

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

**ASİMETRİK PANEL NEDENSELLİK TESTİ:
GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELERİN BORSALARI
ÜZERİNE BİR UYGULAMA**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Mücahit AYDIN

Enstitü Anabilim Dalı: Finansal Ekonometri

**Tez Danışmanı : Doç. Dr. Şakir GÖRMÜŞ
Ortak Danışman : Doç. Dr. Veli YILANCI**

MAYIS – 2016

T.C.
SAKARYA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ




ASİMETRİK PANEL NEDENSELLİK TESTİ:
GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELERİN BORSALARI
ÜZERİNE BİR UYGULAMA

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Mücahit AYDIN

Enstitü Anabilim Dalı : Finansal Ekonometri

“Bu tez 16.05/2016 tarihinde aşağıdaki jüri tarafından Oybirliği / Oyçokluğu ile kabul edilmiştir.”

JÜRİ ÜYESİ	KANAATI	İMZA
Prof. Dr. Nilgün ÇİL	Başarılı	
Doç. Dr. Sakir Görmüş	Başarılı	
Doç. Dr. Fatih YARDIMCIÖZLÜ	Başarılı	

BEYAN

Bu tezin yazılmasında bilimsel ahlak kurallarına uyulduđunu, başkalarının eserlerinden yararlanılması durumunda bilimsel normlara uygun olarak atıfta bulunulduđunu, kullanılan verilerde herhangi bir tahrifat yapılmadıđını, tezin herhangi bir kısmının bu üniversite veya başka bir üniversitedeki başka bir tez çalışması olarak sunulmadıđını beyan ederim.

Mücahit AYDIN

16.05.2016

ÖNSÖZ

Bu tezin yazılması aşamasında, çalışmamı sahiplenerek titizlikle takip eden danışmanlarım Doç. Dr. Şakir GÖRMÜŞ ve Doç. Dr. Veli YILANCI' ya değerli katkı ve emekleri için en içten teşekkürlerimi ve saygılarımı sunarım. Savunma sınavı sırasında jüri üyeleri Prof. Dr. Nilgün ÇİL, Doç. Dr. Şakir GÖRMÜŞ ve Doç. Dr. Fatih YARDIMCIOĞLU da çalışmamın son haline gelmesine değerli katkılar yapmışlardır. Bu vesileyle tüm hocalarıma ve bütün süreç boyunca her anlamda yanımda olarak desteğini hiçbir zaman esirgemeyen değerli eşime teşekkürü bir borç bilirim. Son olarak bu günlere ulaşmamda emeklerini hiçbir zaman ödeyemeyeceğim anneme ve babama şükranlarımı sunarım.

Mücahit AYDIN

16.05.2016

İÇİNDEKİLER

KISALTMALAR.....	iii
TABLO LİSTESİ.....	iv
ŞEKİL LİSTESİ.....	v
ÖZET.....	vi
SUMMARY.....	vii
GİRİŞ.....	1
BÖLÜM 1: NEDENSELLİK KAVRAMI VE NEDENSELLİK TESTLERİ.....	4
1.1. Nedensellik Kavramı.....	4
1.1.1. Felsefi Anlamda Nedensellik	5
1.1.2. Bilimsel Anlamda Nedensellik	7
1.1.3. İşlevsel Olarak Nedensellik	9
1.1.3.1. Deterministik(Kesin) ilişki	9
1.1.3.2. Stokastik (olasılıksal) İlişki	10
1.1.3.3. Birlikte Değişme.....	11
1.2. Nedenselliğin Yönü.....	14
1.2.1. Tek Yönlü Nedensellik	14
1.2.2. İki Yönlü Nedensellik	15
1.2.3. Anlık Nedensellik.....	16
1.2.4. Bağımsızlık	17
1.3. Nedensellik Testleri	18
1.3.1. Granger Nedensellik Testi	19
1.3.2. Sims Nedensellik Testi.....	24
1.3.3. Haugh Nedensellik Testi	26
1.3.4. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi	29
1.3.5. Hacker-Hatemi Nedensellik Testi	31
BÖLÜM 2: PANEL VERİ ANALİZİ.....	35
2.1. Panel Veri.....	36
2.2. Panel Veri Analizi İle İlgili Temel Kavramlar.....	37
2.2.1. Dengeli ve Dengesiz Paneller	38
2.2.2. Birim ve Zaman Etki	38

2.2.3. İçsellik ve Dışsallık Durumu.....	39
2.2.4. Birimler Arası Korelasyon	40
2.2.5. Parametre Heterojenliği	40
2.3. Panel Veri Kullanımının Avantaj ve Dezavantajları.....	42
2.4. Panel Veri Modelleri	44
2.4.1. Sabit Etkiler Modeli	46
2.4.2. Rassal Etkiler Modeli	53
2.5. Panel Veri Modelleri Tahmin Yöntemleri	59
2.5.1. Sabit Etkiler Modeli Tahmin Yöntemleri	59
2.5.1.1. Kukla Değişkenli En Küçük Kareler Yöntemi (KEKK).....	60
2.5.1.2. Sabit Etkiler Yöntemi	62
2.5.1.3. İlk Farklar Yöntemi.....	63
2.5.2. Rassal Etkiler Modeli Tahmin Yöntemleri	64
2.5.2.1. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi	64
2.5.2.2. En Çok Olabilirlik Tahmini	66
2.5.2.3. Nerlove İki Aşamalı Yöntemi (İki aşamalı GEKK)	68
2.6. Sabit Etkiler İle Rassal Etkiler Modelinin Karşılaştırılması	69
2.7. Hausman Spesifikasyon Testi	70
BÖLÜM 3: PANEL NEDENSELLİK TESTLERİ.....	71
3.1. Panel Nedensellik Analizi	71
3.2. Panel Nedensellik Testleri.....	71
3.2.1. Holtz – Eakin Panel Nedensellik Testi.....	72
3.2.2. Nair-Reichert ve Weinhold Panel Nedensellik Testi	73
3.2.3. Venet ve Hurlin Panel Nedensellik Testi	74
3.2.3.1. Homojen Nedensel İlişkisizlik (HNC) Hipotezi.....	75
3.2.3.2. Homojen Nedensellik (HC) Hipotezi	75
3.2.3.3. Heterojen Nedensel İlişkisizlik (HENC) Hipotezi	76
3.2.4. Choe Panel Nedensellik Testi	77
3.2.5. Hurlin Panel Nedensellik Testi	78
3.2.6. Konya Panel Nedensellik Testi	79
3.2.7. Emirmahmutoğlu ve Köse (EK) Panel Nedensellik Testi	81
3.2.8. Dumitrescu – Hurlin (DH) Panel Nedensellik Testi	83
BÖLÜM 4: ASİMETRİ VE ASİMETRİK PANEL NEDENSELLİK TESTİ.....	86
4.1. Değişkenlerde Asimetri.....	86

4.2. Asimetrik Panel Nedensellik Testi.....	89
BÖLÜM 5: GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELERİN BORSA VE DÖVİZ KURLARI ARASINDAKİ NEDENSELLİK İLİŞKİSİ.....	95
5.1. Borsa ile Döviz Kurları Arasındaki Teorik İlişki.....	95
5.1.1. Borsadan Döviz Kuruna Doğru Bir İlişki	95
5.1.2. Döviz Kurundan Borsaya Doğru Bir İlişki	96
5.1.3. Döviz Kuru ile Borsa Arasında Çift Yönlü İlişki	97
5.1.4. Döviz Kuru ile Borsa Arasındaki İlişkisizlik.....	98
5.2. Literatür Taraması.....	98
5.3. Veri Seti ve Yöntem.....	104
5.4. Uygulama Sonuçları.....	105
SONUÇ.....	116
KAYNAKÇA.....	120
ÖZGEÇMİŞ.....	133

KISALTMALAR

ARIMA	: Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalamalar
EKK	: En Küçük Kareler
FE	: Fixed Effect
GEKK	: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
GİR	: Görünüşte İlgisiz Regresyon
HC	: Homogenous Causality
HEC	: Heterogenous Causality
HENC	: Heterogenous Non Causality
HH	: Hacker-Hatemi
HNC	: Homogenous Non Causality
KEKK	: Kukla Değişkenli En Küçük Kareler
LA-VAR	: Lag Augmented VAR
MG	: Mean Group Estimator
PMG	: Pooled Group Estimator
RCM	: Random Coefficient Estimator
TY	: Toda-Yamamoto
VAR	: Vektör otoregresyon

TABLO LİSTESİ

Tablo 1 : Nedensel ilişkiler ve Gösterimler.....	18
Tablo 2 : Nedensel ilişkiler İçin Çapraz Korelasyon ve Kısıtlar.....	28
Tablo 3 : Rassal Model Hata Terimi Bileşenleri.....	54
Tablo 4 : Ülkelerin Borsa Endeksleri.....	105
Tablo 5 : Borsa ile Döviz Kuru Arasındaki Konya Panel Nedensellik Testi Sonuçları.....	106
Tablo 6 : Borsa ile Döviz Kuru Pozitif Şokları Arasındaki Asimetrik Panel Nedensellik Testi Sonuçları	107
Tablo 7 : Borsa ile Döviz Kuru Negatif Şokları Arasındaki Asimetrik Panel Nedensellik Testi Sonuçları	108
Tablo 8 : Borsa Pozitif, Döviz Kuru Negatif Şokları Arasındaki Asimetrik Panel Nedensellik Testi Sonuçları	109
Tablo 9 : Borsa Negatif, Döviz Kuru Pozitif Şokları Arasındaki Asimetrik Panel Nedensellik Testi Sonuçları	110
Tablo 10 : Döviz Kuru ile Borsa Arasındaki Konya Panel Nedensellik Testi Sonuçları	111
Tablo 11 : Döviz Kuru ile Borsa Pozitif Şokları Arasındaki Asimetrik Panel Nedensellik Testi Sonuçları	112
Tablo 12 : Döviz Kuru ile Borsa Negatif Şokları Arasındaki Asimetrik Panel Nedensellik Testi Sonuçları	113
Tablo 13 : Döviz Kuru Pozitif, Borsa Negatif Şokları Arasındaki Asimetrik Panel Nedensellik Testi Sonuçları	114
Tablo 14 : Döviz Kuru Negatif, Borsa Pozitif Şokları Arasındaki Asimetrik Panel Nedensellik Testi Sonuçları	115
Tablo 15 : Nedensellik Testi Sonuçlarının Özeti.....	116

ŞEKİL LİSTESİ

Şekil 1: Heterojen Sabit ve Homojen Eğim Parametre Durumu.....	41
Şekil 2: Heterojen Sabit ve Eğim Parametreleri Durumu.....	42

Tezin Başlığı: Asimetrik Panel Nedensellik Testi: Gelişmekte Olan Ülkelerin Borsaları Üzerine Bir Uygulama

Tezin Yazarı: Mücahit AYDIN

Danışman:Doç. Dr. Şakir GÖRMÜŞ

Ortak Danışman:Doç. Dr. Veli YILANCI

Kabul Tarihi: 16 Mayıs 2016

Sayfa Sayısı: vii (ön kısım) + 133 (tez)

Anabilimdalı: Finansal Ekonometri **Bilimdalı:**

Değişkenler veya olaylar arasındaki ilişki anlamına gelen nedensellik kavramı geçmişten bugüne kadar birçok bilim dalı tarafından inceleme konusu olmuştur. Nedensellik ilk olarak felsefe bilimi tarafından kullanıldıktan kısa süre sonra istatistik ve ekonometri gibi sayısal bilimlerin de ilgi alanına girmeyi başarmıştır. İktisadi değişkenlerin arasındaki ilişkilerin varlığının saptanması iktisat literatüründe var olan birçok teorinin temelini oluşturmaktadır. Bu sebeple iktisat literatüründe nedenselliğin önemi göz ardı edilemez. Ekonometri ise iktisadi teorilerin geçerliliğinin sınanmasına olanak sağlamaktadır. Bu teorilerin birçoğu nedensellik testleri yardımıyla açıklanmaktadır. Bu açıdan bakıldığında nedensellik ilişkisi ve bu ilişkinin test edilmesi son derece önemlidir.

Asimetri ise birçok farklı tanıma sahiptir. Değişkenlerde asimetri, bir iktisadi zaman serisi değişkeninin meydana gelen pozitif ve negatif şoklara verdiği farklı tepkileri ifade etmektedir. İktisadi değişkenlerin şoklar karşısındaki tepkileri farklılık gösterebilmektedir. Bu farklılıklar göz ardı edildiği zaman değişkenlerin aralarında var olan ilişkiler ortaya çıkarılamayacaktır. Bu durum yapılan analizlerin güvenilirliğini azaltmaktadır. Bu noktada değişkenlerde asimetri dikkate alınarak aralarındaki saklı ilişkilerin bulunması mümkündür. Özellikle oynaklığın fazla olduğu değişkenlerde simetrik yerine asimetrik ilişkilerin incelenmesi daha güvenilir sonuçlar elde edilmesine neden olmaktadır.

Bu çalışmada literatürde bir eksiklik olarak görülen panel veriler için asimetrik nedensellik testi geliştirilmesi amaçlanmıştır. Bu doğrultuda değişkenlerin asimetrik bileşenleri kullanılarak aralarındaki ilişki panelde yer alan her bir birim için ayrı ayrı incelenebilmektedir. Uygulama olarak geliştirilen asimetrik panel nedensellik testi, gelişmekte olan 11 ülkenin borsa endeksleri ile döviz kurları arasındaki asimetrik ilişkinin araştırılmasında kullanılmıştır. Bunun yanında sonuçlar simetrik panel nedensellik testi ile karşılaştırılmıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre simetrik panel nedensellik testlerinin ortaya çıkaramadığı saklı ilişkiler yeni geliştirilen asimetrik panel nedensellik testi ile ortaya çıkarılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Asimetri, Panel Veri, Asimetrik Nedensellik, Borsa, Döviz Kurları.

Title of the Thesis: Asymmetric Panel Causality Test: An Application on Stock Exchanges of Developing Countries

Author: Mücahit AYDIN

Supervisor: Assoc. Prof. Şakir GÖRMÜŞ
Co-Supervisor: Assoc. Prof. Veli YILANCI

Date: 16 May 2016

Nu.of pages: vii (pre text) + 133 (main)

Department: Financial Econometrics **Subfield:**

Causality which means the relationship between variables or events that have been studied by many disciplines so far. Even if the history of causality begins with philosophy later on the quantitative science such as statistics and econometrics has dealt with this topic. Determining the existence of relationships between economic variables are the basis of many existing theories in the economics literature. Therefore, the importance of causality cannot be ignored by the literature of economics. Econometrics gives the opportunity to researchers testing the validity of economic theory. Many of these theories are explained by the help of causality tests. In this respect, the causality relationships and testing of these are extremely important.

The asymmetry has many different definitions. Asymmetry of variables means an economic time series with different responses to positive and negative shocks. Responses to the shocks of the economic variables may vary. The ignorance of these differences can not reveal the relationship existing between the variables. This situation significantly reduces the reliability of the analysis. If we consider the asymmetry, the presence of hidden relationships between variables can be revealed. Especially in the more volatility of variables analyzing asymmetric relations leads to obtain more reliable results instead of symmetric ones.

This study aimed to develop asymmetric causality test for panel data because of the lack of literature. In this way, using asymmetrical components of variables between them for each unit in the panel can be analyzed separately. This theory has been applied to investigate the asymmetrical relationship between stock market indices and the foreign exchange rates for developing 11 countries. In our thesis the relations between variables has been examined by symmetric causality test. Finally, the hidden relations which can not be revealed by the symmetric panel causality tests are revealed by newly developed asymmetric panel causality test.

Keywords: Asymmetry, Panel Data, Asymmetric Causality, Stock Exchange, Exchange Rates.

GİRİŞ

Literatürde uzun yıllardır tartışma konusu olan kavramlardan biri nedensellik kavramıdır. Nedensellik felsefe biliminden istatistik bilimine kadar bütün bilim dalları tarafından incelenen çok kapsamlı bir konu olarak karşımıza çıkmaktadır. Nedensellik ilk olarak felsefeciler tarafından tartışılmaya başlanmasına karşın son zamanlarda istatistik ve ekonometri başta olmak üzere birçok farklı disiplinde ele alınmaya başlanmıştır. İktisadi değişkenler arasındaki ilişkilerin belirlenmesi yoluyla nedensellik iktisat teorisine olumlu bir katkı sağlamaktadır. Bu değişkenler arasındaki ilişkinin varlığının ve yönünün belirlenmesi birçok farklı ekonometrik test yardımıyla yapılmaktadır. Çalışmada öne çıkan diğer bir konu ise değişkenlerde asimetri konusudur. Asimetri kavramı birçok farklı bilimde farklı anlamlarda kullanılabilir. Bu çalışmada üzerinde durulan asimetri ise değişkenlerin pozitif ve negatif şoklara verdikleri tepkilerin farklı olabilmesi üzerine kurgulanmıştır.

Çalışmanın Konusu

Bu çalışmanın konusu, literatüre yeni bir nedensellik testi olarak asimetrik panel nedensellik testinin kazandırılmasıdır. Bu amaçla asimetrik panel nedensellik testinin teorisi geliştirilerek uygulamasının yapılması amaçlanmaktadır. Çalışmanın uygulama kısmında ise gelişmekte olan ülkeler için borsa ile döviz kuru arasındaki ilişki incelenecektir.

Birinci bölümde, nedensellik hakkında gerekli tanımlamalar yapıldıktan sonra nedenselliğin farklı bilim dalları ile olan ilişkisi üzerinde durulacaktır. Daha sonra literatürde var olan nedensellik testleri incelenecektir.

İkinci bölümde, ekonometrik analizlerde kullanılan veri türlerinden panel veriler üzerinde durulacaktır. Bu bölümde panel veri analizinin tanımı yapıldıktan sonra panel veri ile ilgili kavramlar açıklanacaktır. Daha sonra panel veri modellerinin kullanılmasının sağladığı avantaj ve dezavantajlardan bahsedilecektir. Panel veri modelleri ve bu modellerin tahmin yöntemleri de yine bu bölüm içerisinde anlatılacak bir başka konudur.

Üçüncü bölüm, literatürde var olan panel nedensellik testlerinin incelendiği bölümdür. Bu bölümde öncelikle panel nedensellik testlerinin uygulanma amaçlarından

bahsedilecek ve panel nedensellik testleri literatürdeki sırası ile avantajları ve dezavantajlarıyla birlikte incelenecektir.

Dördüncü bölüm, Asimetri kavramının açıklanacağı bölümdür. Bu bölümde asimetri kavramı üzerinde durulacak ve değişkenlerde asimetri açıklanacaktır. Asimetrisinin kullanıldığı ekonometrik yöntemlere örnekler verildikten sonra çalışmanın literatüre bir katkısı olarak görülen asimetrik panel nedensellik testi geliştirilecektir.

Beşinci bölüm, geliştirilen asimetrik panel nedensellik testini kullanarak iktisadi bir uygulamanın yapılacağı bölümdür. Bu bölümde ilk olarak borsa ile döviz kuru arasındaki ilişki teorik olarak incelenecektir. Daha sonra konu ile ilgili kapsamlı bir literatür taraması yapılacak ve gelişmekte olan 11 ülke için borsa ile döviz kuru arasındaki ilişki belirlenen dönemde literatürde var olan simetrik nedensellik testleri ile incelenecektir. Daha sonra yeni geliştirilen asimetrik panel nedensellik testi yardımıyla değişkenler arasındaki ilişki pozitif ve negatif şoklara duyarlı olacak şekilde incelenecektir.

Çalışmanın son bölümünde ise yapılan analizler neticesinde elde edilen bulgular yorumlanacaktır. Çalışmanın geliştirilmesi ve daha sonra yapılacak çalışmalara ışık tutması adına izlenebilecek yollardan bahsedilecektir.

Çalışmanın Amacı

Literatürde var olan panel nedensellik testleri değişkenler arasındaki ilişkiyi pozitif ve negatif şoklar bağlamında incelemekte yetersiz kalmaktadır. Değişkenleri iktisadi şoklara karşı verecekleri tepkiler bağlamında incelemek testin gücünü arttıracak düşüncesi ile literatüre yeni bir yöntem kazandırılmak istenmektedir. Bu amaçla panel nedensellik testlerine yeni bir boyut kazandırılacaktır. Bu doğrultuda ilgili teori geliştirilerek bir uygulama yapılması amaçlanmaktadır.

Çalışmanın Önemi

Bu çalışmanın önemi literatürde bir eksiklik olarak görülen, panel nedensellik testlerine asimetrik bir yaklaşım getirmektir. İktisadi değişkenler arasındaki ilişkiler simetrik olabileceği gibi asimetrik ve saklı ilişkilerde söz konusu olabilmektedir. Bu noktada var olan simetrik panel nedensellik testleri bu saklı ilişkileri ortaya çıkarmakta başarısız olmaktadır. Bu durum değişkenler arasında var olan ilişkinin aslında yok olarak

gösterilmesine yani sapmalı sonuçlara neden olmaktadır. Bu çalışma ile birlikte panel nedensellik analizine asimetrik bir boyut kazandırılarak bahsi geçen saklı ilişkiler ortaya çıkarılacaktır.

Çalışmanın Yöntemi

Çalışmada panel nedensellik testlerinden Kónya panel nedensellik testi temel alınarak yeni bir test geliştirilecektir. Bu amaçla deęişkenleri pozitif ve negatif bileşenlerine ayırdıktan sonra Kónya tarafından kullanılan GİR model yardımıyla panel nedensellik testi uygulanacaktır.

BÖLÜM 1: NEDENSELLİK KAVRAMI VE NEDENSELLİK TESTLERİ

Bu bölümde nedenselliğin çeşitli tanımları yapıldıktan sonra nedenselliğin farklı bilim dalları ile olan ilişkilerinden bahsedilecektir. Bu açıklamalardan sonra literatürde yer alan nedensellik testleri incelenecektir.

1.1.Nedensellik Kavramı

Nedensellik konusu yıllar boyunca literatürde geniş bir yer tutmuştur. Nedensellik kavramı ampirik olarak ele almadan önce nedenselliğin temelinde yatan düşünceleri açıklamak için nedensellik konusunda çeşitli filozofik görüşleri irdelemekte fayda vardır. Bu konu üzerinde yoğunlaşan filozoflar nedensellik kavramını en temelde şöyle açıklamıştır; bir olayın gerçekleşmesi başka bir olayı izliyor ve olaylar birlikte görülüyorsa bu olaylar arasında bir nedensellik ilişkisi vardır. Bu temel tanımdan yola çıkarak şunu söylemek mümkündür. Bir durumda meydana gelen bir değişme başka bir olayı etkiliyorsa ve bu etkileşim süreklilik gösteriyorsa, bu durumda ilk gerçekleşen olay neden ikinci gerçekleşen olay ise sonuç olarak nitelendirilir (Işığışok, 1994: 3).

Bu açıklamalardan da anlaşılabilceği gibi nedensellik kavramını rassal ilişki kavramından ayırt eden en önemli özellik sürekliliktir. Fakat bu durumun bazı istisnalarının da olabileceği akıldan çıkarılmamalıdır. Örneğin, deprem olmadan önce hayvanlarda anormal davranışlar sık gözlemlenmektedir. Bu durum anormal hayvan davranışlarının depreme neden olacağı şeklinde yorumlanmamalıdır. Buradan hareketle benzer sonuçların aynı nedenle sık görülmeleri durumunda bu ilişkiden şüphelenilmesi gerekmektedir. Bu şüphelerin önsel bilgi ve mantık süzgecinden geçirilmesi sonucunda arada mantıksal bir ilişki bulunuyorsa buna nedensel ilişki denilebileceği gibi aksi bir durumda bu ilişkiye birlikte değişme denir.

Filozofik olarak yapılan bütün bu tanımlamaların yanı sıra nedensel bir ilişkinin test edilebilmesi için bu ilişkilerin olasılık kanunlarına dayandırılması gerekmektedir. Dolayısıyla olaylar arasındaki ilişkiyi nedensellik kanunlarından ziyade olasılık kanunlarına dayandırılarak açıklanması daha doğru bir yol olacaktır. Tam da bu noktada açıklanması gereken başka bir durum ise neden ile sonuç arasındaki zamansal ilişkinin varlığı olacaktır. Bu konuda şunu söylemek mümkündür; sonuç asla nedenden sonra

gelemez. Bu tanımlamanın dayanak noktası şüphesiz geleceğin geçmişe neden olmamasıdır. Bu bilgiler ışığında nedensellik kavramının zamansallık kavramı ile birlikte açıklanması gerektiği unutulmamalıdır.

Nedensellik kavramının ilişkili olduğu bir başka kavram ise korelasyon kavramıdır. Burada dikkat edilmesi gereken nokta çok yüksek bir ilişkinin nedensellik konusunda çok net bir gösterge olmamasıdır. Bu durum ancak değişkenler arasındaki ilişkinin araştırılmaya değer olduğu anlamına gelmektedir.

1.1.1. Felsefi Anlamda Nedensellik

Nedenselliği tarihte ilk olarak kullanan antik çağ düşünürlerinden Demokritos olmuştur (Aktürk, 2003: 25). İlk tanımlamalarından bu güne kadar felsefe biliminin nedenselliğe bakış açısı farklı filozofların farklı yorumlamaları olmasına rağmen temelde aynı noktada birleşmiştir. Varılan sonuç bilimin nedensellik üzerindeki genel yargısından farklı değildir. Aristo nedenselliği incelerken neden ile sonuç arasındaki mecburi ilişkiden söz etmiş ve neden olmadan bir sonucun ortaya çıkamayacağını söylemiştir (Işığışık, 1994: 10). Nedensellik kavramında nedenin önemini vurgulayan Aristo, nedeni 4 farklı başlıkta incelemiştir (Ocak, 2009: 5). Bunlar şu şekilde özetlenebilir;

- i. **Maddesel Nedensellik**; Burada Aristo belli parçaların birleşerek tamamının bir maddenin nedeni olduğunu öne sürmüştür.
- ii. **Biçimsel Nedensellik**; Bir maddenin özünün onun biçimsel olarak nedeni olduğundan söz edilmiştir.
- iii. **Etkili Nedensellik**; Belli bir maddenin oluşmasına neden olan dönüm noktası Aristo tarafından etkili nedensellik olarak tanımlanmıştır.
- iv. **Nihai Nedensellik**; Yaşanılan değişimin son noktası olarak tanımlanmaktadır.

Bir başka filozof olan Farabi ise doğada var olan her olayın bir nedeninin olduğunu ve bu nedenin ise yine başka bir olayın nedeni olarak ortaya çıktığını öne sürmektedir. Gazali (1058-1111) ise neden ile sonuç arasındaki ilişkiyi reddetmemiş fakat bu ilişkinin zorunlu bir ilişki olmadığını alışkanlıktan kaynaklandığını söylemiştir (Akgönüllü, 2005: 5). Bunun yanında aynı ayna gerçekleşen olaylar arasında her zaman bir nedensellik ilişkisinin aranmasının mantıklı olmadığını söylemiştir. Buradan şu

kavrama gitmek mümkündür, değişkenler arasındaki yüksek korelasyon katsayısı mutlaka bir ilişkiyi göstermeyebilir (Akgönüllü, 2005: 6).

Felsefe bilimi geliştikçe ve nedensellik üzerindeki tartışmalar yoğunlaştıkça kavram başka boyutlara taşınmıştır. Bu noktada Platon doğuştan bilgi kavramını ortaya atmıştır. Bu düşünceye göre insan bir önceki yaşamından kalan bilgileri doğuştan bu dünyaya taşıyabilmektedir. Fakat Lock bu kavrama şu şekilde bir eleştiri getirerek konuyu başka boyutlara taşımıştır. Lock'a göre eğer doğuştan bilgi kavramı geçerli olmuş olsaydı yeni doğan bebeklerin eski hayatlarından getirdikleri bilgilerin olması ve bu bilgileri doğumundan itibaren kullanması gerekmektedir. Bu olayın gerçek anlamda ortaya çıkmasındaki temel varsayım ise doğada genel bir kanunun varlığı ve olayların birbirlerini temelde bu kanun etrafına izlediği varsayımdır (Işığışık, 1994: 11).

Bu düşüncelere karşı olarak Hume nedensellik kavramının bir sonuç olarak ortaya çıkmasının pek mümkün olmadığını ancak bu kavramın düşünülebileceğini ortaya koymuştur. Hume bunu şöyle açıklamaktadır; doğada genellikle birbirlerinin arkasından gerçekleşen olayları biz hep birlikteymiş gibi düşünürüz fakat bu tamamen bir tesadüfe dayanabilir. Yani aslında gerçekte ilişkili olmayan fakat gerçekleşme zamanları birbirine benzeyen olayları nedensel bir ilişkiye sokmak doğru değildir.

Hume nedensellik analizini üç temel ölçüt üzerine kurmuştur. " X' Y 'ye neden olur " ifadesi şu şekilde yorumlanabilir (Işığışık, 1994: 13).

- i. **Zamansal/ yersel birliktelik**; X ve Y zaman ve mekân olarak birlikte hareket eder.
- ii. **Zamansal öncelik ilişkisi**; X, zaman içerisinde Y'den önce yer alır.
- iii. **Birlikte var veya yok olma**; X ve Y olayı zaman içerisinde birlikte var veya yok olurlar.

Bu bilgilerden sonra felsefe tarihindeki temel iki akımın görüşlerini de incelemek faydalı olacaktır. Bunlardan ilki temelin de akılcı düşünme olan rasyonalizm, ikincisi ise temelinde deney ve gözlem olan ampirizmdir. Temel varsayımlarındaki farklılıklardan da anlaşılacağı gibi bu iki akımın nedenselliğe yaklaşımı farklıdır. Rasyonalist düşünürlere göre bütün olgunun temelde bir nedeni vardır fakat bu neden akıl ve mantık süzgecinden geçirilerek ortaya konabilir. Bu varsayımdan da anlaşılacağı

gibi akıl ve mantık süzgecinden geçen olgular arasında zorunlu bir nedensellik ilişkisi vardır. Rasyonalist düşünürlere göre nedenselliğin temelinde zorunluluk kavramı vardır. Rasyonalist anlamda X ve Y olayı için X, Y'nin nedenidir denildiğinde Y olayı daima X olayını izliyor veya birlikte hareket ediyor demektir (Aktürk, 2003: 26).

Ampirist düşünürlere göre ise nedensellik ancak bir olgunun başka bir olguyu izlemesi ve bu takibin düzgün, değişmez bir niteliğe sahip olması ile mümkündür. Bunun ötesinde bir nedensellik aramak doğru değildir. Ampirik anlamda X ve Y olayı için X, Y'nin nedenidir, X ve Y olayı zorunlu olarak birlikte hareket etmektedir anlamı çıkarılır. İki görüşü temelde ayıran nokta zorunlu değişmenin olmasıdır. Ampirist düşünürler zorunlu değişmeyi gerekli görmezken rasyonalistler nedensellik kavramını bu temel kural üzerine inşa etmişlerdir. Günümüzde temel iki düşünceden başka determinist düşünürler de nedensellik ile ilgili bazı yorumlarda bulunmuşlardır.

Determinist düşünürlerden Pierre Laplace'a göre evrenini var olan durumunun geçmişteki olaylardan meydana geldiğini, dolayısıyla evrenin sınırlı sayıdaki olaylarının bilinmesi durumunda belli nedenlerin hangi sonucu meydana getireceğini bilmek çok da zor olmayacaktır.

Yukarıda nedensel ilişkiyi açıklayan farklı akımlara ve düşünürlere yer verilmiştir. Çoğunlukla ortak görüş nedensel bir ilişkiyi sahtesinden ayıran en önemli özelliğin tekrar olduğu yönündedir. Fakat çağdaş düşünürlere göre olayların birlikte değişmesi veya istisnasız bir tekrar içinde olmaları gerçek bir nedensel ilişki olduğu anlamına gelmemektedir. Buna en güzel örnek gece ve gündüzün birbiri ardına gerçekleşmesidir (Işığışık, 1994: 15). Bu olay gece gündüzün veya gündüz gecenin nedenidir şeklinde açıklanmasa bile bunu nedensel bir ilişki olarak saymak zorundayız. Çağdaş düşünürlere göre bunu şu şekilde temellendirmek mümkündür; birlikte değişen fakat temelde mantığını açıklayamadığımız her ilişkiyi nedensel saymak zorundayız. Dolayısıyla her olayın veya varlığın bir nedeninin olduğu varsayımı altında nedenselliğin bir başlangıç noktasının olduğu ve bu nedenler zincirinin ilk halkasının yüce yaratan olduğu da çok açıktır (Işığışık, 1994: 17).

1.1.2. Bilimsel Anlamda Nedensellik

Nedenselliğin bilimdeki yerini şöyle açıklamak mümkündür; bilim, olaylar ve olgular arasındaki ilişkileri önsel bilgiler yardımıyla ve olgular arasındaki ilişkinin temelini

mümkün olduğunca inceleyerek açıklamaya ve bilinenlerden hareketle bilinmeyenleri sistematik bir mantık çerçevesinde çözümlenmeye çalışmaktadır (Akgönüllü, 2005: 8). Olaylar arasındaki ilişkiler incelendiğinde bir ilişkinin bazen başka bir ilişkiye neden olabileceğini göz ardı etmemek gerekir. Buna örnek olarak şehirleşmenin yeşil alanların kaybolmasına neden olması daha az yeşil alanın ise toprak kaymasına sebep olması verilebilir. Bu açıdan bakıldığında bilim ile nedensellik arasındaki yakın ilişkinin varlığını görmek hiç de zor olmayacaktır. Nedensellik ile ilgili yapılan bütün çalışmaların temelinde hiçbir olayın nedensiz meydana gelmediği gerçeği yatmaktadır. Olayların veya olguların nedenleri fiziksel olarak bulunamasa da temelde bir nedenin olduğu beklentisi çok yüksektir (Işığışık, 1994: 18). Ele alınan olgulara kesin neden veya sonuç gözüyle bakmak doğru değildir.

Buradaki önemli nokta, olayların kimi zaman bir başka olayın nedeni iken kimi zaman sonucu olabileceğidir. Bu açıdan bakıldığında olaylar arasında bir neden sonuç ilişkisi aramak yerine nedensel ilişkiyi aramak çok daha mantıklı olacaktır. Hatta kimi durumlarda nedenselliği kanıtlamak hiç de zor olmayacaktır. Çoğu bilim dalı nedensel ilişkiyi kullanarak temellerini oluşturmuşlardır. Bu noktada verilebilecek en güzel örnek iktisat bilimidir. İktisat biliminde var olan değişkenler arasındaki nedensel ilişkiyi kestirebilmek bu değişkenler arasındaki ilişkilere dayanan teorilerin açıklanması için çok önemlidir. İktisat bilimi bu nedensel ilişkiler üzerine teoriler oluşturur ve bu teoriler test edilebilmektedir. Örneğin iktisat teorisinin test edilmesi için kurulan denklemlerde içsel ve dışsal değişkenlerin doğru bir şekilde belirlenmesi gerekmektedir. Tam da bu noktada şu ifade kullanılabilir. X değişkeninden Y değişkenine doğru olan bir tek taraflı nedensellik ilişkisi olduğunu düşünelim. Bu durumda X değişkeni içsel Y değişkeni ise dışsal olarak nitelendirilir.

Felsefi anlamda nedensellik, operasyonel (işlevsel) tanımı açısından bilim ile bağdaşırken metafizik tanımı açısından bakıldığında bilim ile ters düşmektedir. Bu tezatlık nedensellik kavramını temelinde yatan aynı önsel bilgiyi kullanan olayların sonuçlarının da aynı olacağı varsayımından meydana gelmektedir. Bilim, bu varsayımı temelde reddederek deney süzgecinden geçmemiş hiçbir önsel bilginin aynı sonuçları vermeyeceğini öne sürmektedir. Kısacası bilim test edemeyeceği yargılar üzerinde yorum yapmaktan kaçınmaktadır.

Temelde felsefe biliminin bir uğraşısı olarak ortaya çıkan nedensellik, zamanla diğer bilim dallarında da merak konusu olmaya başlamıştır. Felsefe dışında nedensellik ile ilgilenen bilim dalları Matematik, İstatistik ve Ekonometri olarak sıralanabilir. Çalışmada bu bilim dalları tek bir başlık altında toplanarak incelenecektir. Bu noktada yukarıdaki bilim dallarının nitelikleri göz önüne alındığında başlığın işlevsel olarak nedenselliğin incelenmesi olarak oluşturulması uygun olacaktır.

1.1.3. İşlevsel Olarak Nedensellik

İşlevsel olarak nedenselliğin incelenmesine öncelikle nedenselliğin istatistik bilimindeki yerini açıklamakla başlamak doğru olacaktır. Bu noktada öncelikle istatistikî birkaç terimi ve ilişkiyi açıklamakta fayda vardır.

1.1.3.1.Deterministik(Kesin) ilişki

Bağımlı ve bağımsız değişken arasında kesin bir ilişkinin olması durumuna deterministik ilişki denir. Bu tür ilişkinin söz konusu olduğu modellerde hata terimi bulunmaz ve bu ilişki fonksiyonel ilişki olarak da tanımlanmaktadır. Bu ilişki nedensellik bağlamında şöyle açıklanabilir. Neden çoğu zaman tek bir koşula bağlı olmamakta ve birden fazla koşul bir nedeni oluşturabilmektedir. Buradan hareketle birden fazla koşulun bir araya gelerek her birinin gerekli hepsinin birden ise yeterli olduğu biliniyorsa değişkenler arasında kesin bir ilişkinin varlığından söz edilebilir. Matematiksel olarak deterministik bir denklem şu şekilde ifade edilir.

$$Y = kX \quad (1.1)$$

Burada k sabit bir sayıyı göstermekle birlikte, X değişkenine verilecek bir değer Y değişkenini kesin olarak açıklar. Denklemde hata teriminin olmaması Y değişkeninin kesin olarak açıklanabilmesine olanak tanımaktadır. Deterministik nedensellik kavramına istatistikî açıdan bakmak gerekirse, $P(X_t)$, t zamanındaki X'in meydana gelme olasılığını gösterirken $P(Y_t / X_t')$ ise t' zamanında (t' < t koşulu ile) X'in meydana gelmesi koşuluyla, t zamanında Y'in meydana gelmesinin koşullu olasılığını göstermektedir.

- i. $P(X_t') \geq 0$
- ii. $P(Y_t / X_t') = 1$

Bu koşullar yerine getirilirse değişkenler arasında deterministik bir nedensellik vardır. Burada X değişkenini Y değişkenini tam olarak açıklar demek mümkündür.

1.1.3.2.Stokastik (olasılıksal) İlişki

Kesin ilişkinin aksine stokastik ilişki bağımlı ve bağımsız değişken arasında tam bir ilişkinin söz konusu olmadığı durumlara denir. Stokastik ilişkinin dayanak noktası, veri toplama sürecindeki aksaklıklar nedeniyle bağımlı değişkeni açıklayacak bütün bağımsız değişkenleri bulmanın mümkün olmamasıdır. Dolayısıyla bağımsız değişkenin kendi başına bağımlı değişkeni açıklaması mümkün değildir. Burada açıklanamayan kısım ise hata terimi olarak nitelendirilir. Bu ilişki bir denklem yardımıyla şu şekilde açıklanabilir.

$$Y = kX + u \quad (1.2)$$

Bu denklemin (1.1) numaralı denklemden farkı denklemden yer alan hata terimidir. Denklemde bulunan hata terimi (u) değişkenler arasında kesin bir ilişkinin olmadığı, ilişkinin belli bir hata payı ile açıklanabileceği olarak yorumlanır.

Sosyal bilimlerde insan davranışlarının tam olarak açıklanamamasından dolayı genellikle stokastik ilişkilere rastlanmaktadır. Bu ilişkiye nedensellik açısından bakılacak olursa, burada X değişkeninin Y değişkenini açıklamak için gerekli fakat yetersiz olduğu durum olarak ortaya çıkmaktadır.

Stokastik nedensellik kavramı istatistiksel olarak şu şekilde ifade edilebilir.

- i. $P(X_t') \geq 0$
- ii. $P(Y_t / X_t') \neq P(Y_t) \quad [\neq \text{durumu hem } (<) \text{ hem de } (>) \text{ ifade eder.}]$

Bu koşullar yerine getirilirse burada X ile Y değişkenleri arasında stokastik bir nedensellikten söz edilebilir. Aradaki nedenselliğin yönü, ikinci koşulun $P(Y_t / X_t') > P(Y_t)$ olması durumunda aynı yönlü $P(Y_t / X_t') < P(Y_t)$ olması durumunda ise ters yönlü olduğu söylenebilir.

Deterministik ilişki ile Stokastik ilişki arasında bir takım farklılıklar vardır. Stokastik bir nedensel ilişki içeren X ve Y değişkenlerinden X, Y'nin α gibi bir anlamlılık düzeyinde nedeni iken deterministik nedensellikte X, Y'nin kesin bir nedenidir. Bunun dışında deterministik nedensellikte iki durum söz konusudur. Bunlardan ilki kesin açıklama durumudur. Bu durum matematiksel olarak 1 ile ifade edilirken, diğer bir durum olan kesin açıklamama durumu ise 0 ile ifade edilmektedir. Stokastik nedensellikte ise açıklama durumu yani α , 0 ile 1 arasında değerler alacağından açıklama gücü daha yüksek olacaktır (Akgönüllü, 2005: 13).

1.1.3.3.Birlikte Değişme

Nedensel ilişki için gerekli ve yeterli koşulların oluşmadığı fakat değişkenler arasında aynı yönlü veya zıt yönlü bir ilişkinin varlığının bilindiği durumlara birlikte değişme denir. Birlikte değişme kavramı değişkenlerin hangisinin neden hangisinin sonuç olduğuna karar vermemekle birlikte yalnızca değişkenlerin ortak hareketlerinin yönüne karar verebilmektedir. Birlikte değişme kavramı korelasyon tekniği yardımıyla ölçülebilmektedir. Stokastik ve deterministik ilişkide değişkenler arasında fonksiyonel bir ilişki olmasına rağmen birlikte değişme kavramında böyle bir ilişki söz konusu değildir (Işığınçok, 1994: 23).

Fonksiyonel ilişki kavramına değinmişken bu kavramın nedensellikte olan ilişkisinden bahsetmek yerinde olacaktır. Nedenselliğin değişkenler arasındaki ilişkiye tek taraflı olarak bakmasına karşın fonksiyonel ilişki yardımıyla değişkenler arasındaki ilişkiyi çift taraflı olarak incelemek de mümkündür.

Fonksiyonel ilişkiyi matematiksel olarak şu şekilde açıklanabilir.

$$Y = F(X) \quad (1.3)$$

Burada Y değişkeninin bağımlı, X değişkeninin ise bağımsız değişken olduğu ve Y değişkeninin matematiksel fonksiyona göre X değişkeninin alacağı değerlere göre belirleneceği anlaşılmaktadır. Denklem şu varsayımı eklersek söz konusu fonksiyondaki değerlerin tek olduğu yani her bir Y değişkenine karşılık ancak ve ancak bir X değişkeninin varlığından söz edilebilir. Bu durumda denklem şu şekilde yazılabilir;

$$Y = F^{-1}(X) \quad (1.4)$$

Bu fonksiyonda bağımlı değişken ile bağımsız değişken yer değiştirmiştir. Dolayısıyla bir önceki fonksiyonda neden olarak belirlenen değişken burada sonuç olarak ortaya çıkmaktadır. Bu yönüyle fonksiyonel ilişki ile korelasyon kavramları birbirine çok yakındır. Fonksiyonel ilişkinin matematiksel olarak formüle edilmesi yardımıyla korelasyon katsayısı tahmin edilebilir (Işığışok, 1994: 33). Yapılan tahmin neticesinde elde edilen katsayı anlamlı ise değişkenler arasındaki ilişki korelasyon, anlamsız olması halinde ise aradaki ilişki birlikte değişme olarak ifade edilir. Buradan hareketle fonksiyonel ilişkinin değişkenler arasındaki ilişkinin şeklini, derecesini ve yönünü belirlediği söylenebilir. Fonksiyonel ilişkinin şeklini regresyon tekniği, derecesini ve yönünü ise korelasyon analizi ile belirleyebiliriz (Işığışok, 1994: 33).

Korelasyon analizi değişkenler arasındaki ilişkiyi hesaplanan katsayının pozitif olması durumunda aynı yönlü, negatif olması durumunda ise ters yönlü olarak yorumlamaktadır. Temelde hesaplanması kolay gibi görünen korelasyon katsayısının yorumlanması noktasında büyük zorluklar yaşanmaktadır. Örneğin korelasyon katsayısı değişkenler arasındaki ilişki doğrusal olduğu zaman hesaplanabilmektedir. Bir başka sakıncası ise bulunan katsayının yorumlanması noktasında çıkmaktadır. Korelasyon katsayısı 0 (dâhil) ile 1 (dâhil) arasında değerler alır. Değerin 0 olması değişkenler arasında bir ilişkinin olmadığı, 1 ise değişkenler arasında tam bir ilişkinin olduğu anlamına gelmektedir. Değişkenler arasında bir nedensel ilişkinin bulunması korelasyon katsayısının yüksek çıkmasına neden olacaktır. Fakat korelasyon katsayısının yüksek çıkması durumunda değişkenler arasında bir nedensellik olduğu anlamına gelmemektedir. Buradan hareketle korelasyon katsayısı nedensellik konusunda tek başına bir çıkarsama yapmakta yeterli değildir.

Nedensel ilişkinin varlığından söz edilebilmesi için belli bazı koşulların sağlanması gerekmektedir. Bu koşullar;

- i. Birlikte değişmenin olması,
- ii. Zamansal bir ilişkinin olması
- iii. Tersine çevrilemez bir ilişkinin olmasıdır.

Bunlardan ilki olan deęişkenler arasında birlikte deęişmenin olması deęişkenler arasında temelde bir ilişkinin olması gerektięini söylemektedir. İkincisi ise deęişkenler arasında sonucun nedeni izlemesi gerektięini söylemektedir. Son olarak tersine çevrilemez bir ilişkinin olması ise deęişkenler arasındaki ilişkinin asimetrik olduęunu yani tek yönlü bir ilişki olduęunu ifade etmektedir. Nedensel ilişki ile fonksiyonel ilişkiyi birbirinden ayıran özellik ise nedensellik kavramında tersine çevrilemez bir ilişkinin olmasıdır (Işıęıçok, 1994: 34). Fonksiyonel ilişki ise daha önce de açıklandığı gibi tersine çevrilebilir yani simetrik bir ilişkiyi ifade etmektedir.

Nedensellięin işlevsel olarak tanımlanması Feigl zamanına dayanmaktadır. Feigl nedensellięi kanun ve kanunlar kümesine göre öngörülebilirlik olarak tanımlamaktadır (Işıęıçok, 1994: 79). Bu tanımları bir adım öteye götüren Granger (1969) nedensellięin tam olarak işlevsellięini kazanmasında en büyük katkıyı sağlamıştır. Granger'ın nedensellik varsayımı temelde iki varsayım üzerine kurulmuştur. Bunlar;

- i. Tam olarak nedensellik, geçmişin şimdiki zamana veya geleceęe neden olması koşuluyla ortaya çıkmaktadır.
- ii. Stokastik süreçler için nedensellik ilişkisi saptanabilmesine rağmen deterministik süreçler için nedensellik ilişkisi söz konusu olmamaktadır.

Burada varsayımlardan ilki geleceęin açıklanması sırasında yalnızca geçmiş dönemlerden elde edilen verilerin kullanılabilceęini belirtirken ikinci varsayım ise deęişkenlerin yalnızca olasılık kanunlarına göre rassal dağılan deęişkenler olması durumunda aralarında bir nedensellik ilişkisi aranabileceęini belirtmektedir (Işıęıçok, 1994: 79).

Granger nedensellięinin matematiksel formda gösterilerek açıklanması nedensellięin işlevsel olarak algılanması konusunda faydalı olacaktır. Bu nedenle yazılacak olan denklemde kullanılacak terimleri şöyle tanımlayalım; $t = \pm 1, \dots, \pm \alpha$ olmak üzere Ω 'yi, (X_t, Y_t) deęişkenlerinin oluşturduęu bir bilgi kümesi olarak adlandırabiliriz.

Bunun dışında Ω' 'nin $t=0$ dönemi hariç geçmiş deęerler kümesi $\bar{\Omega}_t = \{\Omega_{t-i}, i=1, 2, \dots, \alpha\}$ olarak tanımlanır. $t=0$ dönemini de kapsayan geçmiş ve şimdiki deęerlerinin kümesi de $\bar{\bar{\Omega}}_t = \{\Omega_{t-i}, i=0, 1, 2, \dots, \alpha\}; t=0$ olarak tanımlansın.

Benzer şekilde $\bar{X}_t, \bar{Y}_t, \bar{X}_t, \bar{Y}_t$ değişkenlerini de tanımladığımızı varsayalım. Bunların dışında Ω_t , t dönemdeki evrendeki tüm bilgiyi, $\Omega_t - X_t$ ise t dönemde anakütledeki X_t dışındaki tüm bilgiyi gösterdiğini varsayalım.

$$P (Y_{t+1} / \Omega_t) \neq P(Y_{t+1} / \Omega_t - X_t) \quad (1.5)$$

Bu eşitsizlik geçerli ise X_t değişkeni Y_t değişkenini etkiler. Yani X_t değişkeni Y_t değişkenin nedenidir denir. Aksi durumda X_t değişkeni Y_t değişkenini etkilemez. Bu durumda X_t değişkeni Y_t değişkenin nedeni değildir denir.

1.2.Nedenselliğin Yönü

Değişkenler arasındaki nedenselliğin yönü; tek yönlü, çift yönlü ve anlak nedensellik olarak sınıflandırılır. Değişkenler arasındaki ilişkinin niteliği nedenselliğin yönü tespit edilerek belirlenebilir. Örneğin değişkenlerin bağımlı veya bağımsız değişken olmaları nedenselliğin yönü ile alakalı olan bir durumdur. Bunun dışında iktisatta teorik çerçevenin belirlenmesi noktasında değişkenlerin içsel veya dışsal değişken olmaları çok önemli bir yer tutmaktadır. Bu noktada nedenselliğin yönünün belirlenmesinin gerekliliği azımsanamayacak derecede önemlidir. Burada dikkat edilmesi gereken nokta, nedenselliğin yönünü belirleyebilmek için değişkenlerin durağan olması gerekliliğidir (Aktürk, 2003: 34-35). Bunun nedeni nedenselliğin yönünü bulmak için kullanılan terimlerin standart sapma içeriyor olması yani değişkenlerin durağan olmadığı durumlarda bu değer zaman içerisinde değişebileceği ve nedenselliğin yönünün zaman içerisinde bu durumdan etkilenecek olmasıdır.

1.2.1. Tek Yönlü Nedensellik

Zaman içerisinde değerlerini gözlemleyebildiğimiz X_t ve Y_t gibi iki değişkenimizin olduğu varsayımından yola çıkalım.

$$\sigma^2 (Y_t / \bar{\Omega}) < \sigma^2 (Y_t / \bar{\Omega} - X) \quad (1.6)$$

Bu koşulun geçerli olması durumunda X_t ' nin Y_t ' ye neden olduğu ifade edilebilir.

Başka bir ifade ile anakütledeki bütün bilgiler kullanılarak bulunan Y_t ' nin öngörüsü,

anakütlerdeki X_t dışındaki bütün bilgiler kullanılarak bulunan Y_t 'nin öngörüsünden daha iyi ise o zaman X_t, Y_t 'nin nedenidir denir ve şu şekilde $X_t \rightarrow Y_t$ ifade edilir (Granger, 1969: 428).

Buradan hareketle şu çıkarımlar yapılabilir;

- i. Y_t, X_t değişkenini izler.
- ii. Y_t, X_t değişkenine bağlıdır.
- iii. Y_t, X_t değişkenine göre bağımlı değişkendir.

X_t, Y_t 'nin nedeni iken Y_t, X_t 'nin nedeni değilse aradaki ilişki tek yönlü bir nedensellik ilişkisidir. Bu durumda X_t değişkeni Y_t değişkenine göre bağımsız değişken olarak nitelendirilir. İlişkinin tam tersi olması durumu ise şöyle gösterilebilir.

$$\sigma^2(X_t / \bar{\Omega}) < \sigma^2(X_t / \bar{\Omega} - Y) \quad (1.7)$$

Bu durumda Y_t 'nin X_t 'ye neden olduğu söylenebilir. Diğer bir ifade ile anakütlerdeki bütün bilgiler kullanılarak bulunan X_t 'nin öngörüsü, anakütlerdeki Y_t dışındaki bütün bilgiler kullanılarak bulunan X_t 'nin öngörüsünden daha iyi ise o zaman Y_t, X_t 'nin nedenidir denir ve şu şekilde $Y_t \rightarrow X_t$ ifade edilir.

1.2.2. İki Yönlü Nedensellik

Bir önceki durumda nedensellik ya X_t değişkeninden Y_t değişkenine ya da Y_t değişkeninden X_t değişkenine olmak üzere tek yönlü bir yapıya sahiptir. Fakat nedensellik yalnızca tek yönlü olmayabilir bu gibi durumlara yani nedenselliğin hem X_t değişkeninden Y_t değişkenine hem de Y_t değişkeninden X_t değişkenine doğru olduğu durumlara iki yönlü nedensellik veya geribildirim denir ve şu şekilde $X_t \leftrightarrow Y_t$ ifade edilir.

Çift yönlü nedenselliğin geçerli olabilmesi için yukarıda yazılı olan iki denklemin birden gerçekleşmesi gerekmektedir. İki yönlü bir ilişki bulunan değişkenlerin her ikisi de modelde içsel değişken olarak kabul edilmektedir. Modelin S gibi bir dışsal değişkeninin olmasının koşulu ise bu değişkenden X_t ve Y_t değişkenine doğru tek yönlü bir nedenselliğin olmamasıdır. X_t ve Y_t değişkenleri arasında tek yönlü ilişkinin olduğu durumlarda bu değişkenleri içeren model tek denklem modelidir. Bunun yanında X_t ve Y_t değişkenleri arasında çift yönlü nedenselliğin olduğu durumlarda da değişkenlerin bulunduğu modeller tek denklem modelleridir. Fakat bu modellere güvenilemez. Bu tür modelleri tahmin etmek için eşanlı denklem sistemleri kullanılmalıdır (Işığıçok, 1994: 82).

1.2.3. Anlık Nedensellik

X_t ve Y_t gibi iki değişkeninin olduğunu varsayalım.

$$\sigma^2 \left(Y_t / \bar{\Omega}, \bar{X} \right) < \sigma^2 \left(Y_t / \bar{\Omega} \right) \quad (1.8)$$

Bu koşulun gerçekleşmesi durumunda X_t değişkeninden Y_t değişkenine doğru bir anlık nedensellik vardır (Granger, 1969: 429). Başka bir ifade ile Y_t değişkeninin gerçek değerini öngörmek için X_t değişkeninin şimdiki değerinin modelde yer alması durumu yer almaması durumundan daha iyi bir sonuç verirse o zaman X_t 'den Y_t 'ye doğru bir anlık nedensellikten söz edilebilir. Bu işlem değişkenler için ters düşünüldüğünde

$$\sigma^2 \left(X_t / \bar{\Omega}, \bar{Y} \right) < \sigma^2 \left(X_t / \bar{\Omega} \right) \quad (1.9)$$

Y_t 'den X_t 'ye doğru bir anlık nedenselliğin var olduğu söylenir. Daha önce de belirtildiği üzere bütün bu tanımlamalar durağanlık varsayımı geçerli olduğu zaman yapılabilmektedir.

1.2.4. Bağımsızlık

Nedenselliğin yapısı ile ilgili yapılan tanımlamalardan bir tanesi de bağımsızlık kavramıdır. Burada X_t ve Y_t değişkenlerinin birbirinden bağımsız oldukları dolayısıyla aralarında bir nedensellik ilişkisi olmadığı varsayılır (Aktürk, 2003: 37).

Nedensellik kavramı aşağıdaki 3 şekilde test edilebilir bir nitelik kazanmaktadır (Işığışok, 1994: 83).

- i. X_t , değişkeninin Y_t değişkenine neden olup olmadığı
- ii. Y_t , değişkeninin X_t değişkenine neden olup olmadığı
- iii. Değişkenler arasındaki anlık nedenselliğin varlığı

Yukarıdaki seçenekler incelendiğinde 2 değişken için mümkün 3 durum olduğu görülmektedir. Buradan $2^3 = 8$ farklı ilişki bulunur. Zaman serilerinde iki değişken arasında bir ilişkinin varlığı öngörülüp nedenselliğin yapısı belirlendikten sonra gerekli analizler yapılmalıdır. Yukarıdaki durumları aşağıdaki tablo yardımıyla açıklamakta fayda vardır.

Tablo 1
Nedensel ilişkiler ve Gösterimleri

TANIMLAMA	NOTASYON
<i>X ile Y bağımsızdır.</i>	$(X_t Y_t)$ (000)
<i>X ile Y arasında anlık nedensellik vardır.</i>	$(X_t - Y_t)$ (001)
<i>X, Y değişkeninin nedenidir, fakat bu nedensellik anlık değildir.</i>	$(X_t \rightarrow Y_t)$ (100)
<i>X, Y değişkeninin nedenidir ve bu anlık nedenselliktir.</i>	$(X_t \Rightarrow Y_t)$ (101)
<i>Y, X değişkeninin nedenidir, fakat bu nedensellik anlık değildir.</i>	$(X_t \leftarrow Y_t)$ (010)
<i>Y, X değişkeninin nedenidir ve bu anlık nedenselliktir.</i>	$(X_t \Leftarrow Y_t)$ (011)
<i>X ile Y arasında anlık olmayan geribildirim vardır.</i>	$(X_t \leftrightarrow Y_t)$ (110)
<i>X ile Y arasında hem geribildirim hem de anlık nedensellik vardır.</i>	$(X_t \Leftrightarrow Y_t)$ (111)

Kaynak: (Işığışok, 1994: 84)

Yukarıdaki tabloda kullanılan 0 değeri değişkenler arasında herhangi bir ilişki olmadığını gösterirken, 1 değeri değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Basamaklar şu şekilde sıralanmıştır; İlk basamak X_t değişkeninden Y_t değişkenine, ikinci basamak ise Y_t değişkeninden X_t değişkenine olan ilişkiyi gösterirken üçüncü basamak ise değişkenler arasında anlık bir nedenselliğin varlığını göstermektedir.

1.3. Nedensellik Testleri

Nedensellik testlerine geçmeden önce nedensel ilişkinin literatürde hangi amaçla araştırıldığına değinmekte fayda vardır. Buradan hareketle nedensel ilişkinin varlığının araştırılmasının amaçları aşağıdaki şekilde sıralanabilir,

- i. İktisadi teorinin de yardımıyla değişkenlerin içsel veya dışsal değişken olarak ayrıştırılması.
- ii. Kestirim ve öngörü amacıyla değişkenlerin modellenmesi sürecinde değişkenlerin bağımlı ve bağımsız değişken olarak sınıflandırılması.

- iii. Değişkenler arasındaki nedensel ilişkinin yönünün belirlenmesi.
- iv. Bağımlı değişkenin gelecek dönem değerlerinin belirlenmesi sırasında sadece kendi geçmiş dönem değerlerinin mi kullanılacağı yoksa bağımsız değişkenin geçmiş dönem değerlerinin mi kullanılacağı belirlenmesi.
- v. Bağımsız değişkendeki bugünkü değişimin bağımlı değişken üzerindeki etkisinin kaç dönemlik bir gecikme ile ortaya çıkacağı belirlenmesi.

Nedensellik testleri yapılırken zaman serileri analizi ve ekonometrik analiz bir arada kullanılmaktadır. Değişkenler arasındaki ilişkilerin saptanması aşamasında zaman serileri yaklaşımından yararlanılırken, değişkenlerin modellenmesi aşamasında ise ekonometrik analiz yaklaşımı kullanılmaktadır (Işığışık, 1994: 90). Literatürde nedensel ilişkinin araştırıldığı birçok nedensellik testi bulunmaktadır. Bunların başında nedensellik testinin çıkış noktası olarak kabul edilen Granger (1969) nedensellik testi bulunmaktadır. Granger'ı daha sonra sırasıyla Sims (1972), Haugh (1972), Toda-Yamamoto (1995), Hacker-Hatemi j (2006) ve Hatemi-j (2012) izlemiştir. Çalışmada Hatemi-j (2012) nedensellik testi asimetrik bir test olduğundan asimetri kavramı açıklandıktan sonra dördüncü bölümde anlatılacaktır.

1.3.1. Granger Nedensellik Testi

Zaman serileri arasındaki nedensellik için yapılan ilk işlevsel tanım 1964 yılında Wiener tarafından yapılmıştır. Wiener'in tanımına ilk düzenleme Granger-Hatanaka (1964) tarafından yapılmış ve nedenselliğin tanımı geliştirilmiştir. Yapılan nedensellik tanımına nihai şekil ise Granger (1969) tarafından verilmiştir (Akgönüllü, 2005: 44). Nedensellik tanımına en büyük katkıyı Granger verdiği için dolayı ise nedensellik tanımı "Granger nedensellik tanımı" olarak literatürde yerini almıştır. Granger nedensellik tanımını iki zaman serisi değişkeninin arasındaki nedenselliğin varlığını ve yönünü saptayabilecek şekilde oluşturmuştur. Yani iki değişkenli ve yüksek dereceli otoregresif bir sürecin tahmini yardımıyla nedensellik artık test edilebilir bir hal almıştır (Ocak, 2009: 33).

Nedensellik X_t değişkeni Y_t değişkenine ya da Y_t değişkeni X_t değişkenine neden olur şeklinde çift taraflı bir hipotez yardımıyla test edilir. Fakat seriler arasındaki nedenselliğin Granger nedensellik testi yardımıyla araştırılmasından önce serilerin belli bazı koşulları sağlamaları gerekmektedir. Serilerin mevsimsel ve trend etkilerinden

arındırılması gerekmektedir. Bu şekilde nedensellik testi yapılacak olan değişkenlerin kovaryans durağan ve stokastik değişkenler olması sağlanır. Kovaryans durağanlık için serilerin aşağıdaki özellikleri sağlamaları gerekmektedir. X_t , gibi bir değişkenin kovaryans durağan olması için şu koşullar gereklidir;

$$E(X_t) = E(X_{t+k}) = 0$$

$$Var(X_t) = Var(X_{t+k}) \quad , \quad k = \pm 1, 2, \dots \quad (1.10)$$

$$Cov(X_t, X_{t+k}) = Cov(X_{t+m}, X_{t+m+k}) \quad , \quad k, m = \pm 1, 2, \dots$$

Ekonomide birçok değişken yukarıdaki varsayımları sağlamamaktadır. Bunun nedeni serilerin içerdiği trend ve mevsimsel etkilerdir. Granger nedensellik testi için kovaryans durağan seriler kullanıldığından Granger nedensellik testi modellenirken değişkenlerin kovaryans durağan olduğunu göstermek için * işareti kullanılacaktır. Yani X_t^* kovaryans durağan bir X_t serisini göstermektedir. Buradan hareketle Granger nedensellik testi aşağıdaki şekilde modellenebilir. (Granger, 1969: 431)

$$X_t^* = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j}^* + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j}^* + \varepsilon_t \quad (1.11)$$

$$Y_t^* = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j}^* + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j}^* + \eta_t \quad (1.12)$$

$$E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 = E(\eta_t, \eta_s), s \neq t$$

Burada a_j, b_j, c_j, d_j değişkenleri gecikme katsayılarını, m bütün değişkenler için ortak bir gecikme katsayısı ε_t ve η_t değişkenleri ise aralarında ilişki olmayan ve beyaz gürültü süreci gösteren değişkenlerdir. Yukarıda yazılan denklemler yardımıyla anlık nedenselliği test etmek mümkün değildir. Bu nedenle denklemleri anlık nedenselliği de araştırmak için aşağıdaki şekilde düzenlemek gerekmektedir.

$$X_t^* + b_0 Y_t^* = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j}^* + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j}^* + \varepsilon_t \quad (1.13)$$

$$Y_t^* + c_0 X_t^* = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j}^* + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j}^* + \eta_t \quad (1.14)$$

$$E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 = E(\eta_t, \eta_s), \quad s \neq t$$

Yukarıdaki modelde anlık nedenselliği araştırmak $b_0 Y_t^*$ ve $c_0 X_t^*$ değişkenleri yardımıyla mümkün olacaktır. İlk modele dâhil edilen şimdiki ve geçmiş dönemlerdeki gözlem değerlerinin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı olması durumunda X_t^* değişkeninden Y_t^* değişkenine doğru bir anlık nedenselliğin varlığından söz edilebilir (Işığışık, 1994: 94). Modelde kullanılan m gecikme değeri sonsuz olabilir fakat uygulamada kullanılan veriler sonlu sayıda olduğu için m için kullanılan zaman serisinin örnek büyüklüğünden küçük olması gerektiği varsayımı yapılır.

$$\begin{array}{ll} (I) & (II) \\ H_0 : b_1 = b_2 = \dots = b_j = 0 & H_0 : c_1 = c_2 = \dots = c_j = 0 \\ H_1 : b_1 = b_2 = \dots = b_j \neq 0 & H_1 : c_1 = c_2 = \dots = c_j \neq 0 \end{array}$$

Granger nedensellik testi için kullanılan hipotezler yukarıda verilmiştir. Hipotezleri test etmek için her bir parametreye ayrı ayrı t testi yapılabileceği gibi bütün parametreleri bir arada test etmek için F testinden yararlanılır. Böylece F testi yardımıyla modelin bütününe anlamlılığı konusunda bir sonuca varmak mümkündür ki Granger testinin hipotezleri bu duruma uygundur.

Wald tarafından geliştirilen F istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanır;

$$F_{(k, n-2k)} = \frac{(\sum v_t^2 - \sum u_t^2) / k}{\sum u_t^2 / (n-2k)}$$

(1.11) ve (1.12) numaralı hipotezlerden elde edilen kısıtlanmış modeller ise aşağıdaki gibidir.

$$X_t^* = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j}^* + z_{1t} \quad (1.15)$$

$$Y_t^* = \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j}^* + z_{2t} \quad (1.16)$$

$\sum v_t^2$: (1.15) denkleminde elde edilen kalıntı kareler toplamı

$\sum u_t^2$: (1.11) numaralı denklemden elde edilen kalıntı kareler toplamı

Burada m, ortak gecikme sayısını n ise örneklem büyüklüğünü vermektedir. F istatistiği ise $F_{(k, n-2k)}$ serbestlik derecesi ile dağılmaktadır.

Yukarıdaki bilgiler ışığında (1.11) ve (1.12) numaralı denklemler En Küçük Kareler (EKK) tekniği ile tahmin edilirse aşağıdaki olası sonuçlardan birine veya birkaçına ulaşılabilir.

- i. Belirli bir anlamlılık düzeyinde b_j değerlerinin sıfırdan farklı olması (I numaralı temel hipotezin reddedilmesi) yani istatistiksel olarak anlamlı olmaları durumunda Y_t^* değişkeninin X_t^* değişkenine neden olduğu söylenir. Bu durumda " Y_t^*, X_t^* in Granger nedenidir" veya " Y_t^* 'den X_t^* 'ye doğru tek yönlü bir nedensellik vardır." denir.
- ii. c_j , değerlerinin belirli bir anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı olması (II numaralı temel hipotezin reddedilmesi) yani istatistiksel olarak anlamlı olmaları durumunda X_t^* değişkeninin Y_t^* değişkenine neden olduğu söylenir. Bu durum " X_t^*, Y_t^* in Granger nedenidir" veya " X_t^* 'den Y_t^* 'ye doğru tek yönlü bir nedensellik vardır." şeklinde ifade edilir.
- iii. Yukarıda bahsedilen iki durumun birlikte gerçekleşmesi (I ve II numaralı temel hipotezin reddedilmesi) durumunda, yani her iki değişkenin de istatistiksel olarak anlamlı olması durumunda ise " X_t^*, Y_t^* 'in Y_t^* 'de, X_t^* 'in Granger nedenidir" denir. Bu durumda değişkenler arasında çift yönlü bir nedenselliğin veya geribildirim olduğunu söylenir.

- iv. Belirli bir anlamlılık düzeyinde b_j değerlerinin sıfırdan farklı olması (I numaralı temel hipotezin reddedilmesi), c_j değerlerinin sıfıra eşit olması (II numaralı temel hipotezin reddedilememesi) durumunda " Y_t^* , X_t^* ' nin Granger nedeni iken X_t^* , Y_t^* ' nin Granger nedeni değildir." denir.
- v. Benzer şekilde belirli bir anlamlılık düzeyinde b_j değerlerinin sıfıra eşit (I numaralı temel hipotezin reddedilememesi), c_j değerlerinin sıfırdan farklı olması (II numaralı temel hipotezin reddedilmesi) durumunda " X_t^* , Y_t^* ' nin Granger nedeni iken, Y_t^* , X_t^* ' nin Granger nedeni değildir." denir.
- vi. Bahsi geçen durumlardan herhangi birinin geçerli olmaması durumunda, yani her iki değişkenin de istatistiksel olarak anlamlı olmaması durumunda (I ve II numaralı hipotez reddedilememesi) ise değişkenler arasında bir nedenselliğin olmadığı anlamına gelmektedir. Bu durumda " X_t^* ve Y_t^* değişkenleri birbirinden bağımsızdır." denilmektedir.

Yukarıda verilen durumlar dışında anlık nedenselliği test etmek için (1.13) ve (1.14) numaralı denklemler EKK yöntemi ile tahmin edilerek aynı hipotezler üzerinden yorum yapılır. Anlık nedensellik için ortaya çıkabilecek durumlar ise şunlardır;

- i. I numaralı durum için temel hipotezin belirli bir anlamlılık seviyesinde reddedilmesi durumunda " Y_t^* , X_t^* 'ın anlık nedenidir" denir. Ters durumda ise değişkenler arasında anlık bir nedenselliğin olmadığı sonucuna varılır.
- ii. II numaralı durum için temel hipotezin belirli bir anlamlılık seviyesinde reddedilmesi durumunda " X_t^* , Y_t^* 'ın anlık nedenidir" denir. Ters durumda ise değişkenler arasında anlık bir nedenselliğin olmadığı sonucuna varılır.

1.3.2. Sims Nedensellik Testi

Granger nedensellik testinden sonra nedensellik konusunda çalışmalar artarak devam etmiştir. Literatürde yer alan nedensellik testlerinden bir diğeri Sims (1972) tarafından geliştirilen nedensellik testi olmuştur. Sims (1972) yaptığı çalışmada para ile gelir arasındaki nedensel ilişkiyi Granger nedensellik tekniğinden farklı bir bakış açısı ile incelemiştir. Sims'in çalışmasının amaçlarından biri para değişkeninin dışsal bir değişken olduğunu kanıtlamaktır. Çalışmanın diğeri bir amacı ise tek yönlü nedensellik için doğrudan bir testin varlığını araştırmak olmuştur. Yapılan çalışmada son olarak uzun gecikmeli dağılımların rasyonel veya polinomal olma kısıtı konmadan nasıl tahmin edileceği incelenmiştir (Sims, 1972: 540). Sims çalışmasında gelir değişkeninden para değişkenine doğru bir geribildirim olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Sims tarafından geliştirilen nedensellik testinin amaçları aşağıdaki gibi sıralanabilir (Işığışık, 1994: 96).

- i. Otokorelasyonu düzeltmek.
- ii. Bağımlı değişkenin gecikmelerini içeren genel bir tahmin yöntemi geliştirmek.
- iii. Bağımsız değişkenin şimdiki ve gecikmeli değerlerinin bağımlı değişken üzerindeki regresyonunu nedensel ilişki bağlamında doğru bir şekilde yorumlamak

Sims nedensellik testi için çalışmada kullanılacak verilerin otokorelasyonsuz olması gerekmektedir. Bunun yanında nedensellik için kurulan regresyon denkleminin hata terimlerinin de otokorelasyonsuz olması beklenmektedir. Testin otokorelasyona olan hassasiyetinin nedeni ise bağımsız değişkenin anlamlılığını ölçmek için kullanılan F testinin otokorelasyona karşı duyarlı olmasıdır. Sims hatalardaki otokorelasyonu azaltmak için logaritması alınmış verilere filtreleme işlemi uygulanması gerektiğini savunmuştur. Bu bağlamda çalışmada kullanılan verilere $(1-0.75L)^2$ düzeltmesi uygulanmıştır. Bu aşamadan sonra logaritmaları filtreleme işlemine tabi tutulan X ve Y değişkenleri düzeltmenin uygulandığını göstermek adına Granger nedensellik testinde olduğu gibi X_t^* ve Y_t^* şeklinde gösterilecektir. Sims çalışmada yapılan filtreleme işlemi sonrasında regresyon hatalarının beyaz gürültü sürecine gireceğini belirtmiştir (Sims,

1972: 542). Burada bahsi geçen beyaz gürültü sürecinden kasıt otokorelasyonsuz ve sorunsuz hata terimleridir.

Sims nedensellik testinin nasıl hesaplandığını açıklamadan önce testin dayanak noktası olan hareketli ortalama gösterimlerini açıklamakta fayda vardır. Granger nedensellik testinde olduğu gibi Sims nedensellik testi için de X_t^* ve Y_t^* değişkenlerinin kovaryans durağan ve stokastik olmaları gerekmektedir.

X_t^* ve Y_t^* değişkenleri için hareketli ortalamaların gösterimi,

$$Y_t^* = \sum_{i=-\infty}^{\infty} a_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=-\infty}^{\infty} b_i e_{t-i} \quad (1.17)$$

$$X_t^* = \sum_{i=-\infty}^{\infty} c_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=-\infty}^{\infty} d_i e_{t-i} \quad (1.18)$$

şeklinde olacaktır. Burada ε_t ve e_t otokorelasyonsuz sabit varyansa sahip beyaz gürültü sürecine uygun hata terimleridir. Ayrıca $i < 0$ için a, b, c ve d katsayıları sıfıra eşittir. Böylece pozitif gecikmelere ilişkin katsayılar anlamsız olacaktır. Bu bağlamda X_t^* ve Y_t^* arasındaki otoregresif ilişki şu şekilde gösterilir,

$$Y_t^* = \sum_{i=-\infty}^{\infty} \alpha_i X_{t-i}^* + \varepsilon_t \quad (1.19)$$

Burada ε_t , X_{t-i}^* ile korelasyonsuz olabilir, fakat beyaz gürültü süreci olmayabilir. Denklemden $\alpha_i = 0$, $i < 0$ olması durumunda Sims nedenselliğinin geri bildirimsiz olarak X_t^* 'den Y_t^* 'ye doğru olacağını söylemiştir. Denklemden Y_t^* değişkeninin açıklanmasında kullanılan X_t^* değerlerinin geçmiş ve şimdiki değerlerinin anlamlı fakat gelecek değerlerinin anlamsız olması durumunda “ X_t^* 'den Y_t^* 'e doğru tek yönlü bir nedensellik vardır” denir. Buradan da Y_t^* ‘ın içsel değişken, X_t^* ‘ın ise dışsal değişken olduğu saptanır (Işığışık, 1994: 98). Denklem aşağıdaki şekilde tekrar kurulursa nedenselliğinin yönü tersi şekilde değişecektir.

$$X_t^* = \sum_{i=-\infty}^{\infty} \beta_i Y_{t-i}^* + e_t \quad (1.20)$$

Burada X_t^* değişkeninin açıklanmasında kullanılan Y_t^* değerlerinin geçmiş ve şimdiki değerlerinin anlamlı fakat gelecek değerlerinin anlamsız olması durumunda “ Y_t^* ’dan X_t^* ’a doğru tek yönlü bir nedensellik vardır” denir. Bu noktada iki yönlü nedenselliğin varlığı ise X_t^* değişkeninin açıklanmasında kullanılan Y_t^* değerlerinin geçmiş ve şimdiki değerlerinin yanında gelecek dönem değerleri de anlamlı olması durumunda ortaya çıkmaktadır. Daha önceden de belirtildiği gibi Sims değişkenlerin anlamlılığını sımarken F testi yaklaşımından yararlanmaktadır. Sims nedensellik testi için kurulan denklemler sonlu gecikmeli modeller olarak şu şekilde tekrar yazılabilir,

$$Y_t^* = \sum_{i=-p}^q \alpha_i X_{t-i}^* + \varepsilon_t \quad (1.21)$$

$$X_t^* = \sum_{i=-r}^s \beta_i Y_{t-i}^* + e_t \quad (1.22)$$

Burada dikkat edilmesi gereken nokta p, q, r ve s değerlerinin yeterince büyük seçilmesi gerektiğidir. Sims çalışmasında kullandığı veriler için otokorelasyonun olmadığı sonucuna ulaşmış ve bu sonucunda değişkenlere uyguladığı filtreleme işlemi sayesinde olduğunu belirtmiştir. (Sims, 1972: 549)

1.3.3. Haugh Nedensellik Testi

Haugh (1972) tarafından literatüre kazandırılan daha sonra Pierce (1975-1977), Haugh-Box (1977) ve Pierce- Haugh (1977) tarafından geliştirilen Haugh nedensellik testi literatürde nedenselliğin belirlenmesinde kullanılan diğer bir testtir. Bundan önce anlatılan Sims nedensellik testinde de olduğu gibi Haugh testi de temelde Granger’ın nedensellik tanımından hareket etmektedir. Haugh testi için kullanılan iki temel yaklaşım bulunmakta ve her iki yaklaşım da tek değişkenli ARIMA modelinin hatalarına dayanmaktadır. Bu yaklaşımlardan ilki hatalar arasındaki çapraz korelasyon çözümlemesi, diğeri ise hatalar arasındaki regresyon çözümlemesidir. Kullanılan her iki yaklaşım için serilerin kovaryans durağan ve stokastik olması gerektiği diğer iki nedensellik testinde olduğu gibi bir ön koşuldur.

Haugh nedensellik testi için kullanılan yaklaşımlardan ilki olan hatalar arasındaki çapraz korelasyon yaklaşımı yardımıyla testin yapılabilmesi için gerekli adımlar şu şekildedir.

- i. Nedenselliği araştırılacak olan seriler için tek değişkenli bir ARIMA modeli oluşturulur.
- ii. Oluşturulan bu modeller yardımıyla değişkenlere filtreleme işlemi uygulanması sonucu elde edilen ve beyaz gürültü süreci gösteren hataların çapraz korelasyonları karşılaştırılır.

Hatalar arasındaki çapraz korelasyon k gecikme için şu şekildedir;

$$\rho_{uv}(k) = \frac{\sum u_{t-k} v_t}{\sqrt{\sum u_t^2 \sum v_t^2}}, \quad -\infty < k < \infty$$

Uygulamada k gecikmesindeki çapraz korelasyon sayısı $\rho_{uv}(k)$ bilinemediği için örneklem çapraz korelasyon katsayısı $r_{uv}(k)$ kullanılmaktadır. Bulunan hata terimlerinin bağımsızlığını test etmek için ise $r_{uv}(k)$ 'nın asimptotik varyansı olarak $1/n$ 'nin kullanılmasıyla oluşturulan ve $2m+1$ serbestlik derecesi ile χ^2 dağılan S istatistiği kullanılmaktadır (Işığışık, 1994: 103).

$$S_m = n \cdot \sum_{k=-m}^m r_{uv}^2(k)$$

Hatalar arasında oluşturulan çapraz korelasyonların sonlu kümesinin asimptotik dağılımlarının normal olduğu varsayılır. Haugh yaptığı çalışmada hatalar arasındaki korelasyonun dağılımının küçük örneklerde bile sonlu bir n dağılımına uyduğunu belirtmektedir (Işığışık, 1994: 100). Haugh testinin, hataların çapraz korelasyonları yaklaşımı ile uygulanması sırasında ortaya çıkan farklı gecikme değerleri için bazı koşullar belirlenmiştir. Bu koşullar Tablo 2 de gösterilmiştir.

Tablo 2
Nedensel ilişkiler İçin Çapraz Korelasyon ve Kısıtlar

Koşul	Nedensellik İlişkisi	Çapraz Korelasyon	Kısıt
(I)	X, Y 'nin nedenidir.	$r_{uv}(k) \neq 0$	$\exists k > 0$
(II)	X, Y 'nin anlık nedenidir.	$r_{uv}(k) \neq 0$	$k = 0$
(III)	Y, X 'nin nedenidir.	$r_{uv}(k) \neq 0$	$\exists k < 0$
(IV)	Y, X 'nin anlık nedenidir.	$r_{uv}(k) \neq 0$	$k = 0$
(V)	X ile Y arasında geribildirim vardır.	$r_{uv}(k) \neq 0$	$\exists k > 0$ $\exists k < 0$
(VI)	X, Y 'nin nedenidir, fakat bu anlık nedensellik değildir.	$r_{uv}(k) \neq 0$ $r_{uv}(k) = 0$	$\exists k > 0$ $k = 0$
(VII)	Y, X 'in nedeni değildir, fakat anlık nedensellik vardır.	$r_{uv}(k) = 0$	$\forall k < 0$
(VIII)	Y, X 'in kesinlikle nedeni değildir.	$r_{uv}(k) = 0$	$\forall k \leq 0$
(IX)	X 'den Y 'ye doğru tek yönlü nedensellik vardır.	$r_{uv}(k) \neq 0$ $r_{uv}(k) = 0$	$\exists k > 0$ $\forall k < 0$ $\forall k \leq 0$
(X)	X ile Y arasındaki nedensellik sadece anlık nedenselliktir.	$r_{uv}(k) = 0$	$\forall k < 0$
(XI)	X ile Y arasındaki nedensellik tek yönlü anlık nedenselliktir.	$r_{uv}(k) = 0$ $r_{uv}(k) \neq 0$	$\forall k \neq 0$ $\forall k = 0$
(XII)	X ile Y arasında bağımsızlık vardır.	$r_{uv}(k) = 0$	$\forall k$

Kaynak: (Işığışık, 1994: 102)

Tablodan da anlaşılacağı gibi nedenselliğin varlığını aramak için sıfır gecikmesindeki çapraz korelasyonların değeri temel göstergedir.

Nedenselliğin hangi değişkenden hangi değişkene doğru olduğuyla ilgili koşullar şu şekilde özetlenebilir (Ocak, 2009: 42).

- i. $r_{uv}(k) \neq 0$, $\exists k > 0$ " X_t, Y_t ' nin Granger nedenidir. "
- ii. $r_{uv}(k) \neq 0$, $\exists k < 0$ " Y_t, X_t ' nin Granger nedenidir. "
- iii. $r_{uv}(k) \neq 0$ " Anlık nedensellik "

Bu koşullar şu şekilde özetlenebilir, X_t değişkeninden Y_t değişkenine doğru bir nedensellikten bahsedebilmek için pozitif gecikmeli otokorelasyon katsayılarından bazılarının sıfırdan farklı olması gerekmekte iken Y_t değişkeninden X_t değişkenine doğru bir nedensellikten bahsedebilmek için ise negatif gecikmeli otokorelasyon katsayılarından bazılarının sıfırdan farklı olması gerekmektedir. Buna karşın sıfır gecikmedeki çapraz otokorelasyon katsayısının sıfırdan farklı olması durumunda anlık nedensellik, bazı negatif ve pozitif gecikmelerin katsayılarının sıfırdan farklı değer alması durumunda ise bir geribildirim söz konusudur (Işığışık, 1994: 101).

Haugh nedensellik testinin yapılması için kullanılabilecek diğer bir yöntem ise hatalar arasındaki regresyon modeli yaklaşımıdır. Bu yaklaşım için aşamalar,

- i. İlk aşama ilk yöntem ile aynı olmakla birlikte seriler için tek değişkenli bir ARIMA modeli oluşturulması aşamasıdır.
- ii. İkinci aşama ise oluşturulan bu modeller yardımıyla değişkenlere filtreleme işlemi uygulanmasıyla oluşan beyaz gürültü süreci gösteren hataların birbiri üzerine regresyon denklemlerinin oluşturulması.

Burada hesaplamalarda kolaylık olması açısından hataların arasındaki çapraz korelasyon katsayılarından hataların birbiri üzerine regresyon denkleminde elde edilecek olan katsayılara ulaşılabileceği unutulmamalıdır.

1.3.4. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Sims, Stock ve Watson (1990) çalışmalarında bütünleşik veya eşbütünleşik olan iktisadi değişkenlerin düzey, yani fark alınmamış değerleri ile VAR (vektör otoregresyonu) modeli kurmak mümkün olmayacağını belirtmişlerdir (Ocak, 2009: 44). Bununla birlikte serilerin eşbütünleşik olmamaları koşuluyla birlikte birinci dereceden bütünleşik $I(1)$ olmaları durumunda birinci farkları alınan seriler ile bir VAR model kurulabilir ve

katsayılar tahmin edilebilir. Fakat uygulamada serilere herhangi bir test yapmadan eşbütünleşik veya durağanlık durumları hakkında yorum yapmak mümkün değildir. Buradan hareketle serilerin durağan olması koşulu sağlanmadığı takdirde serilere Granger nedensellik testi yapmak genelde mümkün olmamaktadır. (Sims, 1990: 113)

Toda ve Yamamoto (1995) yaptıkları çalışmada Granger nedenselliği araştırmak amacıyla VAR modeli kurulurken birim kök ile karşılaşılınca bu problemin nasıl üstesinden gelineceği konusunda bir yöntem bulmuşlardır. Yapılan çalışma sonucunda serilerin bütünleşme dereceleri ve aralarındaki eşbütünleşme ilişkisi Toda-Yamamoto (TY) testinin geçerliliğini etkilememektedir (Yılancı ve Özcan , 2010: 28). TY testi için önemli olan ise kurulan VAR modelinin gecikme uzunluğu (k) ile nedenselliği araştırılacak olan seriler arasındaki maksimum bütünleşme derecesi (d_{\max}). İlgili parametreler bulunduktan sonra birbirlerinin toplamı ($k + d_{\max}$) ile belirlenen gecikme uzunluğu ile bir VAR modeli tahmin edilir. Bu aşamadan sonra kurulan modelde parametre sınırlamalarının test edilmesi ile nedensellik testi yapılır.

Toda ve Yamamoto (1995) çalışmalarında serilerle ilgili özel durumları şöyle açıklamaktadır, $d = 1$ olduğu durumlarda gecikme uzunluğu seçme işleminin $k > d = 1$ olduğu için her zaman en azından asimptotik olarak geçerli olacağını raporlamışlardır. Diğer bir özel durum ise nedenselliği incelen serilerin her ikisinin de $I(0)$ olması durumudur. Bu durumda VAR modeline gecikme eklemeyen nedensellik testi yapılmaktadır. TY testi ise bu durumda Granger nedensellik testine benzemektedir (Yılancı ve Özcan , 2010: 28).

TY testi aşağıda verilen VAR modellerin tahmin edilmesi ile yapılabilmektedir.

$$Y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{1i} X_{t-i} + e_{1t} \quad (1.23)$$

$$X_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{2i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{2i} X_{t-i} + e_{2t} \quad (1.24)$$

TY nedensellik testi için kurulan modellerden ilki X_t ' nin Y_t ' nin Granger nedeni olmadığını söyleyen $H_0 : \beta_{1i} = 0$ temel hipotezini, X_t ' nin Y_t ' nin Granger nedeni

olduğunu söyleyen $H_0 : \beta_{1i} \neq 0$ alternatif hipotezine karşı test etmek için kurulmuştur. İkinci model ise benzer şekilde Y_t ' nin X_t ' nin Granger nedeni olmadığını söyleyen $H_0 : \alpha_{2i} = 0$ temel hipotezini, X_t ' nin Y_t ' nin Granger nedeni olduğunu söyleyen $H_0 : \alpha_{2i} \neq 0$ alternatif hipotezine karşı test etmek için kurulmuştur. Her iki model için kurulan hipotezler k serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımı Wald testi ile sınanır.

1.3.5. Hacker-Hatemi Nedensellik Testi

Hatemi-J (2006) tarafından geliştirilen Hacker-Hatemi (HH) nedensellik testi yeni nesil nedensellik testlerinden biri olarak gösterilebilir. HH testinin temelinde Toda-Yamamoto nedensellik testi bulunmaktadır. Fakat HH testi için kullanılacak kritik değerler, hataların olası normal dağılmamasına karşın bootstrap ile elde edilmektedir.

HH testi ile iki seri arasındaki nedensellik ilişkisi aşağıdaki genişletilmiş VAR(p+d) modeli kullanarak test edilir:

$$X_t = \alpha + A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + \dots + A_{p+d} X_{t-p-d} + u_t \quad (1.25)$$

Burada p gecikme sayısını gösterirken, d değişkenlerin durağanlığını sağladığı maksimum fark düzeyini, X_t (2×1) boyutundaki değişken vektörünü, A ise parametre vektörünü göstermektedir.

Seriler arasında Granger-nedenselliğin olmadığını gösteren temel hipotezi test etmek için kullanılacak Wald istatistiğini elde edebilmek amacıyla bu denklemde gösterilen VAR model şu şekilde tekrardan yazılabilir:

$$Y = NZ + \delta \quad (1.26)$$

Bu modelde yer alan ifadeler sırasıyla şu şekilde açılabilir:

$$X = (X_1^+, X_2^+, X_3^+, \dots, X_T^+) \quad , \quad (n \times T)$$

$$N = (v, A_1, A_2, A_3, \dots, A_p) \quad , \quad (n \times (1 + n(p+d)))$$

$$Z = (Z_0, Z_1, Z_2, \dots, Z_{T-1}) \quad , \quad ((1 + n(p+d)) \times T)$$

(1.27)

$$Z_t = \begin{bmatrix} 1 \\ X_t^+ \\ X_{t-1}^+ \\ \cdot \\ \cdot \\ X_{t-p+1}^+ \end{bmatrix} \quad , \quad ((1 + n(p+d)) \times 1) \quad , \quad t = 1, \dots, T$$

$$\delta = (u_1^t, u_2^t, u_3^t, \dots, u_T^t) \quad , \quad (n \times T)$$

Granger nedenselliğın olmadığını gösteren $H_0: C\beta = 0$ temel hipotezi ařağıdaki Wald test istatistiğı ile sınanabilir (Hacker ve Hatemi-j, 2006: 1490-1491).

$$W = (C\beta)' \left[C \left((Z'Z)^{-1} \otimes S_u \right) C' \right]^{-1} (C\beta) \quad (1.28)$$

Modelde yer alan \otimes iřareti Kronecker çarpanını, C ise $ap \times n(1 + n(p+d))$ kısıtını gösteren gösterge fonksiyonunu temsil etmektedir. $\beta = Vec(D)$ şeklindedir. *Vec* ise sütun-yığma operatörünü ifade etmektedir. Q, her VAR eřitliğindeki gecikme sayısını göstermek üzere $S_u, (\hat{\delta}_u^i \hat{\delta}_u^i) / (T-q)$ şeklinde kısıtlı modelin varyans-kovaryans (VAR-COV) matrisini göstermektedir.

Wald test istatistiğı asimptotik olarak ki-kare dağılımına uygunluk göstermektedir ve hata teriminin normal dağıldığı varsayımına dayanmaktadır (Yıldırım ve Kesikoğlu, 2012: 142) . Toda ve Yamamoto (1995) çalıřmalarında kullandıkları model asimptotik dağılım teorisinin kullanımına imkân vermektedir. Fakat örneklem sayısı küçüldükçe

TY nedensellik testi sapmalı sonuçlar vermektedir. Buradan hareketle TY nedensellik testi otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) ve normal dağılmama gibi koşullara sahip olduğunda WALD test istatistiği temel hipotezi reddetme eğilimine girmektedir (Hacker ve Hatemi-j, 2006: 1490). TY testinin bu eksikliğini gidermek için Hacker-Hatemi j (2006) kaldıraçlı bootstrap tekniğini kullanılmasını önermişlerdir. Yazarlar bu tekniğin kullanılması durumunda farklı örneklem boyutlarında bile gerçek test istatistiği değerine yaklaşılabileceğini belirtmektedirler.

Hacker-Hatemi j (2006) nedensellik testini yaparken H_0 hipotezi için her bootstrap simülasyonunda X^* verisi elde edilmektedir.

$$X^* = \hat{N}Z + \delta^* \quad (1.29)$$

(1.29) nolu eşitlik tahmin edilen parametre değerlerini göstermektedir. $\hat{N} = XZ'(ZZ')^{-1}$, δ^* ise T sayıdaki bootstrap hata terimlerini göstermektedir. Hata terimlerinin sabit varyansa sabit olması için her biri $1/T$ değerine eşit olasılığa sahip olarak üretilmiştir (Köksal ve Yöntem, 2014: 122). Düzenlemiş hata terimleri şu şekilde gösterilebilir,

$$\varepsilon_{it}^m = \frac{\varepsilon_{it}}{\sqrt{1-h_{it}}}$$

Burada h_{it} h_i 'nin t. bileşenini, ε_{it} ise değiştirilmemiş hata terimini göstermektedir.

X_{1t} ve X_{jt} için sırasıyla $T \times 1$ kaldıraç vektörleri ise şunlardır;

$$h_1 = \text{diag} \left(X_1 (X_1' X_1)^{-1} X_1' \right)$$

$$h_j = \text{diag} \left(X (X' X)^{-1} X' \right) \quad j = i-1, i = 1, 2, 3, 4$$

Bu durumda “ X_{jt} X_{1t} ’nin Granger nedeni değildir” biçimindeki temel hipotez sınanmaktadır. Hacker ve Hatemi-J (2006) bootstrap simülasyonunu 100000 defa tekrarlayarak bootstrap kritik değerlerini hesaplamışlardır (Yıldırım ve Kesikoğlu, 2012: 142). Bunun yanında her bir simülasyonda WALD istatistiği hesaplanmaktadır. Yapılan simülasyonlarla birlikte WALD istatistiğinin ampirik dağılımı oluşturulmaktadır. HH nedensellik testi için gecikme uzunluğunun doğru belirlenmesi büyük önem arz

etmektedir. Hacker-Hatemi j (2006) bu konuda Schwarz bilgi kriteri ile Hannan-Quin bilgi kriterinin birleştirilmesi ile Hatemi-j (2003) tarafından geliştirilen yeni bir bilgi kriterinin kullanılmasını önermişlerdir (Yılancı ve Bozoklu: 215).

$$HJK = \ln(\det \hat{\Omega}_j) + j \left(\frac{n^2 \ln T + 2n^2 \ln(\ln T)}{2T} \right) \quad j = 0, \dots, K$$

Burada $\hat{\Omega}_j$ VAR-COV matrisinin maksimum benzerlik tahmincisini göstermektedir. n VAR modelindeki denklem sayısını, T ise toplam gözlem sayısını göstermektedir.

Oluşturulan Hatemi-J bilgi kriterinin (HJK) başarısı 40 örneklemden başlamak koşulu ile test edilmiş ve bu başarı düzeyi Schwarz ve Hannan-Quin bilgi kriteri ile karşılaştırılmıştır. Yapılan karşılaştırma sonuçlarına göre HJK kriteri 40 gözlem sayısında %85'den daha yüksek bir oranla gecikme sayısını doğru tespit etmektedir. Bununla birlikte gözlem sayısı artarken başarı oranı da artmaktadır.

BÖLÜM 2: PANEL VERİ ANALİZİ

Bu kısımda öncelikle panel veri analizini açıklamadan önce bilimsel ve ampirik analizlerde sıklıkla kullanılan veri türleri açıklanacaktır. Bu veriler zaman serisi verileri, yatay kesit verileri, panel veri olmak üzere 3 ana grupta incelenmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2013: 1).

Zaman Serisi Verileri: Değişkenlerin aldığı değerlerin zaman içerisinde sıralı olarak ortaya çıkması ile oluşan değerler kümesine zaman serisi denir. Bir zaman serisi günlük, haftalık, aylık, üç aylık ve yıllık periyotlarda ele alınır (Ramanathan, 1992: 9). Ekonometrik analizlerde en sık kullanılan veri tipi olmakta birlikte farklı zaman boyutlarında ihracat, ithalat, işsizlik ve enerji tüketimi vb. veriler bu tür verilere örnek gösterilebilir. Bunun yanında bir ülke için işsizlik histerisi ve dışlama etkisi gibi birçok hipotezin incelenmesinde de zaman serisi verileri kullanılmaktadır. Kısaca zaman serileri belirli aralıklarla gözlenen verilerin sayısal değerleri ile ilgili bilgi vermektedir (Nargeleçekenler, 2009: 8). Zaman serilerinde gözlemlerin elde edilmiş biçimine göre iki tür veri çeşidi vardır (Chatfield, 2003: 5). Seriler eşit aralıklarla gözlemlenmiş ise kesikli zaman serileri olarak adlandırılır. Bu tür zaman serileri genellikle sosyal bilimlerde yapılan analizlerde kullanılmaktadır.

Bir başka zaman serisi çeşidi olan sürekli zaman serileri ise belirli aralıklarla ölçülemeyen zaman serileri olarak adlandırılır. Ekonomik ve finansal veriler genellikle kesikli zaman serileri grubuna girmektedir. Zaman serileri kullanılarak yapılan analizlerin zayıf noktası kullanılan zaman serisinin durağan olması gerekliliğidir. Durağanlık, bir zaman serisinin zaman boyunca ortalamasının ve varyansının sabit ve kovaryansının da dönemler arasındaki farka bağlı olarak değişmesi durumudur. Eğer bir zaman serisi durağan değilse yapılan analizler yanıltıcı sonuçlar verebilmektedir. Bir zaman serisi değişkeni t indeksi ile gösterilmektedir. Y_t değişkeninde kullanılan t indeksi $t = 1, 2, \dots, T$ şeklinde ifade edilir.

Yatay Kesit Verileri: Tek bir zaman boyutunda farklı birimlerden alınan verilerin oluşturduğu verilere yatay kesit verileri denir. Tanımdan da anlaşılacağı gibi yatay kesit verileri zamanın tek bir noktasına işaret etmektedir (Taris, 2000: 1). Araştırmacılar analizlerde genellikle verinin zaman boyutuna odaklanmaktadır. Dolayısıyla kesit

verileri çok sık kullanılmadığı söylenebilir. Bir fabrikada belli bir zamanda farklı üretim süreçlerinden alınacak verileri ile bir ülkenin belirli bir yıldaki makroekonomik verilerinin incelenmesinde kullanılacak veri de yatay kesit verilerine örnek olarak gösterilebilir. Yatay kesit verileri i indeksi ile gösterilmektedir. Y_i değişkeninde kullanılan i indeksi $i = 1, 2, \dots, N$ şeklinde gösterilir ve her bir değer bir kesiti ifade etmektedir. Zaman serilerinde olduğu gibi yatay kesit verilerinin kullanılması durumunda ortaya bazı problemler çıkabilmektedir. Yatay kesit verilerinde karşılaşılan temel problem heterojenlik problemidir (Nargeleçekenler, 2009: 10). Heterojenlik kısaca; toplanan verilerin büyüklüklerinin sabit olmaması durumu olarak açıklanabilir. Yatay kesit verilerinin toplanması sırasında verilerin büyüklükleri arasında gözlenen bir farklılık analiz sonuçlarının yanıltıcı olmasına sebep olacaktır.

2.1. Panel Veri

İktisat literatüründe ve ekonometrik analizlerde son zamanlarda çok sık kullanılan veri türlerinden biri olan panel verinin literatürdeki örnekleri işgücü ekonomisi ile ilgili çalışmalarda görülmektedir (Frees, 2004: 2). Panel veri temelde zaman serileri ve yatay kesit verilerinin zaman içerisindeki tekrarıyla ortaya çıkan bir veri türüdür (Wooldridge J. M., 2002: 6). Buradan hareketle panel veride birden fazla birim için belirli bir zaman dilimini kullanarak analiz yapılabilmektedir (Hsiao, 2007: 2). Panel veri temelde havuzlanmış verilerden oluşmaktadır. Havuzlanmış veri zaman ve kesit boyutları farklılıklar gösteren ve zaman serileri ile yatay kesit verilerinin birlikte kullanıldığı verilere denilmektedir. Yatay kesit boyutunun yani birimlerin sabit olduğu birimler kümesinin değişimini gösteren havuzlanmış verilere ise panel veri denir (Güriş, 2015: 2).

Panel veriler literatürde ilk olarak Hildreth (1950), Kuh (1959), Zellner (1962), Balestra ve Nerlove (1966), Swamy (1970) tarafından kullanılmasına rağmen yoğun olarak kullanılmaya başlandığı yıllar 1990'lı yıllardır (Yerdelen Tatoğlu, 2013: 3). Panel veri için kullanılan çeşitli isimler vardır (Gujarati, 2004: 636): Havuzlanmış veriler, Mikropanel veri ve uzunlamasına veri bunlardan bazılarıdır. Panel veri analizlerinde kullanılmak üzere oluşturulmuş ve sürekli güncellenmekte olan belli başlı panel veri setleri bulunmaktadır. Türkiye'nin sürekli güncel olan bir panel veri setinin

olmamasıyla birlikte dünyada kullanılan bazı panel veri kaynakları şunlardır (Yerdelen Tatoğlu, 2013: 4);

- JPSC (Japanese Panel Survey on Consumers)
- HILDA (Household Income and Labor Dynamics in Australia)
- IFLS (Indonesia Family Life Surveys)
- SEP (Netherlands Socio- Economic Panel)
- GSOEP (German Social- Economic Panel)
- PSELL (Luxemburg Socio- Economic Panel)

Panel veriler kullanılarak oluşturulan panel veri modelleri ile ekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin incelenmesine panel veri analizi denilmektedir. Panel veri analizinde genellikle zaman boyut 't' ile gösterilirken, yatay kesit boyutu ise 'i' ile gösterilmektedir. Kullanılan veri setinin büyüklüğü N adet gözlem değeri ile T adet zaman değerinin çarpılması ile $N \times T$ büyüklükte olacaktır. Zaman boyutu $T = 1$ olan panel veriler kesit veri, kesit boyutu yalnızca bir değerden oluşan yani $N = 1$ olan panel veriler ise zaman serisi olarak ifade edilir (Nargeleçekenler, 2009: 13). Buradan hareketle panel veri modellerinin geçerli olabilmeleri için $N > 1$ ve $T > 1$ durumlarının geçerli olması gerekmektedir (Johnston ve Dinardo: 388). Analizde kullanılacak değişkenler zaman ve birim boyutunu göstermek için çift indis kullanılarak gösterilmektedir. Hem zaman hem de birim boyutunun bir arada incelenmesine izin verdiği için panel veri analizi sıklıkla kullanılmaktadır. Panel veri analizinde kullanılan ekonometrik denklem ise genel olarak,

$$Y_{it} = z_{it} + \beta_{kit} X_{kit} + u_{it} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, N \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.1)$$

şeklinde gösterilmektedir. Burada, Y bağımlı değişkeni, X_k bağımsız değişkenleri, z sabit parametreyi, β eğim parametrelerini ve u hata terimini ifade etmektedir. Daha önce de açıklandığı gibi i birimleri ifade ederken t ise zamanı gösteren indistir.

2.2. Panel Veri Analizi İle İlgili Temel Kavramlar

Bu başlık altında panel veri analizi yaparken karşımıza çıkan temel kavramlar açıklanacaktır. Bunlar dengeli ve dengesiz paneller, birim ve zaman etki, içsellik ve dışsallık, birimler arası korelasyon ve parametre heterojenliğidir.

2.2.1. Dengeli ve Dengesiz Paneller

Panel veri modellerinin yatay kesit birimlerinin sabit olduğu havuzlanmış veriler olduğundan daha önce bahsedilmişti. Panel veri modellerinde zaman boyutu veya kesit boyutu sınırlaması yoktur. Panel veri modelleri kesit boyutuna bakılmaksızın zaman boyutuna göre sınıflandırılır. Bunun nedeni ise yapılacak olan analizlerin panelin zaman boyutuna bağlı olarak değişiklik gösterecek olmasıdır (Güriş, 2015: 3). Panel veriler zaman boyutuna göre dengeli ve dengesiz panel olarak ikiye ayrılmaktadır. Yatay kesitte yer alan $i=1,2,\dots,N$ sayıdaki birimin zaman boyutu aynı ise bu tür verilere dengeli paneller, birimlerin zaman boyutlarından en az biri farklı ise bu tür panellere de dengesiz paneller denilmektedir (Dougherty, 2011: 515). Dengeli panel T ile gösterilirken, dengesiz paneller ise her bir kesitin zaman boyutunu gösteren indisle birlikte T_i şeklinde gösterilmektedir (Peracchi, 2000: 397).

Panel veri analizi yapılmadan önce verilerin dengeli veya dengesiz panel şeklinde oluşturulduğu dikkate alınmalıdır. Bu fark dikkate alınmadan yapılan analizler yanıltıcı sonuçlar verebilmektedir. Çünkü dengesiz panellerde her bir kesit ayrı ayrı analiz edilmelidir. Dengeli panellerde ise analiz bütün kesitler için aynı anda yapılabilmektedir. Panel veri kavramı yalnız başına kullanıldığı zaman buradan panelin dengeli olduğu anlaşılmaktadır (Güriş, 2015: 4). Zira dengesiz panel kullanıldığında bu açıkça belirtilmelidir.

2.2.2. Birim ve Zaman Etki

Panel veriler birden fazla farklı birimin bir araya gelmesinden oluşmaktadır. Dolayısıyla bu birimleri birbirinden ayıran özellikleri olabilmektedir. Bu birimlerde bireylerden söz ediliyorsa bu özellikler; kişilik özellikleri, yetenekler ve farklı bakış açıları olabileceği gibi firmalardan bahsediliyorsa bu özellikler; firma büyüklükleri, firma stratejileri ve yönetici farklılıkları gibi farklı özellikler olabilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2013: 5). Panel verinin diğer bir özelliği ise zaman boyutunun birden fazla zamanı içermesidir. Bu açıdan bakıldığında panelde yer alan her bir zaman noktasının birbirinden farklı özellikleri olabilir. Bu özellikler kimi zaman o dönemde meydana gelmiş bir deprem, sel gibi doğal afetler olabilirken kimi zaman ise bireylerden kaynaklanan finansal ve ekonomik krizler olabilmektedir.

Örneğin bir ülke grubu için yapılan çalışmada ülkelerin ortak bir şekilde etkilendikleri finansal bir krizin analize dâhil edilmemesi yanıltıcı sonuçların ortaya çıkmasına neden olacaktır. Fakat uygulamada böyle bir olayın nadir olarak yaşanması yani aynı zaman diliminde meydana gelen bir olayın paneldeki bütün birimleri etkilemesi çoğu zaman mümkün olmamaktadır. Bu nedenden ötürü panel veri modellerinde birim etki daha fazla ortaya çıkmakta ve analizlerde daha çok birim etki üzerinde durulmaktadır.

2.2.3. İçsellik ve Dışsallık Durumu

Dışsallık varsayımı zaman serisi ve yatay kesit analizlerinde olduğu gibi panel veri analizinin de önemli varsayımlarından biridir. Genel olarak dışsallık, hata terimi ile bağımsız değişkenler arasında korelasyonun olmaması, yani ilişkisiz olmaları demektir. İçsellik ise hata terimi ile bağımsız değişkenlerin arasında korelasyon olması yani ilişkili olmaları anlamına gelmektedir. Dışsallığın temelde iki çeşidi bulunmaktadır. Bunlar, hata terimi ile bağımsız değişkenler cari dönemde birbirleri ile ilişkisiz ise yani aralarındaki korelasyon katsayısı sıfır ise zayıf dışsallık, hata terimi ile bağımsız değişkenlerin cari, gelecek ve geçmiş değerleri arasındaki korelasyon katsayısı sıfır ise katı dışsallık denir (Kennedy, 2007: 115).

Katı dışsallık varsayımı teorik olarak uygulanabilir gözükse de gerçek hayatta sağlanması oldukça güçtür. Bundan dolayı literatürde zayıf dışsallık varsayımının kullanılmasının yeterli olacağı ifade edilmektedir. Hata terimi ile bağımsız değişkenler arasındaki ilişki olarak tanımlanan içsellik varsayımı ise temelde bazı problemlerden kaynaklanmaktadır. Bu problemler özetle şu şekilde sıralanabilir (Yerdelen Tatoğlu, 2013: 6-7);

- Modelde olması gerekirken modele dâhil edilmeyen değişkenler yani dışlanmış değişkenler.
- Dinamik modellerde yer alan bağımsız değişkenler ile hata terimi arasında bir ilişkinin olması.
- Eşanlı denklemlerde bağımlı ve bağımsız değişken ayrımı olmamasından dolayı bir denklemde bağımlı değişken olarak ele alınan bir değişken başka bir modelde bağımsız değişken olarak ele alınabilmektedir. Dolayısıyla bu değişkenlerin hata terimi ile ilişkili olması içsellik sorununu ortaya çıkarmaktadır.

- Bağımsız değişkenlerin verilerinin toplanması sırasında meydana gelen ölçme hataları da içsellik problemine yol açmaktadır.

2.2.4. Birimler Arası Korelasyon

Yatay kesit verilerinde kullanılan birimler arasında bir ilişkinin olması yatay kesit bağımlılığı olarak tanımlanmaktadır. Panel verilerde kullanılan birimler rassal olarak belirlenmesi durumunda değişkenler arasında ortaya çıkacak olan olası bir korelasyon önemsenmemektedir. Fakat ülke veya bölge grupları ile çalışırken bu durumu göz ardı etmek mümkün olmamaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2013: 9). Birimler arasında korelasyon olması durumunda panel veri analizi yapılırken bu durum göz önüne alınmalı ve ona göre tahmin yöntemi belirlenmelidir.

2.2.5. Parametre Heterojenliği

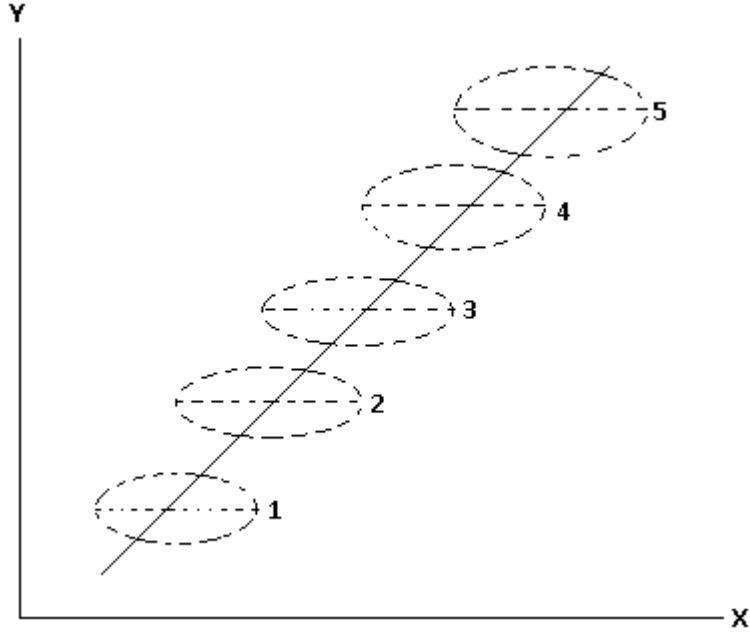
Panel verilerde kullanılan birimlerin her biri farklı özelliklerden farklı kaynaklardan elde edilen verilerden oluşmaktadır. Dolayısıyla bu verileri ortak bir noktada buluşturmak çoğu zaman mümkün olmamaktadır. Yapılması gereken bu farklılıkları göz önüne alan panel veri modelleri kurmaktır. Parametre heterojenliği modelde kullanılan katsayıların birimlere, zamana veya aynı anda zaman ve birimlere göre farklılık göstermesi anlamına gelmektedir (Nargeleçekenler, 2009: 19-20). Bu farklılıkların göz ardı edilmesi durumunda parametre tahminleri tutarsız olacaktır. (Hsiao, 2003: 8).

Panel veri modellerinin heterojenliği iki durum yardımıyla açıklanabilmektedir. Bu durumları açıklamak için aşağıdaki gibi basit bir panel veri modelimizin olduğunu varsayalım;

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + u_{it} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, N \quad \text{ve} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2) \quad (2.2)$$

Burada, Y_{it} bağımlı değişkeni, X_{it} bağımsız değişkeni, α_i her birim için farklı değeri alan sabit terimi, β_i katsayısı zaman içinde sabit fakat birimlere göre farklılık gösteren eğim katsayısını ve u_{it} ise ortalaması sıfır ve varyansı σ_u^2 olan bir hata terimidir.

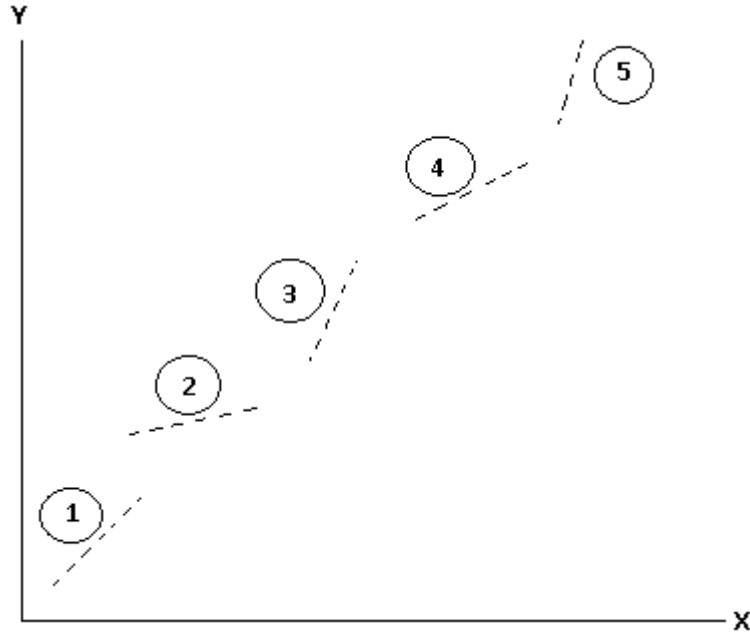
Bu durumlardan ilki, sabit parametrenin (kesmeler) birimlere göre heterojen ($\alpha_i \neq \alpha_j$) ve eğim katsayılarının homojen ($\beta_i = \beta_j$) olması durumudur. Bu durum aşağıdaki grafik yardımıyla açıklanacaktır.



Şekil 1: Heterojen Sabit Parametre ve Homojen Eğim Parametre Durumu

Şekilden de anlaşılacağı gibi 5 model için eğim parametresi homojen olmasına karşın, sabit parametreler bütün modeller için farklılık göstermektedir. Burada unutulmaması gereken nokta örneğimizde verilen pozitif eğimin dışında parametrelerin negatif eğime de sahip olabilecekleridir.

Parametre heterojenliğini açıklamak için kullanılan diğer bir durum ise eğim ve sabit parametrelerin her ikisinin de heterojen ($\alpha_i \neq \alpha_j, \beta_i \neq \beta_j$) olması durumudur. Bu durum yine şekil yardımıyla açıklanmaya çalışılacaktır.



Şekil 2: Heterojen Sabit ve Eğim Parametreleri Durumu

Şekilde görüldüğü gibi her birim için eğim ve sabit parametreleri farklılık göstermektedir. Benzer sonuçlar, eğim ve sabit parametrelerinin zamana göre heterojen olması durumunda da ortaya çıkmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2013: 8).

2.3. Panel Veri Kullanımının Avantaj ve Dezavantajları

Zaman serileri ve yatay kesit verilerinin kullanımında bazı temel problemler ortaya çıkmaktadır. Panel verilerin kullanılması bu temel problemlerin bir kısmının giderilmesine neden olmaktadır. Panel veriler araştırmacıya sonuçların güvenilirliği noktasında önemli avantajlar sağlamaktadır. Burada panel verilerin her zaman, zaman serileri ve yatay kesit verilerine göre daha avantajlı olmayacağını unutulmamalıdır. Panel veri kullanımının avantajları olduğu gibi kullanılmasından doğan bazı kısıtlamaları da vardır.

Panel veri kullanımının avantajları şu şekilde sıralanabilir;

- i. Araştırmacıların çalışmalarında panel veri kullanmasının temel avantajı panelde kullanılan birimler arasındaki davranış farklılığının modellenbilmesidir (Nargeleçekenler, 2009: 13). Zaman serilerinde yalnızca birim özellikler gösterilirken, kesit verilerinde birimler arası farklılıklar gösterilmektedir. Panel veride ise hem birim özellikler hem de birimler arasındaki farklılıklar eşanlı olarak gösterilebilmektedir.

- ii. Panel veri seti, zaman boyutu T ile kesit boyutu N 'nin çarpılmasıyla $N \times T$ oluşur. Bundan dolayı panel veri seti zaman serileri ve kesit verilerine göre daha fazla gözlem değerine sahiptir. Gözlem sayısının fazla olması ise yapılan analizlerin güven düzeyini arttırıcı etki yapmaktadır.
- iii. Serbestlik derecesinin düşük olması ve çoklu doğrusal bağlantı problemi örnekten sağlanacak bilginin modelin ihtiyacı olan bilgiyi karşılayamadığından yani örneklemin anakütleyi yeteri kadar iyi temsil etmemesinden dolayı oldukça ciddi problemlerdir (Yerdelen Tatoğlu, 2013: 12). Panel veri setinde çoklu doğrusal bağlantı probleminin zaman serileri ve kesit verilerine göre daha az olması parametre tahminlerine olan güveni arttırmaktadır. Kısaca kullanılan veriler ne kadar fazla bilgi verirse yapılan tahminlerin etkinliği de o derece artmaktadır (Kennedy, 2007: 302).
- iv. Panel veri kullanılması değişkenler arasındaki dinamik ilişkilerin açıklanması noktasında büyük avantaj sağlamaktadır (Frees, 2004: 5). Örneğin işsizlik oranı ile ilgili bir çalışma yapılacak olsun, yapılan çalışma eğer zaman serileri kullanılarak yapılırsa işsizlik oranları yıllara göre değişiklik gösterir, fakat işsizlerin kim olduğu konusunda yani kesit veriler konusunda herhangi bir bilgi vermez. Kesit veriler ise işsizlerin kim olduğu konusunda bilgi vermesine karşın zaman boyutu konusunda bilgi vermemektedir. Panel veri ise hem işsizlerin kim olduğu yani kesit boyutu hem de işsizlerin zaman periyodu boyunca değişimlerini yani zaman boyutu konusunda bilgi vermektedir. Bu da yapılacak analizin çok yönlü olmasını sağlamaktadır.
- v. Panel veri analizinde birimlerin heterojenliği kontrol edilebilir olduğundan tahmin edilen modellerin sonuçlarında meydana gelen olası bir sapma giderilebilmektedir (Frees, 2004: 8).
- vi. Zaman serileri ve kesit verilerinde dışlanmış değişkenden meydana gelen bir sapma kontrol edilememekle birlikte sapmalı sonuçlara ulaşılmasına neden olabilmektedir. Fakat panel veri modellerinde dışlanan değişkenden kaynaklanan sapmalar çeşitli yollarla yok edilebilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2013: 11). Örneklem gözlemlerini dönüştürmek, gölge değişken kullanmak ve açıklayıcı değişkenlerin sabit olması koşulu ile birim veya zaman etkilerinin koşullu dağılımını oluşturmak bu yollara örnek olarak gösterilebilir.

vii. Panel veri modelleri zaman serileri ve kesit veri modellerine göre daha karmaşık davranışsal ilişkileri açıklayabilmektedir (Baltagi, 2005: 7). Bu tür modellere verilebilecek en güzel örnek Koop ve Stell (2001) çalışmalarında ele aldıkları teknik etkinliğin sınındığı modellerdir. Bu tür modellerin zaman serileri ile analiz edilmesi sırasında karşılaşılan kısıtlamalar panel veri modelleri ile ortadan kaldırılabilir (Hsiao, 2003: 5).

Panel veri kullanılmasından meydana gelen bazı kısıtlamalar şu şekilde sıralanabilir;

- i. Panel veri modellerinde meydana gelen temel problemlerden biri kesit ve zaman boyutunun bir arada olmasından kaynaklanan veri toplama problemi. Yine aynı sebepten dolayı ölçme hataları da panel veri analizinin dezavantajlarında biri olarak gösterilebilir (Arellano, 2003: 8).
- ii. Diğer veri türlerinde olduğu gibi panel veri modellerinin de temel problemlerinden biri alınan örneklerin tam anlamıyla rassal olmamasıdır (Frees, 2004: 12). Rassal olmama problemi temelde kişisel seçicilik ve maliyet gibi kısıtlardan meydana gelmektedir (Baltagi, 2005: 8).
- iii. Panel veri modellerinde bulunan hata terimi; zaman boyutu, kesit boyutu ve bütünüyle panel boyutuna ait sapmayı içerdiğinden dolayı büyük önem taşımaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2013: 14). Dolayısıyla panel veri modellerinden elde edilen hata terimi genellikle sapmalı olacaktır.
- iv. Panel veri modelleri birden fazla kesit verisi içermektedir. Bu sebeple kesitler arası bağımlılığın olması panel veri analizinden elde edilecek olan sonuçların sapmalı olmasına neden olacaktır (Baltagi, 2005: 8).
- v. Panel veri analizinde sıklıkla karşılaşılan bir başka sorun zaman boyutunun kesit boyutundan daha az olması durumudur (Baltagi, 2005: 8). Bu durumda asimptotik tahmin ve serbestlik derecesi problemi ile karşılaşılabilir (Güriş, 2015: 10).

2.4. Panel Veri Modelleri

Panel veri modelleri temelde doğrusal panel veri modelleri ve doğrusal olmayan panel veri modelleri olarak sınıflandırılmaktadır. Bu çalışmada doğrusal panel veri modelleri

açıklanmaya çalışılacaktır. Bu anlamda N adet birime ve bu birimlere ait T sayıda zaman boyutunun olduğu bir panel veri modeli;

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it}X_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \dots + \beta_{kit}X_{kit} + u_{it} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, N \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.3)$$

Genel gösterim şu şekilde ifade edilmektedir.

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^K \beta_{kit}X_{kit} + u_{it} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, N \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.4)$$

Burada i , kesit birimlerini (hane halkı, şehir, firma vb.), t ise zaman boyutunu (gün, ay, yıl vb.) göstermektedir. β_{0it} , sabit terimi gösterirken, β_{kit} $K \times 1$ boyutundaki parametre vektörünü göstermektedir. Açıklayıcı değişkenler ise modelde X_{kit} tarafından temsil edilmektedir. X_{kit} , değişkeni k . açıklayıcı değişkenin i . biriminin t . zamanındaki değerini ifade etmektedir (Stock ve Watson, 2003: 272). Modelde yer alan u_{it} , her birim için bağımsız ve özdeş dağılan $IID(0, \sigma_u^2)$ bir hata terimini ifade etmektedir.

Panel veri modelleri parametrelerin zaman veya birimlere göre değer almasına göre şu şekilde sıralanmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2013: 37).

1. Eğim ve sabit katsayıların zamana ve birimlere göre sabit olduğu modeller (Klasik Modeller):

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, N \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T \quad , \quad k = 1, 2, \dots, K$$

2. Eğim katsayılarının sabit, fakat sabit katsayıların birimlere göre değişiklik gösterdiği modeller (Birim Etkiler Modeli):

$$Y_{it} = \beta_{0i} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, N \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T \quad , \quad k = 1, 2, \dots, K$$

3. Eğim katsayılarının sabit, fakat sabit katsayıların birimlere ve zamana göre değişiklik gösterdiği modeller (Birim ve Zaman Etkileri Modeli):

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, N \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T \quad , \quad k = 1, 2, \dots, K$$

4. Eğim ve sabit katsayıların birimlere göre değişken ve zamana göre sabit olduğu modeller:

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^K \beta_{ki} X_{kit} + u_{it} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, N \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T \quad , \quad k = 1, 2, \dots, K$$

5. Eğim ve sabit katsayıların zamana ve birimlere göre değişkenlik gösterdiği modeller:

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^K \beta_{kit} X_{kit} + u_{it} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, N \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T \quad , \quad k = 1, 2, \dots, K$$

Panel veri modellerinde kullanılan katsayılar zaman ve birimlere göre farklı değerler alacak olmasından dolayı tahmin edilen parametre sayısı örneklem sayısından fazla olacaktır. Bu sebeple elde edilen modelin bu haliyle tahmin edilmesi imkânsız olacaktır (Balestra, 1996: 26). Panel veri modellerinin bu kısıtlamasını ortadan kaldırmak için hata terimlerinin özellikleri ve katsayıların değişebilir olması ile ilgili çalışmalar sonucunda iki farklı panel veri modeli ortaya atılmıştır. Bu modellerden ilki bağımsız değişkenler ile sabit terim arasında bir ilişki olması durumunda kullanılan “*Sabit Etkiler Modeli*” dir. İkincisi ise sabit terim ile bağımsız değişkenler arasında bir ilişki olmaması durumunda kullanılan “*Rassal Etkiler Modeli*” dir (Nargeleçekenler, 2009: 25). Hata terimi daha önce bahsedildiği gibi her iki model için de $IID(0, \sigma_u^2)$ özellik taşımaktadır.

2.4.1. Sabit Etkiler Modeli

Sabit etkiler modeli temelde yatay kesit birimleri arasındaki farkı dikkate alan bir yaklaşımdır. Bu noktada sabit etkiler modeli sabit ve eğim katsayıları zaman ve/veya birim boyunca değişen doğrusal regresyon modeli olarak tanımlanabilir (Verbeek, 2004: 345). Dinamik olmayan panel regresyon modellerinin açıklanmasında sabit etkiler modeli yaygın kullanılan bir tekniktir (Hansen, 2015: 327). Sabit etkiler modelinin tahmini için birçok yöntem kullanılmaktadır. Bu yöntemlerden bazıları, Kukla değişkenli en küçük kareler yöntemi, Kovaryans tahmin yöntemi, En çok olabilirlik yöntemi ve genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemidir. Sabit etkiler modeli

katsayılarıdaki birim veya zaman etkisine göre iki gruba ayrılmaktadır. Bunlar, tek yönlü sabit etkiler modeli ile çift yönlü sabit etkiler modelidir.

Tek Yönlü Sabit Etkiler Modeli

Sabit etkiler modelinin katsayıları yalnızca birim veya zaman etkisini gösteriyorsa bu tür modellere “*Tek Yönlü Sabit Etkiler Modelleri*” denir. Birim boyutlu tek yönlü sabit etkiler modellerinde parametre değişimleri panel veride yer alan birimlerde meydana gelen değişimlerden kaynaklanmaktadır. Dolayısıyla bu tür modellerde zaman etkisi göz ardı edilmektedir. Zaman boyutlu tek yönlü sabit etkiler modellerinde parametre değişimleri zaman boyutunda meydana gelen değişimlerden kaynaklanmaktadır. Dolayısıyla bu tür modellerde birim etkisi göz ardı edilmektedir.

Tek yönlü sabit etkiler modeli, birim veya zaman boyutundaki bu değişim sabit katsayıda ise kovaryans modeli ile analiz edilirken, birim veya zaman boyutundaki değişim eğim katsayısında ise sabit katsayılı modeller yardımıyla analiz edilmektedir (Nargeleçekenler, 2009: 26).

-Kovaryans Modeli

Kukla değişkenli model olarak da bilinen kovaryans modeli, sabit katsayıların etkisinin yani birim etkisinin açıklanması için kullanılır. Model aynı zamanda kukla değişkenli model olarak da adlandırılmaktadır. Modelde eğim katsayısı sabit iken sabit katsayıyı birimden birime değişkenlik göstermektedir. Kovaryans modeli aşağıdaki gibi bir model yardımıyla açıklanabilir (Güriş, 2015: 14).

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_{1it}X_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \dots + \beta_{kit}X_{kit} + u_{it} \quad , \quad i=1,2,\dots,N \quad , \quad t=1,2,\dots,T \quad (2.5)$$

Burada sabit katsayı tüm birimler için değişiklik gösterirken, eğim katsayısı tüm birimler ve zaman için sabit kalmaktadır.

$$\alpha_{it} = \alpha_i \quad , \quad \beta_{kit} = \beta_k \quad (k=1,2,\dots,K)$$

Sabit değişken için birimden birime değişme kukla değişkenler yardımıyla gerçekleştirilmektedir. Kukla değişkenli tek faktörlü sabit etki modeli,

$$Y_{it} = \alpha_1D_{1t} + \alpha_2D_{2t} + \dots + \alpha_ND_{Nt} + \beta_1X_{1it} + \dots + \beta_kX_{kit} + u_{it} \quad (2.6)$$

şeklinde gösterilebilir. Kukla değişkenler şu şekilde tanımlanmaktadır.

$$D_{it} \begin{cases} 1 & i.\text{birim için}, i = 1, \dots, N \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

Modelde N adet kukla değişken kullanıldığı için kukla değişken tuzağına yakalanmamak için sabit terim kullanılmamıştır. Model matris formunda şu şekilde yazılabilir.

$$Y_{it} = D_N \alpha_i + X_{it} \beta + u_{it} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, N \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.7)$$

Modelde kullanılan hata terimi $IID(0, \sigma_u^2)$ şeklinde dağılım göstermektedir. Bağımsız değişkenler ile hata terimi arasında da bir ilişki bulunmamaktadır. Modelde N adet kukla değişken kullanılması, buna karşılık $K-1$ adet parametre kullanılması bir serbestlik derecesi sorunu ortaya çıkaracaktır (Baltagi, 2005: 13). Bu sorunu aşmak için modelde bazı düzenlemeler yapılabilmektedir. Modelin katsayılarında meydana gelen birim etkisinin sınanması için F testi yaklaşımı kullanılabilir. Bu yaklaşıma göre kısıtlı ve kısıtsız model oluşturulur ve bu modellerin kalıntı kareler toplamları ile bir F istatistiği oluşturularak hipotez testi yapılır. Test için gerekli olan, kısıtsız model;

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it} X_{1it} + \beta_{2it} X_{2it} + \dots + \beta_{kit} X_{kit} + u_{it} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, N \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.8)$$

şeklinde tanımlanır. Kısıtlı model ise şu şekilde tanımlanır.

$$Y_{it} = \alpha + \beta_{1it} X_{1it} + \beta_{2it} X_{2it} + \dots + \beta_{kit} X_{kit} + u_{it} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, N \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.9)$$

Yazılan bu modeller aşağıdaki hipotezler yardımıyla karşılaştırılarak bir sonuca varılır.

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N = \alpha$$

$$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_N \neq \alpha$$

Kurulan bu hipotezler aşağıdaki F test istatistiği yardımıyla sınanabilir.

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_N) / (N - 1)}{SSE_R / (NT - N - K + 1)}$$

Denklem Belirlilik katsayıları yardımıyla aşağıdaki şekilde tekrar yazılabilir (Green, 2012: 403).

$$F = \frac{(R_{SSE_R}^2 - R_{SSE_N}^2) / (N - 1)}{(1 - R_{SSE_R}^2) / (NT - N - K + 1)}$$

Burada SSE_R ile $R_{SSE_R}^2$ sırasıyla kısıtlı modelin kalıntı kareler toplamını ve kısıtlı model için bulunan belirlilik katsayısını ifade ederken SSE_N ile $R_{SSE_N}^2$ ise sırasıyla kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamını ve kısıtsız modelin belirlilik katsayısını ifade etmektedir. Her iki denklemden de hesaplanan F istatistiği değeri $(N - 1)$ ve $(NT - N - K + 1)$ serbestlik derecesine sahip F tablo değeri ile karşılaştırılır. Karar aşamasında F tablo değeri F istatistiği değerinden büyük ise temel hipotez reddedilemezken aksi durumda temel hipotez reddedilmektedir. Karşılaştırma sonucunda temel hipotez reddedilemezse birimler için birim etkisinin olmadığı, reddedilmesi durumunda ise birimler için birim etkinin varlığından söz edilebilir. Birim etkinin bulunmadığı durumlarda kısıtlı modelin kullanılması uygun olacaktır (Güriş, 2015: 16).

-Sabit Katsayılı Model

Sabit katsayılı modeller kovaryans modelin aksine birim etkilerin eğim katsayılarını etkilemesi durumunda kullanılır. Sabit katsayılı model,

$$Y_{it} = \alpha_{ki} X_{it} + u_{it} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, N \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T \quad , \quad k = 1, 2, \dots, K \quad (2.10)$$

şeklinde yazılabilir. Modelin matris formu ise şu şekilde yazılabilir.

$$Y = X\alpha + u \quad (2.11)$$

Burada yer alan α ve Y ifadeleri vektörleri göstermektedir. Model için α vektörünün tahmini aşağıdaki şekilde bulunacaktır.

$$\hat{\alpha} = (X'X)^{-1} X'Y \quad u_t \sim IID(0, \sigma_u^2)$$

Eğim katsayılarında meydana gelebilecek bir değişim kovaryans modelde olduğu gibi sabit katsayılı modelde de F testi yardımıyla bulunabilir. Burada kullanılacak kalıntı kareler toplamları şu şekilde açıklanabilir.

SSE_{Ti} = Tüm modellerin kalıntı kareler toplamı

SSE_i = i. modelin kalıntı kareler toplamı

Sabit katsayılı modelin hipotezleri şu şekilde kurulabilir.

$$H_0 : \alpha_{k1} = \alpha_{k2} = \dots = \alpha_{kN} = \alpha$$

$$H_1 : \alpha_{k1} \neq \alpha_{k2} \neq \dots \neq \alpha_{kN} \neq \alpha$$

Hipotezleri test etmek için kullanılan F istatistiği ise,

$$F = \frac{(SSE_i - SSE_{Ti}) / (N - 1)K}{SSE_{Ti} / N(T - K)}$$

Buradan hesaplanan F istatistiği değeri $(N - 1)K$ ve $N(T - K)$ serbestlik derecesine sahip F tablo değeri ile karşılaştırılır. Karar aşamasında F tablo değeri F istatistiği değerinden büyük ise temel hipotez reddedilemezken aksi durumda temel hipotez reddedilmektedir. Karşılaştırma sonucunda temel hipotez reddedilemezse birimler için bulunan eğim katsayıları değişiklik göstermediği, reddedilmesi durumunda ise katsayıların değişiklik gösterdiği anlaşılmaktadır.

İki Yönlü Sabit Etkiler Modeli

Modelin katsayıları hem zaman hem de birim etkiyi gösteriyorsa bu tür modellere de “İki Yönlü Sabit Etkiler Modelleri” denilmektedir. İki yönlü sabit etkiler modellerinde parametre değişimleri panel veride yer alan birimlerden ve zamanda meydana gelen değişimlerden kaynaklanmaktadır. İki yönlü sabit etkiler modeli de tek yönlü modelde olduğu gibi kovaryans modeli ve sabit etkili model yardımıyla analiz edilmektedir.

-Kovaryans Modeli

İki yönlü modeller için kullanılan kovaryans modeli, tek yönlü sabit etkiler modelinde kullanılan birim kukla değişkenlerine zaman kukla değişkenlerinin de eklenmesiyle analiz edilir. Burada D_N birim etkisini gösteren kukla değişken iken D_T ise zaman

etkisini gösteren kukla değişkendir. Burada dikkat edilmesi gereken husus zaman etkisini gösteren kukla değişkenler için tahmin edilecek parametreler modelde hesaplanması gereken parametre sayısını arttıracığından modelde bir belirlenme sorunu ortaya çıkacaktır. Bu sorun matrisler yardımıyla oluşturulan kukla değişkenlerin sütunları arasında tam çoklu doğrusal bağlantı olması şeklinde ortaya çıkacaktır.

Matris yardımıyla iki değişkenli sabit etkiler modeli kukla değişkenlerle birlikte aşağıdaki şekilde ifade edilebilir.

$$Y = I_{NT}c + D_i\alpha_i + D_t\lambda_t + X\beta + u, \quad i = 2, \dots, N, \quad t = 2, \dots, T \quad (2.12)$$

Kukla değişkenler ise şu şekilde tanımlanır.

$$D_N \begin{cases} 1 & i.\text{birim için}, i = 2, \dots, N \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

$$D_T \begin{cases} 1 & i.\text{birim için}, t = 2, \dots, T \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

Burada $I_{NT}c$, $i = 1$ ve $t = 1$ olduğu durumu ifade eden katsayıdır. Burada dikkat edilmesi gereken husus oluşturulan kukla değişkenler arasındaki belirlenme sorununun giderilmesi için indislerin 2 ile başlatılmış olmasıdır. Böylece her bir kukla değişken vektörünün ilk satırındaki gözlemler silinerek belirlenme sorunu ortadan kaldırılmış olur.

İki yönlü sabit etkili modellerde kovaryans modeli gibi F istatistiği yardımıyla sınanmaktadır. Burada kısıtlı ve kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamı bulunur ve F istatistiği değeri elde edilir. Elde edilen istatistik değeri F tablo değeri ile karşılaştırılarak hipotezler hakkında bir sonuca varılır. Bu modelde kısıtsız model, birim ve zaman etkileri için oluşturulan kukla değişkenli model iken kısıtlı model ise birim ve zaman etkilerinin olmadığı modeldir. Modelin sınanması için gerekli olan hipotezler şu şekildedir.

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{N-1} = 0 \quad \text{ve} \quad \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_{T-1} = 0$$

$$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_{N-1} \neq 0 \quad \text{ve} \quad \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \dots \neq \lambda_{T-1} \neq 0$$

F istatistiği ise şu şekilde hesaplanır.

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_U) / (N + T - 2)}{SSE_U / (N - 1)(T - 1) - K}$$

Burada SSE_R , kısıtlı modelin kalıntı kareler toplamını ifade ederken, SSE_U , kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamını ifade etmektedir. Buradan hesaplanan F istatistik değeri $(N + T - 2)$ ve $(N - 1)(T - 1) - K$ serbestlik derecesine sahip F tablo değerinden küçük ise temel hipotez reddedilemez ki bu durumda birimlere ve zamana göre sabit katsayının farklı olmadığı sonucuna ulaşılır.

Birim ve zaman etkilerinin beraber sınındığı bu hipotezin dışında birim veya zaman etkisi teker teker sınanmak istenebilir. Sadece zaman etkisinin sınanması durumunda hipotezler şu şekilde kurulacaktır.

$$H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_{T-1} = 0, \alpha_i \neq 0, i = 1, \dots, N - 1$$

$$H_1 : \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \dots \neq \lambda_{T-1} \neq 0, \alpha_i \neq 0, i = 1, \dots, N - 1$$

F istatistiği ise şu şekilde hesaplanacaktır.

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_U) / (T - 1)}{SSE_U / (N - 1)(T - 1) - k}$$

Sadece birim etkisi ise,

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{N-1} = 0, \lambda_t \neq 0, t = 1, \dots, T - 1$$

$$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_{N-1} \neq 0, \lambda_t \neq 0, t = 1, \dots, T - 1$$

Hipotezleri yardımıyla, aşağıdaki F istatistiği ile sınanmaktadır.

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_U) / (N - 1)}{SSE_U / (N - 1)(T - 1) - k}$$

Her iki durum için de karar kuralı daha önce belirtildiği gibi olacaktır.

-Sabit Katsayılı Model

İki yönlü modeller için sabit katsayılı model tek yönlü modellerdeki duruma benzer bir durumda kullanılır. İki yönlü modellerde, sabit katsayılı bir model aşağıdaki gibi oluşturulabilir.

$$Y_{it} = \sum_{k=1}^K (\beta_k + \alpha_{ki} + \lambda_{kt}) X_{kit} + u_{it}, \quad i=1,2,\dots,N, \quad t=1,2,\dots,T, \quad k=1,2,\dots,K \quad (2.13)$$

Birim ve zaman etkisini içeren bu model matris formuyla,

$$Y_{it} = X_{it} (\beta + \alpha_i + \lambda_t) + u_{it} \quad (2.14)$$

şeklinde yazılabilir. Burada $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)'$ şeklindedir. Bu değişkenler için olası bir değişikliğe karşı sapma bileşenleri oluşturulacaktır. Burada zaman etkisi için oluşturulan sapma bileşeni, $\lambda_t = (\lambda_{1t}, \lambda_{2t}, \dots, \lambda_{kt})'$ iken birim etkisi için oluşturulan sapma bileşeni $\alpha_i = (\alpha_{1i}, \alpha_{2i}, \dots, \alpha_{ki})'$ şeklindedir. Burada sabit katsayılı model tahmini için bazı kısıtlar koyulacaktır. Bu kısıtlar şu şekilde oluşturulur.

$$\sum_{i=1}^N \alpha_{ik} = 0, \quad \sum_{t=1}^T \lambda_{kt} = 0, \quad k=1,2,\dots,K \quad (2.15)$$

Bu kısıtlar altında β , γ ve λ parametrelerinin doğrusal ve sapmasız tahminleri aşağıdaki matris çarpımının minimize edilmesi ile bulunabilir.

$$\min (Y - X\beta - \tilde{X}\lambda)' (Y - X\beta - \tilde{X}\lambda)$$

Burada X ve \tilde{X} değişkenleri şu şekilde tanımlanır.

$$X = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \dots \\ X_N \end{bmatrix}, \quad \tilde{X} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & X_2 & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & X_N \end{bmatrix}$$

2.4.2. Rassal Etkiler Modeli

Sabit etkiler modelinde, eğim parametrelerinin sabit olmasına karşı sabit parametrenin birimden birime değişiklik gösterdiğinden daha önce bahsetmiştik. Sabit etkiler modelinin uygulanabilmesi için modele dâhil edilen eğim ve zamanı temsil eden kukla değişkenler modelde serbestlik derecesi problemine neden olmaktadır (Baltagi, 2005: 14). Rassal etkiler modelinde ise sabit terim artık bir sabit olarak değil de rassal bir değişken olarak kabul edilmektedir (Maddala, 1977: 326). Dahası rassal etkiler modelinde birim etkisi tüm yatay kesit birimleri boyunca rassal olarak dağılmaktadır.

Buradan yatay kesit birimlerinin rassal bir anakütleden gelmesi durumunda rassal etkiler modellerinin kullanılacağı sonucu çıkarılabilir (Baltagi, 2005: 14). Sabit terim, rassal etkiler modelinde artık rassal olacağından serbestlik derecesi problemi ortadan kalkacaktır (Frees, 2004: 78).

Rassal etkiler modelinde birim ve/veya zaman etkileri hata terimi tarafından temsil edilmektedir. Yani modelin sabit terimi artık hata teriminin bir parçasıdır. Parametrelerin heterojenliği ise, sabit etkili modelde olduğu gibi bağımlı değişkenin beklenen değeri ile değil de bağımlı değişkenin varyansı ile modele dâhil edilmektedir (Nargeleçekenler, 2009: 39). Rassal etkiler modelinde hata teriminin oluşumu aşağıdaki tablo yardımıyla incelenebilir.

Tablo 3
Rassal Model Hata Terimi Bileşenleri

Birimler	Zaman Boyutu	Hata Terimi
1	1	$\alpha_1 + \omega_{11}$
1	2	$\alpha_1 + \omega_{12}$
1	3	$\alpha_1 + \omega_{13}$
2	1	$\alpha_2 + \omega_{21}$
2	2	$\alpha_2 + \omega_{22}$
2	3	$\alpha_2 + \omega_{23}$
3	1	$\alpha_3 + \omega_{31}$
3	2	$\alpha_3 + \omega_{32}$
3	3	$\alpha_3 + \omega_{33}$

Kaynak: (Dougherty, 2011: 524)

Tablo 3'den de anlaşılacağı gibi hata terimleri farklı birimlerin farklı zaman boyutlarında oluşmaktadır. Rassal etkiler modelinin tahmini için birçok yöntem kullanılmaktadır. Havuzlanmış en küçük kareler yöntemi, Kovaryans tahmin yöntemi, En çok olasılık yöntemi ve İki aşamalı yöntem (iki aşamalı GEKK) yöntemleri bunlara örnek olarak verilebilir.

Rassal etkiler modeli de sabit etkiler modelinde olduğu gibi tek yönlü ve iki yönlü olarak ikiye ayrılır. Parametrelerdeki değişimler sadece birim veya zaman etkisinden

kaynaklanması durumunda model, tek yönlü rassal etkiler modeli olarak adlandırılırken bu değişimler hem zaman hem de birim etkilerinden dolayı kaynaklanıyorsa iki yönlü rassal etkiler modeli olarak adlandırılmaktadır. Her iki modelin analizi için de hata bileşenleri modeli ile rassal katsayılı modeller kullanılmaktadır.

Tek Yönlü Rassal Etkiler Modeli

Rassal etkiler modelinde birim etkisi tüm yatay kesit birimleri boyunca rassal olarak dağılmaktadır. Rassal etkiler modeli, yatay kesit birimlerinin rassal bir anakütleden gelmesi durumunda kullanılmaktadır. Rassal etkiler modelinin katsayıları yalnızca birim veya zaman etkisini gösteriyorsa bu tür modellere “*Tek Yönlü Sabit Etkiler Modelleri*” denir.

Birim boyutu içeren tek yönlü rassal etkiler modellerinde parametre değişimleri yatay kesit birimlerinde meydana gelen değişimlerden kaynaklanmaktadır. Dolayısıyla bu tür modellerde zaman etkisi göz ardı edilmektedir. Zaman boyutu içeren tek yönlü rassal etkiler modellerinde ise parametre değişimleri zaman boyutunda meydana gelen değişimlerden kaynaklanmaktadır. Dolayısıyla bu tür modellerde birim etkisi göz ardı edilmektedir.

Tek yönlü rassal etkiler modeli, eğer birim veya zaman boyutundaki bu değişim yalnızca sabit katsayıyı etkileyecek şekilde hata teriminin bir bileşeni olarak modele eklenirse hata bileşen modeli ile analiz edilmektedir. Birim veya zaman boyutundaki değişim tüm katsayıları etkileyecek şekilde hata terimine dâhil edilmesi durumunda ise rassal katsayılı modeller yardımıyla analiz edilmektedir (Nargeleçekenler, 2009: 26).

-Hata Bileşenleri Modeli

Hata bileşeni modeli temelde birim etkisinin modele sabit katsayıyı etkileyecek bir değişken olarak eklenmesi varsayımından hareket etmektedir. Bu varsayım göz önüne alınarak hata bileşenleri modeli şu şekilde ifade edilebilir.

$$Y_{it} = \varphi_i + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + \omega_{it} \quad (2.16)$$

$$\varphi_i = \bar{\varphi} + \alpha_i$$

Burada $\bar{\varphi}$ anakütlenin ortalama sabit parametresi, α_i ise birim etkinin hata terimi bileşenidir. Daha önce de ifade edildiği gibi hata bileşenleri modelinde hata terimi birim etkinin hata payını da içerecek şekilde şu şekilde yazılabilir.

$$u_{it} = \omega_{it} + \alpha_i$$

Burada u_{it} , hata bileşenleri modelinin hata terimidir. Birim etkisinin hata terimi α_i ile modelin hata terimi ω_{it} için yapılan varsayımlar şu şekildedir (Güriş, 2015: 23).

$$\begin{aligned} E(\omega_{it}) &= E(\alpha_i) = 0 & E(\alpha_i \alpha_j) &= \sigma_\alpha^2, \quad i = j \\ E(\omega_{it} \omega_{ij}) &= \sigma_\omega^2, \quad i = j, t = s & E(\omega_{it} \alpha_i) &= 0, \quad \forall i, j, t \end{aligned}$$

Yeni model matrisler yardımıyla şu şekilde ifade edilebilir.

$$Y_{it} = \beta_i X_{it} + \omega_{it} \quad i=1,2,\dots,N, \quad t=1,2,\dots,T \quad (2.17)$$

Burada kullanılan hata terimi içinde çeşitli varsayımlar yapılmaktadır (Güriş, 2015: 23).

$$\begin{aligned} E(u_{it}) &= 0 & E(u_{it} u_{js}) &= \sigma_\alpha^2 + \sigma_\omega^2, \quad i = j, t = s \\ E(u_{it} u_{js}) &= E[(\alpha_i + \omega_{it}), (\alpha_j + \omega_{js})] & E(u_{it} u_{js}) &= \sigma_\alpha^2, \quad i = j, t \neq s \\ E(u_{it} u_{js}) &= 0 & & i \neq j \text{ tüm } t \text{ ve } s \text{ için} \end{aligned}$$

Bu varsayımlar aynı zamanda hata bileşeni varsayımları olarak da adlandırılmaktadır. Burada dikkat edilmesi gereken nokta bileşik hata terimleri arasında bir ilişki olduğudur. Bu modelin EKK yöntemi ile analiz edilmesi durumunda parametreler tutarlı fakat etkin olmayacaktır (Johnston ve Dinardo, 1997: 393). Bunun dışında EKK tahmincilerinin parametreleri sapmalı çıkacaktır (Johnston ve Dinardo, 1997: 391). Parametrelerin sapmasız ve tutarlı olmaları için burada kullanılması gereken yöntem ise Genelleştirilmiş en küçük kareler (GEKK) tahmincisi olmalıdır (Peracchi, 2000: 403).

-Rassal Katsayılı Modeller

Rassal katsayılı modeller temelde zaman etkisinin sabit olduğu, birim etkisinin ise değişken olduğu, yani katsayıları etkilediği modellerdir. Rassal katsayılı model,

$$Y_{it} = \sum_{k=1}^K (\beta_k + \alpha_{ki}) X_{kit} + \omega_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.18)$$

şeklinde gösterilirken aynı model matris formuyla şu şekilde gösterilir.

$$Y_{it} = X_{kit} \beta_i + \omega_{it} \quad (2.19)$$

Rassal bir değişken olan β_i ise aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir.

$$\beta_i = \beta + \alpha_i$$

Burada β , ortalama katsayı vektörüdür ve $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)'$ şeklinde ifade edilir.

$\alpha_i = (\alpha_{1i}, \alpha_{2i}, \dots, \alpha_{ki})'$ ise ortak katsayılardan birim etki sapmasını göstermektedir. Rassal katsayılı model için aşağıdaki varsayımlar yapılmaktadır.

$$E(\alpha_i) = 0 \quad E(X_{it} \alpha_j) = 0 \quad E(\omega_i \omega_j) = \begin{cases} \sigma_\omega^2 I_T & i = j \\ 0 & i \neq j \end{cases}$$

Modelin matris formu gösterimi şu şekildedir.

$$Y = X\beta + \tilde{X}\alpha + \omega \quad (2.20)$$

Burada \tilde{X} birim matrisi ifade etmektedir. Model bu şekliyle NT gözlem sayısı ile tahmin edilmektedir.

İki Yönlü Rassal Etkiler Modeli

Rassal etkiler modelinin katsayıları hem zaman hem de birim etkiyi gösteriyorsa bu tür modellere de “İki Yönlü Rassal Etkiler Modelleri” denilmektedir. İki yönlü sabit etkiler modellerinde parametre değişimleri panel veride yer alan birimlerde ve zamanda meydana gelen değişimlerden kaynaklanmaktadır. İki yönlü rassal etkiler modeli de tek yönlü rassal etkiler modelinde olduğu gibi hata bileşenleri modeli ve rassal katsayılı modeller yardımıyla analiz edilmektedir.

-Hata Bileşenleri Modeli

İki yönlü rassal etkiler modellerinden hata bileşeni modeli, birim etkisi ile zaman etkisinin bir arada olduğu durumlarda kullanılmaktadır. Bu durumda hata bileşenleri modeli şu şekilde oluşturulmaktadır.

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + X_{it}\beta + \omega_{it} \quad (2.21)$$

Burada hata terimi ise şu şekilde gösterilir.

$$u_{it} = \omega_{it} + \alpha_i + \lambda_t$$

Oluşturulan hata terimi hem birim etki hata terimini (α_i) hem de zaman etkisi hata terimini (λ_t) içermektedir. Oluşturulan bileşik hata terimi için aşağıdaki varsayımların sağlanıyor olması gerekmektedir.

$$E(\omega_{it}) = E(\alpha_i) = E(\lambda_t) = 0 \quad , \quad E(\alpha_i \alpha_j) = \begin{cases} \sigma_\alpha^2 & i = j \\ 0 & i \neq j \end{cases}$$

$$E(\alpha_i \omega_{it}) = E(\alpha_i \lambda_t) = E(\lambda_t \omega_{it}) = 0 \quad , \quad E(\omega_{it} \omega_{js}) = \begin{cases} \sigma_\omega^2 & i = j, t = s \\ 0 & \text{diğer} \end{cases}$$

$$E(\alpha_i X_{it}') = E(\omega_{it} X_{it}') = E(\lambda_t X_{it}') = 0 \quad , \quad E(\lambda_t \lambda_s) = \begin{cases} \sigma_\lambda^2 & t = s \\ 0 & t \neq s \end{cases}$$

Model bu varsayımlar altında NxT sayıda gözlem ile tahmin edilebilir.

-Rassal Katsayılı Modeller

Birim etki ile zaman etkisinin bir arada kullanıldığı durumlardan bir diğeri ise Rassal katsayılı modellerdir. Rassal katsayılı model aşağıdaki eşitlik yardımıyla açıklanacaktır.

$$Y_{it} = \sum_{k=1}^K (\beta_k + \alpha_{ki} + \lambda_{kt}) X_{kit} + \omega_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.22)$$

Aynı model matris formuyla şu şekilde gösterilebilir.

$$Y_{it} = X_{kit} \beta_i + \omega_{it} \quad (2.23)$$

Rassal bir deęişken olan β_i ise ařaęıdaki řekilde ifade edilmektedir.

$$\beta_i = \beta + \alpha_i + \lambda_t$$

β , ortak katsayı vektörüdür ve $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)'$ řeklinde ifade edilir.

$\alpha_i = (\alpha_{1i}, \alpha_{2i}, \dots, \alpha_{ki})'$ ortak katsayılardan birim etki sapmasını gösterirken,

$\lambda_t = (\lambda_{1t}, \lambda_{2t}, \dots, \lambda_{kt})'$ ise ortak katsayılardan zaman etkisi sapmasını göstermektedir.

$$Y = X\beta + \tilde{X}\lambda + \omega \quad (2.24)$$

Model matris formuyla yukarıdaki gibi tekrar yazılarak NT sayıda gözlem ile birlikte tahmin edilebilir.

2.5. Panel Veri Modelleri Tahmin Yöntemleri

Panel veri modelleri daha önce de deęinildięi gibi rassal ve sabit etkiler modeli olarak ikiye ayrılmaktadır. Modeller arasındaki temel farklılık birim etkisinin rassal veya sabit olması durumudur (Verbeek, 2004: 351). Burada sabit etkiler ile rassal etkiler modelinin ayırım noktası, birim etkiyi temsil eden α_i ile X_{it} 'nin korelasyonlu olup olmadığıdır (Johnston ve Dinardo, 1997: 391). Sonuçta α_i ile X_{it} korelasyonlu olması durumunda sabit etkiler modeli kullanılırken, korelasyonsuz olması durumunda rassal etkiler modeli kullanılmaktadır (Wang, 2009: 253). Bu doęrultuda panel veri modeli için kullanılacak tahmin yöntemleri de farklılık gösterecektir. Örneęin sabit etkiler modeli EKK yöntemiyle tahmin edilebilirken, rassal etkiler GEKK yöntemiyle tahmin edilebilmektedir. Bu bölümde panel veri modellerinin tahmin yöntemleri sabit ve rassal etkiler modelleri için ayrı ayrı açıklanacaktır.

2.5.1. Sabit Etkiler Modeli Tahmin Yöntemleri

Sabit etkiler modelinin tahmini için kullanılan çeşitli yöntemler vardır. Bu çalışmada bu yöntemlerden Kukla deęişkenler yöntemi, Sabit etkiler yöntemi ve İlk farklar yöntemi açıklanacaktır.

2.5.1.1. Kukla Değişkenli En Küçük Kareler Yöntemi (KEKK)

Sabit etkiler yönteminin modellenmesi için kullanılan yöntemlerden biri kukla değişkenli en küçük kareler yöntemidir. Birimler arasındaki farklılıklar, sabit etkiler modelinde kukla değişken yaklaşımı ile modellenmektedir. Oluşturulan kukla değişkenli modeller birim etkisini göstermek için daha sonra kukla değişkenli en küçük kareler yaklaşımı ile tahmin edilir (Wang, 2009: 253).

Bu yöntemin açıklanabilmesi için aşağıdaki gibi bir panel regresyon denklemi olduğunu varsayalım.

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it}X_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \dots + \beta_{kit}X_{kit} + u_{it} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, N \quad , \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.24)$$

Sabit etkiler modeli şu varsayımlar altında modellenmektedir.

$$\beta_{0it} = \beta_{0i} = \bar{\beta} + e\mu_i \quad , \quad \beta_{1it} = \beta_1 \quad , \quad \beta_{2it} = \beta_2, \dots, \beta_{kit} = \beta_k$$

Burada β_{0it} , birim etkiyi de içeren sabit terimi, μ_i , birim etkileri, u_{it} ise hata terimini ifade etmektedir. Eğim parametresi daha önce de ifade edildiği gibi birimlere ve zamana göre değişmediği varsayılmaktadır. KEKK yöntemi temelde birimlerin farklı sabit katsayılar almasından kaynaklanan tahmin sorunlarını ortadan kaldırmak için kullanılmaktadır. Modele birim sayısı N kadar kukla değişken eklemek kukla değişken tuzağına yol açmaktadır. Kukla değişken tuzağından kaçınmak için modele değişken sayısının bir eksiği $N-1$ kadar kukla değişken eklenmelidir. Eğer N sayıda kukla değişken kullanmak istiyorsak da sabit terim modele dâhil edilmemelidir.

Modelleri daha anlaşılır bir şekilde ifade etmek için matris yöntemini kullanmakta fayda vardır. Bu amaçla denklem (2.24) matris formuyla şu şekilde tekrar yazılabilir.

$$Y = e\mu + X\beta + u \quad (2.25)$$

Burada β , sabit parametrenin de içinde bulunduğu parametre vektörünü $\beta = (\bar{\beta}, \beta_1, \dots, \beta_k)$ μ ise birim etkiyi göstermektedir. Kukla değişkenli en küçük kareler metodunda birim etki kukla değişken olarak kabul edilmektedir. Kukla değişken birim etkiyi gösterdiği durumlarda 1 değerini alırken diğer durumlarda 0 değerini

almaktadır (Dougherty, 2011: 520). Hata terimi ise $IIN(0, \sigma_u^2)$ şeklinde dağılmaktadır. Sabit parametre olmadığında model i. eşitlik için aşağıdaki gibi tekrar yazılabilir.

$$Y_i = e\mu_i + X_i\beta + u_i \quad (2.26)$$

Model açık formda;

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \dots \\ Y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{bmatrix} \mu_1 + \begin{bmatrix} 0 \\ e \\ \dots \\ 0 \end{bmatrix} \mu_2 + \dots + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \dots \\ e \end{bmatrix} \mu_n + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \dots \\ X_N \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \dots \\ u_N \end{bmatrix}$$

ya da,

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \dots \\ Y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e & 0 & \dots & 0 \\ 0 & e & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & e \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \dots \\ \mu_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \dots \\ X_n \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \dots \\ u_n \end{bmatrix}$$

şeklinde yazılabilir. Modelde sabit terim olmadığı için görüldüğü gibi N adet kukla değişken kullanılmıştır.

Modelde yer alan değişkenler ve varsayımlar şu şekilde tanımlanır.

$$Y_i = \begin{bmatrix} Y_{i1} \\ Y_{i2} \\ \dots \\ Y_{iT} \end{bmatrix}, \quad X_i = \begin{bmatrix} Y_{i1} & X_{2i1} & \dots & X_{ki1} \\ Y_{i2} & X_{2i2} & \dots & X_{ki2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ Y_{iT} & X_{2iT} & \dots & X_{kiT} \end{bmatrix}, \quad e'_{1 \times T} = (1, 1, \dots, 1), \quad u'_{i \times T} = (u_{i1}, \dots, u_{iT})$$

$$E(u_i) = 0, \quad E(u_i u_i') = \sigma_u^2 I_T, \quad E(u_i u_j') = 0 \quad (i \neq j)$$

Parametrelerin havuzlanmış en küçük kareler tahmincileri, aşağıdaki fonksiyonun minimizasyonu ile elde edilmektedir.

$$S = \sum_{i=1}^N u_i' u_i = \sum_{i=1}^N (Y_i - e\mu_i - X_i\beta)' (Y_i - e\mu_i - X_i\beta) \quad (2.27)$$

Burada S fonksiyonunun μ_i 'ye göre kısmi türevinin alınıp sıfıra eşitlenmesi sonucunda şu eşitlik elde edilir.

$$\hat{\mu}_i = \bar{Y}_i - \beta' \bar{X}_i \quad (i = 1, \dots, N) \quad (2.28)$$

Burada yer alan ortalama değerler birimlerin zamana göre ortalamalarıdır. Daha sonra (2.28) numaralı denklem (2.27) numaralı denklemde yerine konular ve β 'ya göre kısmi türev alınırsa parametreler ortalamadan sapmalar kullanılarak şu şekilde hesaplanır.

$$\hat{\beta}_{KEKK} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)(X_{it} - \bar{X}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)(Y_{it} - \bar{Y}_i) \right]$$

2.5.1.2.Sabit Etkiler Yöntemi

Kukla değişkenler yöntemi panelde yer alan her birey için ayrı bir kukla değişken tanımlanması gereken bir yöntemdir. Fakat uygulamada modele dâhil edilen kukla değişkenler EKK yönteminin kolaylığını ortadan kaldıracaktır. Dolayısıyla panelde çok sayıda bireyin olduğu durumlarda kullanılabilir bir yöntemin varlığına ihtiyaç vardır. Sabit etkiler yöntemi tamda bu noktada devreye girmektedir (Hill, William ve Lim, 2011: 541). Yöntemin açıklanması için aşağıdaki panel veri modelinden yola çıkıldığını varsayalım.

$$Y_{it} = \beta_0 + X_{it}\beta + \mu_i + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.29)$$

Burada kullanılan μ_i , birim etkiyi göstermektedir. Denklem zamana göre ortalamalar alınarak şu şekilde tekrar yazılabilir.

$$\bar{Y}_i = \beta_0 + \bar{X}_i\beta + \mu_i + \bar{u}_i \quad (2.30)$$

Burada $\bar{Y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Y_{it}$, $\bar{X}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_{it}$ ve $\bar{u}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_{it}$ şeklinde dönüştürülmüştür. Daha sonra oluşturulan ikinci modelin birinci modelden çıkarılmasıyla oluşan fark denklemi aşağıdaki şekildedir.

$$(Y_{it} - \bar{Y}_i) = (X_{it} - \bar{X}_i)\beta + (u_{it} - \bar{u}_i)$$

Birinci farkların alınması sırasında β_0 ve μ_i değerleri sıfıra eşit olacaktır. Model dönüştürülmüş formda aşağıdaki gibi tekrardan yazılabilir.

$$Y_{it}^* = X_{it}^* \beta + u_{it}^* \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.31)$$

Modelde yer alan değişkenlerin dönüştürme işlemleri aşağıdaki şekilde yapılmıştır.

$$Y_{it}^* = (Y_{it} - \bar{Y}_i) \quad X_{it}^* = (X_{it} - \bar{X}_i) \quad u_{it}^* = (u_{it} - \bar{u}_i)$$

Yapılan dönüşümden sonra modele havuzlanmış en küçük kareler yöntemi uygulanarak katsayılar şu şekilde elde edilir.

$$\hat{\beta}_{SE} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T X_{it}^* X_{it}^{*'} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T X_{it}^* Y_{it}^* \right)$$

Modelden dışlanan sabit terim ve birim etkiler ise şu şekilde tahmin edilmektedir.

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta} \bar{X} \quad \hat{\mu}_i = \bar{Y}_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta} \bar{X}_i$$

2.5.1.3. İlk Farklar Yöntemi

Kukla değişken eklenerek yapılan sabit etkili model analizlerinde analize dâhil edilen kukla değişkenlerin sayısı arttıkça modelin yorumlanması karmaşık hale gelebileceği gibi modelde serbestlik derecesi problemi de ortaya çıkabilmektedir. Bu nedenle kukla değişkenler yaklaşımı çok kullanışlı olmadığı için kukla değişkenler modelinin eksik yanlarını giderecek bir tahmin yöntemine ihtiyaç duyulmaktadır. Bu noktada ilk farklar yöntemi tercih edilebilir.

İlk farklar yöntemi değişkenlerin birinci farklarının alınıp birbirinden çıkarılması yoluyla model tahmini yapmaktadır. Yöntemin açıklanması için aşağıdaki denklemden yararlanılabilir.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \mu_i + \omega_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.32)$$

Modelde yer alan birim etkiler birleşik hata terimi altında şu şekilde toplanmaktadır.

$$u_{it} = \mu_i + \omega_{it}$$

Daha sonra (2.32) nolu model birinci farkı alındıktan sonra şu şekilde yazılabilir.

$$Y_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 X_{it-1} + \mu_i + \omega_{it-1} \quad (2.33)$$

Birinci farklar yöntemini uygulanabilmesi için ilk model birinci farkından çıkarılır.

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \mu_i + \omega_{it} \\ Y_{it-1} &= \beta_0 + \beta_1 X_{it-1} + \mu_i + \omega_{it-1} \\ \hline (Y_{it} - Y_{it-1}) &= \beta_1 (X_{it} - X_{it-1}) + (\omega_{it} - \omega_{it-1}) \end{aligned}$$

Modelin dönüştürülmüş formdaki parametreleri şu şekildedir.

$$Y_{it}^* = (Y_{it} - Y_{it-1}) \quad X_{it}^* = (X_{it} - X_{it-1}) \quad \omega_{it}^* = (\omega_{it} - \omega_{it-1})$$

Dönüştürülmüş model ise şu şekilde yazılır.

$$Y_{it}^* = \beta_1 X_{it}^* + \omega_{it}^* \quad (2.34)$$

Burada dikkat edilecek nokta sabit katsayının ve hata teriminde yer alan birim etkinin model dışında kalmış olmasıdır (Ashenfelter, Levine ve Zimmerman, 2002: 264). Bulunan nihai model EKK yöntemi kullanılarak analiz edilebilir. Buradan elde edilen tahminler ω_{it} ile X_{it} arasında bir ilişki olmamasından dolayı tutarlı tahminlerdir. $T=2$, olduğunda sabit etkiler tahminçisi ile ilk farklar tahminçisi aynı sonucu vermektedir. $T > 2$, olması durumunda ise sabit etkiler tahminçisi ilk farklar tahminçisine göre daha etkin bir tahminçidir (Cameron ve Trivedi, 2005: 705). Sabit etkiler tahminçisi hata teriminin otokorelasyonsuz olması durumunda ilk farklar tahminçisine göre daha küçük varyansa sahip ve daha etkin bir tahminçidir (Wooldridge J. M., 2012: 490)

2.5.2. Rassal Etkiler Modeli Tahmin Yöntemleri

Rassal etkiler modelinin tahmini için kullanılan çeşitli yöntemler vardır. Bu çalışmada bu yöntemlerden Genelleştirilmiş En Küçük Kareler yöntemi, En Çok Olabilirlik yöntemi ve Nerlove İki Aşamalı yöntem açıklanacaktır.

2.5.2.1. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi

En küçük kareler yönteminin kullanılabilmesi için hata terimleri ile ilgili bazı varsayımlar yapılmıştır. Bu varsayımlar hataların eş varyanslı olması ve ardışık olarak

bağımlı olmamalarıdır. Bir varyans-kovaryans matrisinin köşegenleri varyansları verirken, köşegen dışındaki elemanlar sıfırdan farklı ise bu durum varyanslar arasındaki ardışık bağımlılığı göstermektedir (Davidson ve MacKinnon, 2004: 254). Hataların Gauss-Markov teoremi varsayımlarını sağladığı durumlarda EKK yöntemi etkin tahminciler vermektedir (Hayashi, 2000: 28). Fakat bu varsayımların sağlanmadığı durumda EKK tahmincileri tutarlı olmalarına rağmen etkinlik özelliklerini kaybedeceklerdir (Beck, 2006: 477). Bu durumda GEKK yöntemi EKK yöntemine göre daha etkin tahminciler vermektedir (Creel, 2015: 118).

Rassal etkiler modelinde hatalar Gauss-Markov teoremi varsayımlarını sağlamadığı için GEKK yöntemi ile tahmin edilmektedir. Rassal etkiler tahmin yöntemlerinden biri olan genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi (GEKK), temelde hata terimlerinin varyans kovaryans matrisinden hareketle tahminler yapmaktadır. Model için varyans kovaryans matrisi Ω ile gösterilirse, katsayı tahminleri matris formuyla aşağıdaki şekilde yapılmaktadır.

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

Burada kullanılan Ω şu şekilde ifade edilmektedir.

$$u_{it} = \omega_i + \alpha_i$$

$$\Omega = E(u_i u_i') = \sigma_\omega^2 I_t + \sigma_\alpha^2 e e'$$

Genelleştirilmiş en küçük kareler tahmini yapılırken panel veri modelinin tek ve iki faktörlü olması önem kazanmaktadır. Bunun nedeni veri dönüşümlerinin modellerde farklılık göstermesidir. Bu doğrultuda tek ve iki faktörlü modeller için ayrı GEKK tahmincileri ortaya çıkacaktır. Tek faktörlü bir rassal etkiler modeli için dönüşüm şu şekilde yapılmaktadır.

$$Y^* = Y_{it} - \eta \bar{Y}_i$$

$$X_k^* = X_{kit} - \eta \bar{X}_{ki}$$

Dönüştürme işleminde kullanılan η parametresi aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır.

$$\eta = 1 - \frac{\sigma_{\omega}}{\sqrt{T\sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\omega}^2}}$$

Bu işlemlerden sonra dönüştürülmüş değişkenlere EKK uygulanarak parametreler tahmin edilebilmektedir.

$$\hat{\beta}_{GEKK} = (X^{*'} X^*)^{-1} (X^{*'} Y^*)$$

Buradan elde edilecek olan tahminlere GEKK tahminleri denilmektedir. Modelde $\eta = 1$ olması durumunda GEKK tahminleri ile kukla değişkenli EKK tahminleri aynıdır.

Rassal etkiler modelinin diğer bir çeşidi olan iki faktörlü modellerde ise dönüşüm işlemi şu şekilde yapılmaktadır.

$$Y^* = Y_{it} - \eta \bar{Y}_i - \eta_1 \bar{Y}_t + \eta_2 \bar{Y}$$

$$X^* = X_{kit} - \eta \bar{X}_{ki} - \eta_1 \bar{X}_{kt} + \eta_2 \bar{X}_k$$

Burada kullanılan η değerleri aşağıdaki şekilde olacaktır.

$$\eta = 1 - \frac{\sigma_{\omega}}{\sqrt{T\sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\omega}^2}} \quad \eta_1 = 1 - \frac{\sigma_{\omega}}{\sqrt{N\sigma_{\lambda}^2 + \sigma_{\omega}^2}}$$

$$\eta_2 = 1 - \frac{\sigma_{\omega}}{\sqrt{T\sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\omega}^2}} - \frac{\sigma_{\omega}}{\sqrt{N\sigma_{\lambda}^2 + \sigma_{\omega}^2}} + \frac{\sigma_{\omega}}{\sqrt{N\sigma_{\lambda}^2 + T\sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\omega}^2}}$$

Dönüştürülmüş değişkenlerle katsayı tahmini aşağıdaki eşitlik yardımıyla yapılabilmektedir.

$$\hat{\beta}_{GEKK} = (X^{*'} X^*)^{-1} (X^{*'} Y^*)$$

2.5.2.2. En Çok Olabilirlik Tahmini

Genelleştirilmiş en küçük kareler yönteminde kalıntıların normal dağılması ile ilgili bir varsayım yapılmamaktadır. Kalıntıların normal dağılması durumunda (Hsiao ve Pesaran, 2004: 10), kalıntı varyansları ve tahmin edilecek parametrelere göre logaritmik

olabilirlik fonksiyonu maksimize edilebilmektedir (Cameron ve Trivedi, 2005: 736).
Rassal etkiler modeli için logaritmik olabilirlik fonksiyonu şu şekilde yazılabilir.

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{N}{2} \log |Z| - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N (Y_i - e\mu - X_i\beta)' Z^{-1} (Y_i - e\mu - X_i\beta) \quad (2.35)$$

Burada Z, hata terimlerinin varyanslarını ifade etmektedir (Hsiao, 2003: 39).

$$|Z| = \sigma_\omega^{2(T-1)} (\sigma_\omega^2 + T\sigma_\alpha^2)$$

Daha sonra Z değeri denklemde yerine koyulursa olabilirlik fonksiyonunun logaritması şu şekilde olacaktır.

$$\begin{aligned} \log L = & -\frac{NT}{2} \log 2\pi - \frac{N(T-1)}{2} \log \sigma_\omega^2 - \frac{N}{2} \log (\sigma_\omega^2 + T\sigma_\alpha^2) \\ & - \frac{1}{2\sigma_\omega^2} \sum_{i=1}^N (Y_i - e\mu - X_i\beta)' Q (Y_i - e\mu - X_i\beta) \\ & - \frac{T}{2(\sigma_\omega^2 + T\sigma_\alpha^2)} \sum_{i=1}^N (\bar{Y}_i - \mu - \beta' \bar{X}_i)^2 \end{aligned} \quad (2.36)$$

Burada $(\mu, \beta', \sigma_\omega^2, \sigma_\alpha^2)$ parametreleri, en çok olabilirlik fonksiyonunda kısmi türevleri alınarak bulunabilir (Frees, 2004: 97).

$$\frac{\partial \log L}{\partial \mu} = \frac{T}{(\sigma_\omega^2 + T\sigma_\alpha^2)} \sum_{i=1}^N (\bar{Y}_i - \mu - \beta' \bar{X}_i) = 0$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial \beta} = \frac{1}{\sigma_\omega^2} \left[\sum_{i=1}^N (Y_i - e\mu - X_i\beta)' Q X_i - \frac{T\sigma_\omega^2}{(\sigma_\omega^2 + T\sigma_\alpha^2)} \sum_{i=1}^N (Y_i - e\mu - \bar{X}_i\beta) \bar{X}_i' \right] = 0$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial \sigma_\omega^2} = -\frac{N(T-1)}{2\sigma_\omega^2} - \frac{N}{2(\sigma_\omega^2 + T\sigma_\alpha^2)}$$

$$+ \frac{1}{2\sigma_\omega^4} \sum_{i=1}^N (Y_i - e\mu - X_i\beta)' Q (Y_i - e\mu - X_i\beta)$$

$$+ \frac{T}{2(\sigma_\omega^2 + T\sigma_\alpha^2)} \sum_{i=1}^N (\bar{Y}_i - \mu - \bar{X}_i\beta)^2 = 0$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial \sigma_\alpha^2} = -\frac{NT}{2(\sigma_\omega^2 + T\sigma_\alpha^2)} + \frac{T^2}{2(\sigma_\omega^2 + T\sigma_\alpha^2)^2} + \sum_{i=1}^N (\bar{Y}_i - \mu - \bar{X}_i' \beta)^2 = 0$$

$(\mu, \beta', \sigma_\omega^2, \sigma_\alpha^2)$, parametrelerinin tahmincileri ise şu şekilde bulunabilir (Hsiao, 2003: 40).

$$\begin{bmatrix} \hat{\mu} \\ \hat{\beta} \end{bmatrix} = \left\{ \sum_{i=1}^N \begin{bmatrix} e' \\ X_i' \end{bmatrix} \left[e - \frac{\sigma_\alpha^2}{(\sigma_\omega^2 + T\sigma_\alpha^2)} ee' \right] (e, X_i) \right\}^{-1} \times \left\{ \sum_{i=1}^N \begin{bmatrix} e' \\ X_i' \end{bmatrix} \left[e - \frac{\sigma_\alpha^2}{(\sigma_\omega^2 + T\sigma_\alpha^2)} ee' \right] Y_i \right\} \quad (2.37)$$

$$\sigma_\omega^2 = \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^N (Y_i - e\mu - X_i\beta)' Q (Y_i - e\mu - X_i\beta) \quad (2.38)$$

$$\sigma_\alpha^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\bar{Y}_i - \hat{\mu} - \bar{X}_i' \hat{\beta})^2 - \frac{1}{T} \hat{\sigma}_\omega^2 \quad (2.39)$$

En çok olabilirlik tahmincisinde parametreleri tahmin etmek için ilk olarak (2.37) nolu denklemde $\frac{\sigma_\alpha^2}{(\sigma_\omega^2 + T\sigma_\alpha^2)}$ yerine bir başlangıç değeri belirlenir. Bulunan bu değer (2.38) nolu denklemde yerine konular ve σ_ω^2 değeri elde edilir. Daha sonra bulunan σ_ω^2 değeri (2.39) nolu eşitlikte yerine konularak σ_α^2 elde edilir. Bu iterasyon σ_ω^2 ve σ_α^2 için verilen rassal değerlerin $\hat{\sigma}_\omega^2$ ve $\hat{\sigma}_\alpha^2$ değerlerine yakınsayana kadar devam eder. Nihai noktada bulunan bu parametreler en çok olabilirlik tahmincileri olarak adlandırılmaktadır. T sabit iken N sonsuza giderse, en çok olabilirlik tahmincileri tutarlıdır ve varyans-kovaryans matrisi asimptotik olarak normal dağılmaktadır.

2.5.2.3. Nerlove İki Aşamalı Yöntemi (İki aşamalı GEKK)

Rassal etkiler modelinin tahmininde kullanılan yöntemlerden Genelleştirilmiş en küçük kareler yönteminde modelin varyans bileşenlerinin bilinmesi gerekmektedir. Varyans bileşenlerinin genellikle bilinmiyor (Pindyck ve Rubinfeld, 1981: 252) olmasından dolayı Nerlove (1971) iki aşamalı yöntemi önermiştir. Bu yöntemin birinci adımında EKK yönteminden elde edilen kalıntıları kullanılarak birimlerin varyansları elde edilir. İkinci adımda ise bulunan bu varyanslar kullanılarak genelleştirilmiş en küçük kareler tahmincileri elde edilir. Buradan elde edilen parametrelerin varyanslarının sıfıra eşit

olması durumunda rassal etkiler tahmincileri havuzlanmış EKK tahmincilerine eşit olmaktadır (Johnston ve Dinardo, 1997: 395).

2.6. Sabit Etkiler İle Rassal Etkiler Modelinin Karşılaştırılması

Panel verilerin kullanıldığı analizlerde sıkça kullanılan durum, eğim katsayıları sabitken kesmenin zaman boyunca veya hem zaman hem de birim boyunca değişmesi durumudur. Bunun nedeni açıklanan bu durumun aslında panel verinin geneli hakkında bilgi veriyor olmasıdır. Fakat yine de analizlerde kullanılacak modelin rassal veya sabit etkili olması durumu büyük önem taşımaktadır. Bu durum başka bir ifadeyle, birim etki olan α_i 'nin rassal mı yoksa sabit olarak mı seçileceği sorunu olarak tanımlanabilir (Verbeek, 2004: 351). Bu sorunun çözümlenebilmesi, açıklayıcı değişkenler X_{it} ile α_i arasındaki korelasyonun ne olduğunun bilinmesi ile mümkün olmaktadır. Eğer X_{it} ile α_i değişkenleri arasında bir ilişki var ise sabit etkiler modeli seçilmesi gerekirken, bu değişkenler arasında ilişki yok ise rassal etkiler modeli seçilmelidir (Johnston ve Dinardo, 1997: 391). Eğer bu değişkenler arasında bir ilişki söz konusu iken rassal etkiler modeli kullanılırsa tahminciler genellikle tutarsız olmaktadır (Wooldridge J. M., 2012: 494).

T değerinin yüksek olduğu durumlarda kukla değişkenli EKK yöntemi ile GEKK yöntemi aynı tahmincileri verdiği için sabit ile rassal etkiler modeli arasında fark yoktur. Fakat T değerinin sonlu ve N değeri büyük iken rassal etkiler ile sabit etkiler arasında bir seçim yapmak oldukça güçleşmektedir (Hsiao, 2003: 41) Model seçimine maliyetler açısından bakılırsa, rassal etkiler modelinde X_{it} ile α_i arasındaki korelasyon olması durumunda oluşacak tutarsızlık nedeniyle maliyetli olması beklenmektedir (Green, 2012: 387). Sabit etkiler modelinin rassal etkiler modeline göre diğer bir üstünlüğü ise rassal etkiler modelinin kullanılması uygun olduğu durumlarda bile sabit etkiler modeli parametrelerin tutarlı tahminlerini üretebilmektedir. Bundan dolayı genellikle rassal etkiler modelinden ziyade sabit etkiler modelinin kullanılması önerilmektedir (Johnston ve Dinardo, 1997: 403). Rassal etkiler modelinin de sabit etkiler modeline göre üstün yanları bulunmaktadır. Bunlardan ilki verilerin üretildiği

süreç olan rassal örnekleme sürecinin rassal model tarafından dikkate alınmasıdır. İkincisi ise zamanla değişmeyen (cinsiyet vb.) bazı değişkenlerin etkilerinin de rassal etkiler modeli ile tahmin edilebilmesidir (Hill, William ve Lim, 2011: 557). Yöntemler için bahsi geçen özel durumlar dışında rassal ve sabit etkiler modelleri arasında bir tercih yapabilmek için tanımlama testi kullanılmaktadır. Bu iki model arasında bir seçim yapabilmek için kullanılan tanımlama testi Hausman (1978) spesifikasyon testidir.

2.7. Hausman Spesifikasyon Testi

Sabit etkiler modelinde olmamasına rağmen, rassal etkiler modelinde hata terimi ile bağımsız değişkenler arasında bir ilişki olmadığı varsayımı bulunmaktadır. Hausman testi temelde bu varsayımdan yola çıkarak geliştirilmiştir. X_{it} ile α_i arasında bir ilişki varsa sabit etkiler modeli tahmincileri etkin ve tutarlı iken rassal etkiler modeli tahmincileri tutarlı olmayacaktır (Wooldridge J. M., 2012: 496). Bu durumda sabit etkiler modeli daha iyi sonuçlar verecektir. X_{it} ile α_i ilişkisiz olması durumunda ise sabit etkiler modeli tahmincileri tutarlı fakat etkin değildirler (Johnston ve Dinardo, 1997: 403). Buna karşın rassal etkiler modelinin tahmincileri, hem tutarlı hem de asimptotik olarak etkin olacağından rassal etkiler modelini kullanmak daha iyi sonuçlar verecektir.

Hausman test istatistiği şu şekilde hesaplanmaktadır (Hausman, 1978: 1263).

$$H = (\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{RE})' [Var(\hat{\beta}_{SE}) - Var(\hat{\beta}_{RE})]^{-1} (\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{RE})$$

Hausman testinin rassal etkiler modelinin kullanılması gerektiğini söyleyen temel hipotezi, asimptotik olarak k serbestlik derecesi ile χ_k^2 dağılımına uymaktadır (Johnston ve Dinardo, 1997: 404). Bulunan test istatistiğinin χ_k^2 tablo değerinden büyük olması durumunda temel hipotez reddedilir. Bu durumda sabit etkiler modeli kullanılmalıdır. Test istatistiğinin χ_k^2 tablo değerinden küçük olması durumunda ise temel hipotez reddedilemeyerek rassal etkiler modelinin kullanılmasının uygun olduğu söylenmektedir.

BÖLÜM 3: PANEL NEDENSELLİK TESTLERİ

Bu bölümde ilk olarak panel nedensellik analizi kısaca açıklanacaktır. Daha sonra panel nedensellik testlerinin işleyişinden bahsedilecek ve literatürde yer alan panel nedensellik testleri incelenecektir.

3.1.Panel Nedensellik Analizi

İktisadi değişkenler arasındaki ilişkilerin incelenmesi gerek iktisadi teorilerin açıklanması gerekse ekonomik ve mali politikaların belirlenmesi konusunda büyük önem arz etmektedir. Bundan dolayı değişkenler arasındaki ilişkinin varlığı ve yönünün saptanması son zamanlarda giderek önem kazanmaya başlamıştır. Bu ilişkiler gerek zaman serileri gerekse panel verilerde nedensellik testleri yardımıyla incelenmektedir. Literatürde zaman serileri analizine uygulanan nedensellik testlerinin daha yaygın olmasına rağmen son zamanlarda panel veri setlerinin birbirleriyle olan nedensellik ilişkilerinin incelenmesi için birçok yeni test geliştirilmiştir.

Panel veri setlerinin zaman serilerine göre çok daha fazla veri içermesi nedensellik testlerinin uygulanması noktasında birçok avantajı da beraberinde getirmektedir. Bu avantajlardan ilki, panel veri setleri çok fazla sayıda veri içermesinden dolayı daha fazla gecikme katsayısı kullanılmasına izin vererek durağanlık varsayımının rahatlamasına neden olacaktır (Holtz-Eakin vd., 1988: 1373). Diğer bir avantaj ise veri sayısının fazla olması serbestlik derecesini arttırır ve değişkenler arasında çoklu doğrusallık olma olasılığını azaltır (Hsiao, 2003: 3). Genel olarak nedensellik analizinde panel veri modellerinin kullanılması, daha fazla sayıda veri içerdiğinden zaman serileri kullanılarak yapılan nedensellik analizlerinde yeterince uzun veri seti elde edilemediği durumlarda ortaya çıkabilecek muhtemel problemleri ortadan kaldırmaktadır (Al-İrani, 2006: 3346).

3.2.Panel Nedensellik Testleri

Panel veri setleri birden fazla yatay kesit biriminin bir araya gelmesinden oluşan veri setleri olduğundan dolayı paneli oluşturan birimler arasındaki ilişki yapılacak olan testlerin doğru sonuçlar vermesi açısından oldukça önemlidir. Panel veri setlerinin homojen veya heterojen olmaları temelde eğim katsayıları ile ilişkilendirilmektedir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012: 1451). Bu durumda β_N birimlere ait eğim katsayılarını

ifade ettiği biliniyorsa, $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$ parametre homojenliğini ifade ederken $\beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_N$ ise parametrelerde heterojenliği ifade etmektedir (Pesaran ve Yamagata, 2008: 52).

Bu ilişkiler literatürde temelde dört farklı durumla ifade edilmektedir (Hurlin, 2008: 3). İlk durum X'ten Y'ye doğru bir ilişkinin olmadığını söyleyen “homojen nedensel ilişkisizlik” Homogenous Non Causality (HNC) hipotezi iken ikinci durum X'ten Y'ye doğru bir nedensel ilişki olduğunu söyleyen “homojen nedensellik” Homogenous Causality (HC) hipotezidir. Son iki durum ise yatay kesitte yer alan tüm birimler kadar nedensel ilişkinin var olduğunu söyleyen “heterojen nedensellik” Heterogenous Causality (HEC) hipotezi ile X ve Y arasında yatay kesitte yer alan birimlerin alt kümelerinde bir nedensel ilişkinin varlığından söz eden “heterojen nedensel ilişkisizlik” Heterogenous Non Causality (HENC) hipotezidir. Bu son hipotezde değişkenler arasında en az 1, en fazla ise N-1 sayıda nedensel ilişki söz konusudur (Dumitrescu ve Hurlin, 2012: 1451). Bu hipotezlerden ilki parametrelerin homojenliği varsayımından yola çıkarak oluşturulurken, ikincisi ise heterojenlik varsayımından yola çıkarak oluşturulmaktadır.

Bu çalışmada panel nedensellik testlerinden Holtz – Eakin vd. (1988), Nair-Reichert - Weinhold (2001), Venet ve Hurlin (2003), Choe (2003), Hurlin (2004), Kónya (2006), Emirmahmutoğlu - Köse (2011) ve Dumitrescu - Hurlin (2012) panel nedensellik testleri açıklanacaktır.

3.2.1. Holtz – Eakin Panel Nedensellik Testi

Literatürde yer alan panel nedensellik testlerinden en yaygın olarak kullanılanı Holtz – Eakin vd.(1988) tarafından geliştirilen panel nedensellik testidir. Holtz – Eakin vd. nedenselliği incelemek için aşağıdaki gibi durağan VAR modellerinden yola çıkmışlardır (Hartwig, 2010: 316-317).

$$X_{it} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_j X_{it-j} + \sum_{i=1}^m \delta_j Y_{it-j} + \mu_i + u_{it} \quad (3.1)$$

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_j X_{it-j} + \sum_{i=1}^m \gamma_j Y_{it-j} + \eta_i + v_{it} \quad (3.2)$$

Burada β_0 ve α_0 sabit terimleri, $i = 1, \dots, N$ yatay kesit birim sayısını gösterirken v_{it} ile u_{it} ise hata terimlerini göstermektedir. Her iki modelde yer alan μ_i ile η_i değişkenleri ise panelde yer alan birimlerin sabit etkilerini göstermektedir. Kurulan VAR modellerinin tahmini için ilk zamanlarda havuzlanmış EKK ve araç değişkenler yöntemi kullanılmıştır. Son zamanlarda ise VAR modelde oluşabilecek bir içsellik probleminin giderilmesi amacıyla Hansen (1982) tarafından literatüre kazandırılan, Arellano ve Bond (1991) tarafından da son hali verilen genelleştirilmiş momentler yöntemi Holtz – Eakin panel nedensellik testinin uygulanmasında sık olarak kullanılan yöntemdir (Hartwig, 2010: 317).

Holtz – Eakin panel nedensellik testinin hipotezleri ise kısıtlı VAR modellerinden yola çıkarak oluşturulacak kısıtsız VAR modelleri yardımıyla oluşturulmaktadır. Hipotezler ilk denklem için $H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_j = 0$ iken ikinci denklem için $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_j = 0$ olarak belirlenmektedir. Daha sonra bu hipotezler Wald testi ile sınanmaktadır.

3.2.2. Nair-Reichert ve Weinhold Panel Nedensellik Testi

Holtz – Eakin panel nedensellik testinde kullanılan $H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_j = 0$ hipotezinin nedensellik testi için kullanılabilir olmasının ön şartı panelin homojen olmasıdır. Nair-Reichert ve Weinhold (2001) kullanılan panellerin genellikle homojen olmamasından dolayı hipotezin geçerli olamayacağını öne sürerek homojen ve heterojen panellerde kullanılacak yeni bir nedensellik testi önermişlerdir.

Reichert ve Weinhold (2001), literatüre Hsiao (1989) tarafından kazandırılan ve Weinhold (1996,1999) tarafından geliştirilen karışık sabit ve rassal etkiler (Mixed Fixed and Random (MFR)) modeli kullanarak heterojen panel veri modellerine nedensellik testi uygulamışlardır. Nedensellik testinde kullanılan MFR modeli aşağıdaki şekildedir (Weinhold ve Nair-Reichert, 2001: 158).

$$Y_{it} = \alpha_i + \gamma_i Y_{it-1} + \beta_{1i} X_{1it-1}^0 + \beta_{2i} X_{2it-1} + \varepsilon_{it} \quad (3.3)$$

Burada $\beta_{li} = \bar{\beta}_l + \eta_i$ iken X_{lit-1}^0 ise denklemin sağında bulunan ve doğrusal etkilerden (açıklayıcı değişkenin gecikmeleri dahil) arındırılmış nedensel değişkenlerin ortogonalleştirilmiş halidir. Burada ortogonalleştirme işlemi varyansları doğru olarak yorumlanabilen katsayıların, bağımsızlıkları açısından büyük önem arz etmektedir.

Son aşamada yukarıda kurulan denklem literatürde yer alan sabit etkiler tahmincisi (fixed effect estimator (FE)), rassal katsayılar tahmincisi (random coefficient estimator (RCM)), Pesaran ve Smith (1995) tarafından geliştirilen ortalama grup tahmincisi (mean group estimator (MG)) ve Pesaran, Shin ve Smith (1999) tarafından geliştirilen havuzlanmış ortalama grup tahmincisi (pooled group estimator (PMG)) arasından uygun olan tahminciler yardımıyla tahmin edilmektedir (Weinhold ve Nair-Reichert, 2001: 158). Burada dikkat edilmesi gereken nokta kullanılan test her bir tahmincinin eksik yanlarını dikkate alarak tahmin yapmaktır. Uygun bir tahminci yardımıyla tahmin edilen denklem heterojen nedensellik (HEC) hipotezi yardımıyla test edilir.

3.2.3. Venet ve Hurlin Panel Nedensellik Testi

Venet ve Hurlin (2003) tarafından literatüre kazandırılan nedensellik testi temelde Holtz-Eakin vd. (1988) tarafından geliştirilen VAR model yardımıyla panel nedensellik testi yapmaktadır. Nedensellik testi için kurulan VAR model aşağıdaki gibidir.

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} Y_{i,t-k} + \sum_{k=0}^K \beta_i^{(k)} X_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.4)$$

Burada $\varepsilon_{i,t} \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$ ve $\gamma^{(k)}$ ile $\beta_i^{(k)}$ parametreleri sırasıyla otoregresif ve eğim parametreleridir. Denklemden yer alan K paneldeki bütün kesit birimleri için aynıdır. Dolayısıyla modelde dengeli panel kullanıldığı varsayılmaktadır. Modelde otoregresif ve eğim parametreleri gruplar arasındaki farklılığa izin verecek şekilde oluşturulmuştur. Fakat Weinhold (1996) ve Nair-Reichert ve Weinhold (2001) çalışmalarının aksine eğim ve otoregresif parametreleri bu model için sabit olarak ele alınmaktadır (Hurlin ve Venet, 2003: 4). Dolayısıyla yukarıda oluşturulan model rassal etkili bir model olmayıp, sabit bireysel etkilerle birlikte sabit katsayılı bir modeldir (Hurlin ve Venet, 2003: 4).

Venet ve Hurlin (2003) panel nedensellik testi, nedensellik hipotezlerinin yukarıdaki VAR model yardımıyla yapılmaktadır. Bu hipotezler sırasıyla homojen nedensel

ilişkısızlık (HNC), homojen nedensellik (HC) ve heterojen nedensel ilişkisizlik (HENC) hipotezleridir.

3.2.3.1. Homojen Nedensel İlişkısızlık (HNC) Hipotezi

Venet ve Hurlin (2003) panel nedensellik testi yardımıyla test edilen hipotezlerden biri HNC hipotezidir. HNC hipotezi tüm bağımsız değişkenlere ait eğim katsayılarının sıfıra eşit olduğu temel hipotez yardımıyla test edilmektedir. Hipotezler ise şu şekilde oluşturulmaktadır.

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_i^{(k)} &= 0 & \forall k = 1, \dots, K \\ H_1 : \beta_i^{(k)} &\neq 0 & \exists k = 1, \dots, K \end{aligned}$$

Hipotezlerin test edilmesi amacıyla aşağıdaki gibi K kısıta sahip bir F istatistiği hesaplanmaktadır (Hurlin ve Venet, 2003: 12).

$$F_{HNC} = \frac{(RSS_R - RSS_{UR}) / K}{RSS_{UR} / [NT - N(K+1) - K]}$$

Burada RSS_R temel hipotezde belirtilen kısıt altındaki modele ait kalıntı kareler toplamını verirken, RSS_{UR} kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamını vermektedir.

Hesaplanan F_{HNC} istatistiği K ve $NT - N(K+1) - K$ serbestlik dereceli Fischer dağılımından elde edilen kritik değerle karşılaştırılır. Temel hipotezin reddedilememesi durumunda her bir kesit değişken için X değişkeni Y değişkeninin nedeni değildir denir. Bu durumda bir sonraki adım olan HC hipotezi sınıdır. Aksi durumda birimlerden herhangi biri için değişkenler arasında bir nedensellik vardır denilir.

3.2.3.2. Homojen Nedensellik (HC) Hipotezi

Homojen nedensellik hipotezinin amacı $X_{i,t-k}$ değişkeninin eğim katsayılarının homojenliğini sınamaktır. Hipotezde gecikmeli açıklayıcı değişkenlere ait katsayılar sıfırdan farklı ve k değişken boyunca aynıdır. Homojen nedensellik hipotezleri şu şekildedir.

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_i^{(k)} &= \beta_j^{(k)} & \forall (i, j) \quad \forall k = 1, \dots, K \\ H_1 : \beta_i^{(k)} &\neq \beta_j^{(k)} & \end{aligned}$$

Hipotezlerin test edilmesi amacıyla aşağıdaki gibi $K(N-1)$ kısıta sahip bir F istatistiği hesaplanmaktadır (Hurlin ve Venet, 2003: 9).

$$F_{HC} = \frac{(RSS_R - RSS_{UR}) / [K(N-1)]}{RSS_{UR} / [N(T-2K-1)]}$$

Burada RSS_R temel hipotezde belirtilen kısıt altındaki modele ait kalıntı kareler toplamını verirken, RSS_{UR} kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamını vermektedir. Hesaplanan F_{HC} istatistiği $K(N-1)$ ve $[N(T-2K-1)]$ serbestlik dereceli Fischer dağılımından elde edilen kritik değerle karşılaştırılır. Temel hipotezin reddedilememesi durumunda HNC hipotezi geçerlidir. Aksi durumda diğer aşama olan HENC hipotezinin sınanması aşamasına geçilir.

3.2.3.3.Heterojen Nedensel İlişkisizlik (HENC) Hipotezi

Eğim katsayılarının heterojen olması durumunda yapılması gereken HENC hipotezinin sınanmasıdır. Bu amaçla hipotezler aşağıdaki şekilde kurulur.

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_i^{(k)} &= 0 & \forall k = 1, \dots, K \\ H_1 : \beta_i^{(k)} &\neq 0 & \exists k = 1, \dots, K \end{aligned}$$

Hipotezlerin sınanması amacıyla aşağıdaki gibi test istatistiği hesaplanır.

$$F_{HENC} = \frac{(RSS_R - RSS_{UR}) / K}{RSS_{UR} / [NT - N(1+2K) - K]}$$

Burada RSS_R temel hipotezde belirtilen kısıt altındaki modele ait kalıntı kareler toplamını verirken, RSS_{UR} kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamını vermektedir. Sonuç olarak HENC hipotezinin reddedilmemesi durumunda panelde nedensel ilişkisiz bir alt kümenin varlığı anlamına gelir. Dolayısıyla yalnızca belli bir alt küme için nedensel ilişkinin varlığından söz edilebilir. HENC hipotezini reddedilmesi durumunda ise HEC hipotezi geçerlidir denir (Hurlin ve Venet, 2003: 17).

3.2.4. Choe Panel Nedensellik Testi

Holtz – Eakin vd.(1988) tarafından geliştirilen panel nedensellik testi Choe (2003) tarafından ele alınmış ve eksik yanları düzeltilmeye çalışılmıştır. Anderson ve Hsiao (1982) ile Holtz – Eakin vd. (1988) dinamik modellerin temel sorunlarından biri olan gecikmeli değerlerin hata terimi ile korelasyonlu olması problemini ortadan kaldırmak için ilk farklar yöntemini kullanmaktadır. Fakat burada bağımlı değişkenin gecikmeli değeri ile arasındaki fark ve hata teriminin gecikmeli değerleri arasındaki farkın birbirleri ile korelasyonlu olmasından dolayı ortaya çıkan eşanlılık problemine farklı bir yaklaşım getirilmiştir. Choe (2003) tarafından ortaya atılan bu farklılık şu model yardımıyla açıklanabilir.

$$(Y_{it} - Y_{it-1}) = \sum_{j=1}^p \beta_j (Y_{it-j} - Y_{it-j-1}) + \sum_{j=1}^p \gamma_j (X_{it-j} - X_{it-j-1}) + (v_{it} - v_{it-1}) \quad i = 1, \dots, N ; t = p + 2, \dots, T$$

Yukarıdaki denklemin ilk farkları alınmış bir dinamik model olduğunu varsayalım. Bu modelde yer alan eşanlılığın kaldırılması amacıyla modele araç değişkenler eklenmektedir. Burada eklenecek araç değişkenin $[Y_{it-2}, \dots, Y_{it-1}, X_{it-2}, \dots, X_{it-1}]$ olduğu varsayımı ile araç değişkenler matrisi aşağıdaki şekilde olacaktır (Choe, 2003: 46).

$$Z_i = \begin{bmatrix} [Y_{it-2}, \dots, Y_{it-1}, X_{it-2}, \dots, X_{it-1}] \\ \cdot \\ \cdot \\ [Y_{it}, \dots, Y_{it-2}, X_{it}, \dots, X_{it-2}] \end{bmatrix}$$

Yukarıdaki denklem ilk olarak vektör formuna çevrilir ve Z_i ile çarpılırsa denklem aşağıdaki şekilde olacaktır.

$$Z' \Delta Y = Z' \Delta W B + Z' \Delta V \quad (3.5)$$

Denklemden kullanılan değişkenler şu şekilde tanımlanır.

$$\Delta Y_t = [\Delta Y_{it}, \dots, \Delta Y_{Nt}]', \quad \Delta X_t = [\Delta X_{it}, \dots, \Delta X_{Nt}]', \quad \Delta V_t = [\Delta V_{it}, \dots, \Delta V_{Nt}]',$$

$$\Delta W_t = [\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-p}, \Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-p}]', \quad \Delta Y = [\Delta Y'_{p+2}, \dots, \Delta Y'_T]'$$

$$\Delta W = [\Delta W'_{p+2}, \dots, \Delta W'_T]', \quad \Delta V = [\Delta V'_{p+2}, \dots, \Delta V'_T]'$$

Bu aşamadan sonra (3.5) numaralı denklem genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi yardımıyla tahmin edilir. Bu şekilde kovaryans matrisinin artıkları $Z'\Delta V$ hakkında bilgi sahibi olmayı gerektiren tutarlı bir araç değişken tahmincisi elde edilebilir. Bu aşamadan sonra tahminci şu üç adım izlenerek elde edilir.

İlk aşamada denklem her bir dönem için olmak üzere iki aşamalı en küçük kareler yöntemi (2EKK) yardımıyla tahmin edilir. İkinci aşamada araç değişken matrisi ve hata terimleri yardımıyla kovaryans matrisi Ω oluşturulur. Son aşamada ise tahmin edilen Ω kullanılarak aşağıdaki genelleştirilmiş en küçük kareler tahmincisi elde edilir (Choe, 2003: 46).

$$\hat{B} = [\Delta W'Z(\tilde{\Omega})^{-1}Z'\Delta W]^{-1}[\Delta W'Z(\tilde{\Omega})^{-1}Z'\Delta Y]$$

Burada \hat{B} 'nin varyansı için tutarlı tahminci $[\Delta W'Z(\tilde{\Omega})^{-1}Z'\Delta W]^{-1}$ ile elde edilebilir. Choe panel nedensellik testi ile nedenselliğin varlığına karar vermek için kullanılan temel hipotez $H_0 : B = H\gamma + G$ şeklindedir. Kullanılacak test istatistiği ise $L = Q_R - Q$ şeklindedir. Burada yer alan değişkenler şu şekilde hesaplanmaktadır (Choe, 2003: 47).

$$Q_R = (\Delta Y - \Delta \tilde{W}\hat{\gamma})'Z(\tilde{\Omega})^{-1}Z'(\Delta Y - \Delta \tilde{W}\hat{\gamma}) / N$$

$$Q = (\Delta Y - \Delta W\hat{B})'Z(\tilde{\Omega})^{-1}Z'(\Delta Y - \Delta W\hat{B}) / N$$

Değerlendirme aşamasında ise elde edilen test istatistiği χ^2 tablo değerleriyle karşılaştırılır.

3.2.5. Hurlin Panel Nedensellik Testi

Im, Pesaran ve Shin (2003) birim kök testi ile aynı mantıkla çalışan Hurlin (2004) panel nedensellik testi sabit etkili heterojen panel veri modellerinin test edilmesi için geliştirilmiştir. Hurlin tarafından geliştirilen nedensellik testinin temel hipotezi homojen nedensel ilişkisizlik iken alternatif hipotezi heterojen nedensel ilişkinin varlığına işaret etmektedir. Hurlin (2004), panel nedensellik testi için şu modeli önermiştir.

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} Y_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} X_{it-k} + \varepsilon_{it}$$

Burada $\beta_i = (\beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(k)})$ şeklindedir. Test için kullanılan temel hipotez aşağıdaki şekilde gösterilebilir.

$$H_0 : \beta_i = 0 \quad \forall_i = 1, \dots, N$$

Burada β_i her birim için sıfıra eşit değildir. Buradaki nedensel ilişkisizlik, genel bir kanı olmaktan ziyade bazı birimler arasında bir ilişkisizliktir. Alternatif hipotez ise şu şekilde oluşturulur.

$$H_1 : \beta_i = 0 \quad \forall_i = 1, \dots, N_1 \\ \beta_i \neq 0 \quad \forall_i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$$

Burada $N_1 < N$ ise yatay kesit birimleri için X'ten Y'ye doğru bir nedensellik yoktur. Hurlin nedensellik testi için kurulan hipotezler Holtz-Eakin, Newey ve Rosen (1988) nedensellik testinde olduğu gibi X' ten Y'ye doğru bir ilişkisizliği, ilişkinin olduğu alternatif hipotezine karşı sınınamaktadır (Hurlin, 2004: 5). Bunun nedeni Hurlin testinin genel bir nedensellik yargısından ziyade bazı birimlerin nedenselliğini test etmesidir. Alternatif hipotezde yer alan N_1 değeri bilinmemekle birlikte $0 \leq N_1 / N < 1$ ön koşulunu sağlamaktadır.

Hurlin panel nedensellik testi için kullanılan ortalama Wald test istatistiği, her bir yatay kesit birimi için hesaplanan Wald istatistiklerinin ortalamasının alınmasıyla hesaplanmaktadır. Ortalama Wald istatistiği şu şekilde hesaplanır.

$$W_{N,T}^{Hnc} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T} \quad W_{N,T}^{Hnc} \sim \chi^2$$

Burada $W_{i,T}$, her bir yatay kesit birimi için hesaplanmış Wald istatistiğini göstermektedir. Hesaplanan Wald istatistikleri k serbestlik derecesi ile χ^2 dağılmaktadır.

3.2.6. Konya Panel Nedensellik Testi

Konya (2006) tarafından literatüre kazandırılan panel nedenselliğin temelinde yatan mantık Zellner (1962) tarafından geliştirilen görünürde ilişkisiz regresyon (GİR)

tahmincileri ile tahmin yapmasıdır. Tahmin için gerekli kritik değerler ise her bir yatay kesit birimi için özel olarak üretilmiş bootstraplı kritik değerlerdir. Kullanılan tahminci ve kritik değerler sayesinde yatay kesit bağımlılığı varsayımı gevşetilmiş olur. Bunun yanında durağan veya eşbütünleşik olmayan seriler için nedensellik analizi yapılabilir hale gelmektedir. Dolayısıyla birim kök testi ile eşbütünleşme testi gibi önsel testlerin yapılması gerekmemektedir (Kónya, 2006: 991). Yatay kesit bağımlılığı söz konusu iken GİR tahmincileri EKK tahmincilerine göre daha etkin sonuçlar verdiği için bu gibi durumlarda Kónya panel nedensellik testinin kullanılması daha güvenilir sonuçlar elde edilmesine neden olacaktır.

Kónya panel nedensellik testi için kullanılacak denklem sistemi aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır (Kónya, 2006: 981).

$$\begin{aligned}
 Y_{1,t} &= \alpha_{1,1} + \sum_{i=1}^{ly_1} \beta_{1,1,i} Y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_1} \delta_{1,1,i} X_{1,t-i} + \varepsilon_{1,1,t} \\
 Y_{2,t} &= \alpha_{1,2} + \sum_{i=1}^{ly_1} \beta_{1,2,i} Y_{2,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_1} \delta_{1,2,i} X_{2,t-i} + \varepsilon_{1,2,t} \\
 &\vdots \\
 &\vdots
 \end{aligned} \tag{3.6}$$

$$\begin{aligned}
 Y_{N,t} &= \alpha_{1,N} + \sum_{i=1}^{ly_1} \beta_{1,N,i} Y_{N,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_1} \delta_{1,N,i} X_{N,t-i} + \varepsilon_{1,N,t} \\
 X_{1,t} &= \alpha_{2,1} + \sum_{i=1}^{ly_2} \beta_{2,1,i} Y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_2} \delta_{2,1,i} X_{1,t-i} + \varepsilon_{2,1,t} \\
 X_{2,t} &= \alpha_{2,2} + \sum_{i=1}^{ly_2} \beta_{2,2,i} Y_{2,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_2} \delta_{2,2,i} X_{2,t-i} + \varepsilon_{2,2,t} \\
 &\vdots \\
 &\vdots
 \end{aligned} \tag{3.7}$$

$$X_{N,t} = \alpha_{2,N} + \sum_{i=1}^{ly_2} \beta_{2,N,i} Y_{N,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_2} \delta_{2,N,i} X_{N,t-i} + \varepsilon_{2,N,t}$$

Burada l Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri yardımıyla belirlenen uygun gecikme uzunluğunu göstermektedir. (Kónya, 2006: 982-983). N yatay kesit birim sayısını ($j=1, \dots, N$), t ise zaman boyutunu ($t=1, \dots, T$) ifade etmektedir. Kónya (2006) tarafından geliştirilen panel nedensellik testi Wald test istatistiğine dayanmaktadır ve her bir yatay kesit birimi için özel kritik değerler hesapladığından panelde yer alan tüm

birimler için ortak bir temel hipotez gerektirmemektedir (Kar, Nazlıođlu ve Ağır, 2011: 689).

Yukarıdaki denklem sistemlerinde kullanılan her bir yatay kesit birimi için ayrı bootstrap kritik deđerler kullanıldığından serilerin durađan olmaları gerekmemektedir. Bu da deđişkenlerin düzey deđerleri ile işlem yapılabilmesi anlamına gelmektedir (Kónya, 2006: 979).

Bu sistemde Granger nedensellik testi farklı alternatifler yardımıyla test edilmektedir. Eđer $\delta_{1,j,i}$ deđişkeni tüm birimler için sıfıra eđit deđil iken $\beta_{2,j,i}$ deđişkeni tüm birimler için sıfıra eđit ise X'ten Y'ye dođru tek yönlü bir nedensellik söz konusudur. $\delta_{1,j,i}$ ve $\beta_{2,j,i}$ deđişkenlerinin her ikisi de sıfıra eđit deđil ise X ile Y arasında çift yönlü bir nedensellik söz konusudur. $\delta_{1,j,i}$ ve $\beta_{2,j,i}$ deđişkenlerinin her ikisi de sıfıra eđit ise X ile Y arasında bir nedensellik söz konusu deđildir.

3.2.7. Emirmahmutođlu ve Köse Panel Nedensellik Testi

Emirmahmutođlu ve Köse (2011) çalışmalarında karmaşık paneller için meta analizine dayalı Granger nedensellik testi prosedürü geliřtirmişlerdir. Fisher (1932) tarafından geliştirilen Meta analizi, aynı konuda yapılmış bađımsız çalışmalardan elde edilen sonuçları bu sonuçlardaki çeřitliliđi açıklamak için bir araya getirerek daha güvenilir sonuçlar elde etmek için planlanmış istatistiksel bir tekniktir. Meta analiz birçok arařtırmacı tarafından son zamanlarda durađan olmayan heterojen panellere uygulanmaktadır. Bu çalışmalarda N adet zaman serisi için ayrı test istatistiđi hesaplanır ve bu test istatistikleri için eđ anlamlılık düzeyleri elde edilmektedir. Daha sonra tek bir panel test istatistiđinin içinde N adet test istatistiđi için elde edilen bu anlamlılık deđerleri birleřtirilir. Emirmahmutođlu ve Köse (2011) çalışmalarında meta analizi yardımıyla gecikmesi uzatılmış VAR (lag augmented VAR (LA-VAR)) metoduna dayalı panel Granger nedensellik testi geliřtirmişlerdir. LA-VAR metodu temelde $VAR(p+d_{max})$ mantıđı ile çalışmaktadır ve bu metot için bilinmesi gereken tek önsel bilgi serilerin maksimum bütünleřme derecesi d_{max} 'dır.

Test istatistiği için aşağıdaki gibi heterojen panel VAR modeli olduğu varsayılmıştır (Emirmahmutoglu ve Kose, 2011: 871).

$$Z_{i,t} = \mu_i + A_{i1}Z_{i,t-1} + \dots + A_{ik_i}Z_{i,t-k_i} + u_{i,t} \quad (3.8)$$

Burada i yatay kesit birimlerini, t zaman boyutunu μ_i , n boyutlu sabit etki vektörüdür. A_{i1}, \dots, A_{ik_i} ise $(p \times p)$ boyutlu ve birimler arasındaki farklılıklara izin veren bir sabit matrisidir. $u_{i,t}$ her bir birim için (IID) bir hata terimi vektörünü ifade etmektedir. k_i , her bir yatay kesit birimi için farklılık gösteren gecikme sayısını ifade etmektedir. Emirmahmutoglu ve Köse (2011) buradan yola çıkarak heterojen panellerde kullanılmak üzere aşağıdaki VAR($k_i + d_{max_i}$) modelini oluşturmuşlardır.

$$Z_{i,t} = \mu_i + A_{i1}Z_{i,t-1} + \dots + A_{ik_i}Z_{i,t-k_i} + \sum_{l=k_i+1}^{k_i+d_{max_i}} A_{il}Z_{i,t-l} + u_{i,t} \quad (3.9)$$

Burada $Z_{i,t} = (X_{i,t}, Y_{i,t})'$ olarak ifade edilmektedir. EK testi için Granger nedenselliğinin olmadığını söyleyen temel hipotez şu şekildedir.

$$H_0 : R_i \alpha_i = \tilde{0}, \quad \forall i = 1, \dots, N$$

En az bir yatay kesit biriminin değişkenleri arasında nedensellik ilişkisi olduğunu söyleyen alternatif hipotez ise aşağıdaki şekildedir.

$$H_1 : R_i \alpha_i = \tilde{0}, \quad \forall i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$$

$$R_i \alpha_i \neq \tilde{0}, \quad \forall i = 1, \dots, N_1$$

Burada R_i her bir yatay kesit birimi için q_i ranka sahip $(q_i \times p^2 k_i)$ boyutunda bir matristir. q_i ise her bir yatay kesit birimine ait bağımsız doğrusal kısıtı göstermektedir.

$\tilde{0}$, $(q_i \times 1)$ boyutunda tüm elamanları sıfır olan bir vektördür. $\alpha_i = \text{vec}[\mu_i, A_{i,1}, \dots, A_{i,k_i}]$, şeklinde tanımlanan VAR katsayılar vektörüdür. EK, nedensellik hipotezlerini test etmek amacıyla Fisher testini kullanmışlardır. Fisher test istatistiği aşağıdaki hesaplanmaktadır.

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \quad i = 1, \dots, N$$

Burada p_i her bir denklem için hesaplanmış Wald test istatistiklerinin olasılık değerini vermektedir. Fisher test istatistiği ise $2N$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uygunluk göstermektedir.

3.2.8. Dumitrescu – Hurlin Panel Nedensellik Testi

Dumitrescu – Hurlin (2012) tarafından geliştirilen panel nedensellik testi literatürde yer alan diğer panel nedensellik testlerinin eksikliklerinin giderilmesi açısından büyük önem arz etmektedir. Dumitrescu – Hurlin panel nedensellik testi heterojen panel veri modellerindeki nedenselliği test etmek amacıyla geliştirilmiştir. Testin avantajlı olduğu durumlar ise, yatay kesit birimleri arasındaki yatay kesit bağımlılığını dikkate alması, zaman boyutu ile kesit boyutunun birbirine göre büyük ya da küçük olduğu durumların her ikisinde de kullanılabilmesi ve dengesiz panel verilerde etkin sonuçlar vermesi olarak sıralanabilir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012: 1451).

Dumitrescu – Hurlin panel nedenselliği test etmek amacıyla aşağıdaki doğrusal modelden yola çıkmışlardır (Dumitrescu ve Hurlin, 2012: 1451).

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} Y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} X_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.10)$$

Burada $\beta_i = (\beta_i^{(1)}, \beta_i^{(2)}, \dots, \beta_i^{(K)})$, α_i bireysel sabit etkileri, $\gamma_i^{(k)}$ gecikme parametrelerini, K bütün yatay kesit birimlerinde aynı olacak şekilde gecikme uzunluğunu ve $\beta_i^{(k)}$ eğim parametrelerini göstermektedir. $\gamma_i^{(k)}$ ve $\beta_i^{(k)}$ parametreleri ise birimler arasında farklılık göstermektedir. Fakat bu parametreler Weinhold (1996) ve Nair-Reichert - Weinhold (2001) nedensellik testlerinin aksine zaman içinde sabittir. Bu durumda nedensellik testi için Swamy (1970) modelinin aksine burada sabit etkiler modeli kullanılmaktadır.

Dumitrescu – Hurlin modelinde üç temel varsayım bulunmaktadır.

- Yatay kesit birimlerinin artıkları $\varepsilon_{i,t}$, $\forall t = 1, 2, \dots, T$ için bağımsız, $E(\varepsilon_{i,t}) = 0$ ve $E(\varepsilon_{i,t}^2) = \sigma_{\varepsilon,i}^2$ 'dir.
- $E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,s}) = 0 \quad \forall i \neq j, \forall (t,s)$
- Yatay kesitlere ait değişkenler $X_i = (X_{i,1}, X_{i,2}, \dots, X_{i,T})$, $Y_i = (Y_{i,1}, Y_{i,2}, \dots, Y_{i,T})$ ve $E(X_{i,t}^2) < \infty$, $E(Y_{i,t}^2) < \infty$ olarak eşbütünleşiktirler.

Dumitrescu – Hurlin panel nedensellik testi için kullanılan hipotezler ise aşağıdaki şekildedir.

$$H_0 : \beta_i = 0, \quad \forall i = 1, \dots, N$$

$$H_1 : \beta_i = 0, \quad \forall i = 1, \dots, N_1 \\ \beta_i \neq 0, \quad \forall i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$$

Temel hipotez tüm yatay kesit birimlerinin incelenen değişkenleri arasında Granger nedensellik ilişkisi olmadığını söylerken, alternatif hipotez ise en az bir birimde değişkenler Granger nedensellik ilişkisinin olduğunu söylemektedir. Heterojen bir model yardımıyla yapılan Dumitrescu – Hurlin panel nedensellik testinin temel hipotezi homojen iken alternatif hipotez ise heterojen bir sonuç vermektedir.

Hipotezlerin test edilmesi amacıyla Dumitrescu – Hurlin yatay kesit birimlerinin her biri için bireysel Wald istatistiklerini hesaplamıştır. Daha sonra hesaplanan bu bireysel test istatistiklerinin ortalamasını alarak panele ait Wald test istatistiğini hesaplamışlardır. Panele ait test istatistiği şu şekilde hesaplanmaktadır.

$$W_{N,T}^{Hnc} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T}$$

Burada yatay kesit birimlerine ait test istatistiklerini gösteren $W_{i,T}$, k serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uymaktadır. Dumitrescu – Hurlin, küçük T değerleri için yatay kesit birimlerine ait Wald test istatistikleri aynı χ^2 dağılımına yakınsamayacağı için aşağıdaki standardize edilen test istatistiğinin kullanılması gerektiğini söylemişlerdir.

$$\tilde{Z}_{N,T}^{Hnc} = \frac{\sqrt{N} \left[W_{N,T}^{Hnc} - \sum_{i=1}^N E(\tilde{W}_{i,T}) \right]}{\sqrt{\sum_{i=1}^N Var(\tilde{W}_{i,T})}}$$

Dumitrescu – Hurlin, $\tilde{Z}_{N,T}^{Hnc}$ test istatistiğinin yatay kesit birim sayısının az olduğu panellerde bile boyut ve güç özellikleri açısından iyi sonuçlar verdiğini belirtmişlerdir. Bunun yanında gecikme sayısının belirlenmesi aşamasında yapılan bir yanlış, testin sonuçlarını etkilememektedir. Denklemden yer alan varyans ve ortalama değerleri $T \geq 6 + 2K$ koşulu altında aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır (Dumitrescu ve Hurlin, 2012: 1455).

$$E(\tilde{W}_{i,T}) = K \times \frac{(T - 2K - 1)}{T - 2K - 3}$$

$$Var(\tilde{W}_{i,T}) = 2K \times \frac{(T - 2K - 1)^2 \times (T - K - 3)}{(T - 2K - 3)^2 \times (T - 2K - 5)}$$

Dumitrescu – Hurlin, gecikme uzunluğunun panelde yer alan yatay kesit birimleri boyunca farklılık gösterdiği durumda ve dengesiz panellerde de kullanılabilir bir test istatistiği geliştirmişlerdir. Bu test istatistiği ise aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır (Dumitrescu ve Hurlin, 2012: 1456).

$$\tilde{Z}_N^{Hnc} = \frac{\sqrt{N} \left[W_{N,T}^{Hnc} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E(\tilde{W}_{i,T}) \right]}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Var(\tilde{W}_{i,T})}}$$

BÖLÜM 4: ASİMETRİ VE ASİMETRİK PANEL NEDENSELLİK TESTİ

Bu bölümde literatürde yer alan panel nedensellik testlerinde bir eksiklik olan değişkenlerdeki asimetri de dikkate alınarak yeni bir test olması beklenen asimetrik panel nedensellik testi geliştirilmeye çalışılacaktır.

4.1. Değişkenlerde Asimetri

Asimetri kavramı ekonometri literatürüne Granger ve Yoon (2002) tarafından ekonomik zaman serileri arasındaki saklı eşbütünleşme kavramı ile girmiştir. Granger ve Yoon (2002) çalışmalarında ekonomik zaman serileri arasında eşbütünleşme ilişkisine sıklıkla rastlandığı rapor etmişlerdir. Bunun nedenini ise iktisadi verilerin ortak bir stokastik trende sahip olması olarak açıklamışlardır. Ortak stokastik trend ise bir sistemin şoklarının doğrusal kombinasyonu olarak tanımlanabilir. Serilerin ortak trend kombinasyonlarını Stock ve Watson (2003) çalışmalarında detaylı olarak incelemişlerdir. Zaman serileri arasındaki eşbütünleşme ilişkisi ise değişkenlerin iktisadi şoklara birlikte tepki vermeleri olarak tanımlanmaktadır. Başka bir ifadeyle bir şoka farklı tepkiler veren zaman serileri arasında bir eşbütünleşme ilişkisi yoktur (Granger ve Yoon, 2002: 4).

Granger ve Yoon (2002) yaptıkları çalışmada iktisadi zaman serilerinin yalnızca belirli tür (negatif veya pozitif) şoklara birlikte cevap vermeleri durumunda aralarındaki eşbütünleşme ilişkisinin ne olacağı sorusuna cevap aramışlardır. Bu durum bir örnekle şu şekilde açıklanabilir. X ve Y gibi iki zaman serisi değişkenimizin olduğunu düşünelim. Bu iki zaman serisi değişkeni ortaya çıkan pozitif şoklara birlikte tepki vermekte, fakat negatif şoklara verdikleri tepkiler farklı olmaktadır. Bu durumda X ve Y serileri arasında bir nedensellik ilişkisinden söz edilebilir mi? Granger ve Yoon (2002) temelde bu soruya yanıt aramak üzere ABD için 1954:8 ile 2001:3 dönemi aylık veriler kullanarak işsizlik histerisini test etmiştir. Standart eşbütünleşme testlerinin değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulamamasına rağmen saklı eşbütünleşme ile değişkenler arasında bir ilişki bulunmuştur. Bu da işsizlik ile çıktı arasında asimetrik bir ilişkinin varlığını göstermektedir.

Görünüşte ilişki olmayan iki zaman serisi arasında aslında saklı bir ilişki olabilmektedir. Bu ilişki ise serilerin bileşenleri arasındaki asimetrinin dikkate alınması ile ortaya

çıkarılabilir. Başka bir ifadeyle seriler arasındaki dinamik ilişkiler asimetri kavramı ile ortaya çıkarılabilmektedir. Kısaca, saklı eşbütünleşme, değişkenlerin pozitif ve negatif değişimlerini birikimli olarak içeren bileşenleri arasındaki uzun dönemli ilişkinin asimetri ile açıklanması anlamına gelmektedir (Hatemi-J ve Irandoust, 2012: 371). Literatürde yer alan asimetrik testlerden ilki ise Granger ve Yoon Saklı Eşbütünleşme testidir.

Granger ve Yoon (2002) saklı eşbütünleşme analizi aşağıdaki gibi iki rassal yürüyüş modeli yardımıyla açıklanmaktadır (Granger ve Yoon, 2002: 6).

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t = X_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (4.1)$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \eta_t = Y_0 + \sum_{i=1}^t \eta_i \quad (4.2)$$

Burada X_0 ve Y_0 başlangıç değerlerini göstermektedir. $\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ve $\eta \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ şeklinde dağılıma sahip olan beyaz gürültü süreçleridir. Değişkenlerin bileşenleri arasında asimetrik ilişkinin incelenebilmesi için pozitif ve negatif şoklar aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır.

$$\varepsilon_i^+ = \max(\varepsilon_i, d), \quad \varepsilon_i^- = \min(\varepsilon_i, d)$$

$$\eta_i^+ = \max(\eta_i, d), \quad \eta_i^- = \min(\eta_i, d)$$

Denklemlerde yer alan d eşik değerini ifade etmektedir ve genellikle sıfır değerini almaktadır. Bileşenler ise $\varepsilon_i = \varepsilon_i^+ + \varepsilon_i^- + d$ ve $\eta_i = \eta_i^+ + \eta_i^- + d$ şeklinde tanımlanır. Bu bileşenler ilk denklemlerde yerlerine yazılarak aşağıdaki denklemler elde edilir.

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t = X_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^- \quad (4.3)$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \eta_t = Y_0 + \sum_{i=1}^t \eta_i^+ + \sum_{i=1}^t \eta_i^- \quad (4.4)$$

Pozitif ve negatif şoklar için birikimli formlar ise aşağıdaki şekilde oluşturulmaktadır (Granger ve Yoon, 2002: 7).

$$X_t^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^+ , X_t^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^- \quad \text{ve} \quad Y_t^+ = \sum_{i=1}^t \eta_i^+ , Y_t^- = \sum_{i=1}^t \eta_i^-$$

Bu durumda X_t ve Y_t değişkenleri $X_t = X_0 + X_t^+ + X_t^-$, $Y_t = Y_0 + Y_t^+ + Y_t^-$ şeklinde gösterilir. Buradan hareketle $\Delta X_t^+ = \varepsilon_t^+$, $\Delta X_t^- = \varepsilon_t^-$ ve $\Delta Y_t^+ = \eta_t^+$, $\Delta Y_t^- = \eta_t^-$ şeklinde tanımlanır. Saklı eşbütünleşme testi, elde edilen bu şoklara eşbütünleşme testinin uygulanması ile yapılmaktadır.

Değişkenlerde asimetri, eşbütünleşme testlerinin dışında nedensellik testlerinde de kullanılmaktadır. Granger ve Yoon (2002) tarafından geliştirilen asimetrik ayrıştırma tekniği Hatemi-j (2012) tarafından nedensellik analizinde uygulanmıştır. Hatemi-j (2012), nedensellik analizi için aşağıdaki rassal yürüyüş sürecinden yola çıkmıştır (Hatemi-J, 2012: 449).

$$Y_{1t} = Y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = Y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} \quad (4.5)$$

$$Y_{2t} = Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = Y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} \quad (4.6)$$

Burada Y_{1t} ve Y_{2t} iki bütünleşik seri olmak üzere $Y_{1,0}$ ve $Y_{2,0}$ başlangıç değerlerini göstermektedir. Değişkenlerin bileşenleri arasında nedensellik ilişkisinin incelenebilmesi için pozitif ve negatif şoklar aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır.

$$\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0), \quad \varepsilon_{1i}^- = \min(\varepsilon_{1i}, 0)$$

$$\varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0), \quad \varepsilon_{2i}^- = \min(\varepsilon_{2i}, 0)$$

Bu iki değişken için pozitif ve negatif şokları içeren denklemler aşağıdaki şekilde oluşturulmaktadır.

$$Y_{1t} = Y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = Y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (4.7)$$

$$Y_{2t} = Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = Y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (4.8)$$

Hatemi-j (2012) nedensellik testi için pozitif ve negatif şokları birikimli formda aşağıdaki şekilde oluşturulmaktadır.

$$Y_{1t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ , \quad Y_{1t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- , \quad Y_{2t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ \quad \text{ve} \quad Y_{2t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^-$$

Bu aşamadan sonra $Y_t^+ = (Y_{1t}^+, Y_{2t}^+)$ olduğu varsayımıyla pozitif bileşenler arasındaki nedensellik ilişkisini bulmak için p gecikmeli VAR model aşağıdaki şekilde tanımlanır.

$$Y_t^+ = \alpha + A_1 Y_{t-1}^+ + \dots + A_p Y_{t-p}^+ + u_t^+ \quad (4.9)$$

Burada p gecikme sayısını gösterirken, Y_t (2×1) boyutundaki değişken vektörünü, A_i ise (2×2) boyutlu r mertebeden parametre matrisini göstermektedir.

Aynı şekilde negatif bileşenler arasındaki nedensellik ilişkisi $Y_t^- = (Y_{1t}^-, Y_{2t}^-)$ varsayımıyla birlikte aşağıdaki p gecikmeli VAR model yardımıyla test edilebilir.

$$Y_t^- = \alpha + A_1 Y_{t-1}^- + \dots + A_p Y_{t-p}^- + u_t^- \quad (4.10)$$

Seriler arasında Granger nedenselliğinin olmadığını gösteren temel hipotezi test etmek için kullanılacak Wald istatistiği, birinci bölümde anlatılan Hacker-Hatemi nedensellik testinde kullanılan VAR model yardımıyla elde edilir ve aynı yol izlenerek nedensellik sınaması yapılır.

4.2. Asimetrik Panel Nedensellik Testi

Panel nedensellik testleri, görünüşte ilişki olmayan iki zaman serisi arasında aslında saklı bir ilişkinin olabileceğini ve bu ilişkinin ise serilerin bileşenleri arasındaki asimetrinin dikkate alınarak ortaya çıkarılabileceği gerçeğini göz ardı etmektedir. Bu da literatürde var olan simetrik panel nedensellik testlerinin saklı bir ilişkinin olduğu durumlarda güvenilir sonuçlar veremeyeceği gerçeğini ortaya çıkarmaktadır.

Granger ve Yoon (2002) tarafından da belirtildiği gibi sadece pozitif veya sadece negatif bileşenler arasında bir ilişki olabilmekte ve bu ilişki saklı ilişki olarak nitelendirilmektedir. Hatemi-j (2011) yaptığı çalışmada panel veriler için asimetrik nedensellik analizini incelemiştir. Çalışmada değişkenler pozitif ve negatif bileşenlere ayrılarak VAR-SUR modeli yardımıyla Granger nedensellik analizi uygulanmıştır. Yapılan çalışma asimetrik panel nedensellik analizi için bir temel oluşturmaktadır. Bu çalışmada geliştirilen asimetrik panel nedensellik testinin Hatemi-j tarafından geliştirilen asimetrik panel nedensellik testinden üstün yanı sıra ise kritik değerlerin bootstrap yöntemiyle elde ediliyor olmasıdır. Bu amaçla Konya tarafından literatüre kazandırılan nedensellik testi asimetrik forma dönüştürülerek panel verilere

uygulanmıştır. Bu doğrultuda aralarındaki nedensellik ilişkisi incelenen panel veri değişkenlerinin pozitif ve negatif bileşenleri kullanılarak literatüre asimetrik panel nedensellik testi kazandırılacaktır. Konya 'nın çalışmasına dayanan bu yeni panel nedensellik testi için öncelikle paneli oluşturan birimlerin ilgili değişkenleri aşağıdaki gibi pozitif ve negatif şoklarına ayrılır.

$$X_{it} = X_{it-1} + \varepsilon_{1it} = X_{i,0} + \sum_{j=1}^t \varepsilon_{1ij} \quad (4.11)$$

$$Y_{it} = Y_{it-1} + \varepsilon_{2it} = Y_{i,0} + \sum_{j=1}^t \varepsilon_{2ij} \quad (4.12)$$

Burada $X_{i,0}$ ve $Y_{i,0}$ başlangıç değerlerini göstermektedir. $\varepsilon_{1t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_{1t}}^2)$, $\varepsilon_{2t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_{2t}}^2)$ ile dağılan beyaz gürültü süreçleridir. Değişkenlerin bileşenleri arasındaki asimetrik ilişkinin incelenebilmesi için pozitif ve negatif şoklar aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır.

$$\varepsilon_{1it}^+ = \max(\varepsilon_{1it}, 0), \quad \varepsilon_{1it}^- = \min(\varepsilon_{1it}, 0)$$

$$\varepsilon_{2it}^+ = \max(\varepsilon_{2it}, 0), \quad \varepsilon_{2it}^- = \min(\varepsilon_{2it}, 0)$$

Pozitif ve negatif şoklar için birikimli formlar ise aşağıdaki şekilde oluşturulmaktadır.

$$X_{it}^+ = X_{i,0}^+ + \varepsilon_{1it}^+ = X_{i,0} + \sum_{j=1}^t \varepsilon_{1ij}^+$$

$$Y_{it}^+ = Y_{i,0}^+ + \varepsilon_{2it}^+ = Y_{i,0} + \sum_{j=1}^t \varepsilon_{2ij}^+$$

$$X_{it}^- = X_{i,0}^- + \varepsilon_{1it}^- = X_{i,0} + \sum_{j=1}^t \varepsilon_{1ij}^-$$

$$Y_{it}^- = Y_{i,0}^- + \varepsilon_{2it}^- = Y_{i,0} + \sum_{j=1}^t \varepsilon_{2ij}^-$$

Pozitif bileşenler arasındaki panel asimetri ilişkisinin testi için aşağıdaki Görünürde İlişkisiz Regresyon modeli (GİR) model kullanılır.

$$\begin{aligned}
Y_{1,t}^+ &= \alpha_{1,1} + \sum_{j=1}^{ly_1} \beta_{1,1,j} Y_{1,t-j}^+ + \sum_{j=1}^{lx_1} \delta_{1,1,j} X_{1,t-j}^+ + \varepsilon_{1,1,t}^+ \\
Y_{2,t}^+ &= \alpha_{1,2} + \sum_{j=1}^{ly_1} \beta_{1,2,j} Y_{2,t-j}^+ + \sum_{j=1}^{lx_1} \delta_{1,2,j} X_{2,t-j}^+ + \varepsilon_{1,2,t}^+ \\
&\vdots \\
&\vdots \\
Y_{N,t}^+ &= \alpha_{1,N} + \sum_{j=1}^{ly_1} \beta_{1,N,j} Y_{N,t-j}^+ + \sum_{j=1}^{lx_1} \delta_{1,N,j} X_{N,t-j}^+ + \varepsilon_{1,N,t}^+
\end{aligned} \tag{4.13}$$

ve

$$\begin{aligned}
X_{1,t}^+ &= \alpha_{2,1} + \sum_{j=1}^{ly_2} \beta_{2,1,j} Y_{1,t-j}^+ + \sum_{j=1}^{lx_2} \delta_{2,1,j} X_{1,t-j}^+ + \varepsilon_{2,1,t}^+ \\
X_{2,t}^+ &= \alpha_{2,2} + \sum_{j=1}^{ly_2} \beta_{2,2,j} Y_{2,t-j}^+ + \sum_{j=1}^{lx_2} \delta_{2,2,j} X_{2,t-j}^+ + \varepsilon_{2,2,t}^+ \\
&\vdots \\
&\vdots \\
X_{N,t}^+ &= \alpha_{2,N} + \sum_{j=1}^{ly_2} \beta_{2,N,j} Y_{N,t-j}^+ + \sum_{j=1}^{lx_2} \delta_{2,N,j} X_{N,t-j}^+ + \varepsilon_{2,N,t}^+
\end{aligned} \tag{4.14}$$

Denklemlerde l Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri yardımıyla belirlenen uygun gecikme uzunluğunu göstermektedir (Kónya, 2006: 982-983). N yatay kesit birim sayısını ($i = 1, \dots, N$), t ise zaman boyutunu ($t = 1, \dots, T$) ifade etmektedir.

Burada pozitif şoklar için nedensellik ilişkisi şu şekilde test edilebilir.

- i. X 'den Y 'ye doğru tek yönlü nedensellik, $\delta_{1,i,j}$ değişkeni tüm birimler için sifıra eşit değil iken $\beta_{2,i,j}$ değişkeni tüm birimler için sifıra eşit olduğu durumda ortaya çıkmaktadır.
- ii. Y 'den X 'e doğru tek yönlü nedensellik ise $\delta_{1,i,j}$ değişkeninin tüm birimler için sifıra eşit iken $\beta_{2,i,j}$ değişkeninin sifıra eşit olmadığı durumlarda söz konusudur.

Bunun yanında $\delta_{1,i,j}$ ve $\beta_{2,i,j}$ değişkenlerinin her ikisi de sıfıra eşit değil ise X ile Y arasında çift yönlü bir nedensellik söz konusu iken $\delta_{1,i,j}$ ve $\beta_{2,i,j}$ değişkenlerinin her ikisi de sıfıra eşit ise pozitif bileşenler için X ile Y arasında bir nedensellik söz konusu değildir.

Benzer şekilde negatif bileşenler arasındaki panel asimetri ilişkisinin testi için aşağıdaki GİR model kullanılır.

$$\begin{aligned}
Y_{1,t}^- &= \alpha_{1,1} + \sum_{j=1}^{ly_1} \beta_{1,1,j} Y_{1,t-j}^- + \sum_{j=1}^{lx_1} \delta_{1,1,j} X_{1,t-j}^- + \varepsilon_{1,1,t}^- \\
Y_{2,t}^- &= \alpha_{1,2} + \sum_{j=1}^{ly_1} \beta_{1,2,j} Y_{2,t-j}^- + \sum_{j=1}^{lx_1} \delta_{1,2,j} X_{2,t-j}^- + \varepsilon_{1,2,t}^- \\
&\cdot \\
&\cdot \\
Y_{N,t}^- &= \alpha_{1,N} + \sum_{j=1}^{ly_1} \beta_{1,N,j} Y_{N,t-j}^- + \sum_{j=1}^{lx_1} \delta_{1,N,j} X_{N,t-j}^- + \varepsilon_{1,N,t}^-
\end{aligned} \tag{4.15}$$

ve

$$\begin{aligned}
X_{1,t}^- &= \alpha_{2,1} + \sum_{j=1}^{ly_2} \beta_{2,1,j} Y_{1,t-j}^- + \sum_{j=1}^{lx_2} \delta_{2,1,j} X_{1,t-j}^- + \varepsilon_{2,1,t}^- \\
X_{2,t}^- &= \alpha_{2,2} + \sum_{j=1}^{ly_2} \beta_{2,2,j} Y_{2,t-j}^- + \sum_{j=1}^{lx_2} \delta_{2,2,j} X_{2,t-j}^- + \varepsilon_{2,2,t}^- \\
&\cdot \\
&\cdot \\
X_{N,t}^- &= \alpha_{2,N} + \sum_{j=1}^{ly_2} \beta_{2,N,j} Y_{N,t-j}^- + \sum_{j=1}^{lx_2} \delta_{2,N,j} X_{N,t-j}^- + \varepsilon_{2,N,t}^-
\end{aligned} \tag{4.16}$$

Negatif bileşenler arasındaki nedensellik ilişkisi ise yine benzer şekilde tespit edilmektedir.

- i. X'den Y'ye doğru tek yönlü nedensellik, $\delta_{1,i,j}$ değişkeni tüm birimler için sıfıra eşit değil iken $\beta_{2,i,j}$ değişkeni tüm birimler için sıfıra eşit olduğu durumda söz konusudur.

- ii. Y'den X'e doğru tek yönlü nedensellik ise $\delta_{1,i,j}$ değişkeninin tüm birimler için sifıra eşit iken $\beta_{2,i,j}$ değişkeninin sifıra eşit olmadığı durumlarda söz konusudur.

Bunun yanında $\delta_{1,i,j}$ ve $\beta_{2,i,j}$ değişkenlerinin her ikisi de sifıra eşit değil ise X ile Y arasında çift yönlü bir nedensellik söz konusu iken $\delta_{1,i,j}$ ve $\beta_{2,i,j}$ değişkenlerinin her ikisi de sifıra eşit ise pozitif bileşenler için X ile Y arasında bir nedensellik söz konusu değildir.

Asimetrik panel nedensellik testi negatif ve pozitif şoklar için Konya tarafından belirlenen adımlar izlenerek yapılabilir (Konya, 2006: 985-986). Pozitif şoklar için uygulanması gereken adımlar şu şekildedir.

- i) İlk olarak (4.13) numaralı denklem X'den Y'ye doğru nedenselliğin olmadığı ($\delta_{1,j,i} = 0$) temel hipotezi altında tahmin edilerek kalıntılar $e^+_{H_0,i,t}$ elde edilir. Bu kalıntılar $N \times T$ boyutunda bir matrisi ifade etmektedir.
- ii) Elde edilen kalıntılar ile tekrar örnekleme işlemi yapılır. Bu örnekleme işlemi yapılırken kalıntılardaki yatay kesit bağımlılığının bozulmaması için her bir yatay kesit biriminden teker teker kalıntı seçmek yerine ilk aşamada elde edilen kalıntı matrisinin sütunu olduğu gibi alınır. Bu yöntemle elde edilen kalıntılar $e^{+*}_{H_0,i,t}$, $t = 1, \dots, T^*$ şeklinde tanımlanmaktadır. Burada T^* , T 'den büyük değer alabilmektedir.
- iii) X'in Y'nin Granger nedeni olmadığı hipotezi varsayımıyla birlikte Y'nin bootstrap örneklerini elde etmek için aşağıdaki model tahmin edilir.

$$Y_{i,t}^{+*} = \hat{\alpha}_{1,i} + \sum_{j=1}^{ly_1} \hat{\beta}_{1,i,j} Y_{i,t-j}^{+*} + e^{+*}_{H_0,i,t}, \quad t = 1, \dots, T^* \quad (4.17)$$

- iv) Elde edilen $Y_{i,t}^{+*}$ değeri yukarıdaki denklem sistemlerinde $Y_{i,t}^+$ 'nin yerine konularak parametre kısıtı olmaksızın tahmin edilir. Daha sonra her bir yatay kesit için Wald istatistiği hesaplanır.

- v) İkinci ve dördüncü adımlar uygun sayıda tekrarlanarak Wald istatistiğinin dağılımı elde edilir. Bootstrap kritik değerler ise örnek dağılımının uygun persantilleri seçilerek elde edilir.

Negatif şoklar arasındaki nedensellik ilişkisi de benzer adımlar izlenerek test yapılabilir.

- i) İlk olarak (4.13) numaralı denklem X'den Y'ye doğru nedenselliğin olmadığı ($\delta_{1,j,i} = 0$) temel hipotezi altında tahmin edilerek kalıntılar $e^-_{H_0,i,t}$ elde edilir. Bu kalıntılar $N \times T$ boyutunda bir matrisi ifade etmektedir.
- ii) Elde edilen kalıntılar ile tekrar örnekleme işlemi yapılır. Bu örnekleme işlemi yapılırken kalıntılardaki yatay kesit bağımlılığının bozulmaması için her bir yatay kesit biriminden teker teker kalıntı seçmek yerine ilk aşamada elde edilen kalıntı matrisinin sütunu olduğu gibi alınır. Bu yöntemle elde edilen kalıntılar $e^{-*}_{H_0,i,t}$, $t = 1, \dots, T^*$ şeklinde tanımlanmaktadır. Burada T^* , T 'den büyük değer alabilmektedir.
- iii) X'in Y'nin Granger nedeni olmadığı hipotezi varsayımıyla birlikte Y'nin bootstrap örneklerini elde etmek için aşağıdaki model tahmin edilir.

$$Y_{i,t}^{-*} = \hat{\alpha}_{1,i} + \sum_{j=1}^{l_{y1}} \hat{\beta}_{1,i,j} Y_{i,t-1}^{-*} + e^{-*}_{H_0,i,t}, \quad t = 1, \dots, T^*$$

- iv) Elde edilen $Y_{i,t}^{-*}$ değeri yukarıdaki denklem sistemlerinde $Y_{i,t}^-$ 'nin yerine konularak parametre kısıtı olmaksızın tahmin edilir. Daha sonra her bir yatay kesit için Wald istatistiği hesaplanır.
- v) İkinci ve dördüncü adımlar uygun sayıda tekrarlanarak Wald istatistiğinin dağılımı elde edilir. Bootstrap kritik değerler ise örnek dağılımının uygun persantilleri seçilerek elde edilir.

BÖLÜM 5: GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELERİN BORSA VE DÖVİZ KURLARI ARASINDAKİ NEDENSELLİK İLİŞKİSİ

Bu bölümde yöntem ve veri seti tanıtıldıktan sonra geliştirilen asimetrik panel nedensellik testi ile gelişmekte olan ülkelerin borsa ve döviz kurları arasındaki ilişki incelenerek uygulama sonuçları yorumlanacaktır.

5.1.Borsa ile Döviz Kurları Arasındaki Teorik İlişki

Küreselleşme, gelişmekte olan ülkelerin finans piyasalarının uluslararası piyasalarla etkileşimini sağlamaktadır. Gelişen teknoloji ile birlikte yatırımcıların yabancı ülke borsalarına erişim olanağının artması finansal piyasaların etkinliğini arttırmaktadır. Bununla birlikte küreselleşme finansal piyasaları olumsuz yönde de etkileyebilmektedir. Özellikle gelişmekte olan ülkelerin küresel çapta bir finansal krizden gelişmiş ülkelere oranla daha fazla etkilenmesi buna en güzel örnektir. 1997 Asya finans krizinde döviz kuru oynaklığını artması ve yatırımların riskli olmalarından dolayı döviz kurları ve hisse senedi piyasaları arasındaki ilişki önemli hale gelmiştir (Mishra, 2004: 210 ; Phylaktis ve Ravazzolo, 2005: 1032). Bu açıdan bakıldığında oynaklığın yüksek olduğu hisse senetleri ve döviz kuru arasındaki ilişkinin incelenmesinde asimetrinin dikkate alınması sağlıklı sonuçlara ulaşabilmek için önem arz edebilir. İki değişken arasındaki ilişki basitçe şu şekilde açıklanabilir. Finansal bir kriz ülkelerin para ve sermaye piyasalarını olumsuz bir şekilde etkileyerek finansal piyasalardan yatırımcıların büyük oranda çekilmesine neden olacaktır. Döviz kuru ile hisse senedi arasındaki ilişkinin yönü konusunda literatürde farklı görüşler vardır (Nieh ve Lee, 2001: 477-478). Döviz kuru ile hisse senedi arasındaki ilişki pozitif yönde olabileceği gibi negatif yönlü de olabilmektedir. Bu noktada değişkenler arasındaki ilişkiyi inceleyen birçok teori bulunmaktadır. Bunlar; Geleneksel yaklaşım, Portföy dengesi yaklaşımı, Hisse senedi yaklaşımı ve Varlık piyasası yaklaşımı teorisi olarak sınıflandırılabilir (Yıldız, 2014: 78).

5.1.1. Borsadan Döviz Kuruna Doğru Bir İlişki

Literatürde yer alan birçok çalışma değişkenler arasındaki nedenselliğin döviz kurundan hisse senedi fiyatlarına doğru olduğunu söylese de, tam tersi ilişkinin olduğunu savunan çalışmalarda vardır. Hisse senetleri döviz kurunu iki kanaldan etkilemektedir. Bunlar Portföy dengesi yaklaşımı ile Parasal yaklaşımdır. Portföy dengesi yaklaşımında

değişkenler arasındaki ilişkinin yönü hisse senedinden döviz kurudur (Nath ve Samanta, 2003). Hisse sentlerinin aşırı değerlenmesi talebi arttıracaktır. Ulusal para biriminden olan hisse sentlerine talebin artması ulusal paraya olan talebin artmasına dolayısıyla döviz kurunun değer kaybetmesine neden olacaktır (Muhammad & Rasheed, 2004: 536). Bu da değişkenler arasında negatif bir ilişkinin varlığına işaret etmektedir. Diğer bir ifadeyle hisse senedi fiyatlarında meydana gelen artış ulusal varlıkların değerini arttırıcı bir etki yaratması ulusal yatırımcıların elindeki yabancı varlığını satarak ulusal varlığa yatırması anlamına gelmektedir. Dolayısıyla ulusal para değer kazanırken döviz kuru düşecektir. Hisse senedi fiyatlarında meydana gelen bir azalma ise net yabancı sermaye çıkışına ve dolayısıyla döviz kuruna olan talebin artmasına ve döviz kurunun artmasına neden olacaktır (Görmüş , 2004: 10).

Parasal yaklaşıma göre hisse senedi fiyatlarında meydana gelen bir düşüş yerel yatırımcıların varlıklarının düşmesine ve dolayısıyla yerel paraya olan talebin ve faizin düşmesine yol açacaktır. Faiz oranlarında meydana gelen bu düşüşün sonucu olarak ise yatırımcılar fonlarını faize bağlı yerel varlıklardan çekerek dövizle bağlı yabancı varlıklara yatıracaklardır (Görmüş , 2004: 10). Sonuç olarak hisse senedi fiyatlarında meydana gelecek bir azalma yerel para biriminde bir düşüşe neden olacaktır. Bu durumda ise döviz krizi olma riski artacaktır.

5.1.2. Döviz Kurundan Borsaya Doğru Bir İlişki

Döviz kurlarının hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisi iki farklı kanaldan ortaya çıkmaktadır. Bunlardan ilki hisse senedi ve döviz kuru arasında pozitif bir ilişkinin varlığına işaret eden geleneksel yaklaşımdır. Bu yaklaşım etkin piyasa hipotezine dayanmaktadır. Döviz kurlarının değişmesi ülkenin küresel ticaretini etkileyeceği gibi küresel rekabeti de etkilemektedir. (Dornbush ve Fischer, 1980). Döviz kurunun değer kazanması ihracatı arttırırken ithalatı azaltacaktır. İhracattaki bir artış ihracatçı firmaların kazançlarının artacağı beklentisi oluşturduğundan borsada işlem gören ihracatçı firmaların hisse senetlerinin fiyatları artacaktır. Bundan dolayı ihracatçı firma ağırlıklı borsanın değeri artarken ithalatçı firma ağırlıklı borsaların değeri azalacaktır (Görmüş , 2004: 6). Şöyle ki yerli paranın değer kaybetmesi ithalatın azalmasına neden olacağından ithalat yapan firmaların karlılıklarında ve hisse senetlerinin değerinde bir azalma meydana gelecektir. Kısaca ulusal paranın değer kaybetmesi ile birlikte ihracatçı

firmaların hisse senedi artarken ithalatçı firmaların hisse senetleri düşüşe geçecektir. Tersine durumda ise ulusal para değeri kazanacağından ihracat azalacak ve ihracatçı firmaların hisse senedi fiyatları düşerken ithalatçı firmaların hisse senedi fiyatları artacaktır. Dolayısıyla geleneksel yaklaşım ulusal paranın değeri kazanması veya kaybetmesine göre hisse senedi değerlerini belirlemektedir. Diğer bir ifadeyle bu teoriye göre, hisse senedi piyasasının işleyişi döviz kurunun durumuna bağlıdır (Kasman, 2003: 72).

Döviz kurunun hisse senedi fiyatlarını etkilediği diğer bir kanal ise, yerli paranın değeri kaybetmesiyle birlikte yerli paraya bağlı varlıkların getirisinin düşmesi ile oluşacaktır. Yatırımcılar yerli paraya bağlı varlıklar yerine dövizle bağlı varlıklara yatırım yapmayı tercih edeceklerdir. Yerli paraya bağlı bir varlık olan hisse senetlerinin de değeri düşecektir. Döviz kuru riski yatırımcılar için önemli bir faktördür. Yerli paranın değeri kaybetmesiyle birlikte yatırımcılar borsadaki varlıklarını çekerek yabancı paralara yatırım yaparlar. Bunun sonucunda borsa değeri kaybetmeye başlayacaktır (Görmüş , 2004: 7). Kısaca yerel para biriminde meydana gelen düşüş borsanın değeri kaybetmesine neden olacaktır. Bu durumda borsada bir kriz meydana gelme olasılığı artacaktır.

5.1.3. Döviz Kuru ile Borsa Arasında Çift Yönlü İlişki

Döviz kuru ve hisse senedi arasındaki ilişki tek yönlü olabileceği gibi çift yönlü bir ilişkinin varlığından da söz edilebilir. Hisse senedi yaklaşımı, döviz kurunun hisse senedi için arz-talep dengesini etkileyen bir unsur olabileceği dolayısıyla ilişkinin çift yönlü olarak ele alınması gerektiğini savunmaktadır (Yıldız, 2014: 79). Sermaye varlıklarının değerleri belirlenirken gelecekte oluşacak nakit akımlarının bugünkü değerleri dikkate alınmaktadır. Dolayısıyla döviz kurundaki beklentiler varlık fiyatları üzerinde etkili olacaktır. Bu sebeple döviz kuru oynaklığı hisse senedi fiyatlarından etkileneneceği gibi onu da etkileyebilmektedir (Zhao, 2010: 104). Yine faiz oranları her iki değişkeni birden etkileyeceği için değişkenler arasındaki ilişki çift yönlü olabilmektedir.

5.1.4. Döviz Kuru ile Borsa Arasındaki İlişkisizlik

Varlık piyasası yaklaşımını göre ise döviz kuru ile hisse sendi arasında ilişki yoktur veya ilişki var olsa bile zayıf bir ilişki vardır. Bu yaklaşıma göre döviz kuru bir varlığın fiyatıdır ve döviz kuru ile ilgili dalgalanmanın döviz kurunun bugünkü fiyatını etkilerken gelecekteki fiyatını etkilememektedir. Burada döviz kurundaki değişmeler hisse senedi fiyatından değil başka faktörlerden etkilenmektedir. Dolayısıyla döviz kuru ile hisse senedi arasında bir ilişki bulunmamaktadır. Değişkenler arasında bir ilişki bulunsa dahi bu ilişki zayıf bir formdan öteye gidememektedir. Diğer bir taraftan ulusal paranın değeri artarken ithal girdi kullanan firmaların maliyetleri artacağından daha az rekabet edebilir bir konuma geleceklerdir. Fakat bu durum hisse senedi fiyatlarının değişmeyerek sabit kalması ile sonuçlanabilir (Naeem ve Rasheed, 2002: 536).

5.2.Literatür Taraması

Döviz kuru ile hisse senedi arasındaki ilişkinin incelendiği birçok çalışma bulunmaktadır. Fakat değişkenler arasındaki ilişkinin varlığı veya yönü ile ilgili literatürde bir görüş birliğine varılamamıştır. Değişkenler arasındaki ilişki literatürde ilk olarak Frank ve Yang (1972) tarafından incelenmiştir. Frank ve Yang (1972) altı farklı döviz kuru ile yaptıkları çalışmalarında değişkenler arasında bir ilişki bulamamışlardır. Daha sonra gelen çalışmalardan bir kısmı değişkenler arasında ilişki bulurken diğer kısmı zayıf veya bir hiçbir ilişki bulamamıştır. Bu konuda değişkenler arasında ilişki olduğunu savunan çalışmalar şu şekilde özetlenebilir. Aggarwal (1981), Solnik (1987), Smith (1992), Abdalla ve Murinde (1997), Granger, Huang ve Yang (2000), Ibrahim (2000), Kim (2003), Yang ve Doong (2004), Maysami, Howe ve Hamzah (2004), Phylaktis ve Ravazzolo (2005), Dimitrova (2005), Vygodina (2006), Tabak (2006), Lee (2012), Boako, Omane-Adjepong ve Frimpong (2015) ve Sharma (2015). Döviz kuru ile hisse senedi arasında zayıf veya hiç ilişki bulmayan çalışmalar ise şu şekildedir. Frank ve Yang (1972), Bahmani-Oskooee ve Sohrabian (1992), Bartov ve Bodnor (1994), Nieh ve Lee(2001), Stavárek (2005), Rahman ve Uddin (2009).

Hisse senedi ile döviz kuru arasında bir ilişkinin varlığını savunan çalışmalar şu şekilde özetlenebilir.

Aggarwal (1981) hisse senedi ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi araştırdıkları çalışmalarında hisse senedi fiyatları ile efektif döviz kuru değişkenlerini 1974-1978 dönemi aylık veriler yardımıyla incelemişlerdir. Çalışmada yöntem olarak ise basit regresyon analizi uygulanmış ve hisse senedi ile döviz kuru arasında pozitif bir ilişki bulunmuştur. Uzun dönem için ilişkinin gücü yüksek fakat kısa dönem için daha az bulunmuştur.

Solnik (1987) tarafından yapılan çalışmada ise aylık ve üçer aylık veriler kullanılarak sekiz sanayi ülkesi için döviz kuru ile hisse senedi arasındaki ilişki incelenmiştir. Aylık veriler kullanılarak yapılan regresyon analizleri neticesinde değişkenler arasında negatif bir ilişki bulunurken, üçer aylık veriler kullanılarak yapılan regresyon analizinde ise pozitif fakat zayıf bir ilişki saptanmıştır. Çalışmadan çıkan diğer bir sonuç ise veri frekanslarının ilişkinin yönünü ve gücünü etkileyebileceği yönündedir.

Smith (1992) portföy denge modeli yardımıyla 1974-1988 dönemi verileriyle döviz kuru belirleyicilerini incelemiştir. Yapılan analizler para ve bono stoklarının döviz kuru üzerinde az bir etkiye sahip iken hisse senedi değerlerinin döviz kuru üzerindeki etkisinin fazla olduğunu göstermektedir.

Abdalla ve Murinde (1997) Hindistan, Kore, Pakistan ve Filipinleri kapsayan çalışmalarında döviz kuru ve hisse senedi arasındaki ilişkiyi 1985:01-1994:07 dönemi için aylık olarak incelemişlerdir. Çalışmada değişkenler arasındaki ilişki ADF birim kök ve VAR model yardımıyla incelenmiştir. Yapılan ampirik analiz sonuçlarında Filipinler dışında tüm ülkeler için nedenselliğin yönünün döviz kurundan hisse senedi fiyatlarına doğru olduğu saptanmıştır. Çalışmada yapılan analiz neticesinde hükümetlerin döviz kuru politikalarında daha dikkatli olmaları gerektiği belirtilmiştir.

Granger, Huang ve Yang (2000) tarafından Güney Kore, Honkong, Singapur, Malezya, Tayland, Filipinler, Endonezya, Japonya ve Tayvan için 3 Ocak 1986 ile 16 Haziran 1998 yılları arasında haftanın 5 iş günü kullanılarak yapılan çalışmada döviz kuru ve hisse senedi arasındaki ilişki incelenmiştir. Ekonometrik yöntem olarak etki tepki fonksiyonlarının, birim kök ve eşbütünleşme analizlerinin kullanıldığı çalışmada Güney

Kore için deęişkenler arasındaki ilişkinin yönü beklendięi gibi döviz kurundan hisse senedine doęru bulunmuştur. Diğer taraftan Filipinler için ilişkinin yönü hisse senedinden döviz kuruna doęru bulunmuştur. Honkong, Singapur, Malezya, Tayland ve Tayvan için ise deęişkenler arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkinin varlığına ulaşılmıştır. Son olarak Endonezya ve Japonya verileri deęişkenler arasındaki ilişkiyi açıklamakta başarısız olmuşlardır.

Ibrahim (2000) çalışmasında Malezya için hisse senedi ve döviz kurları arasındaki ilişkiyi 1979:01 ile 1996:06 yılları arasında aylık veriler kullanarak incelemiştir. Çalışmada ilk olarak deęişkenlerin duraęanlık dereceleri ADF ve Philips Perron birim kök testleri yardımıyla test edilmiş ve düzeyde birim köklü bulunan deęişkenlere eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Yapılan eşbütünleşme analizi neticesinde deęişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduęu sonucuna ulaşılmıştır.

Kim (2003) çalışmasında 1974:01–1998:12 dönemi aylık verileri kullanarak Amerika için döviz kuru ve hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi çoklu eşbütünleşme ve VAR modeller yardımıyla incelemiştir. Yapılan analiz neticesinde hisse senedi fiyatlarının endüstriyel üretim ile pozitif, döviz kuru faiz oranı ve enflasyon ile negatif ilişkili olduęu sonucuna ulaşılmıştır.

Yang ve Doong (2004) çalışmalarında G-7 ülkeleri için döviz kuru ve hisse senedi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. 1979:05 ile 1999:01 dönemi 1045 adet günlük verinin kullanıldığı çalışmada hisse seni endeksleri olarak, Toronto 300 Composite, Paris CAC 40, Frankfurt DAX, Milan Stock Index, Nikkei 225, FT-100 ve S&P 500 endeksleri kullanılmıştır. Çalışmada ekonometrik yöntem olarak Philips-Perron birim kök ve Johansen eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Serilerin duraęanlık dereceleri incelendikten sonra yapılan eşbütünleşme testi sonuçlarına göre deęişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Deęişkenler arasındaki ilişkinin büyüklüğü için GARCH model kurulmuş ve ilişkinin zayıf olduęu tespit edilmiştir.

Maysami, Howe ve Hamzah (2004) Singapur için yaptıkları çalışmalarında seçilmiş hisse senedi endeksleri ile makroekonomik deęişkenler arasındaki ilişkiyi

incelemişlerdir.1989-2001 dönemi aylık verilerin kullanıldığı çalışmada endeks olarak finans endeksi, Hotel endeksi ve Mülkiyet endeksi kullanılmıştır. Eşbütünleşme analizi yardımıyla değişkenler arasındaki ilişki incelenmiştir. Ampirik analiz sonuçlarına göre Hisse senedi ve Mülkiyet endeksinin faiz oranları, enflasyon, döviz kuru ve para arzı değişkenleriyle kısa ve uzun dönemde ilişkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Phylaktis ve Ravazzolo (2005) çalışmalarında Pasifik Havzası ülkelerinden Hong Kong, Malezya, Singapur, Tayland ve Filipinler için hisse senedi ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmada kullanılan zaman periyodu uygunluk durumuna göre ülkeler için farklılık göstermektedir. Malezya ve Tayland için 1980:01-1998:12, Hong Kong için 1981:01-1998:12, Filipinler için 1986:05-1998:12 ve Singapur için 1990:01-1998:12 arası aylık veriler kullanılmıştır. Sonuçlar tüm ülkeler için benzer olup hisse senedi ve döviz kuru arasında pozitif bir ilişki bulunmuştur.

Dimitrova (2005) çalışmasında 1990:01 ile 2004:08 dönemi için Amerika ve İngiltere için döviz kuru ile hisse sendi arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Çalışmada değişkenlerin durağanlık durumları ADF birim kök testi ile sınanmıştır. Durağanlığı sınanan değişkenler ile çoklu regresyon modeli kurulmuş ve model ile ilgili sorunlar giderilmeye çalışılmıştır. Bu aşamadan sonra değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırılması için Granger nedensellik testinden yararlanılmıştır. Yapılan analizler neticesinde belirtilen dönemde her iki ülke için hisse senedi ve döviz kuru arasında pozitif bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir.

Tabak (2006) 1994-2002 yılları arasında 1222 adet günlük veri ile Brezilya için yapmış olduğu çalışmasında döviz kuru ile hisse senedi arasındaki dinamik ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada son zamanlarda kullanılmaya başlanan kırılmalı birim kök, eşbütünleşme ve nedensellik testleri kullanılmıştır. Yapılan testler sonucunda değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunamazken doğrusal Granger nedensellik testi sonuçlarına göre hisse senedi fiyatlarından döviz kuruna doğru bir nedensellik tespit edilmiştir. Buda portföy dengesi yaklaşımına işaret etmektedir. Dolayısıyla değişkenler arasında negatif bir korelasyonun varlığından söz edilmiştir. Doğrusal olmayan Granger nedensellik testi

sonuçlarına göre ise döviz kurundan hisse senedi fiyatlarına doğru bir nedensellik ilişkisinden söz edilebilir ki bu da geleneksel yaklaşıma uygunluk göstermektedir.

Lee (2012) 2005:08-2012:03 dönemini kapsayan çalışmasında Hong Kong hisse senedi piyasası ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada kullanılan ekonometrik yöntem olarak ADF birim kök testi ile Granger nedensellik ve Augmented Engle-Granger eşbütünleşme testlerinden yararlanılmıştır. Ampirik analiz sonuçlarına göre değişkenler arasında kısa ve uzun dönemli bir ilişki tespit edilmiştir. Yapılan nedensellik sınaması sonuçları ise nedenselliğin döviz kurundan hisse senedine doğru olduğunu göstermektedir.

Boako, Omane-Adjepong ve Frimpong (2015) çalışmalarında 4 Ocak 2011 ile 31 Temmuz 2014 döneminde Gana için Hisse senedi getiri ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada değişkenler arasındaki ilişki Bayesyen Kantil Regresyon modeli ve nedensellik testleri yardımıyla incelenmiştir. Ampirik analizler sonucunda değişkenler arasındaki ilişkinin Portföy teorisinden ziyade geleneksel teoriye daha uygun olduğu görülmüştür.

Sharma (2015) çalışmasında Hindistan hisse senedi getirileri ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi 2007:01-2005:03 dönemi günlük verileri kullanarak incelemiştir. Yapılan analizlerde serilerin normal dağıldığı ve aralarında negatif bir ilişkinin var olduğu tespit edilmiştir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmak için serilere birim kök testi yapıldıktan sonra Johansen eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Test sonuçlarına göre döviz kuru ve hisse senedi getirileri arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilmiştir. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin belirlenmesi için nedensellik testleri yapılmış ve değişkenler arasında ilaç ve medya sektörü hariç tüm sektörlerde döviz kurundan hisse senedi getirisine doğru bir nedensellik ilişkisine rastlanmıştır.

Döviz kuru ile hisse senedi arasında zayıf veya ilişkinin olmadığı çalışmalar ise şu şekilde özetlenebilir.

Bahmani-Oskooee ve Sohrabian (1992) ABD için yaptıkları çalışmada döviz kuru ve hisse senedi arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik ve eşbütünleşme analizlerini

uygulamışlardır. Değişkenlerin durağanlığının ADF birim kök testi yardımıyla incelenmiştir. ADF birim kök sonuçlarına göre değişkenler düzeyde birim köklü çıkmışlardır. Birim köklü değişkenlere yapılan eşbütünleşme analizi neticesinde değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığına rastlanamamıştır. Birinci farkları alınan değişkenlere uygulanan Granger nedensellik testi sonuçlarına göre ise S&P 500 tarafından temsil edilen hisse senedi değişkeninden döviz kuruna doğru kısa dönemli bir nedensellik tespit edilmiştir. Yapılan bu çalışma değişkenler arasındaki ilişkinin ilk olarak nedensellik ve eşbütünleşme testleri yardımıyla incelenmesi açısından önem arz etmektedir.

Bartov ve Bodnor (1994) 1978-1989 dönemini kapsayan çalışmalarında birden fazla model yardımıyla hisse senedi ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Değişkenler arasındaki ilişki kırılma yılı kabul edilen 1983 yılından önce ve sonra olmak üzere iki dönem için ayrı ayrı incelenmiştir. Analiz sonuçlarında her iki zaman periyodu için değişkenler arasında güçlü bir ilişkiye rastlanamamıştır.

Nieh ve Lee(2001) çalışmalarında 1993:10 ile 1996:02 dönemini kapsayan 618 veri ile G-7 ülkeleri Kanada, Fransa, Almanya, İtalya Japonya, İngiltere ve Amerika için hisse senedi ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi dinamik olarak incelemişlerdir. Çalışmada ADF birim kök testi ile değişkenlerin durağanlıkları incelendikten sonra Engle-Granger eşbütünleşme testi ve Johansen eşbütünleşme testi yardımıyla eşbütünleşme analizi yapılmıştır. Ampirik analizler neticesinde G-7 ülkeleri için belirlenen dönemde döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişki bulunamamıştır.

Stavárek (2005) Amerika ve seçilmiş Avrupa birliği ülkeleri için hisse senedi ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Kullanılan veri seti ülkelere farklılık göstermektedir. Bunun nedeni ise ülkelerin veri setindeki uygunluk olarak açıklanmıştır. Çalışmada Avusturya, Fransa, Almanya, İngiltere ve Amerika için 1969:12–2003:12; Polonya için 1993:12–2003:12; Çek Cumhuriyeti için 1994:12–2003:12; Macaristan için 1995:01–2003:12 ve son olarak Slovakya için 1995:06–2003:12 dönemi aylık verileri kullanılmıştır. ADF ve Philips-Perron birim kök testleri kullanılan çalışmada eşbütünleşme ve nedensellik analizlerinden yararlanılmıştır. Ampirik sonuçlar 1970–

1992 dönemi için belirtilen tüm ülkeler için uzun dönemli bir ilişkinin var olmadığını fakat 1993-2003 dönemi için değişkenler arasında güçlü bir ilişki söz konusudur.

Vygodina (2006) çalışmasında 1987–2005 yılları arasında günlük veriler kullanarak yaptığı çalışmada Amerika için döviz kuru ve hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada ekonometrik yöntem olarak birim kök testleri ve Granger nedensellik testleri kullanılmıştır. Ampirik bulgulara göre büyük ölçekli firmalar için değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisi var iken küçük çaplı firmalar için değişkenler arasında bir ilişki bulunamamıştır. Çalışmadan çıkan diğer bir sonuç ise değişkenler arasındaki ilişkinin zaman periyodu boyunca değişim göstermesidir.

Rahman ve Uddin (2009) çalışmalarında Bangladeş, Hindistan ve Pakistan için döviz kuru ve hisse senedi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Döviz kuru olarak Bangladeş Takası, Hindistan Rupisi ve Pakistan Rupisinin Amerikan Doları karşısındaki döviz kuru kullanılmıştır. Hisse senedi için ise Dhaka Stock Exchange General Index, Bombay Stock Exchange Index ve Karachi Stock Exchange değerleri kullanılmıştır. Kullanılan veri seti bütün değişkenler için aylık olup 2003:01-2008:06 dönemini kapsamaktadır. Ampirik analiz sonuçlarının değişkenlerin birinci dereceden eşbütünlük oldukları tespit edilmiştir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını tespit etmek için birim köklü bu serilere Johansen eşbütünlük testi uygulanmıştır. Eşbütünlük testi sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunamamıştır. Son olarak değişkenler durağan hale getirildikten sonra Granger nedensellik testi uygulanmış fakat değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.

5.3. Veri Seti ve Yöntem

Çalışmada Çin, Hindistan, Brezilya, Meksika, Rusya, Endonezya, Türkiye, Yunanistan, Malezya, Filipinler ve Arjantin için döviz kuru ve borsa arasındaki ilişki geliştirilen asimetrik panel nedensellik testi yardımıyla incelenecektir. Bu amaçla kullanılan veri aralığı Eylül 2007- Kasım 2015 arası olarak belirlenmiştir. Borsa değişkenini temsil etmek üzere seçilen ülkelerin borsa endeksleri kullanılmıştır. Bu endeksler bir tablo yardımıyla şu şekilde gösterilebilir.

Tablo 4
Ülkelerin Borsa Endeksleri

Ülkeler	Endeks İsimleri	Kısaltması
Arjantin	Merval Index	MERV
Brezilya	Bolsa deValores do Estado de São Paulo Index	BOVESPA
Çin	Shanghai Stock Exchange Composite Index	SSE
Endonezya	IDX Composite Index	JKSE
Filipinler	Philippine Stock Index	PSI
Hindistan	Stock Market Index	NIFTY 50
Malezya	Kuala Lumpur Composite Index	KLCI
Meksika	Índice de Precios y Cotizaciones	IPC
Rusya	Russia Trading System Index	RTS
Türkiye	Borsa İstanbul 100 Index	BİST100
Yunanistan	Athens-Composite Index	AT

Nominal döviz kurunu deflate etmek için, Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) ve Üretici Fiyat Endeksi (ÜFE) olmak üzere iki farklı fiyat endeksi kullanılmaktadır. Bu çalışmada farklı ülkeler arasında karşılaştırılabilme kolaylığı sağladığı, ticarete konu olmayan malların da nispi fiyat değişmelerini yansıtabildiği için, TÜFE ile deflate edilen Reel Efektif Döviz Kuru (REDK) kullanılmıştır.

5.4.Uygulama Sonuçları

Döviz kuru ile borsa arasındaki nedensellik ilişkisi ilk olarak simetrik panel nedensellik testi ile incelenmiştir. Bu amaçla literatürde yer alan panel nedensellik testlerinden Kónya panel nedensellik testi kullanılmıştır. Kónya panel nedensellik testinin seçilmesinin nedeni ise panelde bulunan her bir ülke için ayrı bootstrap kritik değer hesaplamasıdır. Bu sayede her bir ülke bireysel olarak değerlendirilebilmektedir. Yapılan analizlerde döviz kurundan borsa değişkenine doğru bir nedenselliğin varlığı incelenmiştir. Amprik sonuçlar Tablo 5 özetlenmiştir.

Tablo 5
Borsa ile Döviz Kuru Arasındaki Konya Panel Nedensellik Testi Sonuçları

Ülkeler	Wald İst.	H ₀ : Döviz Kuru, Borsa'nın nedeni değildir.		
		Bootstrap Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
Arjantin	0.20198633	7.93098	4.64467	3.25349
Brezilya	4.0631855***	8.24846	4.7311	3.28926
Çin	1.585894	8.07446	4.6751	3.28322
Endonezya	2.6146087	8.45043	4.68565	3.20299
Filipinler	16.370936*	8.5904	4.60131	3.23834
Hindistan	6.2578212**	7.98761	4.6598	3.28626
Malezya	0.1178957	7.94089	4.68166	3.35522
Meksika	5.5588996**	8.33656	4.66604	3.24453
Rusya	7.074125**	8.40141	4.77851	3.41697
Türkiye	0.44075293	7.66981	4.52377	3.19646
Yunanistan	3.0178564	8.18549	4.72248	3.32036

Not: *, **, ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 5 de görüldüğü gibi %10 anlamlılık düzeyinde Brezilya için döviz kurunun borsanın nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Yine %5 anlamlılık düzeyinde Hindistan, Meksika ve Rusya için döviz kurunun borsanın nedeni olduğu, %1 anlamlılık düzeyinde ise Filipinler için döviz kurunun borsanın nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçlara göre farklı anlamlılık düzeyinde Brezilya, Hindistan, Meksika, Rusya ve Filipinler için geleneksel yaklaşımın geçerli olduğu görülmektedir.

Borsa ile döviz kuru arasındaki ilişki, döviz kuru bağımlı değişken alınarak tekrar incelendiğinde elde edilen sonuçlar Tablo 6'da gösterilmiştir.

Tablo 6
Döviz Kuru ile Borsa Arasındaki Konya Panel Nedensellik Testi Sonuçları

Ülkeler	Wald İst.	H ₀ : Borsa, Döviz Kurunun nedeni değildir.		
		Bootstrap Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
Arjantin	2.8500	8.46043	4.99826	3.52985
Brezilya	0.14153266	8.09726	4.70423	3.26799
Çin	4.001118***	8.49079	4.97085	3.55565
Endonezya	5.2781245**	8.84861	4.89729	3.44895
Filipinler	0.6585297	8.43598	5.12455	3.57281
Hindistan	0.00385	8.74109	5.03038	3.51862
Malezya	0.2.870	8.9123	4.95164	3.46944
Meksika	3.0400	8.3204	4.59296	3.28959
Rusya	5.9122062**	8.79001	5.05627	3.52796
Türkiye	1.4300	8.57536	4.79234	3.34616
Yunanistan	0.81206713	8.96361	4.93842	3.45629

Not: *, **, ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Burada değişkenler arasındaki ilişki borsadan döviz kuruna doğru olacak şekilde incelemiştir. Elde edilen sonuçlara göre Çin'de %10 anlamlılık düzeyinde borsadan döviz kuruna doğru bir ilişki bulunurken, Rusya ve Endonezya'da bu ilişki %5 anlam düzeyinde elde edilmiştir. Bu sonuçlara göre Çin, Rusya ve Endonezya için Portföy dengesi veya Parasal yaklaşımlardan birinin geçerli olduğu görülmektedir.

Buraya kadar değişkenler arasındaki ilişki simetrik olarak ele alınarak nedensellik testi yapılmıştır. Bu noktada değişkenler arasındaki ilişki yeni geliştirilen asimetric panel nedensellik testi ile incelenecektir. Bu inceleme sonucunda değişkenler arasındaki saklı ilişkiler ortaya çıkarılabilmektedir. Asimetric panel nedensellik testine geçmeden önce veriler Granger ve Yoon tarafından geliştirilen teknik yardımıyla pozitif ve negatif bileşenlerine ayrılmıştır. Bu ayrıştırma her iki değişken için de yapılmıştır. Pozitif ve negatif bileşenlerin elde edilmesinden sonra değişkenler arasındaki ilişki ilk olarak pozitif bileşenler arasında yapılacaktır. Daha sonra ilişki negatif bileşenler için tekrar araştırılacaktır. Son olarak pozitif ve negatif bileşenler arasındaki çapraz ilişkiler de incelenerek sonuçlar yorumlanacaktır. Bu amaçla ilk olarak döviz kurundan borsaya doğru nedensellik ilişkisi pozitif bileşenler kullanılarak incelenmiştir. Yapılan asimetric panel nedensellik testi neticesinde elde edilen sonuçlar Tablo 7'de gösterilmiştir.

Tablo 7
Borsa ile Döviz Kuru Pozitif Şokları Arasındaki Asimetrik Panel Nedensellik Testi
Sonuçları

Ülkeler	H₀: Döviz Kuru, Borsa'nın nedeni değildir.			
	Wald İst.	Bootstrap Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
Arjantin	0.0855	8.15848	4.72891	3.31117
Brezilya	9.4185361**	12.72408	7.66992	5.56677
Çin	11.43138**	16.63731	10.40109	7.87957
Endonezya	3.6972069***	8.83471	4.908	3.45098
Filipinler	7.7191499**	9.22983	5.0472	3.61386
Hindistan	5.33864***	12.06024	6.88488	5.02578
Malezya	0.079100744	8.73875	5.00324	3.46125
Meksika	1.4250512	10.57058	6.23193	4.35762
Rusya	0.31717681	8.59973	4.83919	3.34505
Türkiye	1.862538	11.98785	7.21161	5.16862
Yunanistan	0.84101694	8.53532	4.78678	3.31362

Not: *, **, ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 7’de döviz kurunun pozitif bileşenlerinden borsanın pozitif bileşenlerine doğru bir nedenselliğin varlığı araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre Hindistan ve Endonezya için %10 anlamlılık düzeyinde döviz kurunun pozitif bileşenlerinden borsanın pozitif bileşenlerine doğru bir nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Çin, Brezilya ve Filipinler için ise bu ilişki %5 anlamlılık düzeyinde ortaya çıkmaktadır. Bu sonuçlara göre yapılan simetrik nedensellik testi neticesinde Çin ve Endonezya için tespit edilemeyen ilişkinin pozitif şoklar yardımıyla tespit edildiği, Meksika ve Rusya için ise simetrik testlerde tespit edilen ilişkinin pozitif bileşenler arasında var olmadığı görülmüştür.

Döviz kurundan borsaya doğru asimetrik nedenselliğin araştırılmasına negatif bileşenler arasındaki ilişkinin incelenmesiyle devam edilmiştir. Buna göre değişkenlerin negatif bileşenleri arasında asimetrik nedensellik testi yapılmış ve sonuçlar Tablo 8’de gösterilmiştir.

Tablo 8
Borsa ile Döviz Kuru Negatif Şokları Arasındaki Asimetrik Panel Nedensellik Testi Sonuçları

Ülkeler	Wald İst.	H ₀ : Döviz Kuru, Borsa'nın nedeni değildir. Bootstrap Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
Arjantin	0.4470	7.91767	4.6509	3.29539
Brezilya	1.2112496	10.62738	6.34932	4.3271
Çin	9.8656022**	11.4617	6.52038	4.61353
Endonezya	0.16142239	8.05205	4.70425	3.26392
Filipinler	0.33738219	8.37718	4.92465	3.39096
Hindistan	0.00511	9.05167	5.3702	3.78146
Malezya	1.3000	8.80081	4.94863	3.37098
Meksika	0.0251	9.27125	5.314	3.76523
Rusya	2.7004429	8.49252	4.86752	3.33128
Türkiye	0.0916	9.81225	5.72514	4.05085
Yunanistan	0.60322798	8.0519	4.71295	3.32554

Not: *, **, ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 8 de döviz kurunun negatif bileşenlerinden borsanın negatif bileşenlerine doğru nedensellik ilişkisinin %5 anlamlılık düzeyinde yalnızca Çin için geçerli olduğu görülmektedir. Panelde yer alan diğer ülkeler için negatif bileşenlerde döviz kurundan borsaya doğru bir nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.

Döviz kurundan borsaya doğru nedensellik ilişkisinin araştırılması noktasında incelenecek diğer bir durum döviz kurunun negatif bileşenlerinden borsanın pozitif bileşenlerine doğru bir nedensellik ilişkisinin varlığının araştırılmasıdır.

Tablo 9
Borsa Pozitif, Döviz Kuru Negatif Şokları Arasındaki Asimetrik Panel Nedensellik Testi Sonuçları

Ülkeler	Wald İst.	H ₀ : Döviz Kuru, Borsa'nın nedeni değildir.		
		Bootstrap Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
Arjantin	0.4220	7.47649	4.53058	3.19014
Brezilya	2.6356743	9.0494	5.18496	3.6416
Çin	0.10943994	13.05705	7.91387	5.85566
Endonezya	3.4984336***	8.36351	4.86795	3.38339
Filipinler	2.7491138	8.66318	5.16467	3.6168
Hindistan	6.4100**	10.9222	6.30444	4.61769
Malezya	0.1770	8.55662	4.6316	3.17021
Meksika	15.496326*	9.22697	5.38859	3.76435
Rusya	0.76500594	8.97376	4.9358	3.35234
Türkiye	3.43000	11.628	6.86119	4.97099
Yunanistan	3.2072223	8.13505	4.53927	3.24205

Not: *, **, ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 9 döviz kurunun negatif bileşenleri ile borsanın pozitif bileşenleri arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırıldığı nedensellik testi sonuçlarını vermektedir. Bu sonuçlara göre Endonezya için %10 anlamlılık düzeyinde döviz kurunun negatif bileşenleri, borsanın pozitif bileşenlerinin nedeni iken bu ilişki Hindistan için %5, Meksika için ise %1 anlamlılık düzeyinde ortaya çıkmaktadır.

Son olarak döviz kurunun pozitif bileşenlerinden borsanın negatif bileşenlerine doğru bir nedensellik ilişkisi incelenecektir. Yapılan analiz sonuçları Tablo 10'da gösterilmektedir.

Tablo 10
Borsa Negatif, Döviz Kuru Pozitif Şokları Arasındaki Asimetrik Panel Nedensellik Testi Sonuçları

Ülkeler	Wald İst.	H ₀ : Döviz Kuru, Borsa'nın nedeni değildir. Bootstrap Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
Arjantin	0.00244	8.04628	4.54417	3.10083
Brezilya	8.913084**	12.91482	8.09059	5.94348
Çin	10.770138**	10.8957	6.37939	4.42041
Endonezya	3.6814293***	8.53356	4.81396	3.35591
Filipinler	2.6331821	8.32086	4.77808	3.37597
Hindistan	1.6900	9.66154	5.65931	3.82173
Malezya	5.7200**	7.86403	4.69541	3.31441
Meksika	0.2480	10.35008	5.9122	4.17107
Rusya	0.15717043	8.37125	4.608	3.21208
Türkiye	0.000509	11.6533	6.86411	4.94681
Yunanistan	0.23072152	7.78974	4.55195	3.15157

Not: *, **, ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 10'da görüldüğü gibi döviz kurunun pozitif bileşenlerinden borsanın negatif bileşenlerine doğru bir nedensellik ilişkisinin varlığı Endonezya için %10 anlamlılık düzeyinde geçerli iken Çin, Brezilya ve Malezya için bu ilişki %5 anlamlılık düzeyinde geçerli olmaktadır.

Buraya kadar döviz kurundan borsaya doğru bir asimetrik ilişkinin varlığı araştırılmıştır. Çalışmanın bu kısmında değişkenler arasındaki asimetrik ilişki borsadan döviz kuruna doğru olacak şekilde incelenecektir. Bu inceleme ilk olarak değişkenlerin pozitif bileşenleri arasında yapılacak daha sonra ilişki negatif bileşenler için tekrar araştırılacaktır. Son olarak pozitif ve negatif bileşenler arasındaki çapraz ilişkiler de incelenerek sonuçlar yorumlanacaktır. Pozitif bileşenler arasındaki ilişki borsadan döviz kuruna olacak şekilde incelenmiş ve Tablo 11' deki sonuçlar elde edilmiştir.

Tablo 11
Döviz Kuru ile Borsa Pozitif Şokları Arasındaki Asimetrik Panel Nedensellik Testi
Sonuçları

Ülkeler	Wald İst.	H ₀ : Borsa, Döviz Kurunun nedeni değildir. Bootstrap Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
Arjantin	11.169284*	8.44801	4.90662	3.41828
Brezilya	3.4378371	13.48639	8.34589	6.46913
Çin	6.0745551**	10.22187	5.90489	4.10764
Endonezya	0.00264	11.92329	6.78412	4.95712
Filipinler	17.786852*	8.48303	4.78751	3.32246
Hindistan	21.317520*	16.5077	11.11258	8.56383
Malezya	7.4800**	9.81392	5.69042	4.08964
Meksika	2.1900	11.93315	6.86028	4.80504
Rusya	0.51192649	8.73095	5.04928	3.59243
Türkiye	14.149697*	10.31614	5.58148	3.84393
Yunanistan	1.6589629	8.74344	4.93681	3.51171

Not: *, **, ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 11’de pozitif bileşenler için borsanın döviz kuruna doğru bir nedenselliğin varlığının araştırıldığı nedensellik testi sonuçlarına yer verilmiştir. Bu sonuçlara göre Çin ve Malezya için %5 anlamlılık düzeyinde borsanın pozitif bileşenlerinden dövizin pozitif bileşenlerine doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğu görülmektedir. Bu ilişki Hindistan, Türkiye, Filipinler ve Arjantin için %1 anlamlılık düzeyinde gerçekleşmektedir. Simetrik panel nedensellik testi sonuçlarında borsadan döviz kuruna doğru bir ilişki Tablo 6 da görüldüğü gibi Çin, Rusya ve Endonezya için ortaya çıkmaktadır. Fakat değişkenlerin pozitif bileşenleri arasındaki ilişki bu sonuçlardan farklıdır. Şöyle ki pozitif bileşenler için yapılan nedensellik testi sonuçlarında simetrik nedenselliğin aksine Rusya ve Endonezya’da bir nedensellik ilişkisine rastlanamamıştır. Bunun yanında Hindistan, Türkiye, Filipinler, Malezya ve Arjantin için nedensellik ilişkisi bulunamamasına rağmen pozitif şoklar arasında bir nedensellik ilişkisine rastlanmıştır.

Tablo 12
Döviz Kuru ile Borsa Negatif Şokları Arasındaki Asimetrik Panel Nedensellik Testi Sonuçları

Ülkeler	Wald İst.	H ₀ : Borsa, Döviz Kurunun nedeni değildir. Bootstrap Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
Arjantin	0.00374	8.53155	4.75105	3.31056
Brezilya	3.7990694	13.62533	8.623	6.31959
Çin	1.8540785	10.50697	6.16675	4.46738
Endonezya	19.120362*	14.6458	8.53023	6.23053
Filipinler	0.93553747	8.02455	4.7305	3.36678
Hindistan	1.3700	10.22866	6.34883	4.52278
Malezya	1.3400	9.03088	4.6079	3.23692
Meksika	5.8000***	11.59778	6.16145	4.32958
Rusya	2.8610181	8.17594	4.47242	3.05447
Türkiye	4.3700***	9.32504	5.56431	3.85147
Yunanistan	0.00746	8.28722	4.65736	3.27547

Not: *, **, ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 12 negatif bileşenler için borsadan döviz kuruna doğru nedensellik testi sonuçlarını içermektedir. Buna göre Türkiye ve Meksika için %10 anlamlılık düzeyinde negatif bileşenler arasındaki ilişki borsadan döviz kuruna doğru bulunmuştur. Endonezya için bu ilişki %1 anlamlılık düzeyinde gerçekleşmiştir. Simetrik nedensellik testlerinde Meksika için değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisi bulunamamasına rağmen negatif şoklar arasında borsadan döviz kuruna doğru bir ilişki tespit edilmiştir.

Bu sonuçların dışında değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenleri arasında çapraz ilişkilerin varlığı incelenmiş ve sonuçlar Tablo 13 ve Tablo 14 de gösterilmiştir.

Tablo 13
Döviz Kuru Pozitif, Borsa Negatif Şokları Arasındaki Asimetrik Panel Nedensellik Testi Sonuçları

Ülkeler	Wald İst.	H ₀ : Borsa, Döviz Kurunun nedeni değildir. Bootstrap Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
Arjantin	7.0500**	9.27632	5.45158	3.88481
Brezilya	6.197840***	12.05744	7.06736	4.93196
Çin	1.7026844	10.29599	6.17767	4.42461
Endonezya	9.1500**	9.74255	5.45827	3.8881
Filipinler	0.10065133	8.30467	4.74864	3.33244
Hindistan	8.3300**	10.9366	6.58642	4.90889
Malezya	0.5600	9.09984	5.04742	3.58359
Meksika	0.4840	10.41096	6.0791	4.1967
Rusya	2.7034599	10.34752	5.18377	3.52533
Türkiye	11.318045*	8.40191	4.98026	3.50196
Yunanistan	0.00000267	7.86958	4.60982	3.19692

Not: *, **, ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 13 borsanın negatif bileşenleri ile döviz kurunun pozitif bileşenleri arasındaki nedensellik ilişkisini göstermektedir. Elde edilen sonuçlara göre Brezilya için % 10 anlamlılık düzeyinde bir nedensellik ilişkisi söz konusu iken Hindistan, Endonezya ve Arjantin için bu ilişki %5 anlamlılık düzeyinde ortaya çıkmaktadır. Türkiye için ise söz konusu ilişkisi %1 anlamlılık düzeyinde ortaya çıkmaktadır.

Son olarak borsanın pozitif bileşenleri ile döviz kurunun negatif bileşenleri arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiş ve sonuçlar Tablo 14’de gösterilmiştir.

Tablo 14
Döviz Kuru Negatif, Borsa Pozitif Şokları Arasındaki Asimetrik Panel Nedensellik Testi Sonuçları

Ülkeler	Wald İst.	H ₀ : Borsa, Döviz Kurunun nedeni değildir.		
		Bootstrap Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
Arjantin	0.816	8.61593	4.74541	3.34889
Brezilya	0.0195	15.32927	9.55123	7.12048
Çin	1.30724	14.04088	7.98933	5.68685
Endonezya	0.2250	19.33825	11.65114	8.91981
Filipinler	2.1618081	9.31551	5.21485	3.5862
Hindistan	0.0336	15.35675	9.42412	6.89446
Malezya	0.3300	8.53741	5.07428	3.57798
Meksika	0.1200	14.62143	8.72599	6.38642
Rusya	0.0713	8.04852	4.53986	3.17682
Türkiye	2.7500	10.90665	6.1735	4.28086
Yunanistan	0.231	8.11673	4.67485	3.29802

Not: *, **, ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Bu sonuçlara göre paneli oluşturan ülkelerin hiçbirinde borsanın pozitif bileşenlerinden döviz kurunun negatif bileşenlerine doğru bir nedensellik ilişkisine rastlanamamıştır.

Tablo 15
Nedensellik Testi Sonuçlarının Özeti

	Simetrik Nedensellik		Asimetrik Nedensellik	
	Pozitif Şoklar			
	Borsadan Döviz Kuruna Doğru Nedensellik	Döviz Kurundan Borsaya Doğru Nedensellik	Borsadan Döviz Kuruma Doğru Nedensellik	Döviz Kurundan Borsaya Doğru Nedensellik
Ülkeler				
Arjantin	Yok	Yok	Var	Yok
Brezilya	Yok	Var	Yok	Yok
Çin	Var	Yok	Var	Var
Endonezya	Var	Yok	Yok	Var
Filipinler	Yok	Var	Var	Yok
Hindistan	Yok	Var	Var	Yok
Malezya	Yok	Yok	Var	Yok
Meksika	Yok	Var	Yok	Var
Rusya	Var	Var	Yok	Yok
Türkiye	Yok	Yok	Var	Var
Yunanistan	Yok	Yok	Yok	Yok

Tablo 15 döviz kuru ile borsa arasındaki simetrik ve asimetrik ilişkinin ülke bazında incelendiği nedensellik testi sonuçlarını göstermektedir. Bu sonuçlara göre Arjantin için borsadan döviz kuruna doğru simetrik bir nedensellik ilişkisi bulunamamasına rağmen pozitif bileşenler arasında borsadan döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. Arjantin ekonomisine duyulan güvenle birlikte Buenos Aires borsası 2013 yılında dünyada en çok değer kazanan borsa olmuştur. Borsada meydana gelen bu olumlu değişme döviz kurunun değer kazanmasına neden olmuştur. Bu durum borsaya gelen pozitif bir şok döviz kuru üzerinde pozitif bir şoka neden olmasıyla açıklanabilir.

Elde edilen sonuçlarda Çin için borsadan döviz kuruna doğru simetrik bir nedensellik ilişkisi elde edilememesine rağmen pozitif ve negatif şoklar ayrı ayrı incelendiğinde borsadan döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu ortaya çıkmaktadır. Bu da değişkenler arasında asimetrik bir ilişkinin var olduğunu ortaya koymaktadır. Endonezya için elde edilen sonuçlara göre ise borsadan döviz kuruna doğru simetrik bir ilişki elde edilmiştir. Yapılan asimetrik nedensellik testi sonuçlarına göre ise elde edilen bu ilişkinin kaynağının pozitif şoklar değil de negatif şoklar olduğu görülmektedir. Yine aynı ülke için döviz kurunda borsaya doğru simetrik bir ilişki elde edilememesine rağmen negatif şoklar incelendiğinde değişkenler arasında bir ilişkinin olduğu anlaşılmaktadır.

Filipinler için borsadan döviz kuruna doğru simetrik bir nedensellik ilişkisine rastlanamazken pozitif şoklar incelendiğinde borsadan döviz kuruna doğru bir asimetrik ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Aynı ülke için döviz kurundan borsaya doğru tespit edilen simetrik ilişkinin negatif şoklardan değil de pozitif şoklardan kaynaklandığı görülmektedir. Tablo 15 incelendiğinde Filipinler için geçerli olan durumun aynısının Hindistan için de geçerli olduğu görülmektedir. Malezya için ise borsadan döviz kuruna doğru simetrik bir nedensellik ilişkisi bulunamamasına rağmen pozitif bileşenler arasında borsadan döviz kuruna doğru asimetrik bir ilişkiye rastlanmıştır.

Meksika için borsadan döviz kuruna doğru simetrik bir nedensellik ilişkisine rastlanamazken negatif bileşenler incelendiğinde aynı ilişkinin aslında asimetrik olarak var olduğu görülmektedir. Döviz kurundan borsaya doğru simetrik ilişki olmasına rağmen asimetrik bir ilişkiye rastlanamamıştır. Rusya için döviz kurundan borsaya, borsadan da döviz kuruna doğru simetrik ilişki bulunmasına rağmen değişkenler

arasında asimetrik olarak bir ilişkinin varlığına rastlanamamıştır. Türkiye için sonuçlar incelendiğinde ise değişkenler arasında ne borsadan döviz kuruna ne de döviz kurundan borsaya doğru bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Fakat değişkenler arasındaki asimetrik ilişkiler incelendiğinde pozitif ve negatif bileşenler için borsadan döviz kuruna doğru asimetrik bir ilişkinin varlığı görülmektedir. Bu sonuç Türkiye için borsadan döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisinin pozitif ve negatif şoklar ayrıştırıldığında ortaya çıkarılabileceğini göstermektedir. Son olarak Yunanistan için yapılan simetrik ve asimetrik testler neticesinde değişkenler arasında simetrik veya asimetrik bir ilişkinin varlığına rastlanamamıştır.

SONUÇ

Birçok bilim dalının inceleme alanına giren nedensellik konusunda son zamanlarda yapılan çalışmaların sayısında giderek bir artış gözlenmektedir. İktisadi teorilerin temelini oluşturan modellerin belirlenmesi aşamasından test edilmesi aşamasına kadar birçok safhada nedensellikten faydalanılmaktadır. Bu nedenle iktisat teorisinin sapmasız ve geçerli sonuçlar vermesi, değişkenler arasındaki ilişkinin doğru analiz edilmesiyle mümkün olmaktadır. Literatürde yer alan nedensellik testleri zaman serileri için bu ilişkiyi simetrik ve asimetrik olarak inceleyebilmektedir. Panel verilerde ise bu saklı ilişkiler nedensellik bağlamında yeterince ortaya çıkarılamamaktadır. Asimetri bu noktada değişkenler arasındaki saklı ilişkinin ortaya çıkarılmasına yardım etmektedir. Şöyle ki iktisadi zaman serilerinin pozitif ve negatif şoklara verdikleri tepkiler farklı olabilmektedir. Bu da değişkenler arasındaki nedenselliğin bir bütün olarak incelenmesinin yanında pozitif ve negatif bileşenlerine ayrıştırılarak incelenmesi gerekliliğini ortaya çıkarmaktadır. Asimetrik nedensellik testleri bu gibi durumlarda daha sağlıklı sonuçlar vermektedir. Literatürde panel veri modelleri için asimetrik nedensellik konusunda ciddi bir çalışma bulunmamaktadır. Bu çalışmanın panel verilerde kullanılabilecek bir nedensellik testi geliştirmesi açısından literatüre olumlu bir katkı yapması beklenmektedir. Çalışmada geliştirilen asimetrik panel nedensellik testi temelde Konya panel nedensellik testine dayanmaktadır. Aralarında nedensel ilişki araştırılacak değişkenler pozitif ve negatif bileşenlerine ayrıldıktan sonra Konya tarafından önerilen model izlenerek asimetrik panel nedensellik testi uygulanır.

Bu çalışmada gelişmekte olan ülkelerin borsa ve döviz kuru değişkenleri arasındaki ilişki ilk olarak simetrik bir test olan Kónya panel nedensellik testi ile araştırılmıştır. Elde edilen bulgulara göre farklı anlamlılık düzeylerinde Brezilya, Hindistan, Meksika, Rusya ve Filipinler için döviz kurundan borsaya doğru bir ilişkinin var olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bir başka sonuç ise Çin, Rusya ve Endonezya için farklı anlamlılık düzeylerinde borsadan döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğunu ortaya koymaktadır.

Çalışmanın asıl amacı ise değişkenler arasındaki asimetrik ilişkilerin araştırılması olmuştur. Bu amaçla değişkenlere yeni geliştirilen asimetrik panel nedensellik testi uygulanmıştır. Öncelikle pozitif ve negatif bileşenlerin kendi aralarındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Pozitif bileşenler için sonuçlar şu şekildedir. Çin, Brezilya, Filipinler, Hindistan ve Endonezya için farklı anlamlılık düzeylerinde nedensellik ilişkisi döviz kurundan borsaya doğru iken Çin, Hindistan, Türkiye, Filipinler, Malezya ve Arjantin için ise nedensellik ilişkisinin farklı anlam düzeylerinde borsadan döviz kuruna doğru olduğu görülmektedir.

Negatif bileşenler için ise sonuçlar şu şekildedir. Seçilen ülkelerden yalnızca Çin için döviz kurundan borsaya doğru bir nedenselliğin varlığına rastlanmıştır. Meksika, Endonezya ve Türkiye için ise nedenselliğin yönünün borsadan döviz kuruna doğru olduğu görülmektedir. Çalışmada incelenen diğer bir durum ise bileşenler arasındaki çapraz ilişkilerin test edilmesidir. Bileşenler arasındaki bu ilişkiler incelendiğinde farklı anlamlılık düzeylerinde var olan saklı ilişkilerin ortaya çıkarıldığı görülmektedir.

Sonuç olarak iktisadi değişkenlerin pozitif ve negatif şoklara verecekleri tepkilerin farklı olabileceği göz önünde bulundurulursa döviz kuru ve borsa gibi oynaklığın çok olduğu değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin ortaya çıkartılmasında simetrik testlerin yetersiz kaldığı görülmektedir. Bu durumda değişkenlerin şoklara verdikleri tepkileri ayırıştırabilen bir testin kullanılması gerekmektedir. Bu çalışmada geliştirilen asimetrik panel nedensellik testi bu testlerden biridir. Bundan sonra yapılacak olan çalışmalarda bu test ile birlikte panel veri modellerinde nedensellik ilişkisi hem birim (ülke) bazlı hemde asimetrik olarak incelenebilecektir. Geliştirilen bu test, iktisadi değişkenler arasındaki saklı ilişkilerin ortaya çıkarılmasını mümkün kılmaktadır.

KAYNAKÇA

Kitaplar

ARELLANO, M. (2003). *Panel Data Econometrics*. New York: Oxford University Press.

ASHENFELTER, O., Levine, P., & Zimmerman, D. (2002). *Statistics and Econometrics: Methods and Applications*. USA: John Wiley & Sons Ltd.

BALTAGI, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data Third Edition*. England: Wiley Press.

BALESTRA, P. (1996). Introduction to Linear Models for Panel Data Second Edition. L. Mátyás, & P. Sevestre içinde, *The Econometrics of Panel Data* (s. 25-33). Dordrecht: Springer Netherlands.

BECK, N. (2006). Time-Series–Cross-Section Methods. J. M. Box-Steffensmeier, H. E. Brady, & D. Collier içinde, *The Oxford Handbook of Political Methodology* (s. 475-493). New York: Oxford University Press.

BOLAK, M. (2001). *Sermaye Piyasası Menkul Kıymetler ve Portföy Analizi*. İstanbul: Beta Basım.

CAMERON, A. C., & Trivedi, P. (2005). *Microeconometrics Method and Applications*. New York: Cambridge University Press.

CHATFIELD, C. (2003). *The Analysis of Time Series: An Introduction, Sixth Edition*. Chapman and Hall/CRC .

DAVIDSON, R., & MacKinnon, J. (2004). *Econometric Theory and Methods*. New York: Oxford University Press.

DOUGHERTY, C. (2011). *Introduction to Econometrics Fourth Edition*. New York: Oxford University Press.

- FREES, E. W. (2004). *Longitudinal and Panel Data*. New York: Cambridge University Press.
- GRANGER, C. W., & Hatanaka, D. M. (1964). *Spectral Analysis of Economic Time Series*. Princeton: Princeton University Press.
- GREEN, W. H. (2012). *Econometric Analysis Seventh Edition*. New York: Prentice Hall.
- GUJARATI, D. (2004). *Basic Econometrics Fourth Edition*. New York: McGraw-Hill Company.
- GÜRİŞ, S. (2015). Panel Veri ve Panel Veri Modelleri. S. Güriş içinde, *Stata ile Panel Veri Modelleri*. İstanbul: Der Yayıncılık.
- HAYASHI, F. (2000). *Econometrics*. USA: Princeton University Press.
- HILL, R., William, E., & Lim, G. (2011). *Principles of Econometrics Fourth Edition*. USA: John Wiley & Sons Ltd.
- HSIAO, C. (2003). *Analysis of Panel Data Second Edition*. Cambridge: Cambridge University Press.
- IŞIĞIÇOK, E. (1994). *Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi*. Bursa: Uludağ Üniversitesi Basımevi.
- JOHNSTON, J., & Dinardo, J. (1997). *Econometric methods Fourth Edition*. New York: McGraw-Hill.
- KENNEDY, P. (2007). *A Guide to Econometrics Fifth Edition*. Malden: Blackwell Publishing.
- KIRCHGASSNER, G., Wolters, J., & Hassler, U. (2013). *Introduction to Modern Time Series Analysis Second Edition*. Berlin: Springer.
- MADDALA, G. S. (1977). *Econometrics*. New York: McGraw-Hill International Company.

- PERACCHI, F. (2000). *Econometrics*. England: John Wiley & Sons Ltd.
- PINDYCK, R., & Rubinfeld, D. (1981). *Econometric Models and Economic Forecasts*. New York: McGraw-Hill.
- RAMANATHAN, R. (1992). *Introductory Econometrics With Applications Second Edition*. USA: The Dryden Press.
- STOCK, J., & Watson, M. (2003). *Introduction to Econometrics*. USA: Addison Wesley.
- TARIS, T. W. (2000). *A Primer in Longitudinal Data*. London: Sage Publications Ltd.
- VERBEEK, M. (2004). *A Guide to Modern Econometrics Second Edition*. England: John Wiley & Sons Ltd.
- WANG, P. (2009). *Financial Econometrics Second Edition*. Abingdon: Routledge.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: The MIT Press.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2012). *Introductory Econometrics A Modern Approach Fifth Edition*. USA: South-Western Cengage Learning.
- YERDELEN Tatoğlu, F. (2013). *Panel Veri Ekonometrisi*. İstanbul: Beta Yayıncılık.

Makaleler

- ABDALLA, I., & Murinde, V. (1997). Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Financial Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan, and Philippines. *Applied Financial Economics*, 7, 25-35.
- AGGARWAL, R. (1981). Exchange Rates and Stock Prices: A Study of U.S. Capital Market under Floating Exchange Rates. *Akron Business and Economic Review*, 12, 7-12.
- AL-IRIANI, M. (2006). Energy-GDP Relationship Revisited: An Example from GCC Countries Using Panel Causality. *Energy Policy*(34), 3342 –3350.
- ANDERSON, T. W., & Hsiao, C. (1982). Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data. *Journal of Econometrics*, 18, 47–82.
- ARELLANO, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economics Studies*, 58(2), 277 – 297.
- BAHMANI-OSKOOEE, M., & Sohrabian, A. (1992). Stock Prices and the Effective Exchange Rate of the Dollar. *Applied Economics*, 24, 459-464.
- BARTOV, E., & Bodnar, G. (1994). Firm Valuation, Earnings Expectations, and the. *Journal of Finance Exchange Rate Exposure Effect*, 49, 1755-1785.
- BOAKO, G., Omane-Adjepong, M., & Frimpong, J. (2015). Stock Returns And Exchange Rate Nexus In Ghana: A Bayesian Quantile Regression Approach. *South African Journal of Economics*, 84(1), 149-179.
- CHOE, J. I. (2003). Do Foreign Direct Investment and Gross Domestic Investment Promote Economic Growth? *Review of Development Economics*, 7(1), 44–57.
- CREEL, M. (2015). *Econometrics*. Barcelona: Universitat Autònoma de Barcelona.
- DIMITROVA, D. (2005). The Relationship between Exchange Rates and Stock Prices: Studied in a Multivariate Model. *Political Economy*, 14, 3-9.

- DORNBUSH, R., & FISCHER, S. (1980). Exchange Rates and the Current Account. *American Economic Review*, 70(5), 960-971.
- DUMITRESCU, E.-I., & HURLIN, C. (2012). Testing for Granger Noncausality in Heterogeneous Panels. *Economic Modelling*(29), 1450 – 1460.
- DUMITRESCU, E.-I., & HURLIN, C. (2012). Testing for Granger Noncausality in Heterogeneous Panels. *Economic Modelling*(29), 1450 – 1460.
- EMİRMAHMUTOĞLU, F., & KOSE, N. (2011). Testing for Granger causality in heterogeneous mixed panels. *Economic Modelling*(28), 870–876.
- FISHER, R. (1932). *Statistical Methods for Research Workers 4th edition*. Edinburgh: Oliver and Boyd.
- FRANCK, P., & YOUNG, A. (1972). Stock Price Reaction of Multinational Firms to Exchange Realignment. *Financial Management*, 1, 66-73.
- GRANGER, C. W. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- GRANGER, C., & YOON, G. (2002). *Hidden Cointegration*. San Diego: University of California, Department of Economics Working Paper.
- GRANGER, C., BWO-NUNG, H., & YANG, C. (2000). A Bivariate Causality Between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flue. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40(3), 337-354.
- HACKER, R. S., & HATEMI-J, A. (2006). Tests for causality between integrated variables using asymptotic and bootstrap distributions: theory and application. *Applied Economics*, 38(13), 1489-1500.
- HANSEN, B. E. (2015). *Econometrics*. ABD: University of Wisconsin.
- HANSEN, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029 – 1054.

- HARTWIG, J. (2010). Is health capital formation good for long-term economic growth?—Panel Granger-causality evidence for OECD countries. *Journal of*, 32(1), 314-325.
- HATEMI-J, A. (2003). Asymmetric Panel Causality Tests with an Application to the Impact of Fiscal Policy on Economic Performance in Scandinavia. *Applied Economics Letters*, 10(3), 135-137.
- HATEMI-J, A. (2011). A New Method to Choose Optimal Lag Order in Stable and Unstable VAR Models. *Munich Personal RePEc Archive*, 1-11.
- HATEMI-J, A. (2012). Asymmetric causality tests with an application. *Empirical Economics*(43), 447–456.
- HATEMI-J, A., & Irandoust, M. (2012). Asymmetric interaction between government spending and terms of trade volatility. *Journal of Economic Studies*, 39(3), 368-378.
- HAUGH, L. D. (1972). *The Identification of Time Series Interrelationships with Special Reference to Dynamic Regression Models*. Wisconsin – Madison University: University of Wisconsin.
- HAUGH, L. D., & Box, G. E. (1977). Identification of Dynamic Regression (Distributed Lag) Models Connecting Two Time Series. *Journal of the American Statistical Association*, 72(357), 121-130.
- HAUSMAN, J. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–1271.
- HILDRETH, C. (1950). *Combining Cross-Sectional Data and Time Series*. Cowles Commission Discussion Paper Statistics No:347.
- HOLTZ-EAKIN, D., Newey, W., & Rosen, H. (1988). Vector Autoregressions with Panel Data. *Econometrica*, 56(6), 1371 – 1395.
- HSIAO, C. (2007). Panel Data Analysis- Advantages and Challenges. *Test*, 16(1), 1-22.

- HSIAO, C., & Pesaran, M. (2004). Random Coefficient Panel Data Models. *CESifo Working Paper No:1233*, 1-39.
- HURLIN, C. (2004). Testing Granger causality in heterogeneous panel data models with fixed coefficients. *Document de recherche LEO*, 1-23.
- HURLIN, C. (2008). Testing for Granger non causality in heterogeneous panels. *Department of Economics, University of Orleans Working Paper* , 1-32.
- HURLIN, C., & Venet, B. (2003). Granger causality tests in panel data models with fixed coefficients. *Unpublished manuscript. University of Paris IX*, 1-30.
- İBRAHİM, M. (2000). Cointegration and Granger Causality Tests of Stock Prices and Exchange Rates Interactions in Malaysia. *ASEAN Economic Bulletin*, 17(1), 36-46.
- IM, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1), 53-74.
- KAR, M., Nazlıoğlu, Ş., & Ağır, H. (2011). Financial development and economic growth nexus in the MENA countries: Bootstrap panel granger causality analysis. *Economic Modelling*(28), 685–693.
- KASMAN, S. (2003). The Relationship between Exchange Rates and Stock Prices: A Causality Analysis. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 5(2), 70-79.
- KIM, K.-h. (2003). Dollar exchange rate and stock price: evidence from multivariate cointegration and error correction model. *Review of Financial Economics*, 12, 301–313.
- KÓNYA, L. (2006). Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with a Panel Data Approach. *Economic Modelling*(23), 978-992.
- KOOP, G., & Steel, M. F. (2001). Bayesian Analysis of Stochastic Frontier Models. *A Companion to Theoretical Econometrics*, 520-573.

- KOOP, G., Pesaran, M., & Potter, S. (1996). Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models. *Journal of Econometrics*(74), 119–147.
- KÖKSAL, B., & Yöntem, T. (2014). Türk Bankacılık Sektöründe Kredi Tayınlaması: 2002-2013 Dönemi Üzerine Bir Uygulama. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*(43), 107-131.
- KUH, E. (1959). The Validity of Cross-Sectionally Estimated Behaviour Equations in Time Series Applications. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*(27), 197-214.
- LEE, W.-C. (2012). A Study of the Causal Relationship between Real Exchange Rate of Renminbi and Hong Kong Stock Market Index. *Modern Economy*, 3, 563-566.
- MAYSAMI, R., Howe, L., & Hamzah, M. (2004). Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices: Cointegration Evidence from Stock Exchange of Singapore's All-S Sector Indices. *Jurnal Pengurusan*, 24, 47-77.
- MISHRA, A. (2004). "Stock Market and Foreign Exchange Market in India: Are They Related? *South Asia Economic Journal*, 5(2), 209-232.
- MUHAMMAD, N., & Rasheed, A. (2004). Stock Prices and Exchange Rates: Are They Related? Evidence from South Asian Countries. *Pakistan Development Review*, 41(4), 535-549.
- NAEEM , M., & Rasheed, A. (2002). Stock Prices and Exchange Rates: Are they Related? Evidence from South Asian Countries. *The Pakistan Development Review*, 41(4), 535–550.
- NATH, G., & Samanta, G. (2003). *Dynamic Relation Betwee Exchange Rate an Stock Price – A Case for India*. India: <http://nse-india.com/content/press/feb2003c.pdf>.
- NERLOVE, M. (1971). Further Evidence on the Estimation of Dynamic Economic Relations from a Time Series Cross Sections. *Econometrica*, 39(2), 359-382.

- NERLOVE, M., & Balestra, P. (1966). Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: The Demand for Natural Gas. *Econometrica*, 34(3), 585-612.
- NIEH, C., & Lee, C. (2001). Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates for G-7 Countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41, 477-490.
- NIEH, C.-C., & Lee, C.-F. (2001). Dynamic Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates For G-7 Countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41, 477-490.
- PESARAN, H. M., & Smith, R. (1995). `Estimating Long-Run Relationships From Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 68, 79-113.
- PESARAN, H. M., Shin, Y., & Smith, R. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94, 621-634.
- PESARAN, H., & Shin, Y. (1998). Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*(58), 17–29.
- PESARAN, H., & YAMAGATA, T. (2008). Testing Slope Homogeneity in Large Panels. *Journal of Econometrics*(142), 50 – 93.
- PHYLAKTIS, K., & Ravazzolo, F. (2005). Stock Prices and Exchange Rate Dynamics. *Journal of International Money and Finance*, 24, 1031-1053.
- PIERCE, D. A. (1975). Forecasting in dynamic models with stochastic regressors. *Journal of Econometrics*, 3(4), 349-374.
- PIERCE, D. A. (1977). Relationships--and the Lack Thereof--Between Economic Time Series, with Special Reference to Money and Interest Rates. *Journal of the American Statistical Association*, 72(357), 11-26.

- PIERCE, D. A., & Haugh, L. D. (1977). Causality in temporal systems: Characterization and a survey. *Journal of Econometrics*, 5(3), 265-293.
- RAHMAN, M., & Uddin, J. (2009). Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Three South Asian Countries. *International Business Research*, 2(2), 167-174.
- SHARMA, N. (2015). Causal Relation between Stock Return and Exchange Rate: Evidence from India. *Global Journal of Management and Business Research*, 15(11), 27-32.
- SIMS, C. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*(48), 1–48.
- SIMS, C. A. (1972). *Money, Income, and Causality* (Cilt 62).
- SIMS, C. A., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1990). Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica*, 58, 113-144.
- SMITH, C. (1992). Stock Market and the Exchange Rate: A Multi-country Approach. *Journal of Macroeconomics*, 14(4), 607-629.
- SOLNIK, B. (1987). Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models: A Note. *Journal of Finance*, 42, 141-149.
- STAVÁREK, D. (2005). Stock Prices and Exchange Rates in the EU and the USA: Evidence of their Mutual Interactions. *Czech Journal of Economics and Finance*, 55, 141-161.
- SWAMY, P. A. (1970). Efficient Inference In A Random Coefficient Regression Model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 38(2), 311-323.
- TABAK, B. (2006). The Dynamic Relationship Between Stock Prices And Exchange Rates: Evidence For Brazil. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 9(8), 1377–1396.
- TODA, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.

- VYGODINA, A. (2006). Effects of size and international exposure of the US firms on the relationship between stock prices and exchange rates. *Global Finance Journal*, 17, 214–223.
- WEINHOLD, D. (1996). Tests de causalité sur données de panel : une application à l'étude de la causalité entre l'investissement et la croissance. *Economie et Prévision*, 126, 163-175.
- WEINHOLD, D., & Nair-Reichert, U. (2001). Causality Test for Cross-Country Panels: A New Look at FDI and Economic Growth in Developing Countries. *Oxford Bulletin Of Economics & Amp Statistics*, 63(2), 153-171.
- YANG, S.-Y., & Doong, S.-C. (2004). Price and Volatility Spillovers between Stock Prices and Exchange Rates: Empirical Evidence from the G-7 Countries. *International Journal of Business and Economics*, 3(2), 139-153.
- YILANCI, V., & Bozoklu, Ş. (2014). Turk Sermaye Piyasasında Fiyat ve Islem Hacmi İlişkisi: Zamanla Degisen Asimetrik Nedensellik Analizi. *Ege Akademik Bakış*, 14(2), 211-220.
- YILANCI, V., & Özcan , B. (2010). Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye İçin Savunma Harcamaları İle Gsmh Arasındaki İlişkinin Analizi. *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 11(1), 21-33.
- YILDIRIM, E., & Kesikoğlu, F. (2012). İthalat-İhracat-Döviz Kuru Bağımlılığı: Bootstrap ile Düzeltilmiş Nedensellik Testi Uygulaması. *Ege Akademik Bakış*, 12(2), 137-148.
- YILDIZ, A. (2014). Döviz Kuru ile Sektörel Hisse Senedi Endeksleri Arasındaki İlişki. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 51(593), 77-91.
- 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.

ZHAO, H. (2010). Dynamic Relationship Between Exchange Rate And Stock Price: Evidence from China. *Research in International Business and Finance*, 24(2), 103–112.

Tezler

- AKGÖNÜLLÜ, H. (2005, Aralık). *Granger Nedensellik Testi Kullanarak Zaman Dizilerinde Nedensellik Analizi Üzerine Ampirik Bir Çalışma*. Ankara: Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü.
- AKTÜRK, E. (2003, Temmuz). *İktisadi Zaman Serileri Arasındaki Nedensel İlişkinin Araştırılmasında Granger Nedensellik Testi Ve Bir Uygulama*. Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- GÖRMÜŞ , Ş. (2004). *Stock Market Currency Crises in Emerging Economies: A Simultaneous Approach* . ABD: Oklahoma State University .
- NARGELEÇEKENLER, M. (2009). *Makroekonomik ve Finansal Serilerin Ekonometrik Analizi: Panel Veri Yaklaşımı*. Bursa: Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- OCAK, G. (2009). *Nedensellik Analizinde Yeni Yaklaşımların Türkiye'deki Bankacılık Sisteminde Uygulanması*. Ankara: Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Yüksek Lisans Tezi.

ÖZGEÇMİŞ

Mücahit AYDIN 11 Ekim 1990 tarihinde AYDIN 'da doğdu. 2013 yılında Pamukkale Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Bölümünden mezun oldu. 2014 yılında Sakarya Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Finansal Ekonometri Ana Bilim Dalı Finans Ekonomisi Bilim Dalında yüksek lisans eğitimine başladı. 2013 Kasım ayından bu yana Sakarya Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Finansal Ekonometri bölümünde Araştırma Görevlisi olarak çalışmaktadır.