) testinden elde edilmiş Breusch Pagan LM test istatistiğidir. Parantez içindeki değerler p-değerleridir. *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.					

Çalışmanın iktisadi araştırma sorularına cevaben, yatay kesit bağımlılığını gidermesi için önerilen faktörlerin eklendikleri tüm modellerde, rdkv değişkeninin katsayısını ve olasılık değerlerini neredeyse değiştirmedeği görülmektedir. rdkv değişkeninin katsayısı -0,04 olarak alınırsa, tüm modellerde, rdkv değişkeninde %1

oranda artış görüldüğünde, 1996:1- 2017:1 döneminde G-7 ülkelerine yapılan net doğrudan yabancı yatırım girişlerinin ortalama olarak %0,04 oranında azaldığı söylenebilir. Elde edilen bu sonuç, iktisadi beklentilerle de uyumludur. Buna ek olarak, rdkv bir risk göstergesi olarak düşünüldüğünde, -0,04 olan katsayı dahilinde, yatırımcılar için G-7 ülkelerine yapmayı düşündükleri yatırımları etkileyen bir değişken olmadığı söylenebilir.

Model tahmin sonuçları, bu tez çalışmasının odak noktası olan yatay kesit bağımlılığını giderecek yeni bir faktör yapısı analizi açısından, Breusch Pagan (1980) LM ve Pesaran vd. (2008) testleri açısından incelendiğinde göze çarpan bulgular incelenmelidir. Genel olarak, ilgili testlerin p- değerlerine bakıldığında, yatay kesit bağımlılığının giderilmediği görülebilir. Ancak, tez çalışmasının yeni bir faktör yapısı olarak öne sürdüğü panel GARCH yönteminden elde edilmiş olan koşullu kovaryans ve koşullu varyansların belirtilen testlerin test istatistiklerini düşürdüğü gözlenmektedir. Ayrıca, sonrasında eklenen küresel değişkenler de yatay kesit bağımlılığını düşürmeye devam etmektedir. Model (a)'da 77,917 olarak belirlenen Breusch Pagan LM test istatistiği söz konusu değişkenlerin eklenme sürecinde ve sonunda, Model (e)'de 72,132'ye düşmüştür. Pesaran vd. (2008) test istatistiği olan sapması uyarlanmış LM (PUYLM) istatistiğine bakıldığında da aynı eğilim gözlenmiştir. Model (a)'da 38,78 olarak tespit edilen istatistik, söz konusu değişkenlerin eklenme sürecinde ve sonunda Model (e)'de 11,51 değerine düşmüştür. Buradan yola çıkılarak, bu tez çalışmasında, yatay kesit bağımlılığını gidermeye yönelik panel GARCH yöntemiyle üretilen koşullu kovaryans ve koşullu varyansların modeldeki yatay kesit bağımlılığını önemli ölçüde giderdiği görülmektedir. Bu faktörlere ek olarak modelde içerilen küresel değişkenlerin de Pesaran vd. (2008) çerçevesinde, elde edilen faktörlerin etkilerine ek olarak, yatay kesit bağımlılığının giderilmesinde önemli oldukları sonucuna ulaşılmıştır.

Çalışmada, elde edilen sonuçlar bağlamında özellikle vurgulanması gereken, yatay kesit bağımlılığını gideren faktörler olarak yatay kesit ortalamalarının alınması yöntemine alternatif olarak geliştirilen bu yatay kesit koşullu kovaryans ve koşullu varyansların kullanılmasıyla yatay kesit bağımlılığının düşürüldüğü gözlenmektedir. Buna ek olarak, oluşturulan modellerin tahmin sonuçları, yatay kesit bağımlılığı varlığında yapıldığından tahminlerin hali hazırdaki haliyle sapmalı ve tutarsız olabildiği de belirtilmelidir.

SONUÇ VE ÖNERİLER

Ülkelere ait şirketlerin arasında kurulan doğrudan yabancı yatırım ilişkisi sonucu hem yatırımı yapan hem de yatırımın yapıldığı şirketlerin menşei olan ülkeler, bu yatırım ilişkisi sonucunda ekonomik, sosyal ve politik anlamda çeşitli faydalar sağlayabilmektedirler. Bu nedenle, ülkeler açısından, doğrudan yabancı yatırımları kendilerine çekmek için gerekli faktörlerin belirlenmesi önemlidir.

Doğrudan yabancı yatırımların erken dönemlerinde bu yatırımların daha çok gelişmekte olan ülkelere yapıldığı görülmektedir. 2000'li yılların başından itibaren ise gelişmekte olan ülkelerin küresel çapta yapılan doğrudan yabancı yatırımlardan aldıkları payın geçmişe göre arttığı görülmektedir. Ancak, UNCTAD (2017) çalışmasının da belirttiği gibi, 2016 yılında gelişmiş ülkelerin toplam doğrudan yabancı yatırımlardan aldıkları payın %59,1 olduğu belirtilmiştir (UNCTAD, 2017). Aynı zamanda, gelişmekte olan ülkelere ve gelişmiş ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımların motivasyonları farklı olabilmesine rağmen aralarında kesin ve net bir çizgi çizerek yapılan net bir teorik ayırım, literatürde bulunmamaktadır (Lipsey, 2001). Buradan yola çıkılarak, bu çalışmada, döviz kuru oynaklığının G-7 ülkelere yapılan net doğrudan yabancı yatırım girişleri üzerinde etkisinin olup olmadığı araştırılmaktaydı. Bir diğer nokta ise, döviz kuru oynaklığının net doğrudan yabancı yatırım girişleri üzerinde bir etkisi var ise bu etkinin yatırımcıların bu ülkelere olan yatırım isteklerini etkileyebilecek kadar büyük bir risk göstergesi olup olmadığının belirlenmesiydi. Bu amaçla, döviz kuru oynaklığı serisi, Cermeno ve Grier (2006) tarafından geliştirilen panel GARCH yönteminden elde edildi. Oynaklık serisi olarak, logaritmik reel efektif döviz kuru getiri serisinin koşullu varyansı, söz konusu iktisadi ilişkiyi inceleyen literatürde ilk defa kullanıldı. Buna ek olarak, havuzlanmış panel GARCH modeli temelinde geliştirilen Cermeno ve Grier (2006) çalışmasından yola çıkılarak hesaplanan, ilgili değişkenlere ait koşullu kovaryans ve koşullu varyans heterojen yapıda elde edildi. Bu husus da çalışmanın literatüre yaptığı bir diğer katkıdır.

Döviz kuru oynaklığı serisi üretildikten sonra, çalışmada, hangi doğrusal panel veri modelinin kullanılacağına seçimi, panel veri model teşhis testleri kullanılarak yapıldı ve uygun modelin grup içi sabit etki modeli olduğu kararlaştırıldı.

Modelin tahmini yapıldıktan sonra, logaritmik reel GSYH değişkeninin istatistiksel olarak anlamsız bulunmasıyla bu değişken modelden çıkarıldı ve modelin tahmini tekrardan yapıldı. Tekrar tahmin edilen bu modelin, verilerle daha uyumlu olduğu görüldü. Modelin tam olarak belirlenmesinin ardından değişkenlerin durağanlık sınamaları Pesaran (2007) panel birim kök testi yardımıyla yapıldı ve logaritmik reel efektif döviz kuru ve logaritmik dışa açıklık değişkenlerinin düzeyde durağan olmadıkları, diğer tüm değişkenlerin düzeyde durağan oldukları saptandı. Bunun üzerine, ilgili değişkenlere Omay, Hasanov ve Shin (2018) tarafından geliştirilen panel birim kök testi uygulanarak serilerin içerdiği yumuşak geçiş trend yapısı saptandı ve test sonuçlarına göre ilgili değişkenlere ait seriler deterministik (kalıcı) ve stokastik (geçici) bileşenlerine ayrılarak modele dahil edildi. Bileşenlerine ayrılmış ilgili serilere uygulanan Pesaran (2007) panel birim kök testiyle değişkenler düzeyde durağan bulundu ve modele ayrı değişkenler olarak konuldu. Tez çalışmasının konusu olan ilgili literatürde, birim kökün varlığının üstesinden gelmek için Omay, Hasanov ve Shin (2018) panel birim kök testi ile değişkenlerin bileşenlerine ayrıştırılıp ayrı değişkenler olarak modele katıldığı bir başka çalışma bulunmamaktadır. Bu tez çalışmasının bir diğer katkısı da bu bağlamda gerçekleşmiştir.

Çalışmada önerilen, yatay kesit bağımlılığını gideren faktör yapısı önerisini karşılaştırmak amacıyla, belirlenen panel veri modeli ortak ilişkili etki (CCE) yöntemiyle tahmin edildi ve logaritmik net doğrudan yabancı yatırım girişleri değişkeninin yatay kesit ortalaması hariç olmak üzere, hiçbir katsayı anlamlı bulunmadı. Sonrasında, modelin kalıntılarına Pesaran (2004) CD testi, Breusch Pagan (1980) LM testi ve Pesaran vd. (2008) PUYLM yatay kesit bağımlılığı testleri uygulandı. Testlerde Pesaran (2004) CD testi yatay kesit bağımsızlığını içeren sıfır hipotezini reddedemedi; diğer iki test ise belirtilen sıfır hipotezini reddedebildi. Böylece, Pesaran (2004) CD testi, yatay kesit bağımsızlığının olmadığını saptarken, belirtilen diğer iki test sonucuna göre yatay kesit bağımlılığının giderilmediği saptandı.

Çalışmada, yatay kesit bağımsızlığını gidermek için Cermeno ve Grier (2006) yönteminden elde edilen logaritmik reel efektif döviz kuru getirisinin koşullu varyansı, logaritmik net doğrudan yabancı yatırım girişlerinin getirisinin koşullu

kovaryansı ve varyansı gözlenemeyen faktör yapısını temsilen modele alındı. Modele sırayla eklenen söz konusu faktörlerin Breusch Pagan (1980) LM ve Pesaran vd. (2008) test istatistiklerinde düşüş sağladığı, bir başka deyişle yatay kesit bağımlılığını düşürdüğü, gözlemlendi. Sonrasında, faktör yapılarını temsilen, alternatif olarak, modelin hata terimleri arasındaki korelasyona neden olabileceği düşünülen küresel değişkenlerden oynaklık endeksi (VIX) ve Brent petrolün küresel fiyatı modele eklendi. Yapılan testler sonucunda, eklenen bu iki değişkenle birlikte Breusch Pagan (1980) LM ve Pesaran vd. (2008) test istatistiklerindeki düşüşün daha da arttığı gösterildi.

Çalışmada önerilen faktörlerin ve küresel değişkenlerin modele eklenmesi sonucunda yatay kesit bağımlılığı tamamen giderilemedi. Ancak, Breusch Pagan (1980) LM ve Pesaran vd. (2008) test istatistiklerinde büyük bir düşüş gözlemlendi. Özellikle PUYLM test istatistiğinin, Model (a)' da 38,78 olarak elde edilen değerinin Model (e)' ye gelindiğinde 11,51' e düştüğü gözlemlendi. Aynı şekilde, Model (a)' da 77,917 olarak elde edilen Breusch Pagan (1980) LM test istatistiğinin Model (e)' de 75,132' ye düştüğü gözlemlendi.

Çalışmada önerilen faktörlerle yapılan model tahminlerinde yatay kesit bağımlılığının tam olarak giderilememesi nedeniyle model tahmininden elde edilen tahmin ediciler sapmalı ve etkin olmayan bir şekilde olabilir. Ancak, yine de, çalışma, temel iktisadi sorusuna yanıt bulmak için incelendiğinde, yeni önerilen faktör yapısının uygulandığı her modelde döviz kuru oynaklığını temsil eden rdkv değişkeninin katsayısının ve katsayı tahminine ait p- değerinin neredeyse aynı olduğu görüldü. rdkv değişkeninin katsayısı %5 anlamlılık düzeyinde -0,04 olarak elde edildi. Bu bulgudan hareketle, döviz kuru oynaklığında %1 artış görüldüğünde, G-7 ülkelerine 1996 yılının ilk çeyreği ile 2017 yılının ilk çeyreği arasında yapılan net doğrudan yabancı yatırım girişlerinin %0.04 azalışa yol açtığı söylenebilir. Bu sonuç, Crowley ve Lee (2003) çalışmasıyla uyumlu olmakla birlikte, döviz kuru oynaklığının bu ülkelere yapılan net doğrudan yabancı yatırım girişleri üzerinde fazla bir etkisi olmadığını gösterdi. Bir başka deyişle, yatırımcı açısından bir risk göstergesi olarak görülen döviz kuru oynaklığının, çalışmada ele alınan dönem içinde G-7 ülkelerine yapılan net doğrudan yabancı yatırım girişlerini büyük oranda etkileyen bir gösterge olmadığı sonucuna ulaşıldı.

Çalışma, yukarıda belirtilen noktalarda ilgili literatüre ekonometrik metodoloji anlamında katkılar sağladı. Çalışma esnasında gerek gelişmekte olan ülke gerekse gelişmiş ülke gruplarına yapılan doğrudan yabancı yatırımların belirleyicilerine yönelik literatürdeki eserlerin büyük bir çoğunluğunda, değişkenler arasında doğrusal bir ilişkinin varlığı varsayımının yapılmış olduğu gözlemlenmiştir. Değişkenler arasındaki ilişkinin doğrusal olduğu varsayımı, değişkenlerin veri üretim sürecinde düzenli bir yapı sergilediği temelinde şekillenmektedir. Ancak, ülkelerin ekonomik, sosyal ve kültürel yapılarındaki farklılıklar ve dışsal bir şoka verdikleri tepkiler farklılaşabilmekte ve verinin yapısı doğrusal olmayan bir yapıyı içerebilmektedir. Köse vd. (2011), ekonominin finansal yapısı ve kurumsal gelişmişlik düzeyi gibi faktörlerin ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde bir eşiğe sahip olduğunu belirtmektedir. Bu bağlamda, doğrusallık içermeyen verilerle kurulan doğrusal modeller belirlenme hatasına ve düşük açıklama gücüne neden olabilmektedir (Kurul, 2017). Günümüzde, doğrudan yabancı yatırımların belirleyicilerine ait literatürde, veri üretim süreçlerinin doğrusal olmayan yapı içermesi varsayımı temelinde yapılan çalışmaların sayısı artmaktadır. Bu çerçevede, ilerleyen dönem çalışmaları için, tez çalışmasının hali hazırda yaptığı katkılarının doğrusal olmayan yapılara da genişletilip genişletilemeyeceği sorusunun üzerinde çalışılabilir.

KAYNAKLAR

- ABD Sanayi Odası (1972). *The Multinational Corporation: Studies On U.S. Foreign Investment*, Cilt 1, A United States Department of Commerce Yayını, Mart 1972, 14-18.
- Addison, T. ve Heshmati, A. (2003). The New Global Determinants of FDI Flows to Developing Countries. *United Nations University World Institute for Development Economics Research Tartışma Metni*, Sayı 2003/45.
- Ahmed, S. and Zlate, A. (2014). Capital flows to emerging market economies: A brave new world?. *Journal of International Money and Finance*, 48, 221- 248.
- Aizenman, J. (Aralık 1992). Exchange Rate Flexibility, Volatility and Domestic and Foreign Direct Investment, *IMF Staff Papers*, 39(4).
- Alam, A. and Shah, S. Z. A. (2013). Determinants of foreign direct investment in OECD member countries. *Journal of Economic Studies*, 40(4), 515-527.
- Anselin, L. (1988). Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity. *Geographical Analysis*, 20(1), 1-17.
- Anselin L., Gallo J.L., Jayet H. (2008) Spatial Panel Econometrics. içinde: Mátyás L., Sevestre P. (Editörler) *The Econometrics of Panel Data. Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics* içinde (s. 625-660), vol 46. Springer, Berlin, Heidelberg.
- Arbatlı, E. (Ağustos 2011). Economic Policies and FDI Inflows to Emerging Market Economies. *IMF Working Paper*, WP/11/192.
- Asiedu, E. (2002). On the determinants of foreign direct investment to developing countries: Is Africa different?. *World Development*, 30(1), 107-119.
- Aziz, O. G. and Mishra, A.I V. (2016). Determinants of FDI inflows to Arab economies. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 25(3), 325–356.
- Baba, Y., Engle, R. F., Kraft, D. F., and Kroner, K. F. (1990). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Manuscript, University of California, San Diego, Department of Economics*.
- Bai, J. (2009). Panel data models with interactive fixed effects. *Econometrica*, 77(4), 1229-1279.
- Bai, J., and Ng, S. (2002). Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, 70(1), 191-221.
- Bai, J., and Ng, S. (2004). A PANIC attack on unit roots and cointegration. *Econometrica*.1127-1177.

- Bailey, M.J. and Tavlas G.S. (1991). "Exchange Rate Variability and Direct Investment". *ANNALS, AAPSS*, 516, 106- 116.
- Benassy- Quéré, A., Fontagné L., and Révil L. A. (2001). Exchange-Rate Strategies in the Competition for Attracting Foreign Direct Investment. *Journal of the Japanese and International Economies*, 15,178–198.
- Bianco, S. & Loan, C. (2017). FDI Inflows, Price and Exchange Rate Volatility: New Empirical Evidence from Latin America. *International Journal of Financial Studies*, 5 (1), 11-17.6.
- Blonigen, B.A. (2005). A Review of the Empirical Literature on FDI Determinants. *Atlantic Economic Journal*, 33, 383–403.
- Blonigen, B.A. and Piger, J. (2014). Determinants of foreign direct investment. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, 47(3), 775-812.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.
- Bollerslev, T. (1990). Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. *The Review of Economics and Statistics*, 72, 498-505.
- Bollerslev, T., Engle, R. F., and Wooldridge, J. M. (1988). A capital asset pricing model with time-varying covariances. *The Journal of Political Economy*, 96, 116-131.
- Bollerslev, T., and Wooldridge, J. M. (1992). Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. *Econometric Reviews*, 11(2), 143-172.
- Breusch, T.S., and Pagan, A.R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 239-253.
- Calvo G., Leiderman, L. and Reinhart C. M. (1993). Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America. *IMF Staff Papers*, 40(1), 108-151.
- Campa, J. M. (1993). Entry by Foreign Firms in the United States Under Exchange Rate Uncertainty. *The Review of Economics and Statistics*, 75(4), 614-622.
- Caves, R. E. (1971). International corporations: The industrial economics of foreign investment. *Economica*, 38(149), 1-27.
- Caves, R. E. (2007). *Multinational Enterprise and Economic Analysis*. 3. Baski. Cambridge University Press, UK, 1.

- Cermeño, R., & Grier, K. B. (2006). Conditional heteroskedasticity and cross-sectional dependence in panel data: an empirical study of inflation uncertainty in the G7 countries. *Contributions to Economic Analysis*, 274, 259-277.
- Chakrabarti, R. and Scholnik, B. (2002). Exchange Rate Expectations and Foreign Direct Investment Flows, *Weltwirtschaftliches Archiv*, Bd. 138, H.1, Springer, pp. 1-23.
- Chang, Y. (2004). Bootstrap unit root tests in panels with cross-sectional dependency. *Journal of econometrics*, 120(2), 263-293.
- Chudik, A., Pesaran, M., and Tosetti, E. (2011). Weak and strong cross-section dependence and estimation of large panels. *The Econometrics Journal*, 14(1), C45-C90.
- Chuhan, P., Claessens, S. and Mamingi, N. (1998). Equity and bond flows to Latin America and Asia: the role of global and country factors. *Journal of Development Economics*, 55(2), 439-463.
- Coakley, J., Fuertes, A. M., & Smith, R. (2002). A principal components approach to cross-section dependence in panels. *10th international conference on panel data*.
- Coakley, J., Fuertes, A. M., & Smith, R. (2006). Unobserved heterogeneity in panel time series models. *Computational Statistics & Data Analysis*, 50(9), 2361-2380.
- Crowley, P. and Lee, J. (2003). Exchange Rate Volatility and Foreign Investment: International Evidence. *The International Trade Journal*, 17(3), 227- 252.
- Cushman, D. O. (1985). Real Exchange Rate Risk, Expectations, and the Level of Direct Investment. *The Review of Economics and Statistics*, 67(2), 297-308.
- Cushman, D. O. (1988). Exchange-rate uncertainty and foreign direct investment in the United States. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 124(2), 322-336.
- De Vita, G. ve Abbott, A. (2007). Do exchange rates have any impact upon UK inward foreign direct investment? *Applied Economics*, 39, 2553–2564.
- Dellis, K., Sonderman, D. and Vansteenkiste, I. (Mayis 2017). Determinants of FDI inflows in advanced economies: Does the quality of economic structures matter?. (European Central Bank Working Paper Series No: 2066), https://papers.ssrn.com/Sol3/Papers.Cfm?Abstract_Id=2990996.
- Denisia, V. (2010). Foreign Direct Investment Theories: An Overview of the Main FDI Theories. *European Journal of Interdisciplinary Studies*, 2(2), 53-59.
- Dhakal, D., Nag, R., Pradhan, G., and Upadhyaya, P., K. (2010). Exchange Rate Volatility And Foreign Direct Investment: Evidence From East Asian Countries. *International Business & Economics Research Journal*, 9 (7),

- Dickey, D.A., and Fuller, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366 a), 427- 431.
- Dixit, A. (1989a). Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through. *The Quarterly Journal of Economics*, 104(2), 205-228.
- Dixit, A. (1989b). Entry and Exit Decisions under Uncertainty. *Journal of Political Economy*, 97(3), 620-638.
- Dixit, A. K. ve Pindyck, R. S. (1994). *Investment under Uncertainty*. Princeton: Princeton University Press.
- İnternet: DPT. (2000). Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları Özel İhtisas Komisyonları Raporu. Mayıs 2000. Ankara . https://www.sbb.gov.tr/wp-content/uploads/2018/11/08_DogrudanYabancıSermayeYatırımları.pdf. Son erişim Tarihi: 5 Ekim 2016.
- Duce, M. (2003). *Definitions of Foreign Direct Investment (FDI): a methodological note*. Banco de Espana Paper, BIS Meeting of the CGFS Working Group hazırlık dökümanı, <https://www.bis.org/publ/cgfs22bde3.pdf>, Son Erişim Tarihi: 20.5.2018.
- Enders, Walter (2010), *Applied Time Series*, 3rd Edition, John Wiley, 165.
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Engle, R.F. (2002).Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339–350.
- Faeth, I. (2009). Determinants of foreign direct investment – a tale of nine theoretical models. *Journal of Economic Surveys*, 23(1), 165–196.
- Fernandez-Arias, E. (1996). The New Wave of Private Capital Inflows: Push or Pull?. *Journal of Development Economics*, 48(2), 389- 418.
- Fratzscher, M. (2012). Capital Flows, Push versus Pull Factors and the Global Financial Crisis. *Journal of International Economics*, 88, 341–356.
- Froot, K. A. and Stein J.C. (1991). Exchange Rates and Foreign Direct Investment: An Imperfect Capital Markets Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(4),1191-1217.
- Goldberg, L. S. ve Kolstad, C. D. (1995). Foreign direct investment, exchange rate variability and demand uncertainty. *Internarnational Economic Review*, 36(4), 855- 873.
- Görg, H. and Wakelin, K. (Haziran 2002). The Impact of Exchange Rate Volatility on Us Direct Investment. *The Manchester School*, 70(3), 380-397.

- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1), 53-74.
- İnternet: IMF. (2009). Balance of Payments and International Investment Position Manual Sixth Edition (BPM6). <https://www.imf.org/external/pubs/ft/bop/2007/pdf/bpm6.pdf> Son Erişim Tarihi: 25 Mart 2018.
- Itagaki, T. (1981). The theory of the multinational firm under exchange rate uncertainty. *Canadian Journal of Economics*, 276-297.
- İnternet: TCMB. https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/2f76dd78-0e09-41ea-b12a-4d15fdb048f8/BPM6_Turkce.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWOKSPACE-2f76dd78-0e09-41ea-b12a-4d15fdb048f8-m3fzmNP , Erişim tarihi: 5 Haziran 2019.
- Kapetanios, G., Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2011). Panels with non-stationary multifactor error structures. *Journal of econometrics*, 160(2), 326-348.
- Klein, M. W., & Rosengren, E. (1994). The real exchange rate and foreign direct investment in the United States: relative wealth vs. relative wage effects. *Journal of international Economics*, 36(3-4), 373-389.
- Kennedy, P. (2006). *Ekonometri Kılavuzu*. (Çev: Muzaffer Sarımeşeli, Şenay Açıkgöz), Gazi Kitabevi, Ankara. (Eserin orijinali 1979' da yayınlandı), 331.
- Kim, Y. (2000). Causes of Capital Flows in Developing Countries. *Journal of International Money and Finance*, (19), 235- 253.
- Kiyota, K. and Urata, S. (2004). Exchange Rate, Exchange Rate Volatility and Foreign Direct Investment. *The World Economy*, 27(10), 1501–1536.
- Koepke, R. (2019). What drives capital flows to emerging markets? A survey of the empirical literature. *Journal of Economic Surveys*, 33(2), 516-540.
- Kohlhagen, S. W. (1977). Exchange rate changes, profitability, and direct foreign investment. *Southern Economic Journal*, 19(3), 43-52.
- Köse M.A., Prasad, E.S. and Taylor, A. D. (2011). Thresholds in the Process of International Financial Integration. *Journal of International Money and Finance*, 30(1),147-179.
- Kurul, Z. (2017). Nonlinear relationship between institutional factors and FDI flows: Dynamic panel threshold analysis. *International Review of Economics and Finance*,48(C),148–160.
- Kyaw, K. S. & Macdonald, R. (2009). Capital Flows and Growth in Developing Countries: A Dynamic Panel Data Analysis. *Oxford Development Studies*, Vol. 37(2), 101- 122.

- Levin, A., Lin, C. F., and Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.
- Liargovas, P.G. & Skandalis, K.S.(2012). Foreign Direct Investment and Trade Openness: The Case of Developing Economies. *Social Indicators Research*, 106, 323–33.
- Lipsey, R. E. (2000). Interpreting Developed Countries' Foreign Direct Investment. *NBER Working Paper Series*, 7810.
- Morgan, R.E.& Katsikeas, C.S. (1997). Theories of international trade, foreign direct investment and firm internationalization: a critique. *Management Decision*, 35(1), 68–78.
- Internet: OECD. (2008). OECD Benchmark Definition of Foreign Direct Investment. Fourth Edition <https://www.oecd.org/investment/fdibenchmarkdefinition.htm> Son erişim tarihi: 17 Nisan 2018.
- Omay, T., Hasanov, M., & Shin, Y. (2018). Testing for unit roots in dynamic panels with smooth breaks and cross-sectionally dependent errors. *Computational Economics*, 52(1), 167-193.
- Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. Working Paper No:1233. *Center for Economic Studies & Ifo Institute for Economic Research/ CESifo*
- Pesaran, M.H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74(4), 967-1012.
- Pesaran, M. H. (2007). A Simple Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265-312.
- Pesaran, H. M. and Yamagata, T. (2008a). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93.
- Pesaran, M. H., Ullah, A. and Yamagata, T. (2008b). A bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence. *Econometrics Journal*, 11, 105-127.
- Piteli, E. E. N. (2010). Determinants of foreign direct investment in developed economies: a comparison between European and non-European countries. *Contributions to Political Economy*, 29, 111–128.
- Ricci, L.A. (2006). Uncertainty, Flexible Exchange Rates, and Agglomeration. *Open economies review*. 17, 197–219.
- Saini, N. ve Singhalia, M. (2018). Determinants of FDI in developed and developing countries: a quantitative analysis using GMM. *Journal of Economic Studies*, 45(2), 348-382.
- Sarafidis, V., & Wansbeek, T. (2012). Cross-sectional dependence in panel data analysis. *Econometric Reviews*, 31(5), 483-531.

- Shin, Y. (Temmuz 2019). *Modelling the Cross-section Dependence, the Spatial Heterogeneity and the Network Diffusion in the Multi-dimensional Dataset*. Yayınlanmamış ders notu, Lodz Üniversitesi, Polonya.
- Singh, H., & Jun, K. W. (1995). *Some new evidence on determinants of foreign direct investment in developing countries*. (No. 1531). World Bank Publications.
- Smith, R. P. and Fuertes A. (2019). *Panel- Time Series*. Yayınlanmamış ders notu, Cemmap course on Panel Time Series.
- Swamy, P. A. (1970). Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model. *Econometrica*, 38(2), 311-323.
- Takagi, S. and Shi, Z. (2011). Exchange rate movements and foreign direct investment (FDI): Japanese investment in Asia, 1987–2008. *Japan and the World Economy*, 23, 265–272.
- Taylor, P.R. and Sarno, L. (1997). Capital Flows to Developing Countries: Long- and Short-Term Determinants. *The World Bank Economic Review*, 11(3), 451-470.
- Ucal Şengün, M. (2014). Panel Data Analysis of Foreign Direct Investment and Poverty from the Perspective of Developing Countries. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 109, 1101 – 1105.
- İnternet: UNCTAD. (1998). World Investment Report 1998 Trends and Determinants. https://unctad.org/system/files/official-document/wir1998_en.pdf Erişim Tarihi: 2 Şubat 2016.
- İnternet: UNCTAD. (2017). World Investment Report 2017: Investment and the Digital Economy. https://unctad.org/system/files/official-document/wir2017_en.pdf Erişim Tarihi: 18 Mart 2018.
- Walsh, J. P. and Yu, J. (Temmuz 2010). Determinants of Foreign Direct Investment: A Sectoral and Institutional Approach. *IMF Working Paper*, WP/10/187.
- White, H. (1980). Using least squares to approximate unknown regression functions. *International economic review*, 149-170.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2012). *Panel Veri Analizi: Stata Uygulamalı*. İstanbul: Beta Yayınları.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2014). *İleri Panel Veri Analizi Stata Uygulamalı*. İstanbul: Beta Yayınları.
- Zellner, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American statistical Association*, 57(298), 348-368.



ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler

Soyadı, adı : Hasdemir, Esra

Eğitim

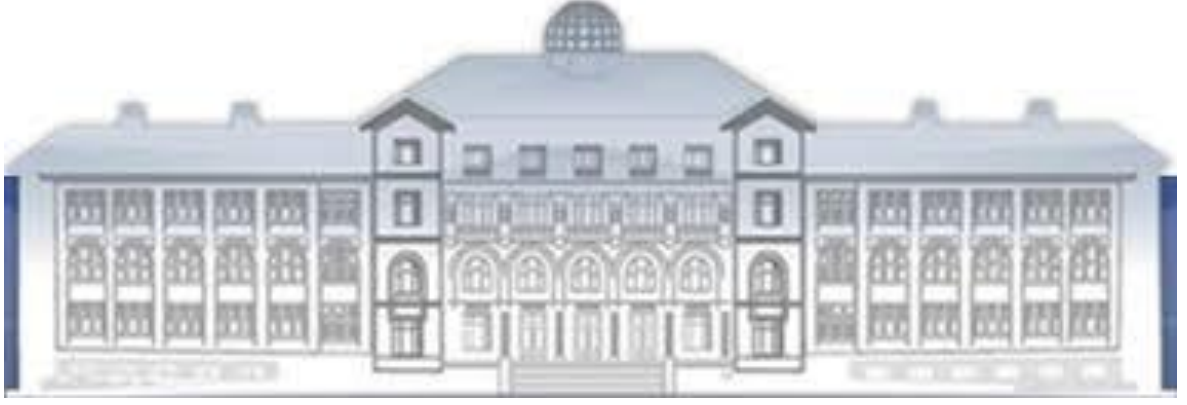
Derece	Eğitim Birimi	Mezuniyet tarihi
Yüksek lisans	Gazi Üniversitesi	2012
Lisans	Gazi Üniversitesi	2007
Lisans	FH- Kufstein Tirol University of Applied Sciences- Avusturya (Erasmus Programı Öğrencisi)	2005
Lise	Ankara Anadolu Lisesi (Almanca program)	2002
Lise	Kopernikus Gymnasium- Almanya (Değişim Öğrencisi)	Ağustos 2000

İş Deneyimi

Yıl	Yer	Görev
2013-...	Türk Hava Kurumu Üniversitesi	Öğretim Görevlisi
2018-2019	Valdosta State University	Konuk Araştırmacı
2009- 2013	Aksaray Üniversitesi	Araştırma Görevlisi

Yabancı Dil

İngilizce, Almanca, İspanyolca



GAZİLİ OLMAK AYRICALIKTIR...

