

T.C.
İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ



**ASİMETRİK NEDENSELLİK TESTİ VE İHRACAT-
EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ ÜZERİNE BİR
UYGULAMA**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

DANIŞMAN HAZIRLAYAN
YRD.DOÇ.DR.FATMA ZEREN A.KÜBRA DEMİREL
MALATYA - 2015



T.C.
İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

**ASİMETRİK NEDENSELLİK TESTİ VE
İHRACAT-EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ
ÜZERİNE BİR UYGULAMA**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

DANIŞMAN
YRD. DOÇ. DR. FATMA ZEREN

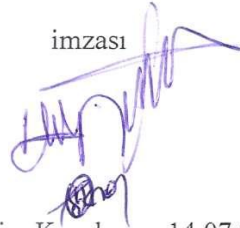
HAZIRLAYAN
A. KÜBRA DEMİREL

Jürimiz 04.08.2015 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda bu yüksek lisans tezini (oybirliği /oyçokluğu) ile başarılı bulunarak Ekonometri Anabilim, Ekonometri Bilim dalında yüksek lisans tezi olarak kabul edilmiştir.

Jüri Üyelerinin Unvan Ad Soyadı

imzası

1. Yrd. Doç. Dr. Fatma ZEREN
2. Yrd. Doç. Dr. Hasan SÖYLER
3. Yrd. Doç. Dr. Gökhan GÖKDERE



İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Yönetim Kurulunun 14.07.2015 tarih ve 2015/34-10 sayılı kararıyla bu tezin kabulü onaylanmıştır.

Prof. Dr. Mehmet KARAGÖZ
Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürü

ONUR SÖZÜ

“Yrd. Doç. Dr. Fatma ZEREN’in danışmanlığında yüksek lisans tezi olarak hazırladığım **ASİMETRİK NEDENSELLİK TESTİ VE İHRACAT-EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ ÜZERİNE BİR UYGULAMA** başlıklı bu çalışmanın, bilimsel ahlak ve geleneklere aykırı düşecek bir yardıma başvurmaksızın tarafımdan yazıldığını ve yararlandığım bütün yapıtların hem metin içinde hem de kaynakçada yöntemine uygun biçimde gösterilenlerden oluştuğunu belirtir, bunu onurumla doğrularım.”

Ayşe Kübra DEMİREL

BİLDİRİM

Hazırladığım tezin tamamen kendi çalışmam olduğunu ve her alıntıya kaynak gösterdiğimi taahhüt eder tezimin kâğıt ve elektronik kopyalarının İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü arşivlerinde aşağıda belirttiğim koşullarda saklanmasına izin verdiğimi onaylarım:

- Tezimin/Raporumun tamamı her yerden erişime açılabilir.
- Tezim/Raporum sadece İnönü Üniversitesi yerleşkelerinden erişime açılabilir.
- Tezimin/Raporumun yıl süreyle erişime açılmasını istemiyorum. Bu sürenin sonunda uzatma için başvuruda bulunmadığım takdirde, tezimin/raporumun tamamı her yerden erişime açılabilir.

4 Ağustos 2015

Ayşe Kübra Demirel

ÖNSÖZ

Bu tez çalışmasının ortaya çıkmasında yardımlarını esirgemeyen değerli danışman hocam Yrd. Doç. Dr. Fatma Zeren'e,

Sevgili Araş. Gör. Esra Canpolat'a, karşılıksız desteklerinden ötürü aileme, sevgili Ayşegül Bulut'a, annem Belkıs Demirel ve babam Hamza Demirel'e sonsuz teşekkür ederim.

ÖZET

DEMİREL, Ayşe Kübra. Asimetrik Nedensellik Testi ve Bir Uygulama, Yüksek Lisans Tezi, Malatya 2015

İktisadi değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin ampirik olarak tespiti, ilk olarak Granger nedensellik testi ile araştırılmıştır. Bu testte, bir değişkenin düzenli olarak diğerine etki edip etmediği tespit edilmektedir ve bu testin gerçekleştirilmesi için serilerin durağan olma koşulu söz konusudur. Daha sonra durağanlık ve koentegrasyon ön koşulu gerektirmeyen Toda Yamamoto testi geliştirilmiştir. Daha sonra pozitif ve negatif şoklara verilen tepkilerin farklı olabileceğini dikkate alan asimetrik nedensellik testi geliştirilmiştir.

Bu çalışmada Türkiye'deki ekonomik büyüme ve ihracat arasındaki nedensellik ilişkisi 1985-2013 dönemi için araştırılmıştır ve asimetrik nedensellik analizi kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre negatif şoklarda ekonomik büyümeden ihracata doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Zaman Serileri, Nedensellik, Asimetrik Nedensellik Analizi

ABSTRACT

DEMİREL, Ayşe Kübra. Asymmetric Causality Test and An Application, Master Thesis, Malatya 2015

The empirical determination of causality between economic variables were firstly investigated with Granger causality test. In this test, it is determined that, whether one variable effect on the other regularly or not and for the implementation of this test, there is a condition of stationary. Then Toda Yamamoto test which does not require stationary and cointegration precondition was improved. Then asymmetric causality test which is considered that reactions to the positive and negative shocks may be different from each other has been developed.

The causality relationship between economic growth and exports in Turkey is researched during 1985-2013 period and asymmetric causality analysis is used in this study. According to the results there is only a unidirectional causality from economic growth to export in negative shocks.

Key words: Time Series, Causality, Asymmetric Causalty Analysis



İÇİNDEKİLER

ONAY SAYFASI.....	ii
ONUR SÖZÜ.....	iii
BİLDİRİM.....	iv
ÖNSÖZ.....	v
ÖZET.....	v
ABSTRACT.....	v
GİRİŞ.....	1
BÖLÜM 1	
1.Temel Kavramlar.....	2
1.1. Zaman Serileri.....	2
1.2. Durağanlık Kavramı.....	5
1.3. Stokastik Süreçler.....	8
1.3.1. Durağan Olmayan Süreçler.....	8
1.3.1.1.Rassal yürüyüş süreci.....	9
1.3.1.2.Kayan rassal yürüyüş süreci.....	10
1.3.2. Durağan Süreçler.....	10
1.3.2.1. Beyaz Gürültü Süreci.....	10
1.3.3. Doğrusal Zaman Serisi Modelleri.....	11
1.3.3.1.Otoregresif Model(AR).....	11
1.3.3.2.Hareketli Ortalama Modeli (MA).....	13
1.3.3.3.ARMA Modeli.....	15

1.3.3.4. ARIMA Süreçleri.....	16
1.3.4. Entegre Süreçler.....	16
1.4. Box Jenkins Yöntemi.....	17
BÖLÜM 2	
2.Durağanlık Testleri.....	20
2.1. Otokorelasyon Fonksiyonu (ACF) Testi.....	20
2.2. Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu (PACF) Testi.....	21
2.3. Birim Kök Testleri.....	22
2.3.1. Dickey ve Fuller Testi (DF).....	24
2.3.2. Genişletilmiş Dickey ve Fuller Testi (ADF).....	26
2.3.3. ADF-GLS Testi.....	27
2.3.4. KPSS Testi.....	28
2.3.5. Phillips Perron Testi.....	29
BÖLÜM 3	
3. VAR Analizi.....	31
3.1. Etki- Tepki Yöntemi.....	35
3.2. Varyans Ayırıştırması Yöntemi.....	36
BÖLÜM 4	
4. Eşbütünleşme Analizi.....	38
4.1. Engle ve Granger Eşbütünleşme Testi.....	39
4.2. Johansen Yöntemi.....	40

BÖLÜM 5

5. Nedensellik Kavramı.....	44
5.1. Nedensellik.....	44
5.2. Granger Nedensellik Testi.....	45
5.3. Toda Yamamoto Nedensellik Testi.....	48
2.3.3. Asimetrik Nedensellik Testi.....	50

BÖLÜM 6

Ekonomik Büyüme ve İhracat Arasındaki İlişkinin Asimetrik Nedensellik Analiziyle İncelenmesi: Türkiye Uygulaması

6.1. Veri ve Yöntemi.....	57
6.2. Ampirik Bulgular.....	58
6.2.1. Hacker Hatemi-J. (2006) Testi.....	58
6.2.2. Asimetrik Nedensellik Analizi.....	59
SONUÇ.....	60
KAYNAKÇA.....	62

TABLULAR

	Sayfa No
Tablo 1	Hacker – Hatemi J (2006) Nedensellik Testi Sonuçları.....59
Tablo 2	Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları.....59

KISALTMALAR

ACF	Otokorelasyon Fonksiyonu
ADF	Augmented Dickey Fuller (Genisletilmiş Dickey Fuller)
AIC	Akaike Information Criterion (Akaike bilgi kriteri)
AR	Otoregresyon
DF	Dickey ve Fuller (1979)
EKK	En Küçük Kareler Yöntemi
GSYİH	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
İHR	İhracat
KPSS	Kwiatkowsky-Philips-Schmidt-Shin
MA	Hareketli Ortalama
PACF	Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu
PP	Philips ve Peron
SIC	Schwarz Information Criterion (Schwarz Bilgi kriteri)
TÜİK	Türkiye İstatistik Kurumu
VAR	Vector Auto Regression (Vektör otoregresyon)
VEC	Vector Error Correction (Vektör Hata Düzeltme)

EKLER

	Sayfa No
Ek:1	GSYİH ve ihracat verilerinin durağanlık analizi sonuçları.....61

GİRİŞ

İktisadi deęişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini arařtıran testler ile ilgili gelişmeler giderek artmaktadır. Granger nedensellik testi, deęişkenlerin duraęan olmasını gerektirmektedir. Seriler duraęan ise Vektör Otoregresif (VAR) modellerine dayalı nedensellik ilişkisi arařtırılır. Şayet seriler duraęan deęil, ancak aralarında uzun dönemli ilişki (koentegrasyon) varsa Vektör Hata Düzeltme (VEC) modellerine baęlı nedensellik ilişkisi arařtırılır. Toda- Yamamoto(1995), deęişkenlerin duraęan olma ya da bütünleşme durumunu belirleyen ön testlerin kullanımını gerektirmeyen nedensellik testini geliřtirmişlerdir. Hacker Hatemi-J(2006) ise, bu test için bootstrap dağılımı oluşturmuşlardır. Küçük örneklemlerde ve normallik varsayımı gerçekteşmedięinde bootstrap dağılımının, testin gücünü artırdığını ortaya koymuşlardır. Hatemi-J(2012) ise, deęişkenlerin bileşenleri arasındaki nedensellik ilişkisinin farklı olabileceęi varsayımı altında, asimetric nedensellik testini geliřtirmiştir.

Bu çalıřmanın amacı deęişkenlerin pozitif ve negatif şokları arasındaki nedensellięi arařtıran asimetric nedensellik analizini tanıtmaktır. Nedensellik, deęişkenlerin arasındaki ilişkinin belirlenmesi açısından önemlidir.

Birinci bölümde ekonomik zaman serileri ile ilgili temel kavramlar izah edilecektir. İkinci bölümde Dickey-Fuller, Genişletilmiş Dickey-Fuller, KPSS, ADF-GLS ve Phillips Perron birim kök testleri anlatılacaktır. Üçüncü bölümde VAR modellerden bahsedilecektir. Dördüncü bölümde Engle-Granger ve Johansen yaklaşımının yer aldığı eşbütünleşme testleri anlatılacaktır. Beşinci bölümde nedensellik testlerinden bahsedilecektir. Altıncı ve son bölümde ise nedensellik analizi ile yapılan uygulama çalıřmasından bahsedilecektir. Uygulama olarak 1985-2013 yılları için, GSYİH ile ihracat arasındaki asimetric nedensellik ilişkisi incelenecektir.

BÖLÜM 1

1. Temel Kavramlar

1.1. Zaman Serileri

Zaman kavramının tanımı hala tam olarak yapılamasa da Einstein ile birlikte mutlak zaman algısının yerini, hız ve konum gibi değişkenlere bağlı olan, göreceli bir zaman algısı almıştır. İnsanda zaman algısı bir anı başka bir an ile kıyaslama yoluyla gerçekleştiğinden, hafıza önemli rol oynamaktadır. Zaman serilerinde hafıza, verilerdir ve kestirimlerde bulunmak için kıyaslama yapmak gereklidir. Zaman serilerinde veriler belirli zaman aralıklarında yapılan gözlemlerden oluşur.

Zaman serileri belirli bir zaman aralığına göre dizilmiş gözlem değerlerinden oluşmaktadır. Bu gözlem değerleri birbirine bağımlıdır. Bu yönüyle zaman serileri bağımsız gözlem değerlerinden oluşan serilerden ayrılmaktadır. Bu durumda zaman serilerinin bugünkü değerlerine bakılarak geleceği tahmin etme imkânı bulunmaktadır(Bircan ve Karagöz, 2003: 49-51).

Birçok bilimsel alanda, zaman serileri formunda, veriler biriktirilmekte ve analiz edilmektedir. Zaman serileriyle ilgili analizlerin yapılmasındaki temel amaç, gözlem kümesince temsil edilen gerçeğin anlaşılmasını ve zaman serisinde yer alan değişkenlerin gelecekteki değerlerinin doğru bir şekilde tahmin edilmesini sağlamaktır(Allen,1964). Verilerin zaman içerisinde ardışık olarak gerçekleşmesi bir koşul değildir, fakat düzenli aralıklarla gözlenen veriler, dizinin gelişimini görebilmek açısından faydalıdır(Granger ve Newbold,1977).

Zaman serileri, verilerin gözlem değerleri zaman içinde belirli bir aralıktaki tüm değerleri alabiliyorsa *sürekli zaman serisi* olarak, periyodik aralıklarla değer alabiliyorsa *kesikli zaman serisi* olarak; gözlemlenilen zaman dilimlerine göre ise mevsimlik, aylık, günlük vb. zaman serileri olarak isimlendirilirler. Gözlenen verilerin elde edildikleri kaynaklara göre ise, iktisadi verilerle elde edilenlere *ekonomik zaman serileri*, fen bilimleri, coğrafya gibi bilimlerden elde edilenlere ise *fiziksel zaman serileri* denilmektedir

Bir zaman serisini oluşturan çeşitli bileşenler mevcuttur. Bunlar; trend, mevsimsellik, konjonktürel hareketler ve rassal bileşendir.

Trend: Zaman serileri bir ana kütleden rastgele seçilmiş örneklemelerden farklıdır ve mevcut dalgalanmalar rastsal olmayabilmektedir. Bir zaman serisinin uzun dönemdeki-uzun dönemden kasıt 15 ila 18 yıllık bir süreçtir- hareketleri incelendiğinde, serinin ortalamasında meydana gelen değişimdir. Trendin artış ve azalışları doğrusal ya da eğrisel şekilde gerçekleşebilmektedir.

Stokastik Trend: Zaman serisindeki artış ya da azalışların süreklilik göstermediği durumdur. Genellikle artma eğilimindeki bir seride azalışlar, genellikle azalma eğilimindeki bir seri de ise artışlar gözlenir. Bu durumda seri tesadüfi şoklarla bir trende sahip olacaktır.

Bu durum;

$$Y_t = \beta_0 + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

ile ifade edilebilir.

Deterministik Trend: Zaman serisinin artış ya da azalışında süreklilik varsa buna **deterministik trend** denir. Bu durumda seri trendin bağımsız değişken olarak yer aldığı bir modelle tahmin edilir.

Bu model;

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

şeklinindedir.

Bir zaman serisinin deterministik eğilim etkisinden arındırılarak durağanlaştırılmasını sağlamak için, modelde doğrusal eğilim kullanılır. Fakat stokastik eğilimin etkisi fark alınarak ortadan kalkmaktadır (Kahyaoğlu ve Duygulu, 2005).

Mevsimsellik: Periyodik ve döngüsel olarak gerçekleşen, seri üzerindeki sistematik etki **mevsimsellik** olarak adlandırılır. Mevsimsellik etkisinde olan değişkenler, yılın bazı dönemlerinde diğer dönemlere oranla daha yüksek veya daha düşük değerlere ulaşırlar. Yıllık verilerde günlük, aylık, üç aylık gibi verilerin toplamı veya bu verilerin ortalaması yer aldığından mevsimsellik açıkça gözlenemeyebilir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007).

Örnekleme otokorelasyonlarının, kısmi korelasyonların serinin özelliğine göre yaklaşık olarak seçilen k sayıda gecikmeye göre işaretlenerek grafiğinin çizilmesine **korelogram** denir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007). Otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon tablosunda kesikli dikey çizgiler %95 kabul bölgesini vermektedir. Yatay çubukla gösterilen otokorelasyon fonksiyonunun bu bölge içinde olması, istatistiksel bakımdan önemli bir kitle otokorelasyon fonksiyonunun olmadığını göstermektedir. Yatay çubukla gösterilen otokorelasyon fonksiyonunun, kesikli çizgilerin dışına taşması ise otokorelasyon fonksiyonunun var olduğu anlamına gelmektedir (Tarı, 2011: 385).

Korelogram yöntemiyle mevsimsel etkinin varlığı araştırılabilir. Bir serinin mevsimsel hareketlerden etkilenip etkilenmediğini araştırmak için, aylık veriler kullanılıyorsa çizilen korelogramda 12, 24, 36, ... nci; çeyrek veriler kullanılıyorsa 4, 8, 12, ... nci gecikmelerindeki otokorelasyon katsayılarına bakılır. Bu gecikmelerde katsayılar anlamlı değilse, diğer bir deyişle $\frac{\pm Z_{\alpha}}{\sqrt{n}}$ sınırları arasında kalıyorsa, seri üzerinde mevsimsel dalgalanmanın etkisi yoktur. Eğer yukarıda bahsedilen gecikmelerdeki katsayılar anlamlı ise mevsimsel dalgalanmaların etkisi vardır şeklinde yorumlanır (Akgönüllü, 2005). Seri önemli ölçüde mevsimsellik gösterdiği halde orijinal verilerle çalışılacaksa mevsimsel kukla değişkenler kullanılmalıdır.

Konjunktürel Hareketler: Konjunktür, refah ve bunalım dönemlerinin birbirini izlemesidir. Konjunktürel hareketler ise seriler üzerinde dönemsellik olan fakat periyodik olmayan etkilerdir. Mevsimsellikten daha uzun bir dönemde, 5 ila 8 yıllık dalgalanmalar ile tekrarlanan hareketler olarak tanımlanır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007).

Rassal Bileşen: Seri üzerindeki belirli olmayan, öngörülemez etkidir. Bu etki devamlılık göstermez. Hata terimi ile ifade edilir. Doğal afetlerin, ekonomik krizlerin, siyasi unsurların seri üzerinde göstermiş olduğu etki, örnek olarak verilebilir.

Zaman serisini söz konusu bileşenlerine ayırmak için toplamsal ve çarpımsal olmak üzere iki farklı yöntem bulunmaktadır.

Toplamsal model : $Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t$,

Çarpımsal model : $Y_t = T_t \cdot C_t \cdot S_t \cdot I_t$ şeklindedir.

Burada, Y_t , t dönemindeki serinin gözlemlerini; T_t , trendi; C_t , konjonktürel etkileri; S_t , mevsimsel etkileri ve I_t , düzensiz hareketleri göstermektedir. Ayırıştırma işlemine pür rassal süreç sağlanana kadar devam edilir(Akgül, 2003).

1.2. Durağanlık Kavramı

Zaman serilerinde yapılan analizlerin güvenilir, öngörülerin anlamlı olması serilerin uzun dönemde eğilimlerden uzak olmasına bağlıdır. Yani serinin stokastik trende sahip olmaması gerekir. Bu ise bir denge durumunu ifade ettiğinden, durağanlıkla sağlanır.

Durağanlık bir zaman serisinin ortalamasının ve varyansının sabit olması ve gecikmeli iki zaman periyodundaki değişkenlerin kovaryansının zamana değil, değişkenler arasındaki gecikmeye bağlı olmasıdır(Gujarati, 1995).

Zaman serilerinde durağanlık koşulu etkin ve tutarlı tahminlerin yapılması açısından en önemli koşullardan biridir. Klasik regresyon modeli durağan değişkenler arasındaki ilişkiler için kullanılmalıdır. Durağanlık koşulu sağlanmadığında, bir zaman serisinin başka bir zaman serisine göre regresyonunu hesaplarken, ikisi arasında anlamlı bir ilişki olmamasına rağmen yüksek bir R^2 değeri bulunabilir. Bu durum sahte regresyon sorununa yol açmaktadır.

Granger ve Newbold (1974) çalışmalarında durağan olmayan modeller üzerinde uygulanan regresyonun, gerçek olmaktan çok “sahte regresyon” şeklinde ortaya çıktığını belirtmişlerdir(Granger ve Newbold, 1974).

Bir stokastik süreç matematiksel olarak zaman aralıklarına göre dizilmiş, rassal değişkenlerin bir birikimi olarak tanımlanabilir. Eğer stokastik bir süreç durağan değilse, serinin davranışı sadece ele alınan tahmin dönemi için geçerli olacaktır. Ancak seri hakkında diğer dönemler için bir genelleme yapılamayacak ve bu durumda değişkene verilecek şoklar kalıcı olacaktır. Oysa bir zaman serisinde şokların etkisinin geçici olması, bir süre sonra bu etkinin yok olması önemlidir. Çünkü şokların etkisi kalıcı ise ve zamanla azalmıyorsa, seri ortalama değerine geri dönemez(Enders, 2004).

Durağanlık için aşağıdaki varsayımların sağlanması gerekir.

Bir Y_t serisi;

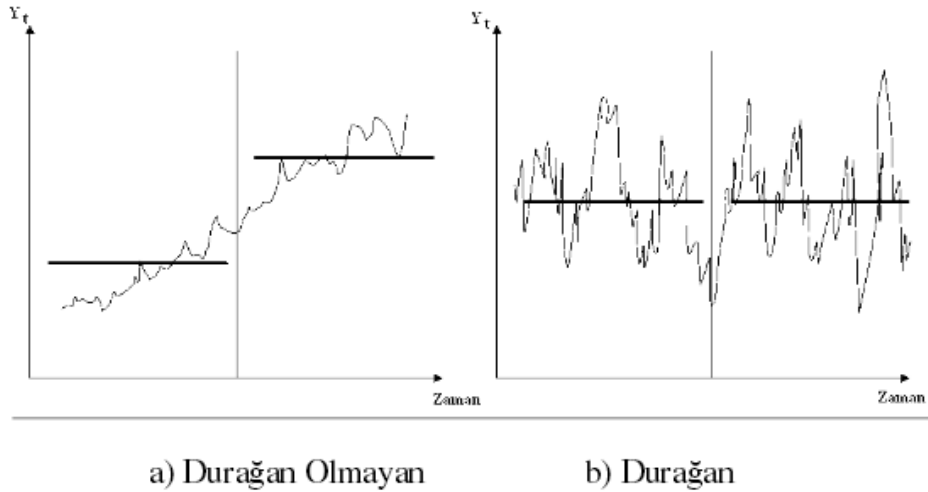
$$(i) E(Y_t) = \mu, \quad (\text{tüm } t \text{'ler için})$$

$$(ii) Var(Y_t) = \sigma^2, \quad (\text{tüm } t \text{'ler için})$$

$$(iii) Kov(Y_t, Y_{t-k}) = \gamma_k, \quad (\text{tüm } t \text{'ler ve tüm } k \neq 0 \text{ için})$$

şartlarını sağlıyorsa yani bir zaman serisinin ortalaması, varyansı zaman boyunca sabit, kovaryansı iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı ve zamandan bağımsız ise serinin durağan olduğu söylenebilir. Buna zayıf durağanlık, ikinci mertebeden durağanlık ya da kovaryans durağanlık denir. Zayıf durağanlıkta ortalama, varyans ve otokovaryans zamana bağlı değildir. Yani durağan bir süreç sonlu ikinci momente sahipse o süreç *kovaryans durağandır*.

Ortalama ve varyansa göre durağan olan ve durağan olmayan seriler şekil 1.1 deki gibidir: ¹



Şekil 1.1

¹ Muratoğlu, 2011: 46

Teorik olarak durağanlık büyük sayılar yasası² ve merkezi limit teoremi³ önermelerini basit hale getirir(Wooldridge, 2003).

Stokastik sürecin, t_1, \dots, t_k zaman noktalarındaki gerçekleşmelerinin ortak olasılık dağılım fonksiyonu tek ise, bu stokastik süreç durağandır(James ve Watson, 2012: 577-578). O halde, t zamanındaki ortak olasılık dağılım fonksiyonu $f(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})$ ile $t + S, S > 0$ olmak üzere, t zamanındaki ortak dağılım fonksiyonu $f(y_{1(t+S)}, y_{2(t+S)}, \dots, y_{k(t+S)})$ aynıdır(William, 2012: 913).

Bir stokastik süreç, $f(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt}) = f(y_{1(t+S)}, y_{2(t+S)}, \dots, y_{k(t+S)})$ koşulunu sağlıyorsa, bu süreç *kesin durağan süreç* olarak adlandırılır.

Kesin durağanlık, stokastik sürecin zamandan bağımsız olduğunu ve iki gözlem arasındaki ilişkiyi etkileyen tek unsurun, iki gözlem arasındaki uzaklık olduğunu ifade etmektedir(Çil Yavuz,2015: 72-74).

Bir seri güçlü durağansa aynı zamanda zayıf durağandır fakat tersi her zaman geçerli değildir. Zaman serileri ile yapılan çalışmalarda serilerin zayıf durağanlık koşulunu sağlaması yeterlidir.

Çok değişkenli normal dağılım, birinci ve ikinci momentlerle tamamen tanımlanabildiğinden, normal durağan süreç için zayıf ve güçlü durağanlık eşdeğerdir(Madalla ve Kim, 1998).

² $j = 1, 2, \dots, n$ olmak üzere X_i , ortalaması μ_i ve varyansı σ_i^2 olan bir rassal değişken olsun. Bu n tane kütleden alınan X_1, X_2, \dots, X_n gibi bağımsız rassal değişkenlerin ortalaması, $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ olmak üzere herhangi bir $k > 0$ değeri için,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\bar{X} - \mu| \geq k) \rightarrow 0$$

veya

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\bar{X} - \mu| < k) \rightarrow 1 \text{ olur.}$$

³ X rassal değişkeni μ beklenen değeri ve σ^2 varyansı ile $f(x)$ olasılık fonksiyonuna sahip olsun. Bu dağılımdan alınacak n örneklem hacmindeki basit rassal örneklemin ortalaması \bar{x} olsun. Bu durumda,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} f(\bar{x}) \rightarrow N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \text{ olur(Aytaç, 2004).}$$

1.3. Stokastik Süreçler

Daha önce de bahsedildiği gibi, zaman boyunca dizilmiş rassal değişkenlere stokastik süreç adı verilmektedir. Zaman serileri sahip oldukları bileşenlere göre stokastik ya da deterministik bir yapıya sahip olabilirler. Bir stokastik süreçte gözlemlerin belirli bir olasılık dağılıma göre oluştuğu varsayılmaktadır.

Bir stokastik süreci tasvir etmek için momentleri oluşturulabilir. Stokastik bir sürecin dağılımı, söz konusu değişkenin birinci ve ikinci momentleri ile nitelendirilebilir. Her ikisi de zamanın bir fonksiyonudur. Birinci moment ortalama, ikinci moment varyans ve otokovaryanstır.

1.3.1. Durağan Olmayan Süreçler

Zayıf durağanlık koşullarını sağlamayan yapıya, durağan olmayan yapı denir. Durağan olmayan serilere, belirli olasılık kurallarını uygulamak ve öngörü yapmak sakıncalıdır. Bu yüzden durağan olmayan serileri durağan hale getirmek gerekir.

Birçok makro iktisadi zaman serisi deterministik ve stokastik trend ile modellenmektedir. Deterministik trend içeren bir zaman serisindeki değişim önceden öngörülebilir ve seride meydana gelen bir şokun etkisi geçicidir. Stokastik trend içeren seride değişim tamamen öngörülemez ve seride meydana gelen şokun etkisi gelecek dönemlerde de devam eder(İğde, 2010).

Bir zaman serisinin sadece ortalaması zamana bağlı ise seri deterministik trend, sadece otokovaryansı zamana bağlı ise seri stokastik trend içeriyor denilebilir(Yalçın, 2003).

1.3.1.1. Rassal yürüyüş süreci

Durağan-dışı süreçlerin en basit örneklerinden biri olan rassal yürüyüş süreci, uzun dönemli bir belleğe sahiptir. Sürecin stokastik trende sahip olduğu bir durumdur. Rassal yürüyüş süreci aşağıdaki şekilde ifade edilebilir:

$$Y_t = Y_{t-1} + e_t \quad (1.3)$$

e_t nin ortalaması μ , varyansı sabit σ^2 , ardışık bağımlı olmayan rassal bir seri olduğu kabul edilsin. $t = 0$ iken $Y_0 = 0$ olsun. Bu durumda,

$$Y_1 = e_1$$

$$Y_2 = Y_1 + e_2 = e_1 + e_2$$

$$Y_3 = Y_2 + e_3 = e_1 + e_2 + e_3$$

⋮

$$Y_t = \sum e_t$$

elde edilir. Burada Y_t 'nin beklenen değeri alındığında,

$$E(Y_t) = E\left(\sum e_t\right) = t \cdot \mu \quad (1.4)$$

sonucuna ulaşılır. Benzer biçimde,

$$Var(Y_t) = t \cdot \sigma^2 \quad (1.5)$$

olur.(1.4) ve (1.5) denklemlerinde görüldüğü üzere Y_t 'nin hem ortalaması, hem varyansı zamanla değişmektedir. Buradan rassal yürüyüş sürecinin durağan olmadığı görülmektedir(Gujarati, 2004).

1.3.1.2. Kayan rassal yürüyüş süreci

Serinin beklenen değerindeki değişimler stokastik faktörlere ve bir sabite bağlı ise bu sürece **kayan rassal yürüyüş süreci** denir.

$$Y_t = \beta_0 + Y_{t-1} + e_t \quad (1.6)$$

Burada $\beta_0 \neq 0$ dır ve Y_t değişkeni tesadüfi şoklarla bir trende sahip olacaktır. Bu sürece kayan rassal süreç denmesinin sebebi, sürecin birinci farkları alındığında,

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \beta_0 + e_t \quad (1.7)$$

Denklemindeki β_0 katsayısının pozitif veya negatif işaretine göre Y_t 'nin aşağıya veya yukarıya doğru kaymasından ileri gelmektedir(Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007).

1.3.2. Durağan Süreçler

Zaman serilerinde durağan süreçler önemli rol oynamaktadır. Durağan süreç, olasılık dağılımı zaman içinde kararlı olan süreçlere denir.

1.3.2.1. Beyaz Gürültü Süreci

Zayıf durağan sürecin en iyi örneği beyaz gürültü sürecidir. Buna pür *rassal yürüyüş süreci* de denmektedir.

Bir Y_t serisi;

$$(i) E(\varepsilon_t) = 0 \quad (\text{tüm } t\text{'ler için})$$

$$(ii) Var(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2, \quad (\text{tüm } t\text{'ler için})$$

$$(iii) Kov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-j}) = 0, \quad (j = \pm 1, \pm 2, \dots)$$

Bu üç özelliğe sahip zaman serisine, *beyaz gürültü* denilmektedir(Wei, 1990). Bu süreç kısaca $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$ şeklinde gösterilir.

Zaman serisi tümüyle beyaz gürültü olduğunda, örnekleme ilişkin otoregresif regresyon katsayılarının ortalaması sıfır, varyansı $\frac{1}{n}$ ile normal dağılır (Bartlett, 1946: 27-41). Böyle bir süreç aynı zamanda bağımsız, özdeş ve normal dağılımlı ise buna *Gaussian beyaz gürültü süreci* denir.

1.3.3. Doğrusal Zaman Serileri Modelleri

Zaman serisi modelleri, teorik olarak bir temele dayandırılmak zorunda olmadığından tek denklemlerli ekonometrik modeller ve eşanlı ekonometrik modellere göre daha avantajlıdır. Zaman serisi modellerine kuramsız modeller de denilmektedir(Tarı, 2011: 444). Bir ekonomik veya istatistiksel model kurmak yerine,

ön raporlama amacıyla bir zaman serisi modelinin kullanılması şu durumlarda tercih edilebilir:⁴

- i) Kısa dönem ön raporlama yapılmak istendiğinde,
- ii) Ön raporu yapılacak olan değişkenin davranışını açıklamak için geliştirilmesi gereken ekonometrik modele harcanan zaman ve gayrete nispeten daha az zaman ve çaba harcanmak istendiğinde,
- iii) Ön raporu yapılacak değişkene dair yeterince veri miktarı varsa, diğer bir deyişle etkin bir zaman serisi söz konusu olduğunda.

Otoregresif (AR) süreç ilk olarak 1926'da Yule tarafından tanımlandı. Ardından 1937'de Hareketli ortalamalar (MA) süreci Slutsky tarafından tanımlandı. Bu iki süreci Wold, 1938 yılında birleştirmiştir.

1.3.3.1.Otoregresif Model(AR):

Zaman serisi modellemesinde Y_t gibi bir değişkenin geçmiş değerlerinde mevcut bulunan bilgi, söz konusu değişkenin gelecek değerlerinin ön raporlamasını yapmada oldukça yararlı olmaktadır. Otoregresif süreç bu şekilde gecikmiş bağımlılığı yansıtan bir istatistiksel modeldir. Modele dâhil edilen gecikme sayısına göre modeller adlandırılır. Yalnızca 1 gecikmenin dâhil edildiği AR(1) süreci tek değişkenli bir zaman serisi modelidir. Aşağıdaki gibi ifade edilir,

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + u_t \quad (1.8)$$

Burada c sabit terim, u_t temiz dizidir.

Y_t , bütün dönemler için aynı olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahipse Y_t ' nin ortalaması ve varyansı bütün dönemlerde aynı olmalıdır. Bu durum ortalama için,

$E(Y_t) = E(Y_{t-1}) = \dots = \mu$ anlamına gelmektedir(Griffiths vd.,1993: 643). (1.8) denkleminin beklenen değeri alındığında;

⁴ Sevüktekin ve Nargeleçekenler,2007: 138.

$$\begin{aligned}
E(Y_t) &= E(c + \phi_1 Y_{t-1} + u_t) \\
&= E(c + \phi_1 Y_{t-1}) + E(u_t) \\
&= E(c + \phi_1 Y_{t-1}) \\
\mu &= c + \phi_1 \mu
\end{aligned}$$

elde edilir. Burada ortalama yalnız bırakıldığında,

$$E(Y_t) = \mu = \frac{c}{1 - \phi_1} \quad (1.9)$$

sonucuna ulaşılır(Sevüktekin ve Nargeleçenler,2007: 140).

Burada, ϕ_1 otoregresif parametresinin mutlak değerinin 1 den küçük olması varsayımı bulunmaktadır. $|\phi_1| < 1$ varsayımı, Y_t 'nin 1. ve 2. momentlerinin varlığı ve bunun yanı sıra, sürecin zayıf durağan olabilmesi için gerekli koşul olan bu momentlerin zaman içinde değişmeyeceğini garantilemektedir(Enders, 2010). AR(1) modelinde geçmiş Y_{t-1} ile sınırlandırılmıştır.

AR(1) modelinde Y_t 'nin varyansını bulmak amacıyla bütün dönemlerdeki varyans sabit olarak alınmaktadır. O halde $\text{Var}(Y_t) = \text{Var}(Y_{t-1}) = \text{Var}(Y_{t-2}) = \dots = \sigma_Y^2$ olur.

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + u_t \quad (1.10)$$

(1.10) denkleminde her iki tarafın varyansı alındığında;

$$\begin{aligned}
\text{Var}(Y_t) &= \sigma_Y^2 = \text{Var}(\phi_1 Y_{t-1} + u_t) \\
\sigma_Y^2 &= \phi_1^2 \text{Var}(Y_{t-1}) + \text{Var}(u_t) \\
\sigma_Y^2 &= \phi_1^2 \sigma_Y^2 + \sigma_\varepsilon^2
\end{aligned}$$

elde edilir. Buradan,

$$\sigma_Y^2 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1 - \phi_1^2} = \gamma_0 \quad (1.11)$$

sonucuna ulaşılır(Sevüktekin ve Nargeleçenkenler,2007: 140-141).

p gecikmeli AR(p) süreci ise aşağıdaki gibidir;

AR(p) modelinde Y_t değeri serinin p dönem geçmiş değerlerinin ağırlıklı toplamının ve rassal hata teriminin doğrusal fonksiyonudur.

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + u_t \quad (1.12)$$

Burada ϕ_1, \dots, ϕ_p modelin parametrelerini, c sabit terimi, u_t ise hata terimini simgelemektedir.

AR(p) sürecinde, p'nin alacağı değer, değişkene ilişkin korelogramın görünümünden ya da minimum AIC ve SC değerlerinden faydalanılarak belirlenir. Şayet korelogramdan faydalanılmak istenirse ACF ve PACF'nin görünümüne bakılır, PACF'de büyük çıkışlar ve ACF'de geometrik azalma gözleniyorsa, istatistiksel olarak anlamlı olan p, gecikme seviyesi olarak belirlenir(Bozkurt, 2007).

1.3.3.2.Hareketli Ortalama Modeli(MA):

Y 'nin t dönemdeki değeri, bir sabit terim ile şimdiki ve geçmiş hata terimlerinin hareketli ortalamasının toplamına eşit olması halinde, bu bir süreç hareketli ortalama süreci olarak adlandırılır(Gujarati, 2005). Modelin mertebesi modele dâhil edilen hata teriminin gecikme sayısına göre belirlenir.

MA(1) Süreci:

Birinci dereceden hareketli ortalamalar, bozulmamış en basit zaman serisi sürecidir. Aşağıdaki şekilde ifade edilir,

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \phi_1 \varepsilon_{t-1} \quad (1.14)$$

Burada Y_t , ε_t 'nin ağırlıklı ortalaması olup ağırlıklı ortalama zaman içerisinde hareket ettiği için, süreç hareketli ortalamalar olarak adlandırılmaktadır. Bu sürece göre, Y_t 'nin cari dönemdeki değeri, hem cari dönemdeki şoka hem de önceki dönemdeki şoka bağlıdır.

(1.14) sürecinin ortalaması;

$$E(Y_t) = \mu$$

olarak elde edilir. Varyansı ise;

$$Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2$$

$$\gamma_0 = \sigma_\varepsilon^2(1 + \emptyset_1^2) \quad (1.15)$$

şeklindedir(Sevüktekin ve Nargeleçkenler,2007: 156).

MA(q) Süreci:

Hareketli ortalama modelleri, saf rastsal dizinin zaman içinde değişmeyen ilk iki momentinin sonlu doğrusal kombinasyonudurlar. Bu nedenle hareketli ortalama modelleri her zaman durağan olan modellerdir(Tsay, 2002). Bu yöntem bir zaman serisindeki trend eğilimini ortadan kaldırmak için kullanılabilir. MA sürecinde PACF'de geometrik azalma ve ACF'de anlamlı çıkışlar gözleniyorsa, istatistiksel olarak anlamlı olan q, gecikme sayısı olarak belirlenir(Gujarati, 2004).

Y_t değeri serinin geriye doğru q dönem geçmiş hata terimlerinin ve ortalamasının doğrusal fonksiyonudur. MA(q) modeli aşağıdaki gibidir:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \emptyset_1\varepsilon_{t-1} + \emptyset_2\varepsilon_{t-2} + \dots + \emptyset_q\varepsilon_{t-q} \quad (1.16)$$

(1.16) denkleminde ortalama;

$$E(Y_t) = \mu$$

olmaktadır. Y_t 'nin varyansı ise;

$$\begin{aligned} Var(Y_t) &= \gamma_0 = E(Y_t - \mu)^2 \\ &= E(\varepsilon_t^2 + \emptyset_1^2\varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \emptyset_q^2\varepsilon_{t-q}^2 + 2\emptyset_1\emptyset_2\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-2} + \dots) \\ &= \sigma_\varepsilon^2 + \emptyset_1^2\sigma_\varepsilon^2 + \dots + \emptyset_q^2\sigma_\varepsilon^2 \\ &= \sigma_\varepsilon^2(1 + \emptyset_1^2 + \dots + \emptyset_q^2) \end{aligned} \quad (1.17)$$

olarak elde edilir(Sevüktekin ve Nargeleçkenler,2007: 155).

Hareketli ortalama süreci zamandan bağımsız ve her ε_t değeri beyaz gürültü süreci tarafından üretildiğinden, $E(\varepsilon_t) = 0, E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ ve $E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}) = 0$ olur. Y_t nin varyansının sonlu olduğu kabul edilir. Aksi takdirde herhangi bir t döneminde başlayan stokastik süreç gittikçe başlangıç noktasından sapacaktır. Eğer gerçekleşen Y_t serisi durağan ise $\sum_{i=1}^q \phi_i^2 < \infty$ olmalıdır(Kutlar, 2005).

1.3.3.3. ARMA Modeli:

Zaman serisi modellerinde en az sayıda parametre kullanabilmek için bazı durumlarda modele hem otoregresif hem de hareketli ortalama parametrelerinin alınması birçok fayda sağlamaktadır. Bu düşünce ile ARMA(p,q) modeli ortaya çıkmıştır(Kayım, 1985: 72).

ARMA modelleri en genel durağan stokastik süreç modelleri olup geçmiş gözlemlerin ve geçmiş hata terimlerinin doğrusal bir fonksiyonudur.

ARMA(1,1) modeli:

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (1.18)$$

ARMA(p,q) modeli:

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + u_t + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (1.19)$$

şeklindedir.

Hem otoregresif hem de hareketli ortalama süreçlerini içeren ARMA modellerinde parametre sayısının fazla olması kaçınılmazdır. Genelde etkin bir tahmin yapabilmek için parametre sayısının, serbestlik derecesi dikkate alınarak, fazla olması tercih edilmektedir (Kıran, 2006).

1.3.3.4. ARIMA Süreçleri:

Zaman serilerinde güvenilir sonuçlar elde edebilmek için verilerin durağan olması gerekmektedir. Bu şartı sağlamayan zaman serileri ise fark alma yöntemiyle

durağanlaştırılabilirler. d kez farkı alındıktan sonra durağan hale gelen bir seri için ARIMA modelinin kullanılması uygundur.

ARIMA modellerinde incelenen değişkenin bugünkü değeri, geçmiş değerlerinin ağırlıklı toplamı ve rassal şoklarının bileşimine dayanır. Serilerin özelliklerinin ortaya çıkarılması için seriler, sistematik ve rassal kısım olarak ayrıştırılır (Akgül, 2003).

1.3.4. Entegre Süreçler

Durağan olmayan bir seri farkı alınarak durağan hale getirilebilir. Fark alma yöntemiyle durağanlaştırılan serilere entegre seriler, bu sürece de entegre süreçler denir. Durağan olmayan bir Y_t serisi birinci dereceden farkı alındığında durağanlaşıyorsa bu seriye birinci derece entegre seri denir ve $I(1)$ şeklinde gösterilir. Benzer şekilde bir serinin iki kez ardı ardına farkı alındığında, bu seri durağan hale geliyorsa bu seriye ikinci derece entegre seri denir ve $I(2)$ şeklinde gösterilir. Daha genel bir ifade ile d kere farkı alındıktan sonra durağan hale getirilen bir Y_t serisi d inci dereceden durağandır ve $I(d)$ biçiminde gösterilir. Şayet seri düzey değerinde durağan ise fark almaya gerek olmadığından $I(0)$ şeklinde gösterilir.

1.4. Box Jenkins Yöntemi:

Yule, Slutsky ve Wold'un temellerini attığı AR, MA ve ARMA süreçleri teoride kabul görmekte fakat o dönemde bilgisayarın etkin kullanılmaması nedeniyle uygulanamamaktaydı. 1970'te Box-Jenkins bu metotlarda bilgisayarın etkin kullanımı sağlayarak, bu metotları sık kullanılır hale getirdiler.

Box Jenkins'in amacı, örneklem verilerini türettiği düşünülebilecek bir istatistik modelini belirlemek ve bu modeli tahmin etmektir. Tahmin edilen model eğer kestirim

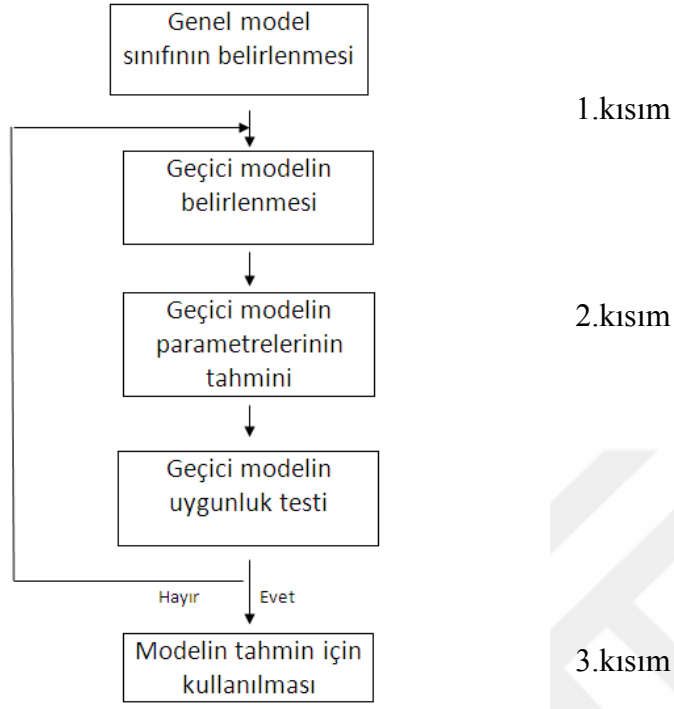
için kullanılacaksa, modelin özelliklerinin zaman içinde, özellikle de gelecek dönemlerde değişmemesi gereklidir. Bu durumda durağan veri gereksiniminin temel nedeni, bu verilerden çıkarılan herhangi bir modelin de durağan ya da kararlı olabilmesidir(Pokorny, 1987).

Box Jenkins metodu tek değişkenli bir model olarak, geleceği tahmin etme metodlarından biridir. Kısa dönem tahmininde oldukça başarılıdır ve uygulandığı serinin, eşit zaman aralıklarıyla elde edilen gözlem değerlerinden oluşan kesikli ve durağan bir seri olması bu metodun önemli bir varsayımıdır(Bircan, 2003).

Box Jenkins metodu birçok alternatif model arasından uygun model seçildikten sonra, öngörü yapılmasını sağlayan bir yöntemdir. Box-Jenkins logaritma almanın yanında durağanlığın genellikle birinci ya da ikinci dereceden farklar alınarak serilerin durağanlaştırılabileceğini göstermiştir.

Box Jenkins yaklaşımının şeması:⁵

⁵ Makridakis, vd., 1998.



Şekil.1.2

Yöntem şekilde de görüldüğü üzere üç kısımdan oluşur.

1.Kısım: Belirleme sürecidir. Serinin durağan olup olmadığı kontrol edilir ve eğer seri durağan değilse durağanlaştırılır. Buna göre serinin hangi modele ait olduğu belirlenir.

2.Kısım: Tahmin sürecidir. Serinin katsayıları tahmin edilir. Eğer MA yapısı yoksa EKK Yöntemi ile tahmin yapılabilir. MA modeli, AR süreci gibi EKK ile tahmin edilemez. Normallik varsayımı altında, hata teriminin kovaryans matrisini hesaplayabilmek için En Çok Benzerlik Yöntemi(Maksimum Likelihood) kullanılır(Bozkurt, 2007).

3.Kısım: İleriye yönelik tahmin sürecidir. Modelin seriyi iyi açıklayıp açıklamadığına dair testler yapılır. Model seriyi iyi açıklıyorsa ileriye yönelik tahmin yapılır. Aksi halde algoritmada “geçici modelin belirlenmesi” kısmına dönlür ve yeni kurulan model tekrar test edilir. Bu döngü en iyi model bulunana kadar devam eder.



BÖLÜM 2

2.Durađanlık Analizi

Durađanlıđın test edilmesinde otokorelasyon fonksiyonları ve birim kök testleri sıklıkla kullanılan yöntemlerdir. Otokorelasyon fonksiyonunda durađanlık görsel

olarak tespit edilmeye çalışılırken, birim kök testleri hipotez testleri aracılığıyla durağanlığı belirlemektedir.

2.1. Otokorelasyon Fonksiyonu (ACF) Testi:

Zaman serileri analizinde otokorelasyon fonksiyonunun (ACF) izlenmesi, serinin trend içerip içermediği konusunda fikir vermektedir.

Değişik zaman aralıkları k için bulunacak otokorelasyon katsayısı değerleri ile k 'lar ilişkilendirildiğinde, elde edilen şekil korelogram ya da örnek korelogramdır (Tarı, 2011: 383).

Otokorelasyon fonksiyonu testi, korelogram aracılığıyla, durağanlığın görsel olarak tespit edilmesini sağlar. Durağanlığın basit anlamda sınanması, gecikmesi k iken p_k otokorelasyon katsayısı ile gösterilen otoregresif regresyon kavramına dayanır(Gujarati, 1999).

$$p_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}, \quad -1 < p_k < 1 \quad (2.1)$$

k gecikmesi sonsuza yaklaştıkça p_k sifira yaklaşır ve asimptotik ya da kovaryans durağan hale gelir.

Uygulamalarda genelde örneklem üzerinden çalışıldığı için otokorelasyon katsayısının tahmincisi olan \hat{p}_k hesaplanır.

$$\hat{p}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} \quad (2.2)$$

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\sum(Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{n} \quad (2.3)$$

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum(Y_t - Y_{ort})}{n} \quad (2.4)$$

Sonra \hat{p}_k nın anlamlı olup olmadığına bakılır(Gujarati, **a.g.e.**).

Hipotez testleri,

H_0 : seri durağan değildir

H_a : seri durağandır

şeklindedir.

2.2.Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu(PACF) Testi

Gecikmeli değişkenler arasındaki ilişkiyi ifade eden fonksiyona Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu(PACF) denir. $Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-k}$ zaman serileri olmak üzere, Y_t, Y_{t-k} arasındaki ilişkinin diğer seriler ihmal edilerek hesaplanması, kısmi otokorelasyon fonksiyonu ile mümkündür.

Kısmi otokorelasyon katsayıları, aşağıdaki regresyon modellerinin en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmesiyle elde edilir. r_t bir zaman serisi olmak üzere;⁶

$$r_t = \phi_{01} + \phi_{11}r_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$r_t = \phi_{02} + \phi_{12}r_{t-1} + \phi_{22}r_{t-2} + \varepsilon_{2t}$$

$$r_t = \phi_{03} + \phi_{13}r_{t-1} + \phi_{23}r_{t-2} + \phi_{33}r_{t-3} + \varepsilon_{3t}$$

$$\vdots \quad \quad \quad \vdots$$

$$r_t = \phi_{0p} + \phi_{1p}r_{t-1} + \phi_{2p}r_{t-2} + \phi_{3p}r_{t-3} + \phi_{4p}r_{t-4} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

Birinci denklemin ϕ_{11} tahmini, r_t için 1. gecikmenin örnek kısmi otokorelasyon katsayısıdır. İkinci denklemdeki ϕ_{22}, r_t 'nin 2., üçüncü denklemdeki ϕ_{33} tahmini ise, r_t 'nin 3. gecikmesi için örnek kısmi otokorelasyon katsayısını vermektedir. $l < p$ olmak üzere, ϕ_{lp} AR(p) modelinde r_{t-l} nin katsayısıdır. Son katsayılar dizisi;

$$\phi_{11}, \phi_{22}, \phi_{33}, \dots, \phi_{pp}$$

Kısmi otokorelasyon fonksiyonunu (PACF) verecektir. Kısmi otokorelasyon fonksiyonu Yule-Walker denklemleri kullanılarak da hesaplanabilir.

$$\phi_{11} = \rho_1$$

⁶ Tsay, 2010: 46

$$\begin{aligned}\phi_{22} &= \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2} \\ &\vdots \\ \phi_{ll} &= \frac{\rho_l - \sum_{j=1}^{l-1} \phi_{l-1,j} \rho_{l-j}}{1 - \sum_{j=1}^{l-1} \phi_{l-1,j} \rho_j}\end{aligned}\quad (2.6)$$

Burada $l > 2$ dir. $\phi_{lj}, j = 1, 2, 3 \dots, l - 1$ olmak üzere; $\phi_{lj} = \phi_{l-1,j} - \phi_{ll} \phi_{l-1,l-j}$ eşitliğinden hesaplanmaktadır.(Çil Yavuz, 2015: 214-215) p_k gibi ϕ_{ll} de -1 ile +1 arasında bir değer alır.

PACF, AR sürecini tanımlamamızı, ACF, MA sürecini tanımlamamızı sağlar.

2.3. Birim Kök Testleri

Birim kök testleri genel olarak fazla güçlü olmayan testlerdir. Buna karşın kullanımları makroekonomik modellemelerde oldukça yaygındır (Nemlioğlu, 2005).

Zaman serilerinin çoğu durağanlık özelliğini sağlamamaktadır. Durağan serilerde şoklar geçicidir. Etkileri zamanla yok olur ve uzun dönemde ortalama düzeylerine geri dönerler. Birim kök testleri, serilerde durağanlığın varlığının test edilmesini sağlar (Enders, 2004).

Zaman serilerinde durağan dışılığın nedenlerinden biri seride gözlenen yapısal kırılmalardır. Kırılmalar, farklı bir tarihte anakütle regresyon katsayılarında ortaya çıkan kesikli bir değişmeden kaynaklanabileceği gibi uzun bir zaman dönemi boyunca katsayıların kademeli bir biçimde değişim göstermesinden de kaynaklanabilir. Ekonomik politikalardaki değişimler, ekonominin yapısındaki değişimler gibi nedenler yapısal kırılmaların oluşmasına neden olur. Meydana gelen bu yapısal kırılmalar bir regresyon modelinde ihmal edilirse, elde edilen sonuçlar ve bu sonuçlara bağlı olarak yapılan ön raporlamalar sistematik sapmalı (eğilimli) olacaktır.(Sevüktekin ve Nargeleçkenler,2007:397-398)

Dickey ve Fuller (1979) ilk geliştirilen birim kök testidir. Daha sonra Dickey ve Fuller(1981) hata terimleri arasındaki otokorelasyonu ortadan kaldırmak için

Genişletilmiş Dickey Fuller(ADF) testini geliřtirmişlerdir. Dolado, Jenkinson ve Sosvilla-Rivero (1990), Ayat ve Burridge (2000), Elder ve Kenndy(2001) ve Enders(2010) birim kökün tespiti amacıyla çeřitli stratejiler önermişlerdir. Phillips-Perron(1988) Dickey-fuller yöntemini geliřtirerek, hataların dağılımı konusunda daha ılımlı varsayımlara dayanan yeni bir yöntem önermişlerdir. Yaygın olarak kullanılan birim kök testlerinden biri de Kwiatkowski, Phillips Schmitt ve Shin tarafından geliřtirilen KPSS(1992) testidir (Çil Yavuz, 2015: 293-320).

Yapısal deęişmenin dikkate alındığı birim kök testi ilk olarak Perron(1989) tarafından geliřtirilmiştir. Bu testte kırılma zamanının bilindiğı varsayılmaktadır. Daha sonra Lumisdaine ve Stock (1992), Zivot ve Andrews(1992), Perron ve Vogelsang(1992), Perron(1997), Lumisdaine ve Papell(1998), Lee-Strazicich(2003,2004) vs. testleri geliřtirilmiştir.

Yapısal kırılmaların dikkate alındığı birim kök testleri, zaman serisi analizinde avantaj sağlasa da, durağanlığın tespiti amacıyla geliřtirilen ilk birim kök testi olan Dickey ve Fuller(1979) hala tercih edilen bir yöntemdir.

Birim kök testi ile,

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (2.7)$$

modelinde ρ deęerinin bire eřit olup olmadığını test edilir. Şayet $\rho = 1$ ise birim kök vardır ve seri durağan deęildir; eđer $\rho \neq 1$ ise seri durağandır, serideki şoklar geçicidir sonucuna ulaşılır.

2.3.1.Dickey ve Fuller Testi (DF)

Birim kök testleri arasında en yaygın kullanılanı Dickey- Fuller(1979) ve Genişletilmiş Dickey-Fuller(1981) gibi otoregresif birim kök testleridir.

Rassal yürüyüş sürecinden hareketle Dickey ve Fuller tarafından geliřtirilen birim kök testinin amacı zaman serilerinin durağan yapıya sahip olup olmadığını

belirlemektir. Bu test parametrelerin en küçük kareler tahmin edicilerinin birim kök varsayımı altındaki dağılımına dayanmaktadır(Yalçın, 2003).

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (2.8)$$

Burada u_t ; sabit varyanslı, ortalaması sıfır (beyaz gürültülü) hata terimidir. (2.8) denkleminde göre birim kök testleri araştırılırken hipotez testleri:

$$H_0: |\rho| = 1 \text{ (seri durağan değil)}$$

$$H_a: |\rho| < 1 \text{ (seri durağan)}$$

şeklindedir.

Dickey ve Fuller çalışmasında H_0 hipotezinin $H_0: \rho = 1$ hipotezi altında p 'nin en küçük kareler tahmincisinin 1 etrafında dağılmadığını ve 1 den daha küçük bir değer olduğunu saptamıştır(Dickey ve Fuller,1981). Dickey ve Fuller testine kısaca DF testi denilmektedir. DF testinde, zaman değişkenine göre gözlenen değişimin AR(1) süreci olduğu varsayılmaktadır.

(2.8) denklemi için $\rho = 1$ şeklindeki sıfır hipotezi student-t dağılımına benzer şekilde τ (tau) istatistiği ile sınanır(Dickey ve Fuller,1981). Student-t dağılımı durağan seriler için kullanılmaktadır. Kritik değerler Dickey ve Fuller tarafından, Monte Carlo benzetimiyle hazırlanmıştır. Dickey-Fuller testi diğer bir şekilde şöyle de test edilir. (2.8) denkleminin her iki tarafından Y_{t-1} i çıkarıldığında:

$$Y_t - Y_{t-1} = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \quad (2.9)$$

$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$ elde edilir ki buna fark alma işlemi denir. Burada Δ , birinci fark işlemcisidir, $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ve $\delta = \rho - 1$ dir. Bu durumda hipotez testleri:

$$H_0: |\delta| \geq 0$$

$$H_a: |\delta| < 0 \text{ olur.}$$

Dickey Fuller birim kök sınaması için üç model kullanılır:

1-Pür rassal yürüyüş modeli: Trendin ve sabitin yer almadığı modeldir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (2.10)$$

2-Sabitin yer aldığı rassal yürüyüş modeli:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (2.11)$$

3-Trend ve sabitin yer aldığı rassal yürüyüş modeli:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (2.12)$$

Hipotez testleri,

$$H_0: |\delta| \geq 0$$

$$H_a: |\delta| < 0$$

şeklinde kurulur. Şayet sıfır hipotezi kabul edilirse bu serinin durağan olmadığı, aksi halde ise durağan olduğu anlamına gelmektedir. Sözü edilen üç model için kullanılan test istatistikleri sırasıyla τ, τ_μ, τ_T 'dir. Her denklemin test istatistiği için tabloda kendi adıyla yer alan kritik değere bakılır. Kritik tablo değerleri için Dickey-Fuller tarafından geliştirilmiş τ (tau) istatistikleri kullanılır.

Otoregresif bir modelde yer alan hata terimi otokorelasyona sahipse DF testi etkin bir test olmamaktadır(Maddala ve Kim, **a.g.e.**).

DF testinde değişen varyansı ortadan kaldırmak için modele logaritmik dönüşüm, otokorelasyonu ortadan kaldırmak için denklemin sağına gecikmeli bağımlı değişken değerleri konulur. Hata terimleri arasında otokorelasyon olması durumunda, gecikmeli bağımlı değişkenlerle yeniden düzenlenmiş modele Geliştirilmiş Dickey-Fuller (ADF-Augmented Dickey Fuller) denilir.

2.3.2.Genişletilmiş Dickey Fuller Testi (ADF)

Dickey-Fuller testinin uygulanması için bazı varsayımların sağlanması gerekmektedir. Bu varsayımlar hata teriminin otokorelasyonsuz olması ve Y_t zaman serisinin AR(1) modeline uygunluk göstermesidir. Eğer hata terimleri

otokorelasyonluysa, bu hata terimleri ε_t nin saf hata terimi olduğu varsayımı altında kullanılan Dickey-Fuller dağılımını geçersiz kılar(Lutkepohl ve Kratzig, 2004). Dickey ve Fuller (1981) hata terimleri arasındaki otokorelasyonu ortadan kaldırmak için, DF testinde kullanılan denklemlerin sağ tarafına bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin eklenmesini önermişlerdir(Çil Yavuz, 2015). Bu fikir sonucunda Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testi ortaya çıkmıştır.

ADF testi Said ve Dickey (1984) makalesine dayanmaktadır. ADF test istatistiği ile DF test istatistiği büyük örnekleme aynı dağılımı sergilediğinden kullanılacak olan tablolar aynıdır.

Bu test için en önemli problem k (bağımlı değişkenin gecikmeli değeri) gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Söz konusu k değerinin belirlenmesinde serbestlik derecesini dikkate alacak şekilde, nispeten küçük olmasına dikkat edilmektedir. Ancak ε_t deki otokorelasyonun varlığını hesap edecek kadar da büyük olmalıdır(Köse, 1998).

Bu sebeple maksimum gecikme uzunluğu belirlenerek model tahmin edilip, bu gecikme uzunluğu üzerinde t istatistiğinin anlamlılığının testi yapılabilir. Anlamlılık elde edilinceye kadar gecikme uzunluğu birer birer azaltılarak uygun gecikme uzunluğu elde edilebilir(Yurdakul, 1995).

Uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde sıklıkla kullanılan iki yöntem mevcuttur. Bunlar Akaike Bilgi Kriteri ve Schwartz Kriteridir.

Akaike Bilgi Kriteri(AIC):

$$AIC = -2 \log(L) + 2k \quad (2.13)$$

Schwartz Kriteri(SC): Bayesyen düşünceden yola çıkılarak ortaya atılmıştır.

$$\ln SC = \frac{k}{n} \ln(n) + \ln(RSS/n) \quad (2.14)$$

AIC ya da SC değerini minimum kılan p değeri, uygun gecikme seviyesi olarak belirlenir. Sözü edilen bu iki kriter bazı durumlarda farklı gecikme seviyelerine işaret edebilir(Lütkepohl, 1993).

DF testinde kullanılan üç model aşağıdaki şekilde modifiye edilmiştir.

1-Pür rassal yürüyüş modeli: Trendin ve sabitin yer almadığı modeldir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

2-Sabitin yer aldığı rassal yürüyüş modeli:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

3-Trend ve sabitin yer aldığı rassal yürüyüş modeli:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.17)$$

Bu modellerde kullanılan test istatistikleri DF testinde olduğu gibi sırasıyla τ , τ_μ , τ_T 'dir.

2.3.3. ADF-GLS Testi:

Zaman serilerinde deterministik terimler yer aldığı anda ADF testi zayıf kalmaktadır. Elliott, Rothenberg ve Stock(1996) tarafından geliştirilen ADF-GLS testi, ADF testine göre sahip olduğu asimptotik dağılımdan ötürü daha güçlü olan bir birim kök testidir. Bu test için aşağıdaki model kullanılmaktadır:

$$Y_t = d_t + u_t \quad (2.18)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t \quad (2.19)$$

Burada d_t , deterministik kısım, v_t gözlenemeyen fakat sıfır ortalamaya sahip olduğu varsayılan hata sürecidir. Test hipotezi:

$$H_0: \alpha = 1$$

$$H_a: \alpha = \tilde{\alpha} < 1$$

şeklindedir. Burada $\tilde{\alpha} = 1 + \bar{c}/T$ olarak hesaplanmaktadır. Şayet zaman serisinde kesme terimi ve trend mevcutsa $\bar{c} = -13.5$ alınırken, sadece kesme terimi yer alıyorsa $\bar{c} = -7.0$ olarak alınmaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007: 360).

2.3.4. KPSS Testi:

KPSS testinde amaç, bir zaman serisini deterministik trendden arındırılarak bu serinin durağanlaştırılmasıdır. Bu testte temel hipotez serinin durağan olmasıdır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007: 361). KPSS testinin modelleri aşağıdaki gibidir (Terence ve Raphael, 2008: 92-93).

$$y_t = \alpha + \mu_t + \varepsilon_t \quad (2.20)$$

$$y_t = \alpha + \beta_t + \mu_t + \varepsilon_t \quad (2.21)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim IID(0, \sigma_u^2) \quad (2.22)$$

Burada (2.18) denklemi α sabit terimini, (2.19) denklemi ise hem α sabit terimini hem de β_t deterministik trendi içermektedir. ε_t durağan süreç olmakla birlikte değişen varyanslı olabilir. u_t ise pür rassal yürüyüş modelidir.

KPSS test istatistiği, Lagrange çarpanı (LM) dir. Bu testte temel hipotez $\sigma_u^2 = 0$ ve alternatif hipotez $\sigma_u^2 > 0$ olarak alınmaktadır. KPSS test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$KPSS = \frac{T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_t^2}{\hat{\lambda}^2} \quad (2.23)$$

Burada, $\hat{S}_t = \sum_{i=1}^t e_i$ dir. e_i , (2.20) ve (2.21) deki denklemlerin tahmininden elde edilen kalıntılardır. $\hat{\lambda}^2$ ise e_i 'de hesaplanan ε_t 'nin uzun dönem varyansının tutarlı bir tahminidir (Çil Yavuz, 2015: 306-307).

2.3.5. Phillips Perron (1989) Testi:

Dickey-Fuller testleri, hata paylarının bağımsız oldukları ve sabit varyansa sahip oldukları gibi temel varsayımlara dayanmaktadır. Ayrıca Dickey-Fuller testleri, seri yapısal kırılmaya maruz kaldığında yetersiz kalmaktadır. Phillips Perron, hata paylarıyla ilgili varsayımları yumuşatarak Dickey Fuller testlerini genelleştirmeye çalışmıştır.

ADF testinde, test denklemindeki terimlere ilave olarak farklarının dâhil edilmesi serbestlik derecesinde bir kayba ve testin gücünün azalmasına neden olur (Şahbaz, 2007). Phillips Perron testi veriyi yaratan süreç AR(1) olmadığında ortaya çıkabilecek otokorelasyonu dikkate alan, standart Dickey-Fuller t-istatistiğinin parametrik olmayan modifikasyonudur. Phillips Perron MA terimlerini dikkate almak için, veriyi yaratan süreçte AR terimlerine MA terimlerini ilave etmek yerine, test istatistiğini değiştirmişlerdir(Terence ve Raphael, 2008).

Phillips ve Perron testi için kritik değerler Dickey ve Fuller testi için olanlarla aynıdır. Her iki testte de t istatistiğinin kritik değerlerden büyük olması serinin durağan olduğunu gösterir.

$$Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (2.24)$$

Burada u_t , beyaz gürültü sürecine sahiptir.

Hipotez testleri

$$H_0: |\delta| < 0$$

$$H_a: |\delta| \geq 0$$

şeklindedir. Zaman serileri bazen analiz döneminin alt dönemlerinde belirli bir trend etrafında durağan olabilirler. Bu yapısal farklılık dikkate alınmadan yapılacak birim kök testleri yanıltıcı sonuçlar ortaya çıkaracaktır. Yapısal kırılmanın olması durumunda, örneklem verilerden yararlanarak tahmin edilen regresyon doğrusu, gerçek regresyon doğrusundan farklı olacak ve zaman serisi analizinin durağanlık testi ile yapmak istediği tahminleri zayıflatacaktır(Perron, 1989). Bu nedenle kırılmalı birim kök testleri geliştirilmiştir. Bu çalışmanın amacı nedensellik üzerine olduğundan, yalnızca temel birim kök testleri açıklanmıştır.



BÖLÜM 3

3. VAR Analizi

Vektör Otoregresif VAR(p) modeller, otoregresif AR(p) modellerin geliştirilmiş bir biçimidir. Tek değişkenli analizlerin yetersiz kaldığı durumlarda çok değişkenli analizlere ihtiyaç duyulmaktadır. Birden çok zaman serisi bir arada ele

alındığında denklem yerine denklem sistemi ile modeller tasvir edilmeye çalışılır. Bu denklem sistemine VAR modeli denir(Sevüktekin ve Çınar, 2014).

Sims, Stock ve Watson (1990) 'a göre VAR analizinin amacı parametre tahminlerini belirlemek değil, değişkenler arasındaki karşılıklı etkiyi ortaya koymaktır(Enders, 2004). Sims(1980) tarafından geliştirilen VAR modeli, kendi geçmiş değerlerinden gelecek tahmini yapabilen, birden fazla seriden oluşan bir sistemdir. Gelecek tahmininin yanı sıra değişkenler arasındaki nedensel ilişkiyi de araştırmayı sağlar.

VAR modelleri yapısal modele herhangi bir kısıtlama getirmeksizin dinamik ilişkileri verebildiği için zaman serileri açısından sıklıkla tercih edilmektedir(Keating, 1990).

VAR modelin sıklıkla tercih edilmesinde sağladığı avantajların önemi büyüktür. Bu avantajlardan bazıları aşağıdaki gibidir:⁷

- VAR modelin kurulumu ve tahmini basittir,
- Modeldeki her bir denklem ayrı ayrı tahmin edilebilir,
- Her bir modelin gecikme sayısı birbirinden farklı alınabilir,
- VAR modeli ile yapılan ön raporlamalar eşanlı denklem modelleri gibi diğer yöntemlere göre daha başarılıdır. Bu nedenle VAR modelleri ile başarılı ön raporlamalar yapılabilir.

VAR modelinin avantajlarının yanında bazı dezavantajları da bulunmaktadır. Bunlardan bir kısmı aşağıdaki gibidir:

- Modelde kullanılan değişkenlerin durağan olması gerekmektedir,

⁷ Sevüktekin ve Çınar, 2014

-Teoriden bağımsız olması, modelde kullanılmak üzere doğru değişkenlerin seçilmesi gerekmektedir,

- VAR modelde temel amaç ön raporlama yapmak olduğundan, elde edilen politika belirleme ve yapısal analiz için kullanılamazlar.

-Gecikme uzunluğunun ne olacağı bilinmemektedir. Model sonuçları gecikme uzunluğuna göre farklılık gösterir.

-Gecikme uzunluğu yüksek olan modellerde serbestlik derecesi problemi ortaya çıkar.

VAR(p) modeli, AR(p)'nin çok boyutlu bir gösterimi olduğundan yapısal olarak benzerlik göstermektedirler. Bir VAR modelinde sistemde yer alan tüm değişkenler içseldir. İçsel değişken sistemin bağımlı değişkenleridir ve bu değişkenlerin değerleri model içinde tayin edilir. VAR modeli, herhangi bir iktisat teorisinden yola çıkarak, değişkenlerin içsel-dışsal ayrımını gerektirmediğinden bu yönüyle eşanlı denklem sistemlerinden ayrılmaktadır(Charemza ve Derek, 1992).

Değişkenlerin gecikme sayısının belirlenmesinden sonra, tüm değişkenlerin tek bir vektörde toplanması durumunda, bu vektör, otoregresyon modeli olarak görülebilir. Burada vektör, kendi gecikme değerleri ile hata vektörünün doğrusal bir fonksiyonudur. Tahmin, her değişken için ayrı ayrı kendi ve diğer gecikmeli değerlerinden oluşan regresyon modeli ile yapılır.

İki değişkenli bir VAR modeli standart haliyle şu şekilde ifade edilebilir:

$$y_t = \beta_{10} - \beta_{12}Z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}Z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (3.1)$$

$$Z_t = \beta_{20} - \beta_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}Z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (3.2)$$

Burada y_t ve Z_t durağan değişkenler, ε_{yt} ve ε_{zt} ortalaması sıfır, kendi gecikmeli değerleriyle olan kovaryansları sıfır ve varyansları sabit, normal dağılıma sahip rassal hata terimlerini temsil etmektedir. VAR modelinde hataların kendi gecikmeli değerleriyle ilişkisiz olması varsayımı, modele herhangi bir kısıt getirmez.

Çünkü değişkenlerin gecikme uzunluğunun artırılmasıyla otokorelasyon sorununun üstesinden gelinir(Özgen ve Güloğlu, 2004).

İki değişkenin olduğu bir durumda, model matrislerle;

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (3.3)$$

biçiminde veya kısaca,

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

şeklinde gösterilir(Enders, 2010: 297). (3.4) ün her iki tarafı B^{-1} ile çarpılırsa,

$$B^{-1}Bx_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 x_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (3.5)$$

elde edilir ve bu şekilde aşağıdaki standart yapıda VAR modeline ulaşılır:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (3.6)$$

Böylece standart VAR modeli aşağıdaki gibi de formüle edilebilir.

$$y_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}y_{t-1} + \alpha_{12}z_{t-1} + e_{1t} \quad (3.7)$$

$$z_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}y_{t-1} + \alpha_{22}z_{t-1} + e_{2t} \quad (3.8)$$

Burada α_{i0} ; A_0 vektörünün i. elemanı, α_{ij} ; A_1 matrisinin j sütunu ve i satırının elemanı, e_{it} ise e_{1t} vektörünün i. elemanıdır.

VAR modellemede en önemli aşama uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Gecikme uzunluğu, serbestlik derecesini düşürmeyecek kadar küçük ancak hata terimlerindeki otokorelasyonu yok edecek kadar büyük olmalıdır. Olması gereken gecikme uzunluğundan daha büyük seçilen bir gecikme uzunluğunun tahminlerin ortalama hata karelerini yükselttiği ve parametre tahminlerinin varyansının yüksek olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Daha küçük bir gecikme uzunluğu seçildiğinde ise otokorelasyonlu hata terimleri üretilmektedir.

Literatürde uygun gecikmeyi belirlemek için kullanılan kriterlerden en yaygın olanları Akaike Bilgi Kriteri(AIC)(1969), Schwarz Bayesyen Kriteri (SBC)(1978) ve

HQC(1979) kriterleridir. Hacker ve Hatemi-J(2005), SBC yönteminin birçok durumda en iyi sonucu verdiği fakat bazı durumlarda HQC nin daha iyi sonuçlar verdiğini belirtmiştir. Bazen bu bilgi kriterleri gecikme uzunluğu seçimi için farklı sonuçlar verir. AIC, SBC, HQC kriterleri aşağıdaki gibidir.

$$AIC(p) = \ln \left| \sum(p) \right| + pk^2 \frac{2}{T} \quad (3.9)$$

$$SBC(p) = \ln \left| \sum(p) \right| + pk^2 \frac{\ln T}{T} \quad (3.10)$$

$$HQC(p) = \ln \left| \sum(p) \right| + pk^2 \frac{2\ln(\ln T)}{T} \quad (3.11)$$

Burada k değişken sayısı, T gözlem sayısı, $\sum(p)$, p gecikmeli modelin kalıntılar varyans kovaryans matrisi, $|\sum(p)|$ ise bu matrisin determinantıdır.

Hatemi-J (2001) bu bilgi kriterleri farklı sonuçlar verirse bu iki gecikme arasında seçim yapabilmek için Likelihood Ratio (LR) testini bir kez kullanmayı önermiştir.

$$LR = T \left[\log \left| \sum_{ksl} \right| - \log \left| \sum_{ksz} \right| \right] \quad (3.12)$$

Burada T gözlem sayısı, $|\sum_{ksl}|$ ve $|\sum_{ksz}|$ sırasıyla kısıtlı ve kısıtsız model kalıntılarının varyans kovaryans matrisinin determinantlarıdır(Enders, 2010).

VAR modeli, modele dâhil olan tüm değişkenlerin gecikmiş değerlerine, kendi gecikmeleri dâhil, en küçük kareler tahmin edicisinin uygulanması ile tahmin edilmektedir. Bu tahmin sonucunda elde edilen katsayıların yorumlanması için, varyans ayrışımı ve etki tepki fonksiyonları uygulanmaktadır(Müslümov, 2002).

1.1.Etki-Tepki Yöntemi:

VAR modellerinde, bir değişkenin gecikmelerine ait birden fazla katsayının yorumlanması zordur. VAR modeli sonuçlarını yorumlarken genellikle, değişkenlerin

şoklara verdikleri tepkilerin grafiksel gösterimi olan etki-tepki fonksiyonu grafikleri kullanılmaktadır.

Etki tepki fonksiyonu, VAR modelinde içsel değişkenlerin hata terimine verilen bir birimlik rassal şoka karşı verdikleri tepkiyi ölçmektedir. Burada değişkenlerin durağanlık koşulunu sağlaması önem arz eder. Çünkü ilgili değişkenler arasındaki ilişkilerin doğru bir şekilde ölçülmesi için şokların geçici olmasına bağlıdır(Sevüktekin ve Çınar,2014).

Etki tepki fonksiyonunun işleyiş süreci, VAR(1) modelinde aşağıdaki gibidir:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (3.13)$$

$e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ olduğundan e_{1t} ve e_{2t} aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$e_{1t} = \frac{\varepsilon_{yt} - \beta_{12}\varepsilon_{zt}}{1 - \beta_{12}\beta_{21}} \quad (3.14)$$

$$e_{2t} = \frac{\varepsilon_{zt} - \beta_{21}\varepsilon_{yt}}{1 - \beta_{12}\beta_{21}} \quad (3.15)$$

Buradan e_{1t} ve e_{2t} hataları vektörü aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1 - \beta_{12}\beta_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} \\ -\beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (3.16)$$

O halde;

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \frac{1}{1 - \beta_{12}\beta_{21}} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} \\ -\beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-i} \\ \varepsilon_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (3.17)$$

olarak yazılabilir. Burada \bar{y} ve \bar{z} aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\bar{y} = \frac{[\alpha_{10}(1 - \alpha_{22}) + \alpha_{12}\alpha_{20}]}{[(1 - \alpha_{11})(1 - \alpha_{22}) - \alpha_{12}\alpha_{21}]} \quad (3.18)$$

$$\bar{z} = \frac{[\alpha_{20}(1 - \alpha_{11}) + \alpha_{21}\alpha_{10}]}{[(1 - \alpha_{11})(1 - \alpha_{22}) - \alpha_{12}\alpha_{21}]} \quad (3.19)$$

(3.17) denklemini kısaca:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix}$$

şeklinde gösterilebilir. Burada $\phi_i = \frac{A_1^i}{1-\beta_{12}\beta_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} \\ -\beta_{21} & 1 \end{bmatrix}$ dir(Çil Yavuz, 2015: 352-353).

3.2. Varyans Ayırıştırması Yöntemi

VAR modelinde, artıkların analizinde kullanılan yöntemlerden biri Varyans Ayırıştırmasıdır. Varyans ayırıştırması, sistemdeki bir değişken üzerinde hangi, değişkenin daha etkili olduğunun belirlenmesinde kullanılmaktadır.

Modelin tahmini ile belirlenen ve öngörü hata varyansını ölçen varyans ayırıştırması ile istatistiki şokların değişkenler üzerindeki etkileri görülebilmektedir. Bir değişkende meydana gelen şokların diğer değişkenler tarafından açıklanma oranı hesaplanarak, diğer değişkenler arası ilişkiler daha iyi açıklanabilmektedir. Söz konusu bir şok, değişkenin ileriye yönelik tahmin hata varyansını açıklayabiliyorsa, değişken içsel olarak değerlendirilir(Lütkepohl,1993).

X_t 'nin gelecekte alacağı değeri öngörmek için:

$$X_{t+1} = A_0 + A_1 X_t + e_{t+1} \quad (3.20)$$

denklemini kullanılır. X_t 'nin koşullu beklenen değeri alındığında aşağıdaki sonuca varılır:⁸

$$E_t(X_{t+1}) = A_0 + A_1 X_t \quad (3.21)$$

Bir dönem ilerisi için öngörü hatasını elde etmek için X_t 'nin gerçekleşen değeri ve öngörü değerleri arasındaki fark alınır. Bu durumda bir dönem ilerisi için öngörü hatası:

$$X_{t+1} - E_t(X_{t+1}) = e_{t+1} \quad (3.22)$$

⁸ Enders, 2010: 313

şeklinde elde edilir. İki dönem ilerisi ise aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} X_{t+2} &= A_0 + A_1 X_{t+1} + e_{t+2} \\ &= A_0 + A_1(A_0 + A_1 X_t + e_{t+1}) + e_{t+2} \end{aligned} \quad (3.23)$$

X_{t+2} 'nin öngörüsünün beklenen değeri alındığında;

$$E_t(X_{t+2}) = (I + A_1)A_0 + X_t \quad (3.24)$$

elde edilir.

Genel olarak n-dönem ilerisi için öngörü aşağıdaki gibi elde edilir:

$$E_t(X_{t+n}) = (I + A_1 + A_1^2 + \dots + A_1^{n-1})A_0 + A_1^n X_t \quad (3.25)$$

Öngörü hatası ise:

$$e_{t+n} + A_1 e_{t+n-1} + A_1^2 e_{t+n-2} + \dots + A_1^{n-1} e_{t+1} \quad (3.26)$$

şeklindedir.

X_t vektöründeki Y_t dizisi için n- dönem ileri öngörü hatası aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\begin{aligned} Y_{t+n} - E_t Y_{t+n} &= \phi_{11}(0)\varepsilon_{yt+n} + \phi_{11}(1)\varepsilon_{yt+n-1} + \dots + \phi_{11}(n-1)\varepsilon_{yt+1} \\ &+ \phi_{12}(0)\varepsilon_{zt+n} + \phi_{12}(1)\varepsilon_{zt+n-1} + \dots + \phi_{12}(n-1)\varepsilon_{zt+1} \end{aligned} \quad (3.27)$$

Y_t 'nin n dönem ileri öngörü hata varyansı ($\sigma_y(n)^2$) ise aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$\begin{aligned} \sigma_y(n)^2 &= \sigma_y^2[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2] + \sigma_z^2[\phi_{12}(0)^2 + \\ &\phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2] \end{aligned} \quad (3.28)$$

Tüm öngörüler için ε_{zt} Y_t 'nin öngörü hata varyansının hiç birini açıklamıyorsa Y_t dizisi dışsaldır. Bu durumda Y_t , ε_{zt} şokları ve Z_t dizisinden bağımsız hareket edecektir. Eğer ε_{zt} şokları Y_t dizisindeki öngörü hatası varyansının tamamını açıklıyorsa, bu durumda Y_t dizisi tamamen bağımlı olacaktır(Çil Yavuz, 2015).

BÖLÜM 4

4.Eşbütünleşme Analizi

Eşbütünleşme analizi Granger tarafından geliştirilerek 1980li yıllardan itibaren zaman serileri alanına girmiştir. Makroekonomik çalışmalarda kullanılan serilerin çoğu durağan değildir. Bu serileri durağanlaştırmak için fark alma yöntemi uygulanmaktadır. Fark alma yöntemi uzun dönemde bilgi kaybına neden olduğundan ve eşbütünleşme analizinde, serilerde durağanlık şartı aranmadığından bu yöntem sık tercih edilir hale gelmiştir.

Eşbütünleşme analizi, durağan olmayan iki zaman serisi arasındaki ilişkiyi araştırmak için geliştirilmiştir. Durağan olmayan iki ya da daha fazla zaman serisinin doğrusal bileşimi olan regresyonun artık terimleri durağan ise bu serilerin eşbütünleşik olduğu söylenebilir(Granger, 1987).

İki veya daha fazla zaman serisinin eşbütünleşik olması, bunlar arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi bulunduğu anlamına gelir. Denge ilişkisi değişkenlerin birbirlerinden bağımsız olarak hareket edememesidir. Uzun dönemli denge, değişkenlerin zamanla denge ilişkisine doğru yaklaşmasıdır(Çavdarlı, 2007). Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı aynı zamanda en az bir yönde nedensellik ilişkisinin varlığını gösterir. Ters her zaman doğru değildir.

Literatürde eşbütünleşmeyi analiz etmek amacıyla geliştirilen bazı testler ve bu testlerin dayandığı çeşitli tahmin yöntemleri bulunmaktadır. Bunları iki grupta incelemek mümkündür. Birinci grupta yer alanlar tek denklemlilerdir, ikinci gruptakiler ise bir denklemler sistemine dayanmaktadır.

Tek denklemlilerde eşbütünleşme ilişkisinin tahmini en küçük kareler yöntemi ile gerçekleştirilmektedir. Eğer eşbütünleşmeyi gerçekleştiren birden fazla vektör mevcut ise bu durumda çok değişkenli yöntemler geçerli olmaktadır. Tek denklemlilerde eşbütünleşme analizi yöntemi olarak Engle Granger tarafından geliştirilmiş daha sonra Johansen tarafından çoklu koentegre vektörleri tahmin etmek amacıyla (VAR modelde) en çok benzerlik yöntemine dayanan bir yöntem geliştirmiştir(Göktaş, 2005).

4.1. Engle ve Granger Eşbütünleşme Testi

Engle ve Granger durağan olmayan seriler üzerinde yapılan çalışmaların yanıtıcı sonuçlar verdiğini ispatlamışlar ve bunun üzerine durağanlık gerektirmeyen bir analiz yöntemi ileri sürmüşlerdir.

Bu yöntemde, zaman serileri, aynı dereceden durağan yani bütünleşik ise bu serilerin eşbütünleşik olup olmadığı test edilebilir(Kadılar, 2000).

Aynı dereceden bütünleşik olma şartını, Enders(2004), “iki serideki ortak trend birbirini telafi ederek trend faktöründen arındırılmış bir ilişki ortaya çıkarır “ şeklinde açıklamıştır.

Modelde yer alan değişkenler aynı mertebeden bütünleşik ise, ilk aşamada uzun dönem denge değerleri en küçük kareler yöntemi kullanılarak tahmin edilmektedir. İkinci aşamada, bu tahminlerden faydalanılarak kısa dönem denge değerlerine ulaşılmaktadır(Thomas, 1997).

İlk olarak değişkenlerden biri bağımlı, diğeri bağımsız değişken olarak ele alınmakta ve regresyon modeli kurulmaktadır. Bu süreçte serilerin farkları alınarak kaçınıcı dereceden bütünleşik oldukları tespit edilir. Bu amaçla ADF, Dickey- Fuller, Phillips-Perron testleri kullanılabilir. Bu testler sonucunda değişkenlerin durağan olduğu sonucuna varılırsa, değişkenler klasik zaman serisi yöntemleri ile incelenebilir. Eğer aynı dereceden bütünleşik iseler, serilerin düzey değerlerine regresyon uygulanır.

$$Y_t = a_0 + a_1X_t + u_{1t} \quad (4.1)$$

$$X_t = b_0 + b_1Y + u_{2t} \quad (4.2)$$

regresyonlarından biri kullanılarak test edilebilmektedir. Bu regresyonlardan biri bulunarak, onun yardımı ile e_t hata terimleri elde edilir(Tarı, 2011).

(4.1) ve (4.2) denklemlerinin sıradan En Küçük Kareler yöntemiyle regresyon tahmini yapılır. Bu testte temel hipotez eşbütünleşme ilişkisinin olmadığıdır.

Regresyon tahmininden sonra elde edilen artıkların durağan olup olmadıkları test edilir. \hat{e}_t nin durağanlık analizi için DF veya ADF testi kullanılır. Eğer hata terimi beyaz gürültü özelliği göstermiyorsa, bu durumda ADF birim kök testinin kullanılması

daha uygun olacaktır(Enders, 2004). Bu testlerde kritik değer olarak Dickey-Fuller tablo değerleri yerine Mac Kinnon kritik değerlerinin kullanılması gerekmektedir. Bu şekilde denge hata teriminin durağanlığı araştırılır. Şayet kalıntılar durağan ise değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri, yani eşbütünleşik oldukları, kalıntıların birim köklü olduğu tespit edildiğinde ise değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılır.

Değişkenler eşbütünleşikse hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi oluşturulabilir:

$$\Delta Y_t = a_1 + a_y \hat{e}_{t-1} + \sum_i a_{11}(i) \Delta Y_{t-i} + \sum_i a_{12}(i) \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (4.3)$$

$$\Delta X_t = a_2 + a_x \hat{e}_{t-1} + \sum_i a_{21}(i) \Delta Y_{t-i} + \sum_i a_{22}(i) \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{xt} \quad (4.4)$$

Burada \hat{e}_{t-1} , (4.1) den elde edilen hata terimidir. ε_{yt} ve ε_{xt} beyaz gürültü sürecine sahip hata terimleridir. a_y ve a_x kısa dönem dengesizliklerin her dönem hangi oranda düzeltildiğini veya serinin dengeye dönüş hızını gösteren uyarılma katsayılarıdır(Muratoğlu, 2011).

Engle Granger testi, değişken sayısı ikiden fazla olduğunda, birden fazla eşbütünleşme ilişkisini ihmal ettiği için etkili sonuç vermemektedir(Çetin, 2006). Ayrıca bağımlı değişken olarak hangi değişkenin seçildiği, birim kök testlerinin sonucunu etkileyecektir. Testin iki aşamalı olması da hata payını artırmaktadır.

4.2.Johansen Yöntemi

Johansen yaklaşımı Engle- Granger yaklaşımındaki sakıncalar nedeniyle geliştirilmiştir. Johansen'in eşbütünleşme yöntemi, durağan olmayan zaman serilerindeki eşbütünleşik vektörlerin varlığının ve sayısının (yani π matrisinin ve r rankının) belirlenmesine dayanmaktadır.Bu yöntem, kullanılan modeldeki durağan olmayan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını belirlemektedir(Şimşek vd.,2007).

Johansen tarafından önerilen yaklaşımın kullanılmasının iki temel nedeni vardır. Bunlardan ilki, ilgilenilen değişkenler için eşbütünleşme vektörlerinin maksimum

sayısını teşhis etmektir. İkincisi ise eşbütünleşme vektörünün ve ilgili parametrelerin En Çok Olabilirlik tahminlerini elde etmektir(Holden ve Thompson,1992).

Bu test Dickey ve Fuller yönteminin genelleştirilmiş bir gösterimidir.

$$X_t = \prod_1 X_{t-1} + \prod_2 X_{t-2} + \dots + \prod_k X_{t-k} + e_t \quad (4.5)$$

$$t = 1, 2, \dots$$

Testin aşamaları:

1.aşama:

Durağanlık mertebelerine karar verilen denklem sistemi, değişkenlerin gecikmeli değerlerinin yer aldığı VAR modeli şeklinde ifade edilir. Durağanlığın belirlenmesinde kullanılan DF ve ADF testlerinde olduğu gibi serinin durağanlaştırılması için birinci farkının alınması gerekirse aşağıdaki forma ulaşılır:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k} + \Pi X_{t-k} + e_t \quad (4.6)$$

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i \quad (4.7)$$

$$i = 1, \dots, k$$

Π katsayılar matrisidir(Johansen, 1988).

2.aşama:

Bu aşamada temel hipotez, değişkenler arasında en fazla r tane eşbütünleşen vektör olduğudur. Eşbütünleşen vektör sayısı, değişkenler vektörünün boyutundan 1 eksik olmalıdır. Eşit olduğu durumda, değişkenlerin durağan olduğuna karar vereceğimiz için, eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmasına gerek kalmayacaktır.

Burada temel hipotez:

$$H_0: \Pi = \alpha\beta' \text{ (En fazla r tane eşbütünleşik vektör vardır)}$$

Johansen ve Juselius'un (1990) belirttiği gibi Johansen'in (1988) çalışmasının esas amacı katsayılar matrisi π 'nin, veri vektöründeki değişkenlerin arasındaki uzun dönemli ilişkileri hakkında bilgiye sahip olup olmadığının araştırılmasıdır. Burada, üç olası durum söz konusudur.

1- $rank(\pi) = 0$ dir. Yani π matrisi sıfır matrisidir. Bu durumda (4.6) numaralı denklem, geleneksel farkı alınmış VAR modeline uyar.

2- $rank(\pi) = p$ dir. Bu durumda π matrisi tam ranka sahiptir ve X_t süreç vektörü durağandır.

3- $0 < rank(\pi) = r < p$ dir. Bu uzun dönemli bir ilişkinin varlığını, eşbütünleşmenin olduğunu gösterir. p modeldeki değişken sayısını vermektedir (Kadılar, 2000).

Johansen ve Juselius Eşbütünleşme testi eşbütünleşme vektör sayılarının belirlenmesi aşamasında iki farklı test istatistiğinden yararlanır. Bunlar aşağıdaki gibi, $trace(\lambda_{iz})$ istatistiği ve maksimum özdeğer (λ_{max}) istatistikleridir.

İz test istatistiğinin amacı ilgilenilen değişkenler için eşbütünleşme vektörlerinin sayısını tespit etmek ve daha sonra eşbütünleşme vektörünün ve ilgili parametrelerinin en çok olabilirlik tahminlerini elde etmektir. İz istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\lambda_{iz} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4.8)$$

Burada $\hat{\lambda}_i = \Pi$ matrisinden elde edilen karakteristik köklerin tahmin edilen değerleridir. Özdeğer olarak da adlandırılmaktadırlar. T kullanılabilir gözlem sayısıdır.

λ_{iz} test istatistiği için hipotezler,

$H_0: r \leq r_0$ eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

$H_1: r > r_0$ eşbütünleşme ilişkisi vardır şeklinde kurulmaktadır.

H_0 reddedilirse bu defa bir tane eşbütünlüşme ilişkisi vardır şeklindeki boş hipotez test edilir.

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4.9)$$

Maksimum öz değeri istatistiđi:

λ_{max} test istatistiđi için hipotezler:

$$H_0: r = r_0 \text{ (eşbütünlüşme ilişkisi yoktur.)}$$

$$H_1: r = r_0 + 1 \text{ (eşbütünlüşme ilişkisi vardır.)}$$

şeklinde olup karar aşamasında Johansen ve Juselius'un 1990 yılında geliştirdiđi tablo değeri dikkate alınarak karşılaştırma yapılır. Hesaplanan test istatistiđi tablo değeri büyük ise sıfır hipotezi reddedilirken alternatif hipotez kabul edilir ve seriler eşbütünlüşktir denir(Çetin ve Seker, 2012).

BÖLÜM 5

5.Nedensellik Kavramı

Bilimde olgular tek tek değil, birbirleriyle olan ilişkileri içinde incelenir. Kendi başına hiçbir olgu veya nesnenin bilimsel önemi yoktur. Bir olgunun bilim yönünden önemi başka bir olgu veya olgularla ilişkisinden ileri gelir. Bilim, ilk bakışta dađınık veya kopuk görünen olgular arasındaki ilişkileri izleme, bu ilişkileri dile getirip açıklama çabasıdır(Yıldırım, 2012).

İşte bu olgular arasındaki ilişki arayışı nedenselliğin ortaya çıkarılmasına sebep olmuştur. Nedensellik 1950 li yıllarda Simon, Feigl ve ünlü matematikçi Wiener tarafından ele alınmıştır. Daha sonra 1969 yılında Granger tarafından geliştirilmiştir. Bu konuda çalışmalar yapan C.Granger ve Engel Nobel ödülüne layık görülmüşlerdir.

5.1. Nedensellik

Nedensellik deyince sadece istisnasız bir tekrarın söz konusu olduğu kolayca kabul edilebilir mi? Gece ile gündüzün birbirini izlemesi istisnasız tekrarın mükemmel bir örneğidir. Ne var ki, ikisi arasındaki ilişkinin nedensel olduğunu, başka bir deyişle gecenin gündüze, gündüzün geceye yol açtığını söylemek güçtür. Bu da gösteriyor ki “sürekli birlikte gidiş” veya Reichenbach’ın deyimi ile “istisnasız tekrar” gerçek ilişki ile eğreti ilişkiyi birbirinden ayırmak için yeterli değildir(Yıldırım, 2012).

Bilimde nedensel ilişkinin araştırılma amaçları şu şekilde sıralanabilir:⁹

- 1-Değişkenlerin modellenmesinde hangi değişkenin bağımlı, hangilerinin bağımsız olduklarının belirlenmesi
- 2-Bir değişkende bugünkü dönemde meydana gelen bir değişme etkisinin kaç dönem öncesine kadar dayanacağını belirlenmesi
- 3- X_t ve Y_t , iki zaman serisi olmak üzere Y_t gibi bir değişkenin gelecek dönem değerlerinin sadece kendi geçmiş değerleri ile mi daha iyi öngörüleceğinin belirlenmesi
- 4- Değişkenlerin modellenmesinde ilişkilerin yönünün belirlenmesi,
- 5-Mevcut verilere dayanarak X_t ve Y_t nin gelecek dönemlerdeki değerlerinin öngörülmesinde nedensellik testleri kullanılır.

İktisat teorisinde değişkenler arasındaki ilişkinin belirlenmesi ve test edilmesi, öncelikle değişkenlerin içsel ya da dışsal ayrımın yapılmasına bağlıdır. Değeri model

⁹ Işığık,1994

içinde belirlenen değişkenlere içsel, model dışında belirlenenlere dışsal değişken denmektedir(Bozkurt, 2007).

Böyle bir kararsızlık durumunda nedensellik testlerini kullanmak oldukça faydalıdır. Nedenselliğin araştırılması için geliştirilen ilk test Granger(1969) testi olmuştur. Daha sonra geliştirilen Haugh(1972), Sims(1980), Toda Yamamoto(1995), Hacker-Hatemi(2006), Hatemi(2012) testlerinin çoğu Granger nedenselliğine dayanmaktadır.

5.2. Granger Nedensellik Testi:

Granger'ın nedensellik kavramı, uygun gecikme uzunluğuna sahip iki değişkenli bir VAR modelidir. Granger nedensellik testinde, bir değişkenin düzenli olarak diğerine etki edip etmediği test edilmektedir(Leamer, 1985).

Granger'ın nedensellik tanımı aşağıdaki iki varsayıma dayanmaktadır.

-Gelecek geçmişin nedeni olamaz. Kesin ya da tam nedensellik, sadece geçmişin şimdiki zamana veya geleceğe neden olmasıyla mümkün olabilir.

-Nedensellik sadece bir grup stokastik süreç için belirlenebilir. Deterministik süreçler arasındaki nedenselliği belirlemek mümkün değildir(Leamer, 1985).

Gelecek geçmişi kestirmeyeceğine göre, eğer X değişkeni Y değişkeninin Granger nedeniyse, X'teki değişimler Y'deki değişimlerden önce gelmelidir. Dolayısıyla Y'nin (kendi geçmiş değerleri de içinde) başka değişkenlere göre regresyonuna X'in geçmiş ya da gecikmeli değişkenleri de eklendiğinde Y'nin kestirimi anlamlı biçimde iyileşiyorsa, o zaman X, Y'nin Granger nedenidir diyebiliriz(Gujarati, 2006). Trend ve mevsimsel dalgalanmalar gibi durağanlığı bozan unsurlar içeren orijinal Y_t ve X_t serileri, bu unsurlardan arındırılmış kovaryans durağan seriler biçiminde Y_t^* ve X_t^* sembolleri ile gösterilmiştir.

$$Y_t^* = \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} Y_{t-i}^* + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} X_{t-i}^* + u_{1t} \quad (5.1)$$

$$X_t^* = \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} X_{t-i}^* + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} Y_{t-i}^* + u_{2t} \quad (5.2)$$

Burada $\alpha_{1i}, \alpha_{2i}, \beta_{1i}, \beta_{2i}$ gecikme serilerine ait katsayıları, k bütün değişkenler için ortak gecikme sayısı, u_{1t} ve u_{2t} beyaz gürültü süreçlerini gösterir. u_{1t} ve u_{2t} hata terimlerinin korelasyonsuz olduğu varsayılır.

Granger Nedensellik karar mekanizması aşağıda verilmiştir.

Nedenselliğin yönü, içerilen gecikmeli terim sayısına önemli ölçüde bağlı olabilir.

$$H_0: \sum_{i=1}^k \beta_{2i} = 0, H_a: \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \neq 0 \text{ iken,}$$

H_0 kabul,

$$H_0: \sum_{i=1}^k \beta_{1i} = 0, H_a: \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \neq 0 \text{ iken,}$$

H_0 red ise X_t^*, Y_t^* nin Granger nedenidir. X_t^* den Y_t^* ye doğru tek yönlü nedensellik vardır ve $X_t^* \rightarrow Y_t^*$ şeklinde gösterilir.

$$H_0: \sum_{i=1}^k \beta_{2i} = 0, H_a: \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \neq 0 \text{ iken,}$$

H_0 red,

$$H_0: \sum_{i=1}^k \beta_{1i} = 0, H_a: \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \neq 0 \text{ iken,}$$

H_0 kabul ise Y_t^*, X_t^* nin Granger nedenidir. Y_t^* den X_t^* ye doğru tek yönlü nedensellik vardır ve $Y_t^* \rightarrow X_t^*$ şeklinde gösterilir.

$$H_0: \sum_{i=1}^k \beta_{2i} = 0, H_a: \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \neq 0 \text{ iken}$$

H_0 red,

$$H_0: \sum_{i=1}^k \beta_{1i} = 0, H_a: \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \neq 0 \text{ iken,}$$

H_0 red ise X_t^*, Y_t^* nin Y_t^* de X_t^* nin Granger nedenidir. X_t^* den Y_t^* ye doğru ve Y_t^* den X_t^* ye doğru üzere çift yönlü (geri beslemeli veya karşılıklı) nedensellik vardır ve $X_t^* \leftrightarrow Y_t^*$ şeklinde gösterilir.

$$H_0: \sum_{i=1}^k \beta_{2i} = 0, H_a: \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \neq 0 \text{ iken}$$

H_0 kabul,

$$H_0: \sum_{i=1}^k \beta_{1i} = 0, H_a: \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \neq 0 \text{ iken}$$

H_0 kabul ise X_t^* ve Y_t^* birbirinden bağımsızdır. $X_t^* \leftrightarrow Y_t^*$ şeklinde gösterilir.

Bu modellerin eşanlı nedenselliği de araştırarak şekilde sırasıyla;¹⁰

$$Y_t^* + \beta_{01} X_t^* = \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} Y_{t-i}^* + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} X_{t-i}^* + u_{1t} \quad (5.3)$$

$$X_t^* + \beta_{02} Y_t^* = \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} X_{t-i}^* + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} Y_{t-i}^* + u_{2t} \quad (5.4)$$

biçiminde yazabiliriz. X_t^* değişkeninden Y_t^* değişkenine doğru eşanlı nedenselliğin bulunması durumunda denklem (5.3) deki ilk modele dahil edilen şimdiki ve geçmiş dönemlerdeki gözlem değerlerinin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı olacaktır.

$H_0: \sum_{i=1}^k \beta_{1i} = 0, H_a: \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \neq 0$ iken H_0 reddediliyorsa X_t^*, Y_t^* nin eşanlı nedenidir.

$H_0: \sum_{i=1}^k \beta_{2i} = 0, H_a: \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \neq 0$ iken H_0 reddediliyorsa Y_t^*, X_t^* nin eşanlı nedenidir.

Burada nedenselliğin varlığı ve yönünü belirlemek için F testi uygulanır.

Wald F istatistiği:

¹⁰ Işığışok, 1994

$$F = \frac{\frac{HKT_r - HKT_{ur}}{r}}{\frac{HKT_{ur}}{n-k}} \quad (5.5)$$

Burada HKT_r , kısıtlanmış modelin hata kareleri toplamı; HKT_{ur} , kısıtlanmamış modelin hata kareleri toplamı; r , kısıt sayısı; n , gözlem sayısı; k , parametre sayısıdır. F testi istatistiği kullanılarak α anlamlılık düzeyine göre r ve $n-k$ serbestlik dereceleri ile tablo değerleri belirlenmektedir ve hesaplanan test istatistiğiyle karar aşamasına geçilmektedir. $F_{hes} > F_{tab}$ ise H_0 reddedilir. Bu da gecikmeli değerler regresyona alınmalıdır anlamına gelir.

5.3. Toda Yamamoto Nedensellik Testi

Toda ve Yamamoto tarafından 1995 yılında geliştirilmiş olan nedensellik yöntemi kolay uygulanabilirliği ve ön test yapılmaması yönüyle cazip bir yöntem haline gelmiştir. Bu test birim kök testlerine ya da verinin eşbütünleşme özelliklerine bakmaksızın standart asimptotik dağılımı temel alır.

Seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi önemli değildir, sadece modeli doğru belirlemek ve modelindeki değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesini bilmek yeterli olacaktır. İşlemin bütünleşme derecesini modelin doğru gecikme uzunluğunu aşmadığı sürece eşbütünleşik olmasa ve/veya durağanlık ve rank şartlarını yerine getirmese bile bu yaklaşım kullanılabilir (Shan, J.Tian, G.G,1998).

Toda Yamamoto gecikmesi artırılmış VAR modeline dayanır. Aşağıdaki gibi bir VAR(p) modeli ele alınsın:

$$Y_t = v + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5.6)$$

Burada Y_t , v ve ε_t n boyutlu vektörler ve A_r $n \times n$ boyutlu bir matristir. Toda Yamamoto (1995) değişkenler arasındaki nedenselliği test edebilecek, aşağıdaki gibi VAR(p+d) modelini önermiştir.

$$Y_t = \hat{v} + \hat{A}_1 Y_{t-1} + \dots + \hat{A}_p Y_{t-p} + \dots + \hat{A}_{p+d} Y_{t-p-d} + \varepsilon_t \quad (5.7)$$

Şapka işareti, değişkenlerin EKK tahminlerini vermektedir, d modeldeki değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesini gösterir. Burada temel hipotez;

$H_0: A_r'$ nin j. satır k. sütündeki elemanı sıfıra eşittir, $r=1, \dots, p$

$Y := (y_1, \dots, y_t)(nxT)$ boyutlu matris

$\hat{D} := (\hat{v}, \hat{A}_1, \dots, \hat{A}_p, \dots, \hat{A}_{p+d})(nx(1 + n(p + d)))$ boyutlu matris

$$Z_t = \begin{bmatrix} 1 \\ Y_t \\ Y_{t-1} \\ \vdots \\ Y_{t-p-d+1} \end{bmatrix} (nx(1 + n(p + d))) \text{ boyutlu matris, } t=1, \dots, T$$

$Z := (Z_0, \dots, Z_{T-1})((1 + n)(p + d)xT)$ boyutlu matris

ve

$\hat{\delta} := (\hat{\varepsilon}_1, \dots, \hat{\varepsilon}_T)(nxT)$ boyutlu matris

Bu notasyonlar kullanılarak tahmin edilecek olan VAR(p+d) modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$Y = \hat{D}Z + \hat{\delta} \quad (5.8)$$

Toda ve Yamamoto(1995) Wald testini geliştirmiş ve MWALD olarak adlandırmışlardır. Modifiye edilmiş Wald (MWALD) istatistiği Y_t nin bir değişkeninden diğerine Granger nedenselliğinin olup olmadığını test eder.

$$MWald = (C\hat{\beta})' [C((Z'Z)^{-1} \otimes S_U)C']^{-1} (C\hat{\beta}) \quad (5.9)$$

Burada C , $pxn(1 + n(p + d))$ boyutlu kısıt katsayılar matrisi, $\beta = \text{vec}(v, A_1, \dots, A_p, 0_{nxnd}, 0_{nxnd})$ n satırlı n(d) sütunlu sıfır matrisini temsil eder. $\hat{\beta} = \text{vec}(\hat{D})$ vec sütun yığıma operatörü, S_U hataların varyans- kovaryans matrisidir ve $S_U = \frac{\hat{\delta}'_U \hat{\delta}_U}{T}$ şeklinde hesaplanır. $\hat{\delta}'_U$ ise kısıtlanmış regresyondaki tahmin edilen hataların nxT boyutlu matrisidir.

$$H_0: C\beta = 0$$

(Hacker ve Hatemi,2006).

Toda- Yamamoto testinin zayıf yönü, gücünün küçük örneklerde zayıf olmasıdır. Ayrıca hata terimi normal dağılmadığında veya ARCH yapısına sahip olduğunda MWALD istatistiği sapmalı sonuçlar vermektedir. Bu nedenle Hacker ve Hatemi J. (2006) bu sorunları gidermek amacıyla test istatistiğinin bootstrap dağılımını kullanmayı önermiştir.

Bootstrap simülasyonunu açıklamak amacıyla bootstrap 800 ele alınsın. Burada 800 kez ve ardışık olarak MWALD istatistiği üretilir. MWALD istatistiği için tahmini dağılım bu şekilde üretilebilir. Bu 800 tahmin elde edildikten sonra MWALD istatistiğinde bootstrap dağılımının α üst çeyreği bulunabilir ve α seviyesinde bootstrap kritik değerleri (c_α^*) gözlemlenebilir. MWALD istatistiği orijinal verilerden hesaplanır, eğer elde edilen MWALD değerleri c_α^* 'dan daha büyük ise boş hipotez reddedilir.

5.4. Asimetrik Nedensellik Testi

Literatürde pozitif ve negatif şokların nedenselliği farklı şekilde etkileyebileceklerine yönelik bir ayırım yoktu. Akerlof (1970), Spence (1973) ve Stiglitz(1974) ile asimetrik bilginin varlığı geniş yer buldu. Değişkenlerin pozitif veya negatif değişkenlerinin sakladığı asimetrik ilişki, değişkenler arasında söz konusu olabilir.

Ekonomik veriler şoklara birlikte karşılık verdiklerinde eşbütünleşik olurlar, şoklara ayrı karşılık verdiklerinde ise eşbütünleşme yoktur. Fakat sadece belli çeşit şoklara birlikte karşılık veriliyorsa bu durumda ne söylenebilir?

Bu soru saklı eşbütünleşmenin çıkış noktası olmuştur ve görülmüştür ki standart eşbütünleşme saklı eşbütünleşmenin özel bir durumudur. Saklı eşbütünleşme ise lineer olmayan eşbütünleşmenin basit bir örneğidir.

Pozitif ve negatif şoklar arasındaki ilişkinin, değişkenler arasındaki ilişkiden farklı olabileceğini ilk kez Granger ve Yoon(2002) ileri sürmüştür. Granger ve Yoon(2002) iktisadi serilerin şoklara birlikte tepki verdiklerinde ise aralarında bir eşbütünleşme ilişkisi olamayacağını ifade ettikten sonra, serilerin belirli bir türdeki

şoka birlikte karşılık verebileceklerini belirterek veriyi birikimli pozitif ve negatif değişmelerine ayırıştırıp bu parçalar arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemiştir.

Hatemi-J(2012) ise Granger ve Yoon(2002) yaklaşımını nedensellik testi için geliştirmiştir. Bu asimetrik nedensellik testinde, Granger ve Yoon(2002) eşbütünleşme analizinde olduğu gibi serilerin dinamiğini anlamaya yardımcı olacak ve muhtemel geleceğe yönelik tahminleri geliştirmeye imkân verecek saklı yapıyı bulmak amaçlanmaktadır(Yılancı, 2014).

Hatemi-J(2012) asimetrik nedensellik analizinde bazı önemli durumlar bulunmaktadır:¹¹

- Var modelin gecikme uzunluğunun belirlenmesi
- Modele ilave edilecek ek gecikme uzunluğunun belirlenmesi
- Wald test istatistiği için kritik değerlerin elde edilmesi.

Aşağıdaki gibi rassal yürüyüş süreci olarak tanımlanan y_{1t} ve y_{2t} değişkenleri arasındaki nedensel ilişkiyi araştırdığımızı farzedelim:¹²

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} \quad (5.10)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} \quad (5.11)$$

Burada $t=1,2,\dots,T$, $y_{1,0}$ ve $y_{2,0}$ sabitleri başlangıç değerleri , ε_{1i} ve ε_{2i} beyaz gürültü sürecine sahip değişkenlerdir.Pozitif ve negatif şoklar aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$\varepsilon_{1i}^+ = maks(\varepsilon_{1i}, 0)$$

¹¹ Yılancı ve Bozoklu, 2014: 213-215.

¹² Hatemi, 2012

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

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

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

O halde,

$$\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^+ + \varepsilon_{1i}^-$$

$$\varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^+ + \varepsilon_{2i}^-$$

şeklinde ifade edilebilir.

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (5.12)$$

ve benzer olarak

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (5.13)$$

yazılabilir. Sonuç olarak her değişkenin pozitif ve negatif şokları birikimli formda aşağıdaki şekilde tanımlanabilir.

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

Bir sonraki adım bileşenler arasındaki nedensel ilişkiyi test etmektir.

$Y_t^+ = (Y_{1t}^+, Y_{2t}^+)$ olmak üzere nedensellik testi p gecikmeli vektör otoregresif model kullanılarak uygulanabilir, VAR(p):

$$y_t^+ = v + A_1 y_{t-1}^+ + \dots + A_p y_{t-p}^+ + u_t^+ \quad (5.14)$$

Burada y_t^+ 2x1 boyutlu değişkenler vektörü, v 2x1 boyutlu sabit terim vektörü ve u_t^+ 2x1 boyutlu hata terimi vektörüdür. A_r matrisi r gecikmeli parametrenin 2x2 boyutlu matrisidir. Optimal gecikme(p) uzunluğu aşağıdaki şekilde belirlenir:

$$HJC = \ln(\det \hat{\Omega}_j) + j \left(\frac{n^2 \ln T + 2n^2 \ln(\ln T)}{2T} \right) \quad (5.15)$$

$$j = 0, \dots, p$$

Burada $\hat{\Omega}_j$, gecikme uzunluğu j olan VAR modelindeki hata teriminin varyans-kovaryans matrisinin tahmincisinin, VAR modelindeki denklem sayısını ve T , gözlem sayısını göstermektedir.

$$Y := (y_1^+, \dots, y_T^+) \text{ (} nxT \text{) boyutlu bir matris}$$

$$D := (v, A_1, \dots, A_p) \text{ (} nx(1 + np) \text{) boyutlu bir matris}$$

$$Z_t = \begin{bmatrix} 1 \\ Y_t \\ Y_{t-1} \\ \vdots \\ Y_{t-p-d+1} \end{bmatrix}$$

$$Z := (Z_0, \dots, Z_{T-1}) \text{ ((} 1 + np \text{)} xT \text{) boyutlu matris}$$

$$\delta := (u_1^+, \dots, u_T^+) \text{ (} nxT \text{) boyutlu matris}$$

Böylece, (5.14) denklemindeki VAR(p) modeli:

$$Y = DZ + \delta \quad (5.16)$$

şeklinde tanımlanabilir. Burada temel hipotez Granger nedenselliğinin olmadığıdır.

$$H_0: C\beta = 0$$

Temel hipotezini test etmek için kullanılan metot Wald istatistiğidir.

$$Wald = (C\beta)' [C((Z'Z)^{-1} \otimes S_U)C']^{-1} (C\beta) \quad (5.17)$$

Burada $\beta = vecD$ yi temsil eder, vec sütun yığıma operatörüdür. \otimes Kronecker çarpımını, C $pxn(1 + np)$ boyutlu bir gösterge matrisidir, 1 elemanları kısıtlanmış parametreleri, 0 elemanları geriye kalan parametreleri temsil eder. S_U ise kısıtsız VAR modelinin varyans-kovaryans matrisidir ve q her VAR eşitliğinde yer alan gecikme sayısını göstermek üzere, aşağıdaki şekilde hesaplanır.

$$S_U = \frac{\hat{\delta}'_U \hat{\delta}_U}{T - q} \quad (5.18)$$

Burada $\hat{\delta}'_U$ kısıtlanmış regresyondaki tahmin edilen hataların $n \times T$ boyutlu matrisidir (Hatemi, 2012: 447-456). Asimetrik nedensellik testi için de bootstrap dağılımı kullanılarak testin gücü artırılmaktadır. Bu nedenle uygulamalarda genellikle bootstrap dağılımı kullanılır.



BÖLÜM 6

EKONOMİK BÜYÜME VE İHRACAT ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ASİMETRİK NEDENSELLİK ANALİZİYLE İNCELENMESİ: TÜRKİYE UYGULAMASI

Ekonomik büyüme, bir ekonominin üretim hacminde dönemler itibariyle meydana gelen artış olarak tanımlanabilir. Bir ülkedeki üretim hacmindeki artış göstergelerinden önemli bir tanesi Gayri Safi Yurt İçi Hasıla'daki değişimlerdir(Turan, 2008). Ekonomik büyüme ticaret, rekabet koşulları, fiziksel ve beşeri sermaye birikimi, gelir dağılımı, fiyat dalgalanmaları ve siyasi koşullar gibi değişkenlere bağlı olan bir süreçtir(Karagöl ve Serel, 2005: 1030-1040).

İhracatın ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini tahmin etmek için 1960 lı yıllarda çalışmalar yapılmaya başlanmıştır. Bu çalışmalar çoğunlukla yatay kesit ya da zaman serisi verileri kullanılarak basit regresyon yöntemiyle yapılmıştır. İhracat-ekonomik büyüme arasındaki ilişki genel olarak korelasyon ve regresyon analizleriyle incelenmiştir(Ekanayake, 1999: 43). Yapılan çalışmalar sonucunda ihracat ile ekonomik büyüme arasında yüksek derecede ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır(Nidugala, 2001: 69).

İhracatın ekonomik büyüme üzerindeki bazı etkileri aşağıdaki gibidir:¹³

- i) İhracat sayesinde uluslararası piyasalara girişte artan rekabet, yeni teknolojilerin ve teknik bilgilerin yayılması, ekonomideki genel verimlilik düzeyini yükseltmektedir.
- ii) İç pazarı dar olan ekonomiler ihracat yoluyla ekonomik ölçekte üretim yapma imkânı elde etmektedirler.
- iii) İhracatın promosyonu döviz girdilerini artırarak dış ödemelerdeki döviz baskısını azaltmaktadır. Bu şekilde mal ve hizmet ithalatının da artması sağlanır.

¹³ Şimsek, 2003: 2.

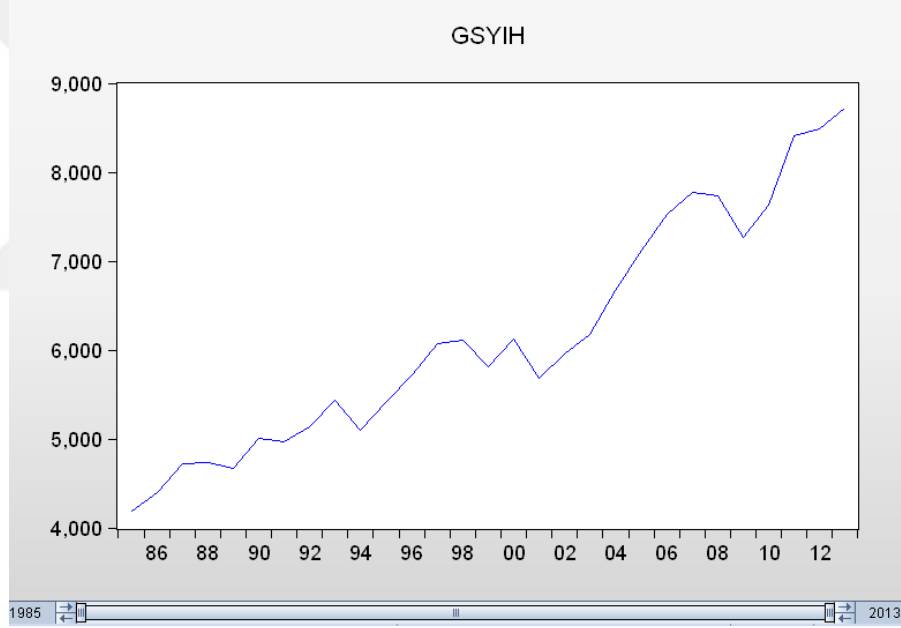
- iv) İhracat artışı çeşitli girdiler ve sermaye malları gibi ülkede bulunmayan, yerli üretimi artırmada önemli rol oynayan ithalat kapasitesini genişletmekte ve bu sayede ekonomik büyümede itici rol oynamaktadır.

İhracat ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkileri inceleyen literatür taraması şöyledir. Sharma ve Dhakal(1994) 1960-1988 döneminde yıllık verilerle yapılan analizde, ihracat ve ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisinin olmadığını tespit etmişlerdir. Yiğidim ve Köse(1997), 1980-1996 döneminde Granger nedensellik analiziyle değişkenlerin yüzde değerleriyle yapmış oldukları analizde ihracat ve büyüme arasında nedensellik ilişkisi olmadığı sonucuna varmışlar, değişkenlerin logaritmik farklarını alarak yapmış oldukları teste ise ekonomik büyümeden ihracata doğru tek yönlü nedensellik olduğunu tespit etmişlerdir. Özmen vd.(1999) 1987:1-1997:6 dönem aralığında Granger nedensellik analizi ile ihracattan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi belirlemiştir. Tuncer (2002) 1980:1-2000:4 aralığında Toda Yamamoto nedensellik testi ile GSYİH'den ihracata tek yönlü bir nedensellik olduğunu tespit etmiştir. Şimşek(2003), 1960-2002 Eşbütünleşme ve Granger Nedensellik testlerini kullanarak ekonomik büyümeden ihracata doğru tek yönlü bir nedensellik olduğu sonucunu elde etmiştir. Çil Yavuz(2003) ise 1982-2002 dönemlerini kapsayan araştırmasında eşbütünleşme ve Granger Nedensellik testlerini kullanmıştır, iktisadi büyüme ve ihracat arasında uzun dönemli bir denge ve nedensellik ilişkisi olmadığı sonucuna varmıştır. Ay vd. (2004) 1980-2003 Granger nedensellik testiyle ekonomik büyüme ve ihracat arasında çift yönlü nedensellik olduğunu tespit etmiştir. Demirhan(2005), 1990:1-2004:1 Eşbütünleşme, Hata Düzeltme ve Granger nedensellik testlerini kullanmış ve ihracattan ekonomik büyümeye doğru nedensellik olduğu sonucuna ulaşmıştır. Şimşek ve Kadılar(2010), 1960-2004 yılları arasındaki verilerle yapmış oldukları analizin sonucu, Türkiye'de uzun dönemde ihracattaki artış ve beşeri sermaye birikimi uzun dönemli büyümeyi desteklediği yönündedir.

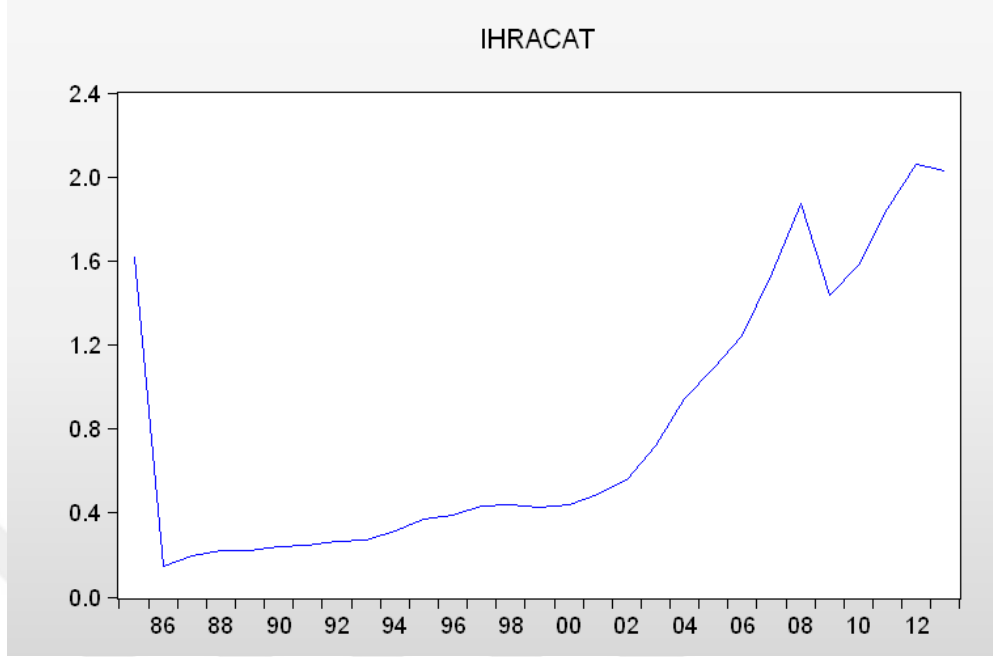
6.1. Veri ve Yöntem

Bu çalışmada ihracat ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi Türkiye için araştırılmıştır. Ekonomik büyümenin göstergesi olarak sabit fiyatlarla, kişi başına düşen GSYİH değerleri, ihracatın göstergesi olarak kişi başına düşen ihracat değerleri USD cinsinden alınmıştır. Kullanılan değişkenler 1985-2013 dönemleri arasındaki yıllık verilerden oluşmaktadır. Kişi başına düşen GSYİH değerleri Dünya Bankasının resmi web sitesinden, ihracat değerleri ise Türkiye İstatistik Kurumunun(TÜİK) resmi sitesinden temin edilmiştir.

Verilerin düzey değeri grafikleri şekil 6.1 ve şekil 6.2 de yer almaktadır.



Şekil 6.1



Şekil 6.2

6.2. Ampirik Bulgular

Seriler pozitif ve negatif şoklarına ayrıldıktan sonra serilerin durağanlığı ADF testiyle incelenebilir. Durağanlık nedeni ile serilerin farkının alınması uzun dönemde bilgi kaybına yol açacağından Toda-Yamamoto (1995), Hacker Hatemi-J(2006) ,asimetrik nedensellik ya da Hatemi-J(2012) olarak adlandırılan nedensellik testlerinde durağanlık bir ön şart değildir. Fakat Toda-Yamamoto VAR modele, uygun gecikme uzunluğuna serilerin maksimum bütünleşme derecesinin eklenmesini önermiştir. Bu nedenle serinin durağanlık analizi, maksimum bütünleşme derecesini belirlemek amacıyla yapılmalıdır.

6.2.1. Hacker Hatemi-J. (2006) Testi

Hacker-Hatemi(2006) yılında Toda Yamamoto testini geliştirerek kritik tablo değerlerini değiştirmiştir. Bu yöntemin kritik tablo değerleri bootstrap ile elde edilir. Bu testte öncelikle değişkenlerin durağanlık derecesi belirlenerek maksimum bütünleşme mertebesi elde edilir. Ek:1 den görüleceği üzere ihracat ve GSYİH serileri birinci dereceden durağandır.

VAR model için uygun gecikme uzunluğu 1 olarak seçilir.

Maksimum bütünleşme mertebesi 1, VAR model için uygun gecikme uzunluğu da 1 olarak seçildikten sonra, Gauss10 programıyla Hacker-Hatemi(2006) testi yapılır.

Nedenselliğin yönü	k	Test İstatistiği	Kritik Değerler		
			%1	%5	%10
$GSYİH \rightarrow İHR$	1	6.190	9.039	4.612	3.190
$İHR \rightarrow GSYİH$	1	0.004	16.155	6.433	3.693

Tablo:1

Elde edilen sonuçlara göre GSYİH den ihracata doğru nedensellik tespit edilirken, ihracattan GSYİH ye doğru nedensellik bulunmamaktadır.

6.2.2. Asimetrik Nedensellik Analizi

Asimetrik nedensellik analizi Gauss10 programıyla yapılmıştır. Elde edilen bulgular Tablo:2 de yer almaktadır.

Nedenselliğin yönü	k	Test İstatistiği	Kritik Değerler		
			%1	%5	%10
$İHR^+ \rightarrow GSYİH^+$	2	0.001	12.944	4.756	2.941
$İHR^- \rightarrow GSYİH^-$	2	1.183	7.968	4.478	2.995
$GSYİH^+ \rightarrow İHR^+$	2	0.004	16.155	6.433	3.693
$GSYİH^- \rightarrow İHR^-$	2	4.860	9.226	5.005	3.429

Tablo:2

Tablo:2 de k değeri VAR modelin uygun gecikme uzunluğunu belirtmektedir. VAR modelde uygun gecikme uzunluğu HJC kriteriyle belirlenmiştir. Hataların olası normal dağılmamasına karşın uygun kritik değerleri belirleyebilmek için 10000 bootstrap simülasyonu uygulanmıştır. Tablo:2 de görüldüğü gibi GSYİH'den ihracata doğru sadece negatif şoklarda nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Ancak ihracattan GSYİH'ye doğru ne pozitif ne de negatif şoklarda nedensellik bulgusuna ulaşılmıştır.

SONUÇ

Bu çalışmada serilerin pozitif ve negatif şokları arasındaki nedensellik ilişkisini araştıran asimetrik nedensellik ilişkisi tanıtılmıştır. Granger (1969) nedenselliğinde serilerin durağan olma koşulları bulunmaktadır. Ayrıca durağan olmayan serilerin aralarında eşbütünleşme ilişkisi olması halinde VAR değil VECM modeller üzerinden nedensellik testi yapılmaktadır. Asimetrik nedensellik testinde bu dezavantajlar ortadan kalkmaktadır. Hacker-Hatemi(2006) ve asimetrik nedensellikte hataların olası normal dağılmamasına karşın değerler bootstrap Monte Carlo simülasyonu ile elde edilmektedir. Asimetrik nedensellik testinde Hacker-Hatemi(2006) nedenselliğinden farklı olarak pozitif şokların etkisiyle negatif şokların etkisi farklı olabileceği kabul edilmektedir. Bu amaçla pozitif ve negatif şokların birikimli toplamları kendi aralarında analiz edilmektedir.

Bu çalışmada 1985-2013 yılları için, GSYİH ile ihracat arasındaki Hacker Hatemi-J (2006) ve asimetrik nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Uygulamada E-views ve Gauss 10 programları kullanılmıştır. Hacker Hatemi-J(2006) nedensellik testinden elde edilen sonuçlara göre ekonomik büyümeden ihracata doğru nedensellik saptanmıştır. Asimetrik nedensellik ilişkisi incelendiğinde ise pozitif şoklara göre ne ihracattan ekonomik büyümeye doğru ne de ekonomik büyümeden ihracata doğru mevcut olmaktadır. Negatif şoklar için ihracattan ekonomik büyümeye doğru bir nedensellik tespit edilememiş fakat ekonomik büyümeden ihracata doğru nedensellik tespit edilmiştir. Böylece pozitif ve negatif şoklara gizlenmiş bir nedensellik bulgusuna ulaşılmıştır.

Ek:1

1.farklar	Test İstatistiđi	Kritik Deđerler		
		%1	%5	%10
<i>GSYİH</i>	-5.169945	-3.699871	-2.976263	-2.627420
<i>İHR</i>	-11.24753	-3.699871	-2.976263	-2.627420

**KAYNAKÇA**

Akgönüllü, H., (2005), *Granger Nedensellik Testi Kullanılarak Zaman Dizilerinde Nedensellik Analizi Üzerine Ampirik Bir Çalışma*, Gazi Üniversitesi, İstatistik Anabilim Dalı Yüksek Lisans Tezi, Ankara.

Akgül, I., (2003), *Geleneksel Zaman Serisi Yöntemleri*, (1.baskı), Der Yayınları, İstanbul.

Allen, R.G.D, (1964), *Statistics for Economists*, Mc-Millan, İngiltere, ss.133-152.

Aytaç, M., (2004), *Matematiksel İstatistik*, (3.baskı), Ezgi Kitabevi Yayınları, Bursa.

Bartlett, M.S.,“On the Theoretical Specification of Sampling Properties of Autocorrelated Time Series”, *Journal of the Royal Statistical Society*, 27/1946(8), ss.27-41.

Bilbao-Osorio, B. ,A. Rodriguez-Peso (2004), “From R&D to Innovation and Economic Growth in the EU”, *Growth and Change*, 35/2004(4),ss. 435.

Bircan, H., Y., Karagöz, “Box-Jenkins Modelleri ile Aylık Döviz Kuru Tahmini Üzerine Bir Uygulama”, *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 6/2003(2), ss.49-51.

Bozkurt, H.,(2007), *Zaman Serileri Analizi*, (1.baskı), Ekin Kitabevi, Ankara.

Ceylan, R.,”Yakınsama Hipotezi: Teorik Tartışmalar”, *Sosyo Ekonomi*, Ocak-Haziran, 1/2010(1), ss.47-60

Charemza, W.W. ve Deadman, D.,(1997), *New Directions in Econometric Practice*, (2.baskı), Edward Elgar Yayınevi, İngiltere.

Chatfield, C.,(1991),*The Analysis of Series an Introduction*, Chapman and Hall, Londra.

Çavdarlı, A. İ.,(2007), *Türkiye İmalat Sanayi İçin Bir Kointegrasyon Analizi*, Ankara Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, İstatistik Anabilim Dalı Doktora Tezi, Ankara.

Çetin, A.,“Alış-veriş Maliyetleri Parasal Hizmet Modeli: Türkiye Örneği”, *Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 1/2006(1), ss.15-39.

Çetin, M., F., Şeker, ” Enerji Tüketiminin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği”, *Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 31/2012(1), ss.85-106.

Çil Yavuz, N.,(2003), “Türkiye’de İhracat ve İktisadi Büyüme Arasında Nedensellik Analizi” < <http://iibf.kou.edu.tr/ceko/armaganlar/turanyazgan/38.pdf> > (06.03.2008)

Çil Yavuz, N.,(2015),Finansal Ekonometri,(2.baskı), Der Yayınları, İstanbul.

Dickey, D.A. , Fuller, W.A.(1981),”Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a UnitRoot “, *Journal of the American Statistical Association*, ss.427-431.

Dodaro, S., “Exports and Growth: A Reconsideration of Causality”, *Journal of Developing Areas*, 1993(27),ss. 227-244.

Enders, W., (2004), Applied Econometric Time Series: Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics, (2.baskı), John Wiley & Sons, ABD.

Enders, W., (2010), Applied Econometric Time Series, (3.baskı), John Wiley and Sons, ABD.

Göktaş, Ö., (2005), Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi, (1.baskı), Beşir Kitabevi, İstanbul.

Granger, C., P. Newbold (1974), “Spurious Regression in Econometrics”. *Journal of Econometrics*,1974(2), ss.111-120

Granger, C.W.J., P.Newbold (1977), Forecasting Economics Time Series,(1.baskı), Academic Pres, New York.

Granger, C.,“Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”,*Econometrica*,1987(55), ss.251-276.

Griffiths, W.E., R.C.Hill ve G.G. Judge (1993), *Learning and Practicing Econometrics*, John Wiley and Sons, Inc., New York.

Gujarati, D.N.(1995), *Basic Econometrics*, (3.baskı), Mc-Graw Hill Inc., ABD

Gujarati, D.N.(1999), *Temel Ekonometri*, çev. Ü. Şeneşen, G., G.,Günlük Şeneşen, İstanbul: Litaratür Yayınevi.

Gujarati, D. N.(2004), *Basic Econometrics*, (4.baskı), The McGraw-Hill Companies., ABD

Hatemi-J, A.,”Asymmetric Causality Test With An Application”, *Empirical Economics*, 2012(43), ss.447-456

Holden, K., J.Thompson(1992), “Cointegration: An Introductory Survey”, *British Review of Economic Issues*, 14/1992(33), ss.1-56

Işığçok, E.(1994), *Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi*, (1.baskı), Uludağ Üniversitesi Basımevi, Bursa

İğde, E.(2010), *Yapısal Değişiklik Altında Birim Kök Testleri ve Bazı Makro İktisadi Değişkenler Üzerine Uygulamalar*, Çukurova Üniversitesi, Ekonometri Anabilim Dalı Yüksek Lisans Tezi, Adana.

James, S.H.,W.W. Mark (2012), *Introduction to Econometrics*, (3.baskı),Pearson

Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988(12),ss.231-254

Kadılar, C.(2000), *Uygulamalı Çok Değişkenli Zaman Serileri Analizi*, (1.baskı), Bizim Büro Basımevi, Ankara.

Kahyaođlu, H., A.A. Duygulu, "Finansal Varlık Fiyatlarındaki Deđiřme-Parasal Byklkler Etkileřimi", *Dokuz Eyll niversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 20/2005(1), ss. 63-85.

Karagl, E., A. Serel, "Trkiye'de İhracat ve GSMH Arasındaki İliřinin Kointegrasyon Yntemiyle İncelenmesi", *İstanbul niversitesi İktisat Fakltesi Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi*, 2005(50), ss.1030-1040

Kayım, H., (1985), İstatiksel n Tahmin Yntemleri, (1.baskı), Hacettepe niversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakltesi Yayınları, Ankara.

Keating, J.W., "Identifying VAR Models Under Rational Expectations", *Journal of Monetary Economics*, 1990(25), ss.453-454

Kıran, B.(2006), Sektrel Bazda Hisse Senetleri Getiri Volatilitesinin Asimetrik Kořullu Deđiřen Varyans Modelleri İle Tahmini, Yksek Lisans Tezi.

Kse, N.(1998), *Vektr Otoregresif Modeller zerine Bir İnceleme*, Gazi niversitesi, Sosyal Bilimler Enstits, Doktora Tezi, Ankara.

Kse, N. ve A. Yiđidim (1998), "Dıřsallık ve İhracata Dayalı Byme Hipotezi: Trkiye rneđi, 1980-1997," *İstatistik Konferansı*, 26-27 Ekim,ss. 147-155

Kurdař, K.,(2003),Bitmeyen Gaflet ve Trkiye Ekonomisinin kř, (1.baskı), METU Pres, Ankara.

Kutlar, A.(2005),Uygulamalı Ekonometri, (2.baskı), Nobel Yayın Dađıtım, Ankara.

Leamer E. E., (1985) ,"Vector Autoregressions for Causal Inference ,Understanding Monetary Regimes", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1985(22), ss.255-304

Lucas, R.E., "On Mechanism of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 1/1988(22), ss. 3-42.

Lütkepohl, H.(1993), Introduction to Multiple Time Series Analysis, Springer Verlag, Berlin.

Lütkepohl H.,P. Saikkonen, “Impulse Response Analysis in Infinite Order Cointegrated Vector Autoregressive Processes”, *Journal of Econometrics*, 81/1997(1), ss. 127-157.

Lütkepohl H. ve Kratzig M.,(2004), Applied Time Series Econometrics, Cambridge University Press, Cambridge

Maddala, G.S., In-Moo Kim(2002), Unit Roots, Cointegration and Structural Changes, Cambridge University Press, Cambridge

Muratoğlu, Y.(2011), *Ekonomik Büyüme ve İşsizlik Arasındaki Asimetrik İlişki ve Türkiye’de Okun Yasasının Sınanması*, Hitit Üniversitesi, İktisat Anabilim Dalı Yüksek Lisans Tezi, Çorum.

Müslümov, A.,M. Hasanov., C. Özyıldırım(2002) , Döviz Kuru Sistemleri ve Türkiye’de Uygulanan Döviz Kuru Sistemlerinin Ekonomiye Etkileri, Scala Basım Yayım, İstanbul .

Nemlioğlu, K.(2005), Birim Kök Analizinin Temelleri, Beşir Kitabevi, İstanbul

Özsoy, D.,(2013), TÜİK Ulusal Hesaplar ve Dönemlik Gayri Safi Yurtiçi Hasıla Tahminleri

Özmen, E.,G. Furtun, “Export-Led Growth Hypothesis and the Turkish Data: An Empirical Investigation, ” *METU Studies in Development*, 25/1998(3), ss.491-503.

Özgen, F.B.,B. Güloğlu, “Türkiye’de İç Borçların İktisadi Etkilerinin VAR Tekniğiyle Analizi”, *ODTÜ Gelisme Dergisi*, 2004(31), ss. 93-114.

Perron, P.(1989). “The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis”, *Econometrica*, 57/1989(6), ss.1361-1401.

Pokorny, M.(1987), *An Introduction to Econometrics*, Basic Blackwell, New York.

Pomponio, X.Z., “A Causality Analysis of Growth and Export Performance,” *Atlantic Economic Journal*, 24/1996(2), ss. 168-176.

Romer, P.M., “Increasing Returns and Long-Run Growth”, *Journal of Political Economy*, 1986(94), ss.1002-1037.

Sencer, M., “Türkiye’de Kalkınma Stratejileri ve Planlama Süreci”, *TODAİE Dergisi*,24/1991(4), ss.25.

Sevüktekin, M., M. Nargeleçekenler (2007), *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi Eviews Uygulamalı*, (2.baskı), Nobel Yayın Dağıtım, Ankara.

Sevüktekin M., M. ÇINAR (2014), *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi Eviews Uygulamalı* , (4.baskı), Dora Yayıncılık, Bursa.

Sharma, S.C.,D. Dhakal, “Causal Analysis Between Exports and Economic Growth in Developing Countries,” *Applied Economics*, 26/1994(9), ss. 1145-1157.

Sims, C.A., “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, 48/1980(1), ss. 1-48.

Şahbaz, Ü.,(2007), *Zaman Serilerinde Nedensellik Analizi, Türkiye’de Ekonomik Büyüme ve Turizm Gelirleri Arasındaki İlişkinin Nedensellik Analizi*, Anadolu Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü Yüksek Lisans Tezi, Eskişehir.

Şenses F., A. Kırım, “Türkiye’de 1980 Sonrası Ekonomik Politikalar-Sanayileşme Etkileşimi ve Sanayin Yeniden Yapılanma Gereklere”, *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 18/1991(1-2), ss. 115.

Şimşek, M.,B. Aydın, C. Kadılar, “Türkiye'nin Dış Ticaret Dengesini Etkileyen Uzun Dönemli Faktörler”, *TÜİK 16. İstatistik Araştırma Sempozyumu Bildiriler Kitabı*,2007, ss.204-219.

Takım, A., “Türkiye’de GSYİH ile İhracat Arasındaki İlişki: Granger Nedensellik Testi” , *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 14/2010(2), ss.1-16.

Tarı, R (2011),*Ekonometri*, Kocaeli: Umuttepe Yayınları.

Tepav,(2009),” Türkiye Ekonomisi İçin Kriz Önlemleri, Küresel Kriz Çalışma Grubu Raporu, Mart 2009, ss.1

Terence, M.C., ve Raphael N.M., (2008), *The Econometric Modelling Of Financial Time Series*, (3.baskı), Cambridge University Press, Cambridge.

Thomas, L.(1997), *Modern Econometrics*, Addison Wesley Longman Limited, İngiltere.

Tsay, R. S. (2002), *Analysis of Financial Time Series*, (2.baskı), University of Chicago, ABD.

Turan, T. (2008), *İktisadi Büyüme Teorisine Giriş*, (1.baskı), Yalın Yayıncılık, İstanbul.

Umutlu, G.,F.A. Yılmaz,S. Günel, “ Ekonomik Büyüme Farklılıklarının İncelenmesi:OECD Ülkeleri İçin Bir Uygulama”, *Selçuk Üniversitesi İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 16/2011(22), ss.351-372

Wei,W.,W.,S.,(1990),*Time Series Analysis: Univariate And Multivariate Methods*, Addison-Wesley Publishing Company, New York

William G.H.(2012), *Econometric Analysis*, (7.baskı),Pearson Education.

Wooldridge, J.M.(2003), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, (2.baskı), South-Western College, ABD.

Yalçın, Y. (2003), *Stokastik Birim Kök Süreci Üzerine Bir Araştırma: Teori ve Uygulama*, Gazi Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü Yüksek Lisans Tezi, Ankara.

Yılancı, V., Ş.Bozoklu , “Türk Sermaye Piyasasında Fiyat ve İşlem Hacmi İlişkisi:Zamanla Değişen Asimetrik Nedensellik Analizi”, *Ege Akademik Bakış*, 14/2014(2), ss.211-220

Yılancı, V.(2014),Zaman Serileri Analizi Sakarya Ekonometri Semineri-2014 Ders Notları

Yıldırım, C.(2012), *Bilim Felsefesi*, (16.baskı), Remzi Kitapevi, İstanbul.

Yurdakul, F.(1995),*Ekonomide Yeni Eğilimler, Hendry ve Sims Yöntemleri-Döviz Kuru Üzerinde Bir Uygulama*, Doktora Tezi, Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.