

173641

**İKTİSADİ ZAMAN SERİLERİ ARASINDAKİ  
NEDENSEL İLİŞKİNİN ARAŞTIRILMASINDA  
GRANGER NEDENSELLİK TESTİ  
VE BİR UYGULAMA**

**Elvan AKTÜRK  
Yüksek Lisans Tezi**

**Eskişehir, 2003**

Yüksek Lisans Tezi  
Eskişehir, 2003

**İKTİSADİ ZAMAN SERİLERİ ARASINDAKİ NEDENSEL İLİŞKİNİN  
ARAŞTIRILMASINDA GRANGER NEDENSELLİK TESTİ  
VE BİR UYGULAMA**

**Elvan AKTÜRK**

**YÜKSEK LİSANS TEZİ**

**İşletme Anabilim Dalı**

**Sayısal Yöntemler Bilim Dalı**

**Danışman: Prof.Dr. Ahmet ÖZMEN**

**Eskişehir  
Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü  
Temmuz 2003**

## YÜKSEK LİSANS TEZ ÖZÜ

### **İKTİSADİ ZAMAN SERİLERİ ARASINDAKİ NEDENSEL İLİŞKİNİN ARAŞTIRILMASINDA GRANGER NEDENSELLİK TESTİ VE BİR UYGULAMA**

**Elvan AKTÜRK**

**İşletme Anabilim Dalı**

**Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Temmuz 2003**

**Danışman: Prof.Dr. Ahmet ÖZMEN**

Bilim, neden sonuç ilişkilerini doğru olarak bilmeyi ve bunlardan yararlı bilgi ürünleri oluşturmayı amaçlar. Bütün bilim dallarında çok önemli bir yere sahip olan nedensellik kavramına istatistikçiler ve ekonometriciler tarafından kazandırılan işlevsel tanım yardımıyla, nedensel ilişkiler test edilebilir ve tahmin edilebilir hale gelmiştir.

Bu çalışmada, nedenselliğin tanımı yapılarak değişkenler arasındaki ilişkinin araştırılmasında kullanılan nedensellik testlerinden Granger, Sims ve Haugh nedensellik testlerinin kuramsal yapısı incelenmiştir.

Çalışmanın son bölümünde Türkiye’de Ocak/1995 – Mayıs/2002 dönemine ilişkin ihracat tutarı ve dolar kur fiyatı serileri ile ithalat tutarı ve dolar kur fiyatı serileri arasındaki nedensel ilişki, uygulamada sık kullanılan testlerden biri olan Granger nedensellik testi ile belirlenmeye çalışılmıştır.

Çalışmada uygulamaya ilişkin istatistiksel çözümlemede Eviews 3.0 paket programı kullanılmış ve MS Office 2000 kullanılarak yazılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Nedensellik, Nedensellik Testleri, Granger Nedensellik Testi, Zaman Serileri Çözümlemesi.

## ABSTRACT

Science aims to know the relationships between cause and effect correctly and to produce reasonable products from this knowledge. In many scientific areas causality has a great importance, statisticians and econometricians have given an operational definition so that causal relations to be tested and can be predictable.

In this study, definition of the causality is given and theoretical details of the causality tests between variables namely Granger, Sims and Haugh are explained in detail.

In the last section of the study, a common causality test of Granger is applied to a time series starting from January 1995 to May 2002, and in this time series data set the causal relationship between U.S.\$ and export, import values of Turkey is investigated.

Computer work is done using Eviews 3.0 and MS Office 2000.

**Key Words:** Causality, Causality Tests, Granger Causality Test, Time Series Analyses.

## JÜRİ VE ENSTİTÜ ONAYI

Elvan AKTÜRK'ün "İktisadi Zaman Serileri Arasındaki Nedensel İlişkinin Araştırılmasında Granger Nedensellik Testi Ve Bir Uygulama" başlıklı tezi 28 Ağustos 2003 tarihinde, aşağıdaki jüri tarafından Lisansüstü Eğitim Öğretim ve Sınav Yönetmeliğinin ilgili maddeleri uyarınca, İşletme (Sayısal Yöntemler) Anabilim Dalında, yüksek lisans tezi olarak değerlendirilerek kabul edilmiştir.

İmza \_\_\_\_\_

Üye (Tez Danışmanı) : Prof.Dr.Ahmet ÖZMEN  
Üye : Doç.Dr.Mustafa ÖZER  
Üye : Yrd.Doç.Dr.Fikret ER

Prof.Dr.Nurhan AYDIN  
Anadolu Üniversitesi  
Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürü



## ÖNSÖZ

Eleştiri ve önerileri ile beni yönlendiren ve desteğini her zaman hissettiğim saygıdeğer hocam Prof.Dr. Ahmet ÖZMEN'e, uygulama çalışmalarım da yardımını esirgemeyen sayın hocam Doç.Dr. Mustafa ÖZER'e, tez çalışmam süresince yardımlarından ve göstermiş oldukları hoşgörülerinden dolayı değerli hocalarım sayın Prof.Dr. Şevket BÜYÜKHATİPOĞLU'na ve sayın Yrd.Doç.Dr. Emel ÇANKAYA'ya sonsuz şükranlarımı sunarım.

Ayrıca varlığımın sebebi anneme ve babama her daim yanımda oldukları için teşekkür ederim.

## İÇİNDEKİLER

	<u>Sayfa</u>
ÖZ	ii
ABSTRACT	iii
JÜRİ VE ENSTİTÜ ONAYI	iv
ÖNSÖZ	v
ÖZGEÇMİŞ	vi
TABLolar LİSTESİ	x
ŞEKİLLER LİSTESİ	xi
SİMGELER VE KISALTMALAR LİSTESİ	xii
GİRİŞ	1

## BİRİNCİ BÖLÜM

### ZAMAN SERİLERİNDE NEDENSEL İLİŞKİ

1. ZAMAN SERİLERİ İLE İLGİLİ KURAMSAL BİLGİLER	4
1.1. Zaman Serisi Tanımı ve Özellikleri	4
1.2. Zaman Serilerinin Sınıflandırılması	7
1.3. Zaman Serisi Çözümlemesi	9
1.3.1. Zaman Serisi Çözümlemesi Tanımı	9
1.3.2. Zaman Serisi Çözümlemesinde Kullanılan Teknikler	9
1.3.2.1. Kartezyen Grafik	9
1.3.2.2. Otokovaryans Fonksiyonu ve Katsayısı	10
1.3.2.3. Otokorelasyon Fonksiyonu ve Katsayısı	11
1.3.2.4. Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu ve Katsayısı	13
1.3.2.5. Çapraz Korelasyon Fonksiyonu	14
1.4. Zaman Serilerinde Durağanlık	16
1.4.1. Durağanlığın Sağlanması	17

1.4.2. Duraganlığın Araştırılmasında Kullanılan Testler	20
1.4.2.1. Duraganlığın Otokorelasyon Testi İle Araştırılması	20
1.4.2.2. Duraganlığın Birim Kök Testi İle Araştırılması	21
2. ZAMAN SERİLERİNDE NEDENSELLİK	25
2.1. Nedensellik Tanımı	25
2.1.1. Ampirik ve Rasyonalist Görüşe Göre Nedensellik	25
2.1.2. İstatistiksel Anlamda Nedensellik	27
2.2. İstatistiksel Anlamda Nedenselliğe İlişkin Konular	29
2.2.1. Koşul Olarak “Neden” in Nitelendirilmesi	29
2.2.2. Deterministik İlişki Stokastik İlişki ve Birlikte Değişme	30
2.2.3. Nedensel İlişki ve Fonksiyonel İlişki	31
2.2.4. Nedensellik İlişkisine Stokastik Yaklaşım	32
2.2.5. Nedenselliğin Yönü	34
2.2.5.1. Tek Yönlü Nedensellik	35
2.2.5.2. İki Yönlü Nedensellik	36
2.2.5.3. Anlık Nedensellik	36
2.2.5.4. Bağımsızlık	37

## İKİNCİ BÖLÜM

### NEDENSELLİK TESTLERİ

1. NEDENSEL İLİŞKİ ARAŞTIRMANIN AMAÇLARI	39
2. NEDENSEL İLİŞKİNİN ARAŞTIRILMASINDA KULLANILAN TESTLER	39
2.1. Granger Nedensellik Testi	40
2.2. Sims Nedensellik Testi	44
2.3. Haugh Nedensellik Testi	46



## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### İHRACAT VE İTHALAT TUTARI ZAMAN SERİLERİ İLE DOLAR KUR FİYATI ZAMAN SERİSİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ARAŞTIRILMASINDA GRANGER NEDENSELLİK TESTİNİN UYGULANMASI

1. AMAÇ	49
2. ARAŞTIRMA EVRENİNİN VE ÖRNEKLEMİN TANIMLANMASI	50
3. DEĞİŞKENLERİN VE VERİLERİN TANITILMASI	50
4. SERİLER ARASINDAKİ NEDENSEL İLİŞKİNİN YAPISININ ARAŞTIRILMASI	51
4.1. Serilerin Özelliklerinin Belirlenmesi	51
4.2. Serilerin Durağanlığının Araştırılması	59
4.2.1. Durağanlığın Otokorelasyon Testi İle Araştırılması	59
4.2.2. Durağanlığın Birim Kök Testi İle Araştırılması	66
4.3. Eşbütünleşme İlişkisinin Araştırılması	73
4.4. Granger Nedensellik Testi Uygulamaları	74
4.4.1. İthalat Tutarı – Dolar Kur Fiyatı İlişkisinin Belirlenmesinde Granger Nedensellik Testi Sonuçları	74
4.4.2. İhracat Tutarı – Dolar Kur Fiyatı İlişkisinin Belirlenmesinde Granger Nedensellik Testi Sonuçları	75
SONUÇ	76
EKLER	77
KAYNAKÇA	79

## TABLOLAR LİSTESİ

	<b><u>Sayfa</u></b>
Tablo 1.1. Deterministik ve Stokastik Nedensellik Arasındaki Farklar .....	34
Tablo 1.2. Nedensel İlişkilerin Örneklem Uzayı .....	38
Tablo 2.1. Nedensel İlişkiler İçin Beyazlatılmış Serilerin Çapraz Korelasyonları Üzerindeki Koşullar.....	48
Tablo 3.1. EX Serisinin Düzeylerde ADF Birim Kök Test Sonuçları.....	67
Tablo 3.2. EX Serisinin Birinci Farklarda ADF Birim Kök Test Sonuçları.....	68
Tablo 3.3. IM Serisinin Düzeylerde ADF Birim Kök Test Sonuçları.....	69
Tablo 3.4. IM Serisinin Birinci Farklarda ADF Birim Kök Test Sonuçları.....	70
Tablo 3.5. ER Serisinin Düzeylerde ADF Birim Kök Test Sonuçları.....	71
Tablo 3.6. ER Serisinin Birinci Farklarda ADF Birim Kök Test Sonuçları.....	72
Tablo 3.7. Hata Terimleri İçin ADF Birim Kök Test Sonuçları .....	73
Tablo 3.8. Granger Nedensellik Testi Sonuçları .....	75

## ŞEKİLLER LİSTESİ

	<u>Sayfa</u>
Şekil 1.1. Zaman Serilerinin Sınıflandırılması.....	8
Şekil 3.1. İhracat Tutarı Serisinin Kartezyen Grafiği.....	51
Şekil 3.2. İhracat Tutarı Serisinin Korelogramı .....	52
Şekil 3.3. Birinci Farkları Alınan İhracat Tutarı Serisinin Korelogramı.....	53
Şekil 3.4. İthalat Tutarı Serisinin Kartezyen Grafiği.....	54
Şekil 3.5. İthalat Tutarı Serisinin Korelogramı .....	55
Şekil 3.6. Birinci Farkları Alınan İthalat Tutarı Serisinin Korelogramı.....	56
Şekil 3.7. Dolar Kur Fiyatı Serisinin Kartezyen Grafiği .....	57
Şekil 3.8. Dolar Kur Fiyatı Serisinin Korelogramı.....	58
Şekil 3.9. Logaritmik İhracat Tutarı Serisinin Korelogramı .....	60
Şekil 3.10. Logaritmik Birinci Dereceden Farkı Alınan İhracat Tutarı Serisinin Korelogramı .....	61
Şekil 3.11. Logaritmik İthalat Tutarı Serisinin Korelogramı .....	62
Şekil 3.12. Logaritmik Birinci Dereceden Farkı Alınan İthalat Tutarı Serisinin Korelogramı .....	63
Şekil 3.13. Logaritmik Dolar Kur Fiyatı Serisinin Korelogramı.....	64
Şekil 3.14. Logaritmik Birinci Dereceden Farkı Alınan Dolar Kur Fiyatı Serisinin Korelogramı .....	65

## SİMGELER VE KISALTMALAR LİSTESİ

$X_t$	: t dönemine ait X değişkeninin değeri
$Y_t$	: t dönemine ait Y değişkeninin değeri
$\hat{y}_t$	: $y_t$ serisinin tahmini
$Y_t^*$	: Kovaryans durağan $Y_t$ serisi
$X_t^*$	: Kovaryans durağan $X_t$ serisi
$\sigma^2$	: Evren için varyans
$\mu$	: Evren için aritmetik ortalama
$\Omega_t$	: $(X_t, Y_t)$ 'yi içeren bilgi kümesi (t anında ana kütledeki tüm bilgi)
$\overline{\Omega}_t$	: $\Omega_t$ 'nin t=0 dönemini içermeyen geçmiş değerleri kümesi
$\overline{\overline{\Omega}}_t$	: $\Omega_t$ 'nin t=0 dönemini içeren geçmiş ve şimdiki değerleri kümesi
$\Omega_t - X_t$	: t anında $X_t$ dışında evrendeki tüm bilgi
$\gamma(k)$	: Evren için k gecikmesindeki otokovaryans katsayısı
$c(k)$	: Örnek için otokovaryans katsayısı
$\rho_y(k)$	: Evren için otokorelasyon katsayısı
$r(k)$	: Örnek için otokorelasyon katsayısı
$\phi_{kk}$	: Kısmi otokorelasyon katsayısı
$\rho_{XY}(k)$	: Evren için çapraz korelasyon katsayısı
$r_{xy}(k)$	: Örnek için çapraz korelasyon katsayısı
$\nabla$	: Fark alma operatörü
$\beta_k$	: Regresyon katsayısı
$u_t$	: Hata terimi
$v_t$	: Hata terimi
EX	: İhracat tutarı zaman serisi
IM	: İthalat tutarı zaman serisi
ER	: Dolar kur fiyatı zaman serisi
ARIMA	: Birleştirilmiş otoregresif hareketli ortalama

## GİRİŞ

Bilimde olgular, birbirleriyle olan ilişkileri yönüyle incelenir. Gerçekte hiçbir olgu veya nesne tek başına bilimsel öneme sahip olamaz. Bir olgunun bilim yönünden önemi başka bir olgu veya olgular dizisiyle olan ilişkisiyle ifade edilir. Bilim ilk bakışta dağınık veya kopuk gibi görünen olgular arasındaki ilişkileri izlemeye ve onları açıklamaya çalışır. Bilimin incelediği olgular arasındaki ilişki biçimleri çok çeşitli olmakla beraber göz önünde bulundurulmuş temel özellik, bazı olguların diğer bazı olgulara neden olduğu gerçeğidir. Bu durum bilimin dayandığı temel varsayımlardan biridir. Hiçbir olgu kendiliğinden meydana gelmez. Başka bir anlatımla her olgu başka bir veya daha fazla olguyla ilişki içindedir. Örneğin, su ne kendiliğinden donar ne de kaynar. Her iki sonuç için de birtakım ön koşulların sağlanmış olması gerekir. Suyun donması olayı için sıcaklığının belli bir düzeye düşmesi, kaynaması olayı için belli bir düzeye çıkması ön koşul veya nedendir.

Yukarıda belirtildiği gibi, olgular arasındaki neden sonuç ilişkisi bilimsel araştırmalara temel oluşturur. Öte yandan bir durumda neden olan bir olgu veya koşul, başka bir durumda sonuç olabilir. Örneğin, sıcaklığın düşmesi bir sürahideki suyun donmasına, suyun donması da sürahinin çatlamasına yol açabilir. Ancak unutulmamalıdır ki, olgular arasındaki ilişki incelenmeden bir olguyu neden ya da sonuç olarak nitelenmek mümkün değildir.

Özetle, doğada nedeni bulunmayan hiçbir olgu yoktur. Koşullar tekrarlandığında olayların da tekrarlanacağı ifade edildiği nedensellik kanunu, her şeyin bir nedeni vardır ve ideal koşullar altında aynı nedenler aynı sonuçları doğurur şeklinde de ifade edilebilir.

Neden ve sonuç arasındaki ilişkiye neden sonuç ilişkisi veya nedensel ilişki, bu duruma ise nedensellik adı verilir. Örneğin X ve Y değişkenleri için nedensel ilişki X, Y' nin nedenidir veya aynı anlama gelmek üzere Y, X ' in sonucudur şeklindeki bir önerme ile ifade edilebilir. Bu önerme istatistiksel olarak;

- i) X, Y' yi açıklar,
- ii) X varsa Y de vardır,
- iii) X, Y' yi tam olarak açıklar, anlamlarına gelmektedir.

İstatistiksel anlamda iki değişken arasındaki ilişki ise, bu değişkenlerin aldıkları değerlerdeki karşılıklı değişimlerin bir ifadesidir. Örneğin, X değişkeninin değerleri değişirken bu değişmeye bağlı olarak Y değişkeninin de değerleri değişiyorsa, bu iki değişken arasında neden sonuç ilişkisi olduğu ifade edilir ve Y değişkenine bağımlı (sonuç), X değişkenine ise bağımsız (neden) değişken denir. Bu noktada dikkat edilmesi gereken husus, iki değişken arasında istatistiksel açıdan bir ilişkinin bulunmasının bu iki değişken arasında bir neden sonuç ilişkisinin varolduğu anlamına gelmeyeceği, ancak böyle bir ilişkinin varolabileceğini göstermesidir.

Nedensellik kavramına istatistikçiler ve ekonometricilerin kazandırdığı işlevsel tanım yardımıyla, iki değişken arasındaki nedensel ilişkinin ne tür bir ilişki olduğu belirlenebilir. İşlevsel nedenselliği dikkate alan istatistikçi ve ekonometriciler, model belirleme sürecinde zaman serisi çözümlemesi yaklaşımı ve ekonometrik yaklaşım olmak üzere iki farklı yaklaşıma başvurmuşlardır. Zaman serisi çözümlemesi yaklaşımı ile ekonometrik yaklaşımın birleştirilmesine yönelik kuramsal çabalar da, nedensellik ilişkilerinin araştırılmasının uygulamada elde edilebilecek sonuçlar açısından önemini ortaya koymuştur. Böylece zaman serisi çözümlemesi ile değişkenler arasındaki ilişkiler belirlenirken, ekonometrik model yardımıyla da ekonomik sonuçlar açıklanmaya çalışılmaktadır. Belirtmek gerekir ki, nedensellik zaman serileriyle araştırılabildiği gibi frekans serileri ile de araştırılabilir. Bu çalışmada zaman serisi çözümlemesi yaklaşımı benimsenmiştir.

Bu çalışma üç bölümden oluşmaktadır. Yukarıdaki açıklamalar nedensellik konusuna giriş niteliğindedir; konunun önemi ve çalışmanın amacı belirtilmiştir.

Birinci bölümde, zaman serisi çözümlemesine giriş yapılarak konu ile ilgili önemli görülen bazı temel kavramlara yer verilmiştir. Ayrıca, felsefi ve işlevsel nedensellik tanımları ele alınarak istatistiksel anlamda nedenselliğe değinilmiştir.

İkinci bölümde değişkenler arasındaki nedensel ilişkinin araştırılmasında zaman serisi yaklaşımını benimseyen nedensellik testlerinden Granger, Sims ve Haugh nedensellik testlerinin kuramsal yapısı ele alınmıştır.

Üçüncü bölümde ise, Türkiye’de Ocak/1995 - Mayıs/2002 dönemlerindeki aylık veriler kullanılarak ihracat ve ithalat tutarı zaman serileri ile dolar kur fiyatı zaman serisi arasındaki olası ilişki Granger nedensellik testi ile araştırılmış ve elde edilen bulgular, sonuç bölümünde sunulmuştur.

## BİRİNCİ BÖLÜM

### ZAMAN SERİLERİNDE NEDENSEL İLİŞKİ

Değişkenler arasındaki nedensel ilişkilerin açıklanması deneysel araştırmanın en önemli amaçlarından biridir. Uzun yıllar filozofların üzerinde çeşitli görüşler ileri sürdükleri nedensellik kavramına, günümüzde istatistikçi ve ekonometriciler tarafından kazandırılan işlevsel tanımlar sonucunda değişkenler arasındaki nedensel ilişkiler açıklanabilir hale gelmiştir. Nedensellik, hem frekans serileriyle hem de zaman serileriyle araştırılabilir. Ancak nedenselliğin işlevsel tanımı sadece zaman serileriyle ilişkilendirildiğinden bu çalışmada zaman ortamındaki nedensellik incelenmiştir. Bu nedenle, nedensellik testlerine geçmeden önce zaman serileri ve zaman serisi çözümlemesiyle ilgili bilgi verilmiştir.

#### 1. ZAMAN SERİLERİ İLE İLGİLİ KURAMSAL BİLGİLER

##### 1.1. Zaman Serisi Tanımı ve Özellikleri

Zaman serisi, bir rassal değişkenin zamana göre yapılan ölçümlerinin ard arda sıralanmış bir kümesidir<sup>1</sup>. Bir başka deyişle, zaman serisi tanımı istatistiksel bir olayın zaman değişkeninin şıklarına göre aldığı değerlerin sıralanmasıyla oluşturulan serilerdir şeklinde yapılır.

Bir ekonomik olaya ilişkin zaman serilerinin seyrinde gözlenen bazı dalgalanmalar ekonomik, sosyal, psikolojik vb. gibi çeşitli sebeplerin olay üzerindeki etki, yön ve şiddetinin farklı olmasından ileri gelebilir<sup>2</sup>. Dört ana grupta toplanabilen bu dalgalanmalar,

1. Genel Eğilim (Trend) (T)
2. Mevsimsel Dalgalanmalar (M)
3. Konjonktür Dalgalanmaları (K)
4. Rassal Dalgalanmalar (R)

<sup>1</sup>Paul Newbold, İşletme ve İktisat İçin İstatistik, (Çeviren Ümit Şenesen , Eylül 2000) s.761.

<sup>2</sup>Ahmet Özmen, Zaman Serisi Analizinde Box-Jenkins Yöntemi ve Banka Mevduat Tahmininde Uygulama Denemesi, (Eskişehir, 1986) s.1.



şeklinde sıralanabilir. Bu dalgalanmalara, genel olarak, Zaman Serisi Bileşenleri ya da temel faktörler adı verilir.

Zaman serilerinin rassal dalgalanmaların yanında değişen kombinasyonlarda diğer dalgalanmaların etkisinde bulunması serilerin birinci özelliğini oluşturur.

**Genel eğilim (trend):** Zaman serisi gözlem değerlerinde uzun bir zaman döneminde görülen artma ya da azalma yönündeki eğilime genel eğilim (ya da trend) denir<sup>3</sup>. Bu genel eğilimler doğrusal veya eğrisel olabilir. Trend bileşeni, zamana bağlı değişken üzerindeki genel eğilime neden olan uzun dönemli etkileri açıklar. Bu etkileri genel olarak, demografik özelliklerdeki, coğrafi dağılımdaki, kişi başına gelirdeki, teknolojik gelişmelerdeki, tüketici zevk ve alışkanlıklarındaki değişmelerdeki ve fiyat değişmelerindeki etkiler olarak sıralamak mümkündür.

**Mevsimsel dalgalanmalar:** Birbirini izleyen yılların, mevsimlerin, çeyrek yılların, ayların ya da günlerin aynı zaman noktalarında zaman serisi gözlem değerlerindeki bir artma ve bir azalma şeklinde gözlenen düzenli dalgalanmalara mevsimsel dalgalanmalar adı verilir. Bu dalgalanmalar hem periyodik hem de döngüsel olma özelliklerini taşırlar. Mevsimsel dalgalanmalar doğal ve sosyal nedenlere bağlı olarak meydana gelir<sup>4</sup>. Örneğin, bir malın üretim, satış, tüketim ve fiyatında hava şartları ve alışkanlıklar nedeniyle mevsimsel dalgalanmalar meydana gelebilir.

**Konjonktür dalgalanmaları:** Trend düzeyi etrafında, iki ile on yıl ya da daha fazla yıl zaman aralıklarıyla, herhangi bir dönemde, artma ya da azalma şeklinde tekrarlanabilen dalgalanmalara konjonktür dalgalanmaları denir. Konjonktür dalgalanmaları periyodik olmayan ancak döngüsel olan dalgalanmalardır. Bu dalgalanmalar genellikle ekonomik faaliyet düzeyinin uzun yıllar aynı düzeyde kalmasını önleyen ekonomik sistemlerde ortaya çıkar.

**Rassal dalgalanmalar:** Beklenmedik olayların zaman serisi üzerindeki etkisiyle meydana gelen düzensiz dalgalanmalara rassal dalgalanmalar adı verilir. Örneğin, deprem, siyasal karışıklıklar, savaş, grev, lokavt, rakip firmaların politikalarındaki değişmeler vb. gibi etkiler rassal dalgalanmalara neden olur. Rassal nedenlerin kısa

---

<sup>3</sup>Newbold, a.g.e., s.778.

<sup>4</sup>Necla Çömlekçi, **Temel İstatistik İlke ve Teknikleri**, (Eskişehir, 1998), s.447.

sürekli deęişmeler yaratacaęı düşünülürse de, bazen döngüsel veya başka tür dalgalanmaları meydana getirecek şiddette olabilirler.

Zaman serisinin gözlem deęerleri ile yukarıda belirtilen bileşenler arasında,

$$\begin{aligned} Y_t &= T_t + M_t + K_t + R_t \\ Y_t &= T_t + M_t \cdot K_t \cdot R_t \\ Y_t &= T_t + M_t + K_t \cdot R_t \end{aligned} \quad (1.1)$$

şeklinde ilişki kurulabileceğini ileri süren farklı görüşler varsa da bu konuda genellikle başvurulan yaklaşım,

$$Y_t = T_t \cdot M_t \cdot K_t \cdot R_t \quad (1.2)$$

şeklinde ifade edilen çarpımsal modeldir.

Bu eşitlik sadece aylık zaman serileri için geçerlidir. Yıllık zaman serileri mevsimsel dalgalanmaların izlerini taşımayacağından, bu seriler için kullanılacak çarpımsal modelde ( $M_t$ ) bileşenin (faktörünün) etkisi yer almaz.

Uygulamalarda rassal bileşenin yanında zaman serilerini etkileyen diğer bileşenlerin etkisinin var olması, deęişkenler arasındaki nedenselliğin yönünü belirlemede sorun yaratabilir. Bu sorunu gidermek amacıyla, seri gözlem deęerlerine bölüm (1.4.1)'de belirtilmiş olan uygun dönüşümler uygulanır ve seriler söz konusu bileşenlerin etkisinden arındırılmış olur<sup>5</sup>.

Zaman serilerinin ikinci özellięi iç bağımlılık özellięidir. Gözlem deęerlerinin birbirine bağımlı olmasına iç bağımlılık denir. Zaman serileri çözümlemesini, bağımsız gözlem deęerlerinden meydana gelen serilerin çözümlemesinden ayıran en önemli özellik iç bağımlılık nedeniyle, bir zaman serisinin bugünkü ve geçmiş dönem gözlem deęerlerini kullanarak gelecek dönemde alacağı deęerleri tahminlemek mümkün olur. "Burada bugünkü dönem, çözümlenecek zaman serisindeki en son gözlem deęerinin ait olduęu zaman noktasıdır ve (t) ile gösterilir. t dönemine ilişkin gözlem deęerine

<sup>5</sup>Erkan Işıęıçok, Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi, Türkiye'de Para Arzı ve Enflasyon Üzerine Amprik Bir Araştırma. (Bursa, Eylül 1994), s.44.

bugünkü gözlem değeri denir ve  $y_t$  ile gösterilir. Geçmiş dönem ise, zamana bağlı olayın (t) dönemine kadar olan tarihsel gelişimini gösteren dönemdir.  $t=1,2,3, \dots$  değerleri için geçmiş dönem  $t-1, t-2, \dots$  ve geçmiş dönem gözlem değerleri ise  $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots$  şeklinde gösterilir. Zamana bağlı olayla ilgili tahminlerin yapıldığı döneme gelecek dönem adı verilir. Bu döneme ilişkin zaman aralığı ve gözlem değerleri de,  $t=1,2, \dots$  değerleri için, sırasıyla  $t+1, t+2, \dots$  ve  $y_{t+1}, y_{t+2}, \dots$  şeklinde ifade edilir<sup>6</sup>.

Bir zaman serisinin gelecek dönemlerde göstereceği seyri tam olarak açıklayabilmek için, bu olayları açıklayacak bütün değişkenlere kullanılan matematiksel modelde yer verilmesi gerekir. Ancak bu her zaman mümkün olmayabilir. Bu nedenle zaman serisi matematiksel olarak rassal değişkenler topluluğu olarak tanımlanır ve  $\{Y_t, t \in T\}$  şeklinde gösterilir.

Zamana bağlı olaylar rassal özellik gösteren olaylardır. Bu anlamdaki zaman serilerinin gelecek dönemdeki seyrini, bugünkü ve geçmiş dönem değerlerine dayanarak incelemek için gerekli yaklaşım deterministik olmayan, stokastik veya istatistiksel yaklaşım olmaktadır. Bu nedenle serilerin çözümlenmesinde, stokastik modellerin kullanılması önemli olmaktadır. Buradan stokastik süreç olarak bir zaman serisinin tanımını, iç bağımlılığı olan rassal değişkenin zaman aralıklarıyla aldığı değerlerin ard arda sıralanmasıyla meydana gelen seridir şeklinde yapmak mümkündür.

## 1.2. Zaman Serilerinin Sınıflandırılması

Zaman serileriyle ilgili yapılmış çeşitli sınıflandırmalar vardır. Bu serilerle ilgili sık karşılaşılan sınıflandırma Şekil 1.1.'de gösterildiği gibi dört farklı açıdan yapılan sınıflandırmadır<sup>7</sup>.

Zaman serileriyle ilgili birinci sınıflandırma, gözlem değerlerinin toplanma şekline göre yapılan sürekli ve kesikli seriler şeklindeki sınıflandırmadır. Gözlem değerleri zaman içinde sürekli olarak toplanıyorsa meydana gelen seriye sürekli zaman serisi denir. Gözlem değerleri belirli bir zaman aralığına göre toplanıyorsa böyle serilere kesikli zaman serisi denir<sup>8</sup>.

<sup>6</sup>Özmen,1986, a.g.e., s.2.

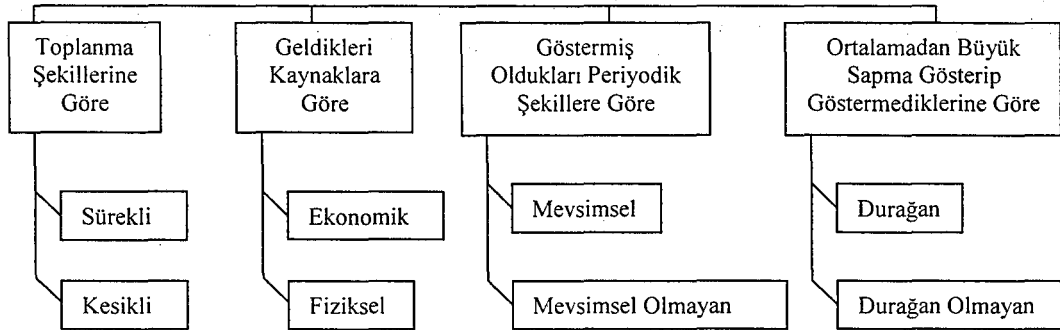
<sup>7</sup>İşığık, a.g.e., s.46.

<sup>8</sup>Halil Kayım, İstatistiksel Ön Tahmin Yöntemleri. (Ankara, 1985) s.12.

Zaman serileri, geldikleri kaynaklara göre ekonomik ve fiziksel seriler olarak sınıflandırılır. Gözlem değerleri ekonomik zaman serisinde ekonomik değişkenlerden, fiziksel zaman serilerinde ise fiziksel bilimlere ait değişkenlerden elde edilir.

Zaman serileri, gözlem değerlerinin göstermiş oldukları periyodik şekillerin mevsimsel etkileri içerip içermemesine göre, mevsimsel ve mevsimsel olmayan seriler olmak üzere ikiye ayrılırlar.

Zaman serileri ortalamadan büyük sapma gösterip göstermediklerine göre de durağan ve durağan olmayan seriler olarak sınıflandırılır. İncelenen zaman dönemi boyunca serinin ortalaması ve varyansı sistematik bir değişme göstermiyorsa veya seri periyodik dalgalanmalardan arınmış ise, başka bir anlatımla seride istatistiksel bir denge söz konusu ise bu tür zaman serilerine durağan zaman serileri adı verilir. Eğer serinin bir bölümü diğer bölümüne göre büyük dalgalanmalar gösteriyorsa bu tür serilere de durağan olmayan zaman serileri adı verilir<sup>9</sup>.



Şekil 1.1. Zaman Serilerinin Sınıflandırılması

Kaynak: Işığışok, 1994.

<sup>9</sup>Kayım, a.g.e., s.13.

### 1.3. Zaman Serisi Çözümlemesi

#### 1.3.1. Zaman Serisi Çözümlemesi Tanımı

Zaman serisi çözümlemesi en basit ifadeyle, serinin hangi bileşenlerin etkisinde olduğunun araştırılması çalışmalarıdır şeklinde tanımlanır. Ancak zaman serisi çözümlemesinde en önemli amaç öngörü amacıyla çözümlenmedir.

Zaman serilerinin öngörü amacıyla çözümlenmesi, seri gözlem değerlerini etkileyen bileşenlerin belirlenmesi, yapılan belirlemeden yararlanarak geçmiş dönemin açıklanması ve istatistiksel açıdan normale göre gerçekleşen durumun değerlendirilmesi, seriyi etkileyen bileşenlerin gelecek dönemde de devam edeceği varsayılarak öngörü değerlerinin türetilmesi ve bu değerlerin karar alma ve planlama faaliyetleri için sunulması çalışmalarıdır.

#### 1.3.2. Zaman Serisi Çözümlemesinde Kullanılan Teknikler

##### 1.3.2.1. Kartezyen Grafik

Bir zaman serisinin durağan olup olmadığını araştırmada ya da zaman serisini etkileyen bileşenlerin belirlenmesinde başvurulacak en basit yol, serinin kartezyen grafiğini incelemektir. Grafiğin apsis ekseninde zaman değişkeninin şıkları, ordinat ekseninde bu şıklar itibariyle Y değişkeninin aldığı değerler, gözlem değerleri ( $y_t$ ) yer alır. Belirlenen eşit aralıklı t zaman noktaları ( $t=1, 2, \dots, n$ ) ile bu zaman noktalarında zamana bağlı Y değişkeninin aldığı  $y_1, y_2, \dots, y_t, \dots, y_n$  gözlem değerlerini eşleştirmek suretiyle kartezyen koordinat sistemi üzerinde işaretlenen noktaların meydana getirdiği şekle kartezyen grafik ya da serpilme diyagramı adı verilir.

Zaman serisinin kartezyen grafiği üzerinde trend, mevsimsel dalgalanma vb. bileşenlerin varlığı gözleniyorsa incelenen serinin durağan olmadığına karar verilir<sup>10</sup>.

İncelenen zaman serisinin kartezyen grafiği gittikçe artan (veya azalan) bir eğilim gösteriyorsa serinin rassal bileşenlerin yanında trend bileşeninin etkisi altında olduğu

<sup>10</sup>Meral Türköz, "Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi ve Granger, Sims Nedensellik Testleri Üzerine Bir Uygulama". (Eskişehir, Haziran 1998), s.22.

söylenbilir. İncelenen serinin kartezyen grafiği aylık serilerde  $s=12$ 'nin (veya mevsimlik ve çeyrek yıllık serilerde  $s=4$ 'ün) ( $s$ :dalga boyu) katlarında eşit zaman aralıklarıyla düzenli olarak bir en büyük bir en küçük değere ulaşma eğilimi gösteriyorsa serinin rassal bileşenlerin yanında mevsimsel bileşenin etkisinde olduğu söylenebilir<sup>11</sup>.

### 1.3.2.2. Otokovaryans Fonksiyonu ve Katsayısı

Bir zaman serisinin  $t$  zaman noktasındaki  $y_t$  gözlem değeri ile  $t+k$  dönemindeki ( $k$  gecikmesi)  $y_{t+k}$  gözlem değeri arasındaki ilişkiye otokovaryans ve bu ilişkinin derecesini ölçen katsayıya otokovaryans katsayısı denir. Evren otokovaryans katsayısı  $\gamma(k)$  simgesiyle gösterilir. Otokovaryans katsayılarını  $k$  gecikmesine bağlayan fonksiyona ise otokovaryans fonksiyonu adı verilir. Durağanlık varsayımı gereği otokovaryans zamanın değil, gecikmenin bir fonksiyonudur<sup>12</sup>.

Otokovaryans katsayısı  $k$  gecikmesi için,

$$\gamma(k) = \text{Cov}(y_t, y_{t+k}) = E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] \quad (1.3)$$

veya

$$\gamma(k) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-k} (y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu) \quad k=0,1,2,\dots,n \quad (1.4)$$

eşitlikleri ile ifade edilir.

$k = 0$  olduğunda, kovaryans varyansa eşittir. Bu durum,

$$\begin{aligned} \gamma(0) &= \text{Cov}(y_t, y_t) = E[(y_t - \mu)(y_t - \mu)] \\ &= E(y_t - \mu)^2 \\ &= \sigma_y^2 \end{aligned} \quad (1.5)$$

<sup>11</sup>Ahmet Özmen, "Mevsimsel Dalgalanmalar İçeren Zaman Serilerinde Kısa Dönem Öngörü Amaçlı ARIMA Modellerinin Kullanımı", (Eskişehir,1990), s.171.

<sup>12</sup>Özmen, 1986, a.g.e., s.36.

şeklinde gösterilir.

Ayrıca otokovaryans fonksiyonu, gecikmenin simetrik bir fonksiyonudur:

$$\gamma(k) = \gamma(-k) \quad (1.6)$$

Örnek otokovaryans katsayısı  $k$  gecikmesi için  $c(k)$ ,

$$c(k) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-k} (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y}), \quad k = 0, 1, 2, \dots, K \quad (1.7)$$

eşitliği ile tahminlenir.

### 1.3.2.3. Otokorelasyon Fonksiyonu ve Katsayısı

Otokovaryans fonksiyonu zaman serileri çözümlemesinde önemli bir araç olmasına rağmen, farklı ölçü birimleriyle ifade edilmiş veya terimleri farklı büyüklüklerde olan serilerin karşılaştırılmasında yanıltıcı olabileceği için yetersiz kalmaktadır. Otokovaryans fonksiyonunun bu yetersizliği otokovaryans katsayılarının ( $\gamma(k)$ 'ların) standartlaştırılması, başka bir ifade ile  $\gamma(0) = \sigma_y^2$  değerine bölünmesiyle giderilebilir. Standartlaştırılmış otokovaryans fonksiyonuna otokorelasyon fonksiyonu denir.

Otokorelasyon fonksiyonu aynı değişkenin farklı zaman aralıklarında aldığı değerler arasındaki ilişkinin derecesini belirler<sup>13</sup>.

Zamana göre ard arda elde edilmiş gözlem değerleri kümesinde farklı zaman aralıklarına sahip gözlemler arasındaki ilişkinin derecesinin ölçülmesinde kullanılan katsayıya otokorelasyon katsayısı denir. Genellikle evren için otokorelasyon katsayısı  $\rho(k)$  ile gösterilir. Farklı değerdeki  $k$  gecikmeleri ( $k=0,1,2, \dots$ ) için hesaplanan  $\rho(k)$ 'ları  $k$  gecikmelerine bağlayan fonksiyon, otokorelasyon fonksiyonudur.

$k$  gecikmesi için otokorelasyon katsayısı  $\rho(k)$  aşağıdaki eşitliklerle hesaplanır<sup>14</sup>:

<sup>13</sup>Özmen, 1986, a.g.e., s.38.

<sup>14</sup>Türköz, a.g.e., s.23.

$$\rho(k) = \frac{E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)]}{E[(y_t - \mu)^2]} \quad k=0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (1.8)$$

veya

$$\rho(k) = \frac{\gamma(k)}{\sigma_y^2} = \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)} \quad k=0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (1.9)$$

Örnekleme zaman serisine dayanarak hesaplanan otokorelasyon katsayısı  $k$  gecikmesi için  $r(k)$  ile gösterilir ve aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$r(k) = \frac{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-k} (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} \quad (1.10)$$

$$r(k) = \frac{c(k)}{c(0)} \quad k=0, 1, 2, \dots, n \quad (1.11)$$

Otokorelasyon fonksiyonu  $\pm 1$  arasında değerler alır ve otokorelasyon fonksiyonu gecikmenin simetrik bir fonksiyonudur; bu durum  $\rho(k) = \rho(-k)$  gibi gösterilir.

Aynı otokovaryans fonksiyonuna sahip yalnızca bir durağan normal süreç olmasına karşın aynı otokorelasyon fonksiyonuna sahip normal olmayan birçok süreç bulmak mümkündür. Bu durum örnekleme otokorelasyon fonksiyonunun açıklanmasında büyük güçlükler yaratmaktadır.

Rassal bir serinin  $k=0, 1, 2, \dots$  gecikme değerleri için hesaplanan otokorelasyon katsayılarının örnekleme dağılımının ortalaması sıfır, standart hatası yaklaşık olarak  $1/\sqrt{n}$  dir. Gecikme değeri  $k \leq 1$  için otokorelasyon katsayısının standart hatası ise;

$$S(r(k)) = \sqrt{\frac{1}{n} [1 + 2 \sum_{k=1}^K r(k)^2]}, \quad k \leq 1 \quad (1.12)$$

şeklinde formüle edilir. Bir zaman serisinin rassal bir seri olup olmadığını ortaya koymada ve hesaplanan otokorelasyon katsayılarının hangi gecikmeden sonra



istatistiksel olarak sıfırdan farklı değerler aldığını belirlemede bu bilgilerden yararlanılır. Eğer çeşitli gecikmeler için hesaplanan örneklem otokorelasyon katsayılarının değerleri  $0 \pm z_{\alpha} / \sqrt{n}$  güven limitleri içinde ise, otokorelasyon katsayılarının istatistiksel olarak sıfır ve serinin rassal olduğuna karar verilir<sup>15</sup>. Burada  $z_{\alpha}$ , belirlenen güven düzeyindeki kritik değeri (standart normal dağılım tablo değerini) gösterir.

#### 1.3.2.4. Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu ve Katsayısı

Kısmi otokorelasyon zamana bağlı bir değişkenin bugünkü değeri  $y_t$ 'nin diğer zaman gecikmelerinde etkisi sabit kalmak üzere,  $k$  gecikmesindeki  $y_{t+k}$  değerleriyle ilişkisini tanımlamada kullanılan bir ölçüdür. Kısmi otokorelasyon katsayısı ise, bu ilişkinin derecesini verir. Kısmi otokorelasyon katsayısı  $\pm 1$  değerleri arasında yer alır ve otokorelasyon katsayılarında olduğu gibi yorumlanır. Gecikmeli olarak hesaplanan kısmi otokorelasyon katsayıları  $k=1,2,3,\dots$  değerleri için  $\varphi_{11}, \varphi_{22}, \dots, \varphi_{kk}$  simgeleriyle gösterilir. Kısmi otokorelasyon katsayıları  $\varphi_{11}, \varphi_{22}, \dots, \varphi_{kk}$  Yule-Walker denklem sistemiyle tahmin edilir<sup>16</sup>. Bu denklem sistemi aşağıdaki gibi yazılır:

$$\rho_j = \varphi_{k1}\rho_{j-1} + \dots + \varphi_{k(k-1)}\rho_{j-k+1} + \varphi_{kk}\rho_{j-k} \quad j=1,2,\dots,k \quad (1.13)$$

1.13. nolu denklem sisteminden yararlanılarak kısmi otokorelasyon fonksiyonunun tahmin edilebilmesi için, denklemlerdeki genellikle bilinmeyen otokorelasyon katsayıları  $\rho_j$ 'lerin yerine onların tahmini değerleri olan  $r_j$ 'ler konularak aşağıdaki denklem sistemine ulaşılır;

$$\begin{aligned} r_1 &= \varphi_{k1}r_0 + \varphi_{k2}r_1 + \dots + \varphi_{kk}r_{k-1} \\ r_2 &= \varphi_{k1}r_1 + \varphi_{k2}r_0 + \dots + \varphi_{kk}r_{k-2} \\ &\vdots \\ r_k &= \varphi_{k1}r_{k-1} + \varphi_{k2}r_{k-2} + \dots + \varphi_{kk}r_0 \end{aligned} \quad (1.14)$$

<sup>15</sup>Kayım, a.g.e., s.77.

<sup>16</sup>Özmen, 1986, a.g.e., s.41.

k tane bilinmeyi içeren bu denklem sisteminin bilinmeyen kısmi otokorelasyon katsayıları ( $\varphi_{kk}$ ) Cramer kuralı yardımıyla

$$\begin{aligned}\varphi_{11} &= r_1 \\ \varphi_{22} &= r_2^2 - r_1^2 / (1 - r_1^2) \\ \varphi_{33} &= \frac{(r_3 - r_1 r_2) - r_1(r_1 r_3 - r_2^2) + r_1(r_1^2 - r_2)}{(1 - r_1^2) - r_1(r_1 - r_1 r_2) + r_2(r_1^2 - r_2)}\end{aligned}\quad (1.15)$$

formülleri kullanılarak hesaplanır<sup>17</sup>.

Kısmi otokorelasyon katsayıları AR (Auto Regressif) modellerin tipinin ve derecesinin belirlenmesinde kullanıldığından bu süreçler için büyük önem taşırlar.

### 1.3.2.5. Çapraz Korelasyon Fonksiyonu

Çapraz korelasyon fonksiyonu farklı zaman gecikmelerinde iki durağan zaman serisi arasındaki doğrusal ilişkinin yönünü ve yapısını belirleme imkanı verir.  $\{x_t\}$  ve  $\{y_t\}$  durağan olmayan  $\{X_t\}$  ve  $\{Y_t\}$  gibi iki değişkenli bir süreçten elde edilmiş durağan süreçler olsun. Buna göre,

$$\begin{aligned}E\{x_t\} &= \mu_x & , & & E\{y_t\} &= \mu_y \\ \text{ve} & & & & & \\ \text{var}\{x_t\} &= \sigma_x^2 & , & & \text{var}\{y_t\} &= \sigma_y^2 \text{ sabittir.}\end{aligned}$$

k gecikmesi için  $\{x_t\}$  ve  $\{y_t\}$  arasındaki çapraz kovaryanslar,

$$\gamma_{xy}(k) = E(x_t - \mu_x)(y_{t+k} - \mu_y) \quad k=0,1,2,\dots \quad (1.16)$$

ve

$$\gamma_{yx}(k) = E(y_t - \mu_y)(x_{t+k} - \mu_x) \quad k=0,1,2,\dots \quad (1.17)$$

---

<sup>17</sup>İşığışık, a.g.e., s.61.

zamana bağılı değildir.

$$\gamma_{xy}(k) = \gamma_{yx}(-k)$$

fakat

$$\gamma_{xy}(k) \neq \gamma_{yx}(k)$$

olduğundan uygulamada sadece  $k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$  için  $\gamma_{xy}(k)$  fonksiyonu kullanılmaktadır.

$\{x_t\}$  ile  $\{y_t\}$  rassal serileri arasındaki  $k$  gecikmeli çapraz korelasyon fonksiyonu;

$$\rho_{xy}(k) = \frac{\gamma_{xy}(k)}{\sigma_x \sigma_y} \quad k=0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (1.18)$$

Örnekleme çapraz korelasyon fonksiyonu ise,

$$r_{xy}(k) = \frac{c_{xy}(k)}{s_x s_y} \quad k=0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (1.19)$$

şeklinde ifade edilir.  $\gamma_{xy}(k)$  değeri evren için,  $c_{xy}(k)$  değeri örneklem için çapraz kovaryansı ifade etmektedir ve

$$c_{xy}(k) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y}) \quad , \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (1.20)$$

$$c_{xy}(k) = \frac{1}{n} \sum_{t=1-k}^n (x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y}) \quad , \quad k = 0, -1, -2, \dots \quad (1.21)$$

şeklinde gösterilir.  $s_x$  ve  $s_y$  sırasıyla  $\{x_t\}$  ve  $\{y_t\}$  serilerinin standart sapmalarını,  $\bar{x}$  ve  $\bar{y}$  da bu serilerin ortalamalarını göstermektedir.

Durağanlığın sağlandığı  $\{x_t\}$  ve  $\{y_t\}$  zaman serilerinde nedensel ilişkinin yönü ve yapısı, bu serilere (1.19) nolu eşitlikte verilen örneklem çapraz korelasyon fonksiyonunun uygulanması sonucu elde edilen bilgilerin yorumlanması ile ortaya konulmaktadır<sup>18</sup>. Bu bilgilerin nasıl yorumlanacağı, Bölüm 2.3.'de nedenselliğin hataların çapraz korelasyonları ile araştırılması aşamasında belirtilmiştir.

#### 1.4. Zaman Serilerinde Durağanlık

Stokastik bir süreç olarak bir zaman serisinin tüm özellikleri, yani ortalaması, varyansı, kovaryansı ve daha yüksek dereceden momentleri zamana göre değişmiyorsa seri durağan, tam durağan zaman serisi, bu durum ise tam durağanlık olarak adlandırılmaktadır. Başka bir ifade ile, bir zaman serisinin eğer  $t_1, t_2, \dots, t_n$  anlarındaki  $y_{t_1}, y_{t_2}, \dots, y_{t_n}$  gözlem değerlerinin bileşik olasılık dağılımı ile  $t_{1+k}, t_{2+k}, \dots, t_{n+k}$  anlarındaki  $y_{t_{1+k}}, y_{t_{2+k}}, \dots, y_{t_{n+k}}$  gözlem değerlerinin bileşik olasılık dağılımı birbirine benziyorsa bu seri tam durağan seridir<sup>19</sup>.

Bir zaman serisinin tüm özellikleri değil de sadece aritmetik ortalaması zamana göre değişmiyorsa bu seriye birinci dereceden durağan seri, bu durağanlığa da birinci dereceden durağanlık adı verilir. Eğer zaman serisinin ortalama ve varyansı zamana göre değişmiyorsa bu seriye ikinci dereceden durağan seri, bu tür durağanlığa da ikinci dereceden durağanlık, kovaryans durağanlık veya zayıf durağanlık adı verilir<sup>20</sup>. Tam olarak durağan bir süreç aynı zamanda kovaryans durağan bir süreçtir, ancak kovaryans durağan bir süreç, tam olarak durağan bir süreç değildir.

Genel olarak, ortalamasıyla varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki kovaryansı, bu kovaryansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan olasılıklı bir süreç için durağandır denir<sup>21</sup>. Bu ifadeyi

<sup>18</sup> Ahmet Özmen, "Para Arzı ile Enflasyon Arasındaki Nedensel İlişkinin Araştırılmasında Çapraz Korelasyon Çözümlemesi ve Türkiye Örneği". (Eskişehir, 2000/1) s.7-9.

<sup>19</sup> Ahmet Özmen "Durağanlığın Araştırılmasında ADF Testi Ve Türkiye GNP' si Üzerine Bir Uygulama" (Eskişehir, 2001) s.73.

<sup>20</sup> Özmen, 1986, a.g.e., s.5.

<sup>21</sup> Damodar N. Gujarati, *Temel Ekonometri*, (Çevirenler Ümit Şenesen-Gülay Günlük Şenesen, İstanbul, 1999) s.713.

açıklamak için,  $\{y_t\}$  aşağıdaki özellikleri taşıyan stokastik bir zaman serisi olsun.

$$\text{Ortalama: } E(y_t) = \mu \quad (1.22)$$

$$\text{Varyans: } \text{var}(y_t) = E(y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (1.23)$$

$$\text{Kovaryans: } \gamma_k = E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] \quad (1.24)$$

Burada,  $\gamma_k$ , k gecikme ile kovaryans,  $y_t$  ile  $y_{t+k}$  arasındaki kovaryanstır. Eğer  $k=0$  ise,  $\gamma_0 = \sigma_y^2$  bulunur ki bu da Y değişkeninin varyansıdır;  $k=1$  ise,  $\gamma_1$ , Y değişkeninin ardışık iki değeri arasındaki kovaryanstır. Y'nin sıfır noktasını  $y_t$ 'den  $y_{t+k}$ 'ye kaydırduğumuzda eğer  $y_t$  durağansa,  $y_{t+k}$ 'nin ortalaması, varyansı ve kovaryansı  $y_t$ 'nininkilerle aynı olmalıdır. Kısaca bir zaman serisi durağan ise, ortalaması, varyansı ve çeşitli gecikmelerdeki kovaryansı, bunlar ne zaman ölçülürse ölçülsün aynı kalır.

#### 1.4.1. Durağanlığın Sağlanması

Zaman serilerinin modellenmesinde ve nedensel ilişkilerin belirlenmesinde serilerin durağan olması istenir. Durağanlık kavramı özellikle iki yönden çok önemlidir<sup>22</sup>:

1. Zaman serisi verileri kullanılarak iki değişken için tahmin edilen regresyon katsayıları istatistiksel bakımdan önemli bulunabilir. Ancak her iki zaman serisinde de trend bulunuyorsa, değişkenler arasındaki ilişki gerçeği yansıtmayabilir. Regresyonun gerçek bir ilişkiyi yansıtıp yansıtmadığı zaman serisi verilerinin durağan olup olmaması ile yakından ilgilidir.
2. Zaman serisi verileri kullanılarak elde edilen regresyon modelleri ile öngörüler yapılmaktadır. Eğer zaman serisi verileri durağan değilse bu öngörülerin ne derece geçerli olduğu tartışmaya açıktır.

Daha önce de değinildiği gibi bir serinin durağan olup olmadığını anlamak için başvurulacak en basit yol, serinin kartezyen grafiğini çizmektir. Kartezyen grafik trend,

<sup>22</sup>Tümay Ertek, *Ekonometriye Giriş* (İstanbul, 1996) s.379.

mevsimsel dalgalanma gibi bileşenlerin varlığını gösteriyorsa incelenen serinin durağan olmadığına karar verilir. Ancak bu yolla karar vermek güçtür. Çünkü ilk bakışta durağan gibi görünen seriler zaman içinde az da olsa değişiklik gösterebilirler.

Durağan olmayan serileri durağan hale getirmek ve serileri mevsimsel etkilerden arındırmak amacıyla çeşitli dönüşüm işlemlerine başvurulur. Bu dönüşümler,

- 1) Logaritma alma
- 2) Fark alma
- 3) Filtreleme
- 4) Trendden arındırma

gibi sayılabilir.

Ekonomide değişkenler gerçek değerleri üzerinde değil de genellikle logaritmik değerleri üzerinde doğrusal olduğu için, serilerin gerçek değerleri yerine logaritmik değerlerinin kullanılması önerilmektedir<sup>23</sup>.

Fark alma dönüşümünde ise, durağan olmayan bir zaman serisini durağan hale getirmek için serinin birinci farkları alınır. Farklar serisinin otokorelasyon katsayıları tahmin edilir. Eğer otokorelasyon fonksiyonunun değerleri birinci veya ikinci gecikmelerden sonra hızlıca sıfıra yaklaşıyorsa veya istatistiksel açıdan anlamlı değillerse, birinci farklardan meydana gelen serinin durağan olduğuna karar verilir. Bunun aksi söz konusu ise serinin durağan olmadığına karar verilir ve durağanlığın sağlanması için birinci derece farklar serisinin tekrar farkı alınması gerekir.

Fark alma derecesini gösteren "d" durağan serilerde 0, birinci derece fark alma sonunda durağan hale gelen serilerde 1, ikinci derece fark alma işlemi ile durağanlık sağlanmışsa 2 olur<sup>24</sup>.

$\{y_t\}$  bir zaman serisini belirttiğinde birinci dereceden fark alma;

$$\nabla y_t = y_t - y_{t-1} \quad (1.25)$$

<sup>23</sup> Işığıcıoğlu, a.g.e., s.48.

<sup>24</sup> Özmen, 1986, a.g.e., s.51.

ile gerçekleştirilir.

Genellikle fark alma operatörü ( $\nabla$ ), geriye kaydırma operatörü (B) (back shift operator) veya gecikme operatörü (L)(lag operator) ile ifade edilir. Fark alma dönüşümleri aşağıdaki biçimde gösterilir;

$$\begin{aligned} \nabla &= 1 - L && \text{(Birinci dereceden fark)} \\ \nabla^2 &= (1 - L)^2 && \text{(İkinci dereceden fark)} \\ &\cdot && \\ &\cdot && \\ \nabla^d &= (1 - L)^d && \text{(d' inci dereceden fark)} \end{aligned} \tag{1.26}$$

Bu durumda örneğin ikinci farklar aşağıdaki gibi ifade edilebilir<sup>25</sup>:

$$\nabla^2 y_t = (1 - L)^2 y_t = (1 - 2L + L^2) y_t = y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2} \tag{1.27}$$

Eşitliğin sağındaki ifadede fark denklemi gösterimi yer almaktadır. Fark alma yönteminde önemli bir sorun da fark alma işleminin kaç kez yinleneceğinin belirlenmesidir. Ancak genel olarak, bu dönüşüm durağanlığın sağlanmasında yeterli olmaktadır<sup>26</sup>.

Durağanlığın sağlanması için yapılan diğer bir dönüşüm de serileri filtrelemedir. Serileri d' inci dereceden fark alma işlemine tabi tutma aslında seriyi  $(1-L)^d$  filtresinden geçirmektir. Birinci dereceden fark filtresi,

$$\nabla y_t = y_t - y_{t-1} \tag{1.28}$$

eşitliği ile ifade edilir. Bu ifade birinci dereceden fark alma dönüşümünün aynısıdır. Sims, regresyon modellerini tahmin etmeden önce, değişkenlerin  $(1-0,75L)^2$  filtresinden geçirilmesini önermiştir. Bu filtre hataların yaklaşık olarak beyaz gürültü (white noise) olmalarını sağlar. Sims' in filtresinin amacı otokorelasyonsuz bir hata yapısını elde

<sup>25</sup>İşığışık, a.g.e., s.49

<sup>26</sup>Türköz, a.g.e., s.31.

etmektedir. Nedensellik testlerinin uygulanabilirliğinde kovaryans durağanlık koşulu önem kazanmaktadır. Sürecin kovaryans durağan olmasını sağlamak için de  $(1-L)^d$  filtresi önerilmektedir.

Nedensellik testlerinin uygulanması için durağanlık ve kovaryans durağanlık koşullarının sağlanmasının yanında değişkenlerin stokastik değişken olmaları başka bir ifade ile trend, mevsimsel dalgalanmalar gibi bileşenleri içermemesi gerekir. Seriyi mevsimsel dalgalanmalardan arındırmak için mevsimsel fark alma ( $y_t - y_{t-s}$ , s: dalga boyu) işlemi yapılır. Aylık serilerde 12. dereceden, çeyrek yıllık serilerde 4. dereceden fark almak uygun görülmektedir. Mevsimsel fark alma dışında aşağıdaki teknikler kullanılarak da serideki mevsimsel dalgalanmalar giderilebilir:

- a) Aylık ortalama tekniği
- b) Trende oranlama tekniği
- c) Hareketli ortalamalara oranlama tekniği

Serilere uygulanan dönüşüm yöntemlerinin doğruluğunu test etmede kullanılan yaklaşımlar otokorelasyon testi ve Dickey-Fuller (DF) birim kök testidir. Aşağıda bu yaklaşımlar ele alınmıştır.

## 1.4.2. Durağanlığın Araştırılmasında Kullanılan Testler

### 1.4.2.1. Durağanlığın Otokorelasyon Testi İle Araştırılması

Serinin otokorelasyon fonksiyonunun grafiği (korelogram) incelenerek yapılan otokorelasyon testinde doğrudan otokorelasyon katsayılarından faydalanılır. Eğer incelenen zaman serisi durağan ise, bu seri için hesaplanan otokorelasyon katsayılarının değeri  $k > 2$  gecikmeden sonra istatistiksel olarak sıfır olur veya  $0 \pm z_{\alpha} / \sqrt{n}$  limitleri içinde kalır. Aksi durumda ise serinin durağan olmadığına karar verilir<sup>27</sup>.

Durağan olmayan bir zaman serisinde otokorelasyon katsayıları  $k > 2$  gecikmelerinde  $k$  büyüdükçe istatistiksel olarak anlamlı değer alırlar ve katsayıların değerleri hızla sifira

<sup>27</sup>Özmen, 1986, a.g.e., s.40.



yaklaşır. Bu da gözlem değerlerinin birbirini izleyen dönemlerde yüksek derecede ilişkili olduğu anlamına gelmektedir. Bu durum serinin rassal dalgalanmaların yanında zaman serisini etkileyen bazı dalgalanmaların etkisinde olduğunu gösterir.

Otokorelasyon testi için aşağıdaki hipotezler formüle edilir<sup>28</sup>:

$H_0: \rho_k = 0$  (Otokorelasyon yoktur)

$H_1: \rho_k \neq 0$  (Otokorelasyon vardır)

Test istatistiği olarak Ljung-Box (LB) Q istatistiği<sup>29</sup>:

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^m \left( \frac{r_k^2}{n-k} \right) \quad (1.29)$$

kullanılır.

Burada,  $n$  = örnek hacmi,

$m$  = gecikme genişliği,

$r_k^2$  = örnek otokorelasyon katsayısıdır.

Hesaplanan Q istatistiği belirlenen  $\alpha$  anlamlılık düzeyinde ve  $m$  serbestlik derecesindeki  $\chi^2$  tablo değeri ile karşılaştırılır. Q-istatistiğinin değeri  $\chi^2$  değerinden küçükse  $H_0$  hipotezi kabul edilir, otokorelasyonun olmadığına ve dolayısıyla serinin durağan olduğuna karar verilir. Eğer Q istatistiği  $\chi^2$  değerinden büyükse  $H_0$  hipotezi reddedilerek, serinin durağan olmadığı sonucuna varılır.

#### 1.4.2.2. Durağanlığın Birim Kök Testi İle Araştırılması

Zaman serilerinde durağanlığı araştırmak için geliştirilen çok sayıda birim kök (unit root) testi bulunmaktadır. Bu testler arasında,

- Dickey-Fuller (DF) testi,

<sup>28</sup>Ertek, a.g.e., s.385.

<sup>29</sup>Gujarati, a.g.e., s.717.

- Geniştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi,
- Phillips-Perron (PP) testi,
- Molinas-Schwert testi
- Hall testi,
- Sargan-Bhargava testi,
- Phillips-Ouliaris testi,
- Sims testi
- Said-Dickey testi

sayılabilir.

Bu testlerden uygulamalı çalışmalarda sık kullanılanları ADF ve PP testleridir. Aşağıda ADF testi ve ADF testinin özel bir hali olan DF testi açıklanacaktır.

DF t testi (1.30)'da verilen birinci dereceden otoregresif AR(1) süreci esas alınarak geliştirilmiştir.

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (1.30)$$

Burada  $u_t$  beyaz gürültü hata terimidir ve aşağıdaki özelliklere sahiptir:

$$E(u_t) = 0,$$

$$Var(u_t) = \sigma_u^2,$$

$$Kov(u_t, u_{t-s}) = 0, s \neq 0 \text{ için.}$$

Eğer,  $\rho = 1$  ise birim kök sorunu vardır, başka bir anlatımla durağan olmama durumu söz konusudur<sup>30</sup>. Birim köke sahip bir zaman serisi rassal adımlı zaman serisi olarak adlandırılır.

Birinci dereceden farklar serisi için (1.30) nolu eşitlik aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + u_t = \delta y_{t-1} + u_t \quad (1.31)$$

Burada,  $\delta = (\rho - 1)$  ve  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$  (birinci fark) tır.

---

<sup>30</sup>Ertek, a.g.e., s.386.

Birim kök testi için sıfır hipotezi  $H_0: \delta = 0$  şeklindedir ve  $\rho = 1$  olduğunda  $\delta = 0$  olacaktır.  $\delta = 0$  bulunursa,

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = u_t \quad (1.32)$$

yazılabilir. Bu durumda birinci fark serisi durağan olmaktadır.

Eğer, bir zaman serisinin birinci farkları alınarak elde edilen seri durağan ise orijinal rassal adım serisi birinci dereceden bütünleşiktir denir ve  $I(1)$  şeklinde ifade edilir. Benzer biçimde seriyi durağan hale getirmek için iki kez fark almak gerekirse ilk seri ikinci dereceden bütünleşik ve  $I(2)$  olmaktadır. Genel olarak  $d$  kez fark almak gerekirse ilgili seri  $d$ 'inci dereceden bütünleşik seridir ve  $I(d)$  ile gösterilir. Bütünleşme derecesi serideki birim köklerin sayısı veya seriyi durağan hale getirmek için yapılan fark alma işleminin sayısıdır.

Birim kök testi için kurulan  $H_0: \delta = 0$  hipotezi durağan olmama durumunu ifade eder ve burada hesaplanan  $t$ -istatistikleri  $\tau(\text{tau})$ -istatistiği diye adlandırılır. Bilinen  $t$  dağılımına sahip olmayan  $\tau$  istatistiğinin eşik değerleri Dickey-Fuller (DF) tarafından Monte Carlo benzetimleriyle çizelgeleştirilmiştir. Bu çizelgeler MacKinnon(1991) tarafından yapılan çalışmayla büyük ölçüde geliştirilmiştir<sup>31</sup>.  $\tau$  istatistiğinin mutlak değeri  $|\tau|$ , MacKinnon kritik değerinin mutlak değerinden küçükse serinin durağan olmadığına, büyükse serinin durağan olduğuna karar verilir<sup>32</sup>.

Dickey-Fuller birim kök testi aşağıdaki eşitliklere uygulanır:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \delta y_{t-1} + u_t \\ \Delta y_t &= \beta_1 + \delta y_{t-1} + u_t \\ \Delta y_t &= \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (1.33)$$

Burada,  $t$  zaman ya da genel eğilim değişkenini ifade eder.  $u_t$  hata terimleri arasında otokorelasyon varsa regresyon modeline gecikmeli fark terimleri eklenerek model

<sup>31</sup>Emel Şıklar, *Eşbütünleşme Analizi ve Türkiye'de Para Talebi*,(Eskişehir, 2000) s.14.

<sup>32</sup>Ertek, a.g.e., s.387.

aşağıdaki gibi kurulur:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + e_t \quad (1.34)$$

(1.34)'deki gibi modellere uygulanan DF testi genişletilmiş Dickey-Fuller testi (ADF) adını alır<sup>33</sup>.

İki zaman serisi durağan değilse fakat ikisi de aynı dereceden bütünleşik iseler (her ikisi de I(d) ise) bu iki değişkenin doğrusal birleşimi durağan olabilir. İki değişkenin doğrusal birleşimleri I(0) ya da durağan bulunursa değişkenlerin eşbütünleşik oldukları söylenebilir ve bu değişkenlerden elde edilen regresyon 'sahte' olmaz bir başka deyişle gerçek ilişkiyi yansıtır<sup>34</sup>.

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + u_t \quad (1.35)$$

ilişkisi  $u_t = y_t - \beta_1 - \beta_2 x_t$  şeklinde ifade edildiğinde  $u_t$  hata terimleri I(0) başka bir ifade ile durağan ise iki zaman serisi arasında eşbütünleşme ilişkisi var demektir. Zaman serileri arasında eşbütünleşme ilişkisi varsa bu değişkenler arasında istikrarlı bir uzun dönem denge ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılır<sup>35</sup>. Bir başka deyişle, değişkenler eşbütünleşik ise bunların birbirlerinden çok fazla uzaklaşamayacakları söylenebilir. Eşbütünleşmenin sınanması için bazı testler geliştirilmiştir. Bu testlerden uygulamalarda büyük bir kullanım alanı bulan Engle-Granger (EG) eşbütünleşme testinin uygulama aşamaları aşağıda kısaca özetlenmiştir.

(1.35) modeli için,

$$\hat{y}_t = a + bx_t$$

regresyonu tahmin edilerek,

---

<sup>33</sup>Gujarati, a.g.e., s.720.

<sup>34</sup>Ertek, a.g.e., s.392.

<sup>35</sup>Şıklar, a.g.e., s.2.

$$u_t = y_t - \hat{y}_t$$

ile hata terimleri bulunur.

$$\Delta u_t = \delta u_{t-1} + v_t$$

ilişkisi ele alınır.  $v_t$  hata terimi için regresyon ve  $\tau$  istatistiği bulunarak, DF testi yapılır.

Aslında EG-testi eşbütünleşme için yapılmış DF testidir.

Yapılan test sonunda birim kök olmadığına veya  $u_t$  serisinin durağan olduğuna karar verilirse,  $\{x_t\}$  ve  $\{y_t\}$  serileri arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu söylenir. Bu durumda iki seri arasındaki ilişkinin regresyon katsayıları  $t$  testiyle test edilebilir.

## 2. ZAMAN SERİLERİNDE NEDENSELLİK

### 2.1. Nedensellik Tanımı

Nedensellik kavramı, felsefe bilimine, bilim alanında akılsallığın ortaya çıkmasıyla girmiştir. Antikçağ Yunan düşüncesinde nedenselliği sezen ve olaylar arasında nedensel bir bağlantı bulunduğunu ileri süren ilk düşünür Demokritos' tur. Neden ve sonuç kavramları Aristoteles ile bilimsellik kazanmış ve böylece neden kavramının zaman içinde pek çok tanımı yapılarak benzer anlamları ortaya çıkarılmıştır. Aristoteles, neden ile sonuç arasında gerekli bir bağ olduğunu ve bu yüzden nedensiz bir sonucun meydana gelmeyeceğini savunmuştur.

Günümüzde istatistikçi ve ekonometricilerin nedenselliğe ilişkin yaptıkları işlevsel tanımlar yardımıyla özellikle iktisadi değişkenler arasındaki nedensel ilişkiler belirlenmeye çalışılmaktadır.

#### 2.1.1. Ampirik ve Rasyonalist Görüşe Göre Nedensellik

Felsefe biliminde nedensellik kavramı ampirik görüşü savunan ve rasyonalist görüşü savunan düşünürler tarafından tartışılan bir konu olmuştur.

Ampirik görüşe göre nedensellik ilişkisi, olaylar arasındaki bağıllık olarak tanımlanmaktadır. X ve Y iki olayı belirttiğinde, X, Y' nin nedenidir demek, Y daima

X'i izlemektedir veya X ve Y daima birlikte gitmektedir anlamındadır. Bir olay başka bir olayı izliyorsa ve olaylar arasındaki ilişki düzgün ve değişmez bir şekilde ortaya çıkıyorsa olaylar arasında bir nedensellik ilişkisi vardır. Bu görüşe göre, nedensellik kavramının bunun ötesinde bir anlamı yoktur<sup>36</sup>.

Rasyonalist düşünürler ise nedensellik kavramında gözlemin payını inkar etmemekte, ancak nedenselliği sadece gözlemsel verilere bağlamayı yetersiz görmektedirler. Onlara göre nedensellik ilişkisinin bir boyutu gözlemselse, diğer bir boyutu da gözlemi aşan, zorunlu bağıntı adı verilen bir boyuttur. Bunun için X, Y' nin nedenidir demek, X ve Y birlikte gitmektedir demekten öte X ve Y zorunlu olarak birlikte gitmektedir demektir. Ampiristler sürekli birlikte gitmenin nedensel ilişkiyi tümüyle açıkladığı, zorunlu bağıntı gibi bir kavrama gitmenin gerekli olmadığı görüşünde birleşmektedir.

Ampiristlerden İngiliz düşünürü David Hume (1711-1776)' a göre; gerçekte olgular birbirlerini takip ederler, dolayısıyla olgular sık sık birlikte görüldüğünde birbirleri ile ilişkili olduklarına karar verilir.Hume nedenselliğe ilişkin analizini üç temel kritere dayandırmıştır<sup>37</sup>. Bu kriterlerin X, Y' ye neden olur ifadesine göre analizdeki anlamları aşağıda belirtilmiştir:

1. Yersel / zamansal birliktelik; (spatial/temporal contiguity): X ve Y uzayda ve zaman içinde birliktedir.
2. Zamansal olarak birbirini izleme; (temporal succession): X, zaman içinde Y' den önce gelir.
3. Birlikte varlık/yokluk; (constant conjunction): X ve Y her zaman ya birlikte vardır, ya da ikisi de birlikte yoktur.

Zamansal olarak birbirini izleme konusu, bağımlı değişkenin tanımlanan özelliklerinden biri gibi modele kabul edilir.

Zaman içinde bir sonucun bir nedenden önce gelmesi fikri Hume tarafından modelde anlamsız sayılmaktadır. Hume' un analizinin eksik yanı, herhangi bir yerde nedenleri belirtmemesidir. Hume' a göre nedensellik algılanamaz, kanıtlanamaz ancak

<sup>36</sup>Cemal Yıldırım, 100 Soruda Bilim Felsefesi, (İstanbul, Nisan 1973) s.182.

<sup>37</sup>Işığışık, a.g.e., s.12.

düşünülebilir. Bir X olayı, bir Y olayını sürekli olarak izlediğinde iki olay arasında zorunlu bir bağıntı olduğu düşünülebilir ve nedenselliğin alışkanlıklardan doğduğu söylenebilir.

Çağımız ampiristlerinden Reichenbach ise nedensel ilişkiyi rastlantısal bir ilişkiden ayıran özelliğın tekrardan başka bir şey olmadığını, nedensel bir ilişkinin anlamının da istisnasız bir tekrardan ibaret olduğunu söylemiştir. Bir olaya bağılı olarak, başka bir olay daima meydana geliyorsa, bir nedensel ilişkiden söz edilebileceğini savunmuştur<sup>38</sup>.

Nedensellik denince sadece birliktelik ve süreklilik kavramlarının söz konusu olduğunu kabul etmek doğru değildir. Örneğın, gece ile gündüzün birbirini izlemesi olayında birliktelik ve süreklilik vardır. Ancak, ikisi arasındaki ilişkinin nedensel olduğunu, başka bir deyişle gecenin gündüze, gündüzün geceye yol açtığını söylemek mümkün değildir. Bu da sürekli birlikte gidiş veya istisnasız tekrarın gerçek ilişki ile gerçek olmayan ilişkiyi birbirinden ayırmak için yeterli olmadığını göstermektedir. Bu güçlük karşısında çağdaş ampirist düşünürlerden bir kısmı şöyle bir çözüm önermişlerdir: Daha yüksek düzeyde bir ilişkinin özel hali olmayan veya gösterilemeyen her ilişki nedensel sayılmak zorundadır. Eğer gece ile gündüz arasındaki ilişki, kendi ekseni etrafında dönen dünya ile güneş arasındaki ilişkiye bağlanmamış olsaydı bu ilişki nedensel bir ilişki olarak kabul edilebilirdi. Fakat daha üst düzeyde bir ilişki bulunduğundan süreklilik olsa bile bu ilişki nedensel ilişki olarak kabul edilmemiştir. Buna göre, henüz açıklanmamış veya açıklanamayan her sürekli birlikte gidiş nedensel bir ilişki demektir<sup>39</sup>.

### 2.1.2. İstatistiksel Anlamda Nedensellik

Nedensellik, günümüzde istatistiksel çıkarımların tümü olarak anlaşılabilir. Filozofların nedenselliği kavramsal olarak tanımlamalarına karşılık, istatistikçi ve ekonometriciler bu kavrama işlevsel bir tanım getirmişlerdir. Böylece tanım test edilebilirlik ve tahmin edilebilirlik özelliklerine sahip olmuştur.

---

<sup>38</sup>Yıldırım, a.g.e.,s.183.

<sup>39</sup>Yıldırım, aynı , s.184.

Nedenselliğin işlevsel hale gelmesinde en büyük katkıyı Feigl (1953) yapmıştır. Daha sonra Granger (1969) tarafından yapılan işlevsel nedensellik tanımı, nedenselliğin tam anlamıyla işlevsel hale gelmesini sağlamıştır.

Granger'in nedensellik tanımı üç varsayıma dayanmaktadır<sup>40</sup>:

- i. Geçmiş ve bugünkü dönem gelecek döneme neden olabilir. Gelecek dönem geçmiş döneme neden olmaz. Tam anlamıyla nedensellik, sadece geçmişin içinde bulunduğumuz anı veya geleceği etkilemesiyle söz konusudur.
- ii. Tüm nedensel ilişkiler zaman içinde sabit kalır.
- iii. Nedensellik sadece bir grup stokastik (olasılıksal) süreç için belirlenir. Deterministik süreçler arasındaki nedenselliği belirlemek mümkün değildir.

$t = \pm 1, \dots, \pm \infty$  olmak üzere  $\Omega_t (X_t Y_t)$ 'yi içeren bir bilgi kümesi olsun. Ayrıca,  $\Omega_t$ 'nin  $t=0$  dönemini içermeyen geçmiş değerlerinin kümesine  $\overline{\Omega}_t = \{\Omega_{t-i}, i = 1, 2, \dots, \infty\}$ ;  $t=0$  dönemini de içeren geçmiş ve bugünkü değerlerinin kümesine de  $\overline{\overline{\Omega}}_t = \{\Omega_{t-i}, i = 0, 1, 2, \dots, \infty\}$  denilsin. Aynı mantıkla  $\overline{X}_t$ ,  $\overline{Y}_t$ ,  $\overline{\overline{X}}_t$  ve  $\overline{\overline{Y}}_t$  sembollerinin de benzer şekilde tanımlandığı kabul edilsin.

$\Omega_t$ ,  $t$  anında evrendeki tüm bilgiyi;  $\Omega_t - X_t$  ise  $t$  anında  $X_t$  dışında evrendeki tüm bilgiyi gösterdiğinde; bir  $X_t$  değişkeninin,  $Y_t$  değişkeninin nedeni olup olmadığı şöyle yanıtlanabilir:

$$P(Y_{t+1} / \Omega_t) = P(Y_{t+1} / \Omega_t - X_t) \quad (1.36)$$

ise  $X_t$ ,  $Y_t$ 'yi etkilemez. Aksi halde  $X_t$ ,  $Y_t$ 'yi etkiler<sup>41</sup>.

Burada belirtilmesi gereken önemli bir nokta, tanımın varsayımlarının anlık nedenselliği olanaksız kılmasıdır. Çünkü ilk varsayım gereği, neden ile yarattığı sonuç arasında bir zaman gecikmesi varolmalıdır ve  $X_t$ ,  $Y_t$  değişkenleri arasında tek bir  $t$  anındaki nedensellik söz konusu değildir.

<sup>40</sup>Türköz, a.g.e.,s.8.

<sup>41</sup>C.W.J. Granger – Paul Newbold, *Forecasting Economic Time Series*. (New York, 1977)s.224-225.



Granger'ın tanımı daha geniş olarak şöyle açıklanabilir: X ve Y zaman içindeki değerleri bilinen iki değişken olarak kabul edildiğinde, eğer X ve Y değişkenlerinin geçmişteki değerleri kullanılarak elde edilen Y değişkeninin gelecek değeri, sadece Y değişkeninin geçmişteki değerlerine dayanılarak elde edilen Y değişkeninin gelecek değerinden daha iyi öngörülebiliyorsa, X değişkeni Y değişkeninin nedenidir biçiminde tanımlanabilir. Başka bir deyişle, Y değişkeninin gelecek değeri, hem Y' nin geçmişteki değerlerine dayanılarak öngörüldüğünde, hem de X ve Y değişkenlerinin ikisinin birden geçmişteki değerlerine dayanılarak öngörüldüğünde, eğer ikinci öngörü birinci öngörüden daha iyi ise X , Y' ye neden olmaktadır denilmektedir. Bu öngörülerden hangisinin daha iyi olduğu ise öngörü hatalarının varyansları karşılaştırılarak bulunabilir<sup>42</sup>.

## 2.2. İstatistiksel Anlamda Nedenselliğe İlişkin Konular

### 2.2.1. Koşul Olarak “Neden” in Nitelendirilmesi

Nedensel ilişkide bir değişken (X), diğer bir değişkenin (Y) ortaya çıkmasına neden olur ya da onu tanımlar. Nedensel ilişki ya da neden sonuç ilişkisi en basit anlamda, X ve Y birer olay olduğunda X, Y' nin nedenidir ya da Y, X' in sonucudur şeklindeki önermelerdir. Bu önermeler istatistiksel anlamda aşağıdaki gibi üç farklı biçimde kullanılabilirler<sup>43</sup>:

- i) X, Y' yi açıklar: X, Y için gerekli koşuldur. Başka bir ifadeyle, Y' yi X dışında açıklayan başka değişkenler de vardır. Bu değişkenlerin her biri gerekli koşulu ifade eder. Y olayının ortaya çıkmasında X değişkeni gerekli koşul ise X görülmeden Y görülemez. Örneğin; bir kişinin alkolik olabilmesi için alkol kullanması gerekir. Hiç alkol kullanmamış bir kişinin alkolik olması düşünülemez.

---

<sup>42</sup>Bilge Hacıhasanoğlu, “Türkiye’de Para Arzı ile Enflasyon Arasında Nedensellik İlişkisi”. (Ankara, Haziran 1983) s.57.

<sup>43</sup>Vildan ve Kadir Sümbüloğlu, *Sağlık Bilimlerinde Araştırma Yöntemleri*. (Ankara, 2000) s.19.

- ii) X varsa Y de vardır: X, Y için yeterli koşuldur. Y' yi X dışında açıklayan başka değişkenler de varsa bu değişkenlerin hepsi birlikte yeterli koşulu ifade eder. Y olayının ortaya çıkmasında X değişkeni yeterli koşul ise X'in her görülüşünde Y de ortaya çıkacaktır. Örneğin; görme sinirinin yıkımı her zaman körlüğe neden olur. Bu nedenle görme sinirinin yıkımı bir kişinin kör olması için yeterli koşuldur.
- iii) X, Y' yi tam olarak açıklar: X, Y için hem gerekli hem de yeterli koşuldur. Değişkenlerin tamamı dikkate alındıktan sonra Y' yi açıklayan başka bir değişken kalmamışsa X veya X' ler Y için gerekli ve yeterli koşul sayılır.

### 2.2.2. Deterministik İlişki Stokastik İlişki ve Birlikte Değişme

Bir olayın ortaya çıkmasında değişkenlerin her birinin gerekli ve hepsinin yeterli olduğu bilindiğinde bu değişkenler arasında deterministik ilişki söz konusudur.

k sabit bir sayı olmak üzere,

$$Y = kX \quad (1.37)$$

ilişkisi deterministik bir ilişkiyi gösterir. Deterministik ilişkide ölçüm hatalarının olmaması koşuluyla, X' in değerinin belirli olması durumunda, buna karşı gelen Y değeri kesin olarak hesaplanabilir.

Stokastik (olasılıksal, raslantısal) ilişki ise, bir olayın açıklanmasında değişkenlerin gerekli fakat yetersiz olduğu ilişkileri ifade eder. Stokastik ilişkide kesinlik söz konusu değildir. Bu yüzden stokastik ilişkileri, deterministik ilişkiler gibi ifade etmek mümkün değildir. Günlük yaşamda genellikle deterministik ilişkiden daha çok stokastik ilişkilere rastlanır. Çünkü uygulamada nedensel ilişkide yer alması gereken bütün değişkenler hakkında veri derlenemediği için, bütün değişkenleri istatistiksel modele dahil etmek mümkün olamamaktadır. Bu durumda modele dahil edilmeyen değişkenler hata terimi (u) değişkeni olarak modelde yer almaktadır.

Deterministik ve stokastik ilişki dışında, değişkenler arasında birlikte değişme de söz konusu olabilir. X' in Y' nin açıklanması için gerekli ve yeterli olup olmadığı

bilinmediği halde, sadece her ikisinin de aynı yönde veya ters yönde değiştiği bilindiğinde söz konusu ilişki birlikte değişme olarak adlandırılır. Deterministik ve stokastik ilişkilerde Y ile X arasında fonksiyonel bir ilişki olmasına karşılık, birlikte değişmede fonksiyonel ilişki söz konusu değildir<sup>44</sup>.

### 2.2.3. Nedensel İlişki ve Fonksiyonel İlişki

Bilimde neden arama çabasından nedensel ilişki bulma çabasına geçmeyi yeterli bulmayan bazı bilim adamları, özellikle nedensellik kavramını metafizik nitelikte sayan pozitivist eğilimli bilim adamları (örneğin, Ernst Mach), nedensel ilişki kavramı yerine fonksiyonel ilişki kavramının kullanılmasını önermişlerdir.

Fonksiyonel ilişki,

$$Y = F(X) \quad (1.38)$$

gibi matematiksel bir eşitlik ile ifade edildiğinden, neden sonuç deyiminde saklı tek yönlü ilişki anlamı kaybolmakta, bunun yerine simetrik bir ilişki biçimi geçmektedir. Bu ifadede Y' nin bağımlı değişken, X' in bağımsız değişken olduğu; başka bir deyişle, Y'nin değerinin X'in alacağı değere, F ' nin tayin ettiği biçimde bağlı olduğu dolayısıyla X' e neden , Y' ye sonuç olarak bakılabileceği söylenebilir. Ne var ki, söz konusu ifade fonksiyonun tek değerli olduğu, bir başka deyişle fonksiyonun kapsamında her Y' ye bir ve ancak bir X' in karşı geldiği varsayılırsa,

$$X = F^{-1}(Y) \quad (1.39)$$

biçiminde ifade edilir.

Böylece neden ve sonuç kavramlarını simgeleyen terimler yer değiştirebilmekte, daha önce bağımlı olarak tanımlanan değişken şimdi bağımsız, bağımsız olarak tanımlanan değişken şimdi bağımlı olmaktadır. Bu sonuç aslında fonksiyonel ilişki kavramı ile

---

<sup>44</sup>İşığıçok, a.g.e., s.24.

sürekli birlikte gidiş kavramı arasındaki yakınlığı göstermektedir, fonksiyonel ilişki sürekli birlikte gidişin matematiksel bir ifadesi olarak düşünülebilir<sup>45</sup>.

Nedensel ilişki kavramında sürekli birlikte gidiş anlamı yanında iki özellik daha vardır. Bunlardan biri ilişkinin zamansal boyutu, ötekisi tersine çevrilemezliği ile ilgilidir. Şöyle ki, sonucun  $t_2$  zamanında, nedenin ise  $t_1$  zamanında meydana geldiği düşünülürse iki zaman arasında  $t_1 \leq t_2$  ilişkisi söz konusudur.

Zamansallık ise sonucun nedeni izleyeceği anlamına gelir. Diğer bir deyişle, neden ile sonuç hiçbir zaman bir arada bulunmaz. Ancak ekonomide değişkenler arasında bazen anlık nedensellik söz konusu olabilir. Anlık nedensellik,  $t$  dönemindeki bir değişkenin yine  $t$  dönemindeki diğer bir değişkene neden olduğu anlamını taşır. Ancak buradan anlık nedenselliğin zamansallık varsayımını bozduğu şeklinde bir sonuç çıkarılmamalıdır. Söz konusu durum, değişkenlere ilişkin ölçümlerin daha geniş zaman aralıklarında yapılmış olmasından kaynaklanır. Zaman gecikmesi bir ay ise ve araştırmada üç aylık veya yıllık veriler kullanılmışsa, bu durumda neden ile sonuç aynı dönemde görünebilecektir. Bazı durumlarda olayların zamanlamasının kesin olarak belirlenmesi mümkün olmayabilir.

Nedensel ilişkiyi fonksiyonel ilişkiden ayıran tersine çevrilemezlik özelliği, zamansallık özelliğine bağlı olup ilişkinin asimetric niteliğini yani tek yönlülüğünü ifade eder. Şöyle ki; neden X sonuç Y ile gösterilirse, X ile Y arasındaki ilişki Y ile X arasındaki ilişkiye eşit olmaz. Oysa fonksiyonel ilişki, simetrik bir karakter alabilmektedir.

#### 2.2.4. Nedensellik İlişisine Stokastik Yaklaşım

Doğada karşılaşılan olaylar arasındaki ilişkiler deterministik ilişkilerden çok stokastik ilişkileri akla getirmektedir. Buna göre doğadaki değişimlerin nedensellik kanunlarına değil, olasılık kanunlarına bağlı olduğunu söylemek mümkündür.

İlk bakışta, nedensellik ve olasılığın, çelişik olmasa bile, bağdaşamaz gibi görünen iki kavram olduğu söylenebilir. Ne var ki, bu nedenselliğin determinist açıdan yorumlanmasından ileri gelmektedir. Nedensel denilen pek çok ilişkinin determinist nitelikte olmadığı anlaşılınca, iki kavramın bağdaşamaz görünüşü de kendiliğinden

<sup>45</sup>Yıldırım, a.g.e., s.190.

kaybolmaktadır.

Patrick Suppes, nedensellik kavramını aşağıdaki gibi açıklamaktadır:

*“Y gibi bir olgunun ortaya çıkışı X gibi başka bir olgunun ortaya çıkışını yüksek bir olasılıkla izliyor ve X ile Y arasındaki olasılık ilişkisinden sorumlu üçüncü bir olgu yoksa, X, Y'nin nedenidir”*<sup>46</sup>.

Suppes nedenselliği deterministik nedensellik ve stokastik nedensellik olarak ikiye ayırmıştır.

$P(X_t)$ , t döneminde X değişkeninin meydana gelme olasılığını ve  $P(Y_t / X_{t'})$  ise  $t'$  döneminde (burada  $t' < t$  dir) X değişkeninin meydana gelmesi durumunda, t döneminde Y değişkeninin meydana gelmesinin şartlı olasılığını göstermek üzere,

$$\begin{aligned} \text{i) } P(X_{t'}) &\geq 0 \\ \text{ii) } P(Y_t / X_{t'}) &\neq P(Y_t) \end{aligned} \quad (1.40)$$

koşullarının yerine getirilmesi durumunda, X ile Y değişkenleri arasında stokastik nedensellik söz konusu olur. İkinci koşuldaki ( $\neq$ ) işareti iki durumu [hem ( $>$ ) hem de ( $<$ ) durumunu] ifade etmektedir. Eğer ikinci koşul  $P(Y_t / X_{t'}) > P(Y_t)$  şeklinde ise  $X_{t'}$  ile  $Y_t$  arasındaki nedensellik aynı yönde,  $P(Y_t / X_{t'}) < P(Y_t)$  şeklinde ise nedensellik aksi yöndedir.

İki değişken arasında,

$$\begin{aligned} \text{i) } P(X_{t'}) &\geq 0 \\ \text{ii) } P(Y_t / X_{t'}) &= 1 \end{aligned} \quad (1.41)$$

koşullarının sağlanması durumunda ise deterministik nedensellik söz konusu olur. Bu durumda  $X_{t'}$  değişkeni  $Y_t$  değişkeninin kesin nedeni, diğer bir deyişle,  $Y_t$  değişkeni,

---

<sup>46</sup>Yıldırım, a.g.e., s.192.

$X_i$ , değişkeninin kesin sonucudur<sup>47</sup>.

Deterministik nedensellikte X değişkeni Y değişkeninin kesin nedeni iken, stokastik nedensellikte X değişkeni Y değişkeninin belirli bir  $\alpha$  anlamlılık düzeyi ile nedeni olabilmektedir. Bunun yanında deterministik nedensellikte X değişkeninin, Y değişkeninin nedeni olma olasılığının 0 ya da 1 olmasına karşılık, stokastik nedensellikte söz konusu olasılık 0 ile 1 arasındadır. O halde, stokastik nedensellik daha geniş bir açıklama gücüne sahiptir denebilir. Gerçekte deterministik nedensellik bir değişkeni ancak başka bir değişken ile ve kesin (tam) olarak açıkladığı halde, stokastik nedensellik, bir değişkeni çok sayıda değişkene bağlı olarak olasılıksal olarak açıklar. Tablo 1.1'de deterministik nedensellik ve stokastik nedensellik arasındaki farklılıklar belirtilmiştir<sup>48</sup>.

**Tablo 1.1. Deterministik ve Stokastik Nedensellik Arasındaki Farklılıklar**

DETERMİNİSTİK NEDENSELLİK	STOKASTİK NEDENSELLİK
X, Y' nin kesin nedenidir.	X, Y' nin belirli bir $\alpha$ anlam düzeyinde nedenidir.
X değişkeninin Y değişkeninin nedeni Olması olasılığı 0 ya da 1' dir.	X değişkeninin Y değişkeninin nedeni olması olasılığı 0 ile 1 arasındadır

Kaynak: Türköz, 1998.

### 2.2.5. Nedenselliğin Yönü

Nedenselliğin yönü, iki (veya daha çok) değişken arasındaki ilişkinin tek yönlü mü, iki yönlü mü yoksa anlık mı değiştiğini ortaya koymaktır. Nedenselliğin yönünün belirlenmesi, hangi değişkenin bağımlı hangi değişkenin bağımsız değişken olduğunun belirlenmesi açısından önemlidir.

Ancak hemen belirtmek gerekir ki, nedenselliğin yönü ile ilgili tanımlar sadece serilerin durağan olması durumunda geçerlidir. Serilerin durağan olmaması durumunda,

<sup>47</sup>İşğičok, a.g.e. , s.27.

<sup>48</sup>Türköz, a.g.e. ,s.12.

$\sigma(Y/\Omega)$  vb. t dönemine bağlı olacak ve genelde nedenselliğin varlığı zaman boyunca değişebilecektir.

### 2.2.5.1. Tek Yönlü Nedensellik

Zaman içindeki değerleri bilinen iki değişken  $X_t$  ve  $Y_t$  olsun. Granger' in işlevsel nedensellik tanımı dikkate alınarak eğer,

$$\sigma^2(Y_t/\overline{\Omega}) < \sigma^2(Y_t/\overline{\Omega - X}) \quad (1.42)$$

ise  $X_t$ ' nin  $Y_t$ ' ye neden olduğu söylenebilir. Diğer bir deyişle, t döneminde evrendeki bütün bilgi kullanılarak elde edilen  $Y_t$ ' nin öngörüsü, t döneminde evrende  $X_t$  dışındaki bütün bilgi kullanılarak elde edilen  $Y_t$ ' nin öngörüsünden daha iyi ise  $X_t$ ' nin  $Y_t$ 'ye neden olduğu söylenir ve bu durum  $X_t \Rightarrow Y_t$  şeklinde gösterilir<sup>49</sup>.

Buradan aşağıdaki sonuçlara ulaşılabilir:

- i)  $Y_t$ ,  $X_t$ 'yi izler.
- ii)  $Y_t$ ,  $X_t$ ' ye bağlıdır ve
- iii)  $Y_t$ ,  $X_t$ ' ye göre bağımlı değişkendir.

$X_t, Y_t$ ' nin nedeni iken  $Y_t, X_t$ ' nin nedeni değilse nedensellik,  $X_t$ ' den  $Y_t$ ' ye doğru tek yönlüdür ve  $X_t, Y_t$ ' ye göre bağımsız bir değişkendir. Bütün bu ifadeler nedenselliğin öngörülebilirlik anlamındaki ifadeleridir.

$Y_t$ ' den  $X_t$ ' ye doğru nedensellik için;

$$\sigma^2(X_t/\overline{\Omega}) < \sigma^2(X_t/\overline{\Omega - Y}) \quad (1.43)$$

koşulu yazılabilir ve bu durumda da nedensellik tek yönlüdür.

---

<sup>49</sup>C.W.J Granger, "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods". (Haziran, 1969) s.428.

### 2.2.5.2. İki Yönlü Nedensellik

Nedensellik  $X_t$ ' den  $Y_t$ ' ye doğru veya  $Y_t$ ' den  $X_t$ ' ye doğru olabileceği gibi; hem  $X_t$ ' den  $Y_t$ ' ye doğru, hem de  $Y_t$ ' den  $X_t$ ' ye doğru olabilir. Bu durum iki yönlü nedensellik veya geribildirim (feedback) olarak adlandırılır. (1.42) ve (1.43) nolu koşulların birlikte sağlanması durumunda iki yönlü nedensellik söz konusu olur.  $X_t$ ,  $Y_t$ ' nin nedeni ise  $Y_t$  de  $X_t$ ' nin nedenidir ve  $X_t \Leftrightarrow Y_t$  şeklinde gösterilir.

İki yönlü nedenselliğin bulunması, her iki değişkenin ( $X_t$  ve  $Y_t$ ) de modelde bağımlı değişken olarak yer alması anlamına gelir. Modelde  $Z_t$  gibi bir değişkenin bağımsız değişken olarak yer alması için ise  $Z_t$ ' den  $X_t$ ' ye ve  $Z_t$ ' den  $Y_t$ ' ye iki yönlü nedenselliğin olmaması gerekir.

$X_t$  ve  $Y_t$  arasında tek yönlü nedenselliğin bulunması durumunda,  $X_t$  ve  $Y_t$ ' yi içeren model tek denklem modelidir. İki yönlü nedenselliğin bulunması durumunda  $X_t$  ve  $Y_t$ ' nin yer aldığı model yine tek denklem modelidir. Fakat bu model güvenilir olmayan sonuçlar vermektedir. Bu yüzden tek denklem modeli yerine, eşanlı denklem modelinin kullanılmasının yararlı olacağı belirtilmektedir<sup>50</sup>.

### 2.2.5.3. Anlık Nedensellik

$X_t$ ' nin bağımsız,  $Y_t$ ' nin bağımlı değişken olduğu modellerde,

$$\sigma^2(Y_t / \bar{\Omega}, \bar{X}) < \sigma^2(Y_t / \bar{\Omega}) \quad (1.44)$$

koşulunun gerçekleşmesi durumunda  $X_t$ ' den  $Y_t$ ' ye doğru anlık (instantaneous) nedensellik olduğu söylenir<sup>51</sup>.

Başka bir ifadeyle,  $Y_t$ ' nin gerçek değerini öngörmede,  $X_t$ ' nin şimdiki değerinin modelde yer alması, yer almamasından daha iyi sonuç verirse o zaman  $X_t$ ' den  $Y_t$ ' ye doğru anlık nedensellik vardır denir.

$Y_t$ ' den  $X_t$ ' ye anlık nedensellik için ise,

<sup>50</sup>Işığışık, a.g.e. , s.82.

<sup>51</sup>Granger, a.g.e. , s.429.



$$\sigma^2(X_t / \bar{\Omega}, \bar{Y}) < \sigma^2(X_t / \bar{\Omega}) \quad (1.45)$$

koşulu geçerli olmaktadır. Burada da,  $X_t$ ' nin gerçek değerini öngörmeye,  $Y_t$ ' nin bugünkü değerinin modelde yer alması, yer almamasından daha iyi sonuç veriyorsa,  $Y_t$ ' den  $X_t$ ' ye doğru anlık nedensellik söz konusudur.

#### 2.2.5.4. Bağımsızlık

Granger'ın tek yönlü, çift yönlü ve anlık nedensellik dışında yaptığı bir başka tanım da bağımsızlıktır. Bu tanım,  $Y_t$  ve  $X_t$  değişkenlerinin birbirlerinin nedeni olmadığı, başka bir anlatımla iki değişken arasında nedensel bir ilişki bulunmadığı anlamına gelmektedir<sup>52</sup>.

Nedensellik için test edilebilir nitelikteki yapılar,

- i)  $X_t$ ' nin  $Y_t$ ' ye neden olup olmadığı,
- ii)  $Y_t$ ' nin  $X_t$ ' ye neden olup olmadığı,
- iii) Anlık nedensellik olup olmadığı

şeklinde sınıflandırılabilir.

Yukarıda belirtilen üç yapıdan her birinin iki olası şıkkı vardır. Böylece 3 durum ve 2 şık için  $2^3 = 8$  kombinasyon oluşur. Tablo 1.2.'de bu kombinasyonlar gösterilmiştir.

Uygulamada değişkenler, iki değişkenli zaman serisi modelinin belirli bir tipi ile elde edildiğinde, önce nedensellik yapıları tanımlanmalı daha sonra da nedensel ilişkiler ampirik olarak test edilmelidir<sup>53</sup>.

<sup>52</sup>Haluk Erlat, "Nedensellik sınamaları Üzerine". (Ocak, 1983) s.69

<sup>53</sup>Işığışık, a.g.e., s.85.

Tablo 1.2. Nedensel İlişkilerin Örneklem Uzayı

TANIMLAMA	NOTASYON
(1) $X_t$ ile $Y_t$ arasında bağımsızlık vardır.	$(X_t \perp Y_t)$ (000)
(2) $X_t$ ile $Y_t$ arasında sadece anlık nedensellik vardır.	$(X_t - Y_t)$ (001)
(3) $X_t$ sadece $Y_t$ ' ye neden olur, fakat bu anlık nedensellik değildir.	$(X_t \rightarrow Y_t)$ (100)
(4) $X_t$ sadece $Y_t$ ' ye neden olur ve bu anlık nedenselliktir.	$(X_t \Rightarrow Y_t)$ (101)
(5) $Y_t$ sadece $X_t$ ' ye neden olur, fakat bu anlık nedensellik değildir.	$(X_t \leftarrow Y_t)$ (010)
(6) $Y_t$ sadece $X_t$ ' ye neden olur ve bu anlık nedenselliktir.	$(X_t \Leftarrow Y_t)$ (011)
(7) $X_t$ ile $Y_t$ arasında anlık olmayan geribildirim vardır.	$(X_t \leftrightarrow Y_t)$ (110)
(8) $X_t$ ile $Y_t$ arasında hem geribildirim hem de anlık nedensellik vardır.	$(X_t \Leftrightarrow Y_t)$ (111)

Kaynak: Işığışık,1994.

## İKİNCİ BÖLÜM

### NEDENSELLİK TESTLERİ

#### 1. NEDENSEL İLİŞKİ ARAŞTIRMANIN AMAÇLARI

Nedensel ilişki araştırmaları çeşitli amaçlar için yapılır. Bu amaçlar aşağıdaki gibi sıralanabilir<sup>54</sup>:

- Değişkenler arasındaki nedensel ilişkinin yönünün belirlenmesi,
- Kestirim veya öngörü amacıyla çözümleme için kullanılacak ekonometrik modelin belirlenmesi aşamasında hangi değişkenlerin bağımsız, hangi değişkenin bağımlı değişken olduğunun tespit edilmesi ,
- Bağımlı değişkenin sadece kendi geçmiş dönem değerleri ile mi, yoksa bağımsız değişkenlerin geçmiş dönem değerleri ile birlikte mi daha iyi açıklanabileceğinin ve öngörülebileceğinin belirlenmesi,
- Bağımsız bir değişkendeki değişimin bağımlı değişken üzerindeki etkisinin kaç dönem gecikmeyle ortaya çıkacağını belirlenmesidir.

#### 2. NEDENSEL İLİŞKİNİN ARAŞTIRILMASINDA KULLANILAN TESTLER

Yukarıda belirtilen amaçlara ulaşmada yardımcı olabilecek, birçok nedensellik testi geliştirilmiştir. Sık kullanılan nedensellik testleri Granger, Sims ve Haugh testleri olarak sayılabilir.

Nedensel ilişki araştırma çalışmalarının çoğunda, iki değişken arasındaki nedensellik ele alındığı için, bu çalışmada da nedensellik testleri iki değişken arasındaki nedensellik ile sınırlı kalmıştır.

---

<sup>54</sup>Ahmet Özmen, 2000/1, a.g.e., s.6.

## 2.1. Granger Nedensellik Testi

İki değişken arasında nedenselliğin varlığının ve yönünün saptanmasına olanak veren, test edilebilir bir nedensellik tanımı Granger (1969) tarafından ortaya konmuştur. Granger nedensellik tanımı ile hem değişkenlerin birbirlerine neden olup olmadığı hipotezi, hem de değişkenler arasında anlık nedenselliğin olup olmadığı test edilebilir hale gelmiştir.

Uygulamada Granger'ın tanımı kullanılarak iki değişken arasında nedenselliğin saptanabilmesi için önce bu değişkenlere ilişkin seriler deterministik öğelerinden arındırılır. Başka bir anlatımla, her iki serinin de kovaryans durağan ve rassal süreç olması sağlanır. Sadece rassal bileşenlerin etkisinin olduğu zaman serilerinde geçmiş dönem gözlem değerlerinin gelecek dönem gözlem değerleri üzerinde hiçbir etkisi bulunmaz<sup>55</sup>.

Ekonomide değişkenler genellikle kovaryans durağan değildirler. Çünkü trend bileşeninin ve/veya mevsim bileşeninin etkisini gösterirler. Bu bileşenlerin etkisinde olan seriler  $Y_t$  ve  $X_t$  ile gösterilir ve seriler bu bileşenlerin etkisinden arındırıldığında kovaryans durağanlık sağlanmış olur. Kovaryans durağan seriler genellikle  $Y_t^*$  ve  $X_t^*$  sembolleri ile gösterilir. Kovaryans durağanlık koşullarını sağlayan rassal  $Y_t^*$  ve  $X_t^*$  süreçleri için Granger anlamında nedensellik aşağıdaki modeller yardımıyla test edilebilir<sup>56</sup>:

$$Y_t^* = \sum_{i=1}^m a_i Y_{t-i}^* + \sum_{i=1}^m b_i X_{t-i}^* + u_{1t} \quad (2.1)$$

$$X_t^* = \sum_{i=1}^m c_i X_{t-i}^* + \sum_{i=1}^m d_i Y_{t-i}^* + u_{2t}$$

Bu modellerde;

$a_i, b_i, c_i, d_i$  :Gecikme katsayılarını,

$m$  :Bütün değişkenler için ortak gecikme genişliğini (derecesini)

$u_{1t}, u_{2t}$  :Korelasyonsuz beyaz gürültü(white noise) süreçlerini göstermektedir.

<sup>55</sup>Hacıhasanoğlu, a.g.e., s.57.

<sup>56</sup>Granger, a.g.e., s.431.

Anlık nedenselliğin araştırılmasında ise (2.1) nolu modeller aşağıdaki şekilde yazılabilir:

$$Y_t^* + b_0 X_t^* = \sum_{i=1}^m a_i Y_{t-i}^* + \sum_{i=1}^m b_i X_{t-i}^* + u_{1t} \quad (2.2)$$

$$X_t^* + d_0 Y_t^* = \sum_{i=1}^m c_i X_{t-i}^* + \sum_{i=1}^m d_i Y_{t-i}^* + u_{2t}$$

Burada,  $X_t^*$  değişkeninden  $Y_t^*$  değişkenine doğru anlık nedenselliğin bulunması durumunda, ilk modele dahil edilen bugünkü ve geçmiş dönemlerdeki gözlem değerlerinin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı olur.

(2.1) nolu modeller, OEKK (Olağan En Küçük Kareler) tekniği ile tahmin edildikten sonra, aşağıdaki sonuçlardan birine ya da birkaçına ulaşılabilir:

- $b_i$  değerlerinin belirli bir anlamlılık düzeyi ile sıfırdan farklı (istatistiksel olarak anlamlı) olmaları durumunda  $X_t^*$ 'nin  $Y_t^*$ 'ye neden olduğu söylenir. Bu durum " $X_t^*$ ,  $Y_t^*$ 'nin Granger nedenidir" şeklinde yorumlanır. Nedensellik  $X_t^*$ 'den  $Y_t^*$ 'ye doğru tek yönlüdür denir.
- $d_i$  değerlerinin belirli bir anlamlılık düzeyi ile sıfırdan farklı olmaları durumu  $Y_t^*$ 'nin  $X_t^*$ 'ye neden olduğu anlamını taşır. Bu durum " $Y_t^*$ ,  $X_t^*$ 'nin Granger nedenidir" şeklinde açıklanır,  $Y_t^*$ 'den  $X_t^*$ 'ye doğru tek yönlü nedensellik vardır.
- Yukarıdaki iki koşulun her ikisinin de birlikte geçerli olması, yani hem  $b_i$  hem de  $d_i$  değerlerinin belirli bir anlamlılık düzeyi ile sıfırdan farklı olmaları durumunda  $X_t^*$ 'nin  $Y_t^*$ 'ye ve aynı zamanda  $Y_t^*$ 'nin de  $X_t^*$ 'ye neden olduğu söylenir; " $X_t^*$ ,  $Y_t^*$ 'nin  $Y_t^*$  de  $X_t^*$ 'nin Granger nedenidir" şeklinde ifade edilir. Bu durum, iki yönlü nedensellik veya geribildirim (*feedback*) türünde nedensellik olarak da tanımlanır.

- Hem  $b_i$  hem de  $d_i$  değerlerinin belirli bir anlamlılık düzeyi ile sıfırdan farklı olmamaları (istatistiksel olarak anlamsız olmaları) durumu iki değişkenin birbirinin nedeni olmadığı anlamını taşır. Bu durum “ $X_t^*$  ve  $Y_t^*$  birbirinden bağımsızdır” şeklinde açıklanır.

Granger nedensellik testinde kullanılan hipotezler aşağıdaki gibi formüle edilebilir:

$$I) H_0 : b_1 = b_2 = \dots = b_m = 0$$

$$H_1 : b_1 \neq b_2 \neq \dots \neq b_m \neq 0$$

ve

$$II) H_0 : d_1 = d_2 = \dots = d_m = 0$$

$$H_1 : d_1 \neq d_2 \neq \dots \neq d_m \neq 0$$

Yukarıdaki hipotezlerin sınanması ile aşağıdaki sonuçlardan herhangi birine ulaşılır:

i) I nolu hipotezin sınanmasında  $H_0$  hipotezi reddedilmiş ve II nolu sınamada reddedilmemişse  $X_t^*$  değişkeni  $Y_t^*$  değişkeninin Granger nedeni sayılır.

ii) I nolu sınamada  $H_0$  hipotezi reddedilmemiş ve II nolu sınamada reddedilmişse  $Y_t^*$  değişkeni  $X_t^*$  değişkeninin Granger nedeni olarak kabul edilir.

iii) I ve II nolu sınamaların her ikisinde de  $H_0$  reddedilmişse,  $X_t^*$  değişkeni ile  $Y_t^*$  değişkeni arasında geribildirim vardır.

iv) I ve II nolu sınamaların her ikisinde de  $H_0$  reddedilmemişse,  $X_t^*$  ve  $Y_t^*$  değişkenleri arasında Granger nedenselliğinin bulunmadığı, başka bir ifade ile değişkenlerin birbirinden bağımsız olduğu ifade edilir.

(2.2) nolu modellerin OEKK tahmini elde edilerek,

$$H_0 : b_0 = b_1 = b_2 = \dots = b_m = 0$$

$$H_1 : b_0 \neq b_1 \neq b_2 \neq \dots \neq b_m \neq 0$$

hipotezlerinden  $H_0$  reddedilmişse  $X_t^*$ ,  $Y_t^*$ ’nin anlamlı nedeni olduğu kabul edilir.

Aynı şekilde,

$$H_0 : d_0 = d_1 = d_2 = \dots = d_m = 0$$

$$H_1 : d_0 \neq d_1 \neq d_2 \neq \dots \neq d_m \neq 0$$

hipotezlerinden  $H_0$  reddedilmişse  $Y_t^*$ ,  $X_t^*$  'nin anlık nedeni sayılır.

(2.2) nolu modellere ilişkin yukarıdaki hipotezlerin sınamalarında yer alan  $b_i$  ve  $d_i$  parametre tahminlerinin her birinin anlamlılığının test edilmesi için t testine başvurulur. Ancak parametrelerin tek tek t testine tabi tutulması yerine, parametre tahminlerinin istatistiksel anlamlılığının F testi ile araştırılması daha uygundur<sup>57</sup>. Bu amaçla 2.1'deki modeller ile,

$$Y_t^* = \sum_{i=1}^m a_i Y_{t-i}^* + v_{1t} \quad (2.3)$$

$$X_t^* = \sum_{i=1}^m c_i X_{t-i}^* + v_{2t}$$

modelleri de tahmin edilerek türetilen hata terimlerinin kareleri toplamları karşılaştırılır. Karşılaştırma Wald tarafından geliştirilen aşağıdaki F istatistiği yardımıyla yapılır :

$$F_{(m, n-2m)} = \frac{(\sum \varepsilon_{1t}^2 - \sum e_{1t}^2) / m}{\sum e_{1t}^2 / (n - 2m)} \quad (2.4)$$

Burada,  $e_{1t}$  :  $u_{1t}$ 'nin tahmini

$\varepsilon_{1t}$  :  $v_{1t}$ 'nin tahmini

n : örneklem büyüklüğü

m : ortak gecikme genişliği olmaktadır.

F istatistiği m ve n-2m serbestlik derecesine sahiptir.

---

<sup>57</sup>İşığışok, a.g.e., s.94.

$\sum e_{2t}^2$  ve  $\sum \varepsilon_{2t}^2$  değerlerine ilişkin F istatistiği de benzer olarak hesaplanır. Hesaplanan F istatistiği m ve n-2m serbestlik derecesinde  $\alpha$  anlamlılık düzeyinde F tablo değerinden büyük ise  $H_0$  hipotezi reddedilerek, modelde yer alan parametre tahminlerinin genel olarak anlamlı oldukları söylenir.

## 2.2. Sims Nedensellik Testi

Nedensel ilişkilerin araştırılmasında kullanılan alternatif yaklaşımlardan biri de Sims (1972) nedensellik testidir. Sims çalışmasında tek yönlü nedenselliği araştırmış ve  $Y_t^*$ ' den  $X_t^*$ ' ye doğru geribildirim olmadığını göstermiştir.

İki değişken arasındaki nedensel ilişkinin Sims testi ile araştırılabilmesi için önce değişkenlere ilişkin seri değerlerinin logaritmaları alınır ve  $(1-0,75L)^2$  filtresinden geçirilir. Burada amaç, hatalar serisini yaklaşık olarak, beyaz gürültü serisi (white-noise, otokorelasyonsuz ve sorun yaratmayan bir yapı) haline getirmektir. Sims'in kullandığı  $(1-0,75L)^2$  filtresi aslında logaritması alınmış  $X_t$  ve  $Y_t$  serilerine fark alma dönüşümünün uygulanmasıdır. Örneğin bu,  $X_t$  serisi için  $X_t - 1,5X_{t-1} + 0,5625X_{t-2}$  şeklinde gösterilir. Dönüşüm uygulanan  $X_t$  ve  $Y_t$  serileri  $X_t^*$  ve  $Y_t^*$  olarak gösterilmiştir. Sims kullandığı bu filtre ile yaklaşık olarak birçok zaman serisinin ihmal edilebilir bir otokorelasyon içerdiği sonucuna varmıştır.

Kovaryans durağan ve stokastik olan  $X_t^*$  ve  $Y_t^*$  zaman serileri aşağıdaki otoregresif modellerle açıklanabilirler:

$$Y_t^* = \sum_{i=-\infty}^{\infty} \alpha_i X_{t-i}^* + u_t \quad (2.5)$$

veya

$$X_t^* = \sum_{i=-\infty}^{\infty} \beta_i Y_{t-i}^* + v_t \quad (2.6)$$

(2.5) eşitliğinde,  $Y_t^*$ ' nin açıklanmasında,  $X_t^*$ ' nin bugünkü ve geçmiş dönemdeki değerlerine ilişkin katsayıların istatistiksel olarak sıfırdan farklı (anlamlı) olmasına karşılık,  $X_{t+1}^*, X_{t+2}^*, \dots, X_{t+n}^*$  gelecek dönem değerlerine ilişkin katsayıların sıfırdan



farksız (anlamsız) olması durumunda “ $X_t^*$ ’ den  $Y_t^*$ ’ ye doğru tek yönlü nedensellik” olduğu söylenir. Böyle bir ilişkinin varlığı durumunda,  $Y_t^*$  bağımlı değişken,  $X_t^*$  ise bağımsız değişken olarak adlandırılır.

(2.6) eşitliğinde eğer  $X_t^*$ ’nin açıklanmasında,  $Y_t^*$ ’ nin bugünkü ve geçmiş dönemdeki değerlerine ilişkin katsayılar sıfırdan farklı (anlamlı),  $Y_{t+1}^*, Y_{t+2}^*, \dots, Y_{t+n}^*$  gelecek dönem değerlerine ilişkin katsayılar sıfırdan farksız (anlamsız) ise “ $Y_t^*$ ’ den  $X_t^*$ ’ ye doğru tek yönlü nedensellik” olduğu söylenir. Böyle bir ilişkinin varlığı durumunda,  $X_t^*$  bağımlı değişken,  $Y_t^*$  bağımsız değişkendir.

$Y_t^*$  değişkeni ile  $X_t^*$  değişkeni ilişkisinde  $X_t^*$ ’ nin bugünkü, gelecek ve geçmiş dönem değerlerine ait tüm parametre tahminleri istatistiksel olarak sıfırdan farklı (anlamlı) ise bu durumda değişkenler arasında “iki yönlü nedensellik” olduğu söylenir.

Bağımsız değişkenin gelecek dönem katsayılarının anlamlı olup olmadıklarını test etmek için, Granger testinde olduğu gibi, F testine başvurulabilir. Bağımsız değişkenin gelecek dönem değerlerinin sıfırdan farklı katsayılara sahip olması, tek yönlü nedenselliğin mümkün olduğunu gösterecektir.

(2.5) ve (2.6) nolu eşitlikler sonsuz dağılımlı gecikme modelleridir. Uygulamada parametreleri tahmin edebilmek için sonlu veriler kullanılması sebebiyle sonlu dağılımlı gecikme modelleri kullanılır.

Söz konusu modeller aşağıdaki şekilde gösterilir<sup>58</sup>:

$$Y_t^* = \sum_{i=-p}^q \alpha_i X_{t-i}^* + u_t \quad (2.7)$$

$$X_t^* = \sum_{i=-r}^s \beta_i Y_{t-i}^* + v_t \quad (2.8)$$

Ancak burada; q,p,r,s, dağılımlı gecikme genişliğinin yeterince büyük olması gerekir.  $u_t$  ve  $v_t$  hata terimlerinin beyaz gürültü olması gerekmez ve  $i < 0$  olduğu durumda  $\alpha_i$  ve  $\beta_i$  katsayıları sıfıra eşit olur.

<sup>58</sup>Türköz, a.g.e., s.39.

### 2.3. Haugh Nedensellik Testi

Değişkenler arasındaki nedensel ilişkilerin araştırılmasını sağlayan diğer bir alternatif test, Haugh (1972) tarafından önerilmiş ve Pierce (1975 ve 1977), Haugh-Box (1977) ve Pierce-Haugh (1977) tarafından geliştirilmiştir. Haugh nedensellik testinin temeli Granger nedensellik tanımına dayanmaktadır.

Bu testte, iki değişken arasındaki nedensel ilişki çapraz korelasyon fonksiyonları ile açıklanır<sup>59</sup>. Bu amaçla önce nedensel ilişki araştırılacak serileri açıklayacak uygun ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) model tipi belirlenir. Sonra bu uygun ARIMA model tipi kullanılarak hatalar türetilir ve seri değerleri filtrelenerek, beyaz gürültü (white-noise) durumuna getirilen  $u_t$  ve  $v_t$  hatalarının çapraz korelasyonları karşılaştırılır. Hata serilerinin çapraz korelasyon fonksiyonuna dayanan Haugh nedensellik testinin uygulanabilmesi için Granger ve Sims testlerindeki gibi serilerin kovaryans durağan olması gerekir.

Sözü edilen hataların  $k$  gecikmesindeki çapraz korelasyonları,

$$\rho_{uv}(k) = \frac{\sum u_{t-k}v_t}{\sqrt{\sum u_i^2 \sum v_i^2}} \quad -\infty < k < \infty \quad (2.9)$$

şeklinde formüle edilir. Evrene ilişkin çapraz korelasyon katsayısı  $\rho_{uv}(k)$  bilinemediğinden, uygulamada onun tahmini olan örneklem çapraz korelasyon katsayısı  $r_{uv}(k)$  kullanılır. Bu katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olup olmadıkları, bir başka deyişle incelemeye alınan iki değişkenin birbirinden bağımsız olduğu  $H_0$  hipotezi otokorelasyon testine benzer biçimde test edilir.

Nedensel ilişkinin araştırılması için bu çapraz korelasyonların farklı gecikmeleri üzerinde bazı koşullar öne sürülmüştür. Tek değişkenli hataların çapraz korelasyonları üzerindeki bu koşullar (veya kısıtlamalar) Tablo 2.1' de gösterilmiştir<sup>60</sup>. Tablo 2.1'den de görüleceği gibi, sıfır gecikmesindeki çapraz korelasyon anlık nedenselliğin varlığının veya yokluğunun bir göstergesidir. Bununla birlikte (1) nolu koşula göre sadece

<sup>59</sup>Jeff B.Cromwell ve diğerleri, *Multivariate Tests For Time Series Models*. (1994) s.46

<sup>60</sup>Işığışık, aynı, s.102.

(en az bir)  $\exists k > 0$  için  $r_{uv}(k) \neq 0$  olması durumunda X'in Y'ye neden olduğu ve (3) nolu koşula göre  $\exists k < 0$  için  $r_{uv}(k) \neq 0$  olması durumunda ise Y'nin X'e neden olduğu söylenir. Diğer bir deyişle, pozitif gecikmeli otokorelasyon katsayılarından bazılarının sıfırdan farklı olması X'in Y'ye neden olduğunu, negatif gecikmeli otokorelasyon katsayılarından bazılarının sıfırdan farklı olması Y'nin X'e neden olduğunu belirtir.

Çeşitli ekonomi değişkenleri arasındaki nedensellik testleri için farklı yöntemler olmasına rağmen Granger nedensellik testinin diğer testlerden daha güçlü olduğu söylenebilir<sup>61</sup>.

---

<sup>61</sup>Mustafa Özer, "Reel Döviz Kurları ile Nominal Döviz Kurları Arasında Nedensellik". (Eskişehir, Haziran 1994) s.118.

Tablo2.1.Nedensel İlişkiler İçin Beyazlatılmış Serilerin Çapraz Korelasyonları Üzerindeki Koşullar

Koşul	Nedensel İlişki	Çapraz Korelasyon	Kısıtlama
(1)	X, Y'ye neden olur.	$r_{uv}(k) \neq 0$	$\exists k > 0$ için
(2)	X, Y'ye anlık olarak neden olur.	$r_{uv}(k) \neq 0$	$k = 0$ için
(3)	Y, X'e neden olur	$r_{uv}(k) \neq 0$	$\exists k < 0$ için
(4)	Y, X'e anlık olarak neden olur.	$r_{uv}(k) \neq 0$	$k = 0$ için
(5)	X ile Y arasında iki yönlü nedensellik vardır.	$r_{uv}(k) \neq 0$	$\exists k > 0$ için
			$\exists k < 0$ için
(6)	X, Y'ye neden olur fakat anlık nedensellik yoktur.	$r_{uv}(k) \neq 0$ $r_{uv}(k) = 0$	$\exists k > 0$ için
			$k = 0$ için
(7)	Y, X'ye neden olmaz fakat anlık nedensellik vardır.	$r_{uv}(k) = 0$	$\forall k < 0$ için
(8)	Y, X'e kesinlikle neden olmaz.	$r_{uv}(k) = 0$	$\forall k \leq 0$ için
(9)	X'den Y'ye doğru tek yönlü nedensellik vardır.	$r_{uv}(k) \neq 0$ $r_{uv}(k) = 0$	$\exists k > 0$ için
			$\forall k < 0$ için
			$\forall k \leq 0$ için
(10)	X ile Y arasında sadece anlık nedensellik vardır.	$r_{uv}(k) = 0$	$\forall k < 0$ için
(11)	X ile Y arasında tek yönlü anlık nedensellik vardır.	$r_{uv}(k) = 0$ $r_{uv}(k) \neq 0$	$\forall k \neq 0$ için
			$k = 0$ için
(12)	X ile Y arasında bağımsızlık vardır.	$r_{uv}(k) = 0$	$\forall k'lar$ için

Kaynak: Işığışık, 1994.

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### İHRACAT VE İTHALAT TUTARI ZAMAN SERİLERİ İLE DOLAR KUR FİYATI ZAMAN SERİSİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ARAŞTIRILMASINDA GRANGER NEDENSELLİK TESTİNİN UYGULANMASI

Bu bölümde, Türkiye’de ihracat tutarı ile dolar kur fiyatı arasındaki ve ithalat tutarı ile dolar kur fiyatı arasındaki nedensel ilişkinin yapısı Granger nedensellik testi ile araştırılmıştır. Daha önce de belirtildiği gibi, değişkenler arasındaki nedensel ilişkinin yönünün belirlenmesinde kullanılan birçok nedensellik testi vardır. Bu testlerden Granger nedensellik testi, hem uygulama kolaylığı hem de daha güvenilir sonuçlar vermesi nedeniyle diğer testlere tercih edilmiştir<sup>62</sup>.

#### 1. AMAÇ

‘Bir ulusal paranın bir başka ulusal para cinsinden değeri’ olarak tanımlanan döviz kuru, 1980’li yılların başından itibaren Türkiye’de uygulamaya konulan ihracata dönük sanayileşme politikalarına paralel olarak anahtar değişkenlerden biri haline gelmiştir. Ayrıca bir ulusal paranın reel satınalma gücü cinsinden değerini ifade etmekte kullanılan ve çoğu kez de ticaret haddi olarak adlandırılan ve ülke içi ve yabancı ülke fiyat düzeyleri ile ayarlanmış döviz kuru olan reel döviz kuru, özellikle son yıllarda iktisadi politikaların değerlendirilmesinde bir makroekonomik gösterge ve bu politikalarda da hedef makro değişken olarak seçilmektedir. Hatta son günlerde ülkemizde olduğu gibi reel döviz kurunun iktisat politika tartışmalarının merkezinde olduğunu görmekteyiz.

Döviz kuruna olan bu ilginin iki temel nedeninden söz edebiliriz<sup>63</sup>. Her şeyden önce, yapılan ampirik çalışmalar, dalgalı döviz kuru sistemine geçişle birlikte döviz kurlarındaki volatilitenin arttığını göstermektedir. İkincisi de, reel döviz kuru değişmelerinin uluslararası ticaret kalıplarıyla yakından ilgili olması sonucu bir ülkenin, özellikle de son zamanlarda ülkemizin, uluslararası ticaretteki rolünü belirlemede daha

<sup>62</sup>Mustafa Özer, “Türkiye’de Hisse Senedi Fiyatları ile Döviz Kurları Arasında Etkileşimler” (Eylül 1999) s.64.

<sup>63</sup>Özer, Mustafa (1992), Türkiye’de Reel Döviz Kurunun Zaman Serisi Analizi (1975-1991), Yayınlanmamış doktora tezi, s. 1-2.

belirgin hale gelmesidir. Zaten son günlerde Türkiye kamuoyundaki TL'nin özellikle ABD Doları karşısında reel olarak değer kazanması ile başlayan ve dış ticaret ve cari açığı artışıyla tırmanan döviz kuru odaklı ve TCMB'ni de içine alan tartışmalar bu değişkenin ülkemiz ekonomisi ve özellikle dış ticaret açısından ne denli önemli hale geldiğini göstermektedir.

İhracat tutarı ile dolar kur fiyatı ve ithalat tutarı ile dolar kur fiyatı arasındaki nedensel ilişkinin tespiti, hükümetlerin dış ticaret dengesini sağlaması ve döviz kuru politikalarını belirlemesi açısından büyük öneme sahiptir.

## 2. ARAŞTIRMA EVRENİNİN VE ÖRNEKLEMİN TANIMLANMASI

Araştırma evreni Türkiye'de ihracat tutarı, ithalat tutarı ve dolar kur fiyatı değişkenlerine ilişkin gözlem değerlerinden oluşmaktadır. Geçmişte gerçekleşen ve gelecekte gerçekleşecek olan ihracat tutarı, ithalat tutarı ve dolar kur fiyatı istatistiklerinden oluşur. Bu istatistikler zaman süreci içinde devamlı olarak olduğundan araştırma evreni sonsuz bir evrendir. Ocak/1995 – Mayıs/2002 dönemine ilişkin ihracat tutarı, ithalat tutarı ve dolar kur fiyatı zaman serileri sonsuz evrenden alınmış rassal örneklem olarak değerlendirilir.

## 3. DEĞİŞKENLERİN VE VERİLERİN TANITILMASI

Çalışmada ihracat tutarı, ithalat tutarı ve dolar kur fiyatı değişkenleri ve bu değişkenlere ilişkin zaman serileri incelemeye alınmıştır. İhracat tutarı serisi gözlem değerleri aylar itibarıyla yurt dışına satılan her türlü mal ve hizmetin toplam tutarını (milyon dolar); ithalat tutarı serisi ise aylar itibarıyla yurt dışından satın alınan her türlü mal ve hizmetin toplam tutarını (milyon dolar) göstermektedir. Dolar kur fiyatı serisi de A.B.D. doları döviz satış fiyatlarının ay sonu kapanış değerlerinden oluşmaktadır.

Toplam ihracat tutarı, toplam ithalat tutarı ve dolar kur fiyatı serilerine ilişkin veriler, zaman serisi çözümlemesine olanak verecek uzunlukta Ocak/1995 - Mayıs/2002 dönemini kapsayan 89 aylık gözlem değerinden oluşmaktadır. Veriler T.C. Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden sağlanmıştır ve Ek-1'de verilmiştir.

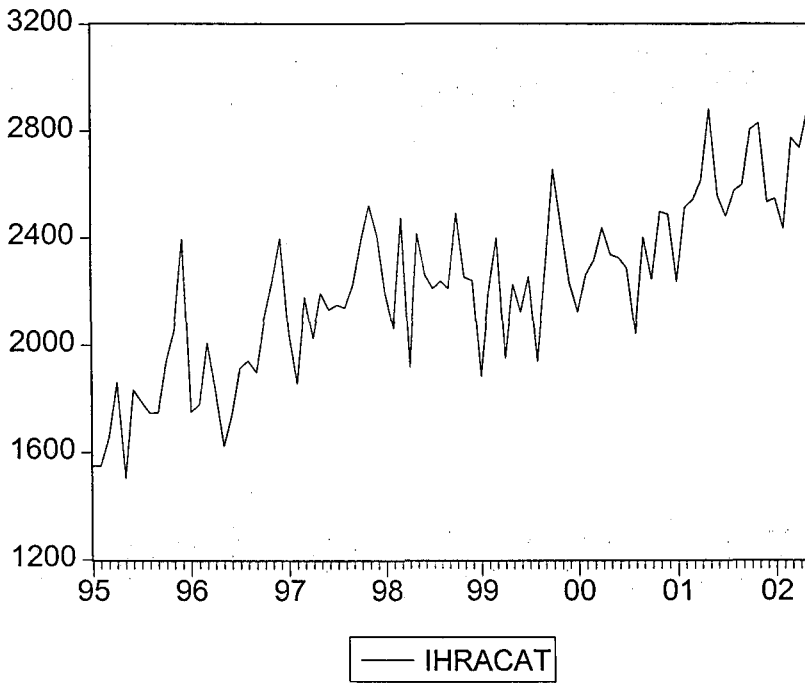
#### 4. SERİLER ARASINDAKİ NEDENSEL İLİŞKİNİN YAPISININ ARAŞTIRILMASI

##### 4.1. Serilerin Özelliklerinin Belirlenmesi

Serilerin özelliklerinin belirlenmesi aşamasında kullanılan kartezyen grafiklerin ve otokorelasyon fonksiyonlarının grafiklerinin elde edilmesinde Eviews 3.0 paket programı kullanılmıştır.

##### İhracat Tutarı Serisinin Özelliğinin Belirlenmesi

İhracat tutarı (EX) serisinin kartezyen grafiği Şekil 3.1’de verilmiştir. Grafik görsel olarak incelendiğinde, serpilme noktalarının zaman ilerledikçe zaman ekseninden genel eğilim olarak uzaklaştıkları görülmektedir. Bu durum seri gözlem değerleri üzerinde artan eğrisel trend etkisinin olduğunu gösterir.



Şekil 3.1. İhracat Tutarı Serisinin Kartezyen Grafiği

Serinin özelliğini açıklamak için kullanılan otokorelasyon fonksiyonu Şekil 3.2’de verilmiştir. EX serisinin otokorelasyon fonksiyonunun grafiğinde (korelogramda), otokorelasyon katsayılarının k büyüdükçe azalan eğilim göstermesi trendin varlığını desteklemektedir.

Kartezyen grafik ve otokorelasyon fonksiyonu grafikleri birlikte incelendiğinde, seride mevsimselliğin olup olmadığı konusunda net karar verilememiş ise de otokorelasyon fonksiyonunda  $k=12$  için hesaplanan otokorelasyon katsayısının istatistiksel olarak hem anlamlı hem de diğer sıralı otokorelasyon katsayılarına göre daha büyük değer (0,482) almış olması seride mevsimsel etkinin olabileceğini göstermek için önemli bir kanıt sayılabilir.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.705	0.705	45.737	0.000
		2	0.616	0.237	81.071	0.000
		3	0.555	0.120	110.11	0.000
		4	0.560	0.185	140.04	0.000
		5	0.551	0.118	169.28	0.000
		6	0.486	-0.032	192.33	0.000
		7	0.473	0.065	214.38	0.000
		8	0.411	-0.060	231.23	0.000
		9	0.346	-0.102	243.34	0.000
		10	0.316	-0.010	253.54	0.000
		11	0.388	0.214	269.18	0.000
		12	0.482	0.278	293.60	0.000
		13	0.314	-0.313	304.13	0.000
		14	0.246	-0.132	310.65	0.000
		15	0.197	-0.057	314.89	0.000
		16	0.213	-0.013	319.91	0.000
		17	0.179	-0.068	323.50	0.000
		18	0.146	0.016	325.94	0.000
		19	0.125	-0.018	327.75	0.000
		20	0.065	-0.047	328.25	0.000
		21	0.034	0.064	328.39	0.000
		22	0.040	0.102	328.59	0.000
		23	0.128	0.071	330.60	0.000
		24	0.137	-0.081	332.94	0.000
		25	0.048	-0.045	333.24	0.000
		26	-0.006	-0.060	333.24	0.000
		27	-0.010	0.001	333.25	0.000
		28	-0.032	-0.133	333.39	0.000
		29	-0.001	0.140	333.39	0.000
		30	0.024	0.138	333.47	0.000
		31	0.000	-0.019	333.47	0.000
		32	-0.067	-0.091	334.10	0.000
		33	-0.090	0.001	335.28	0.000
		34	-0.045	0.010	335.57	0.000
		35	0.038	0.010	335.79	0.000
		36	0.035	0.021	335.98	0.000

Şekil 3.2. İhracat Tutarı Serisinin Korelogramı



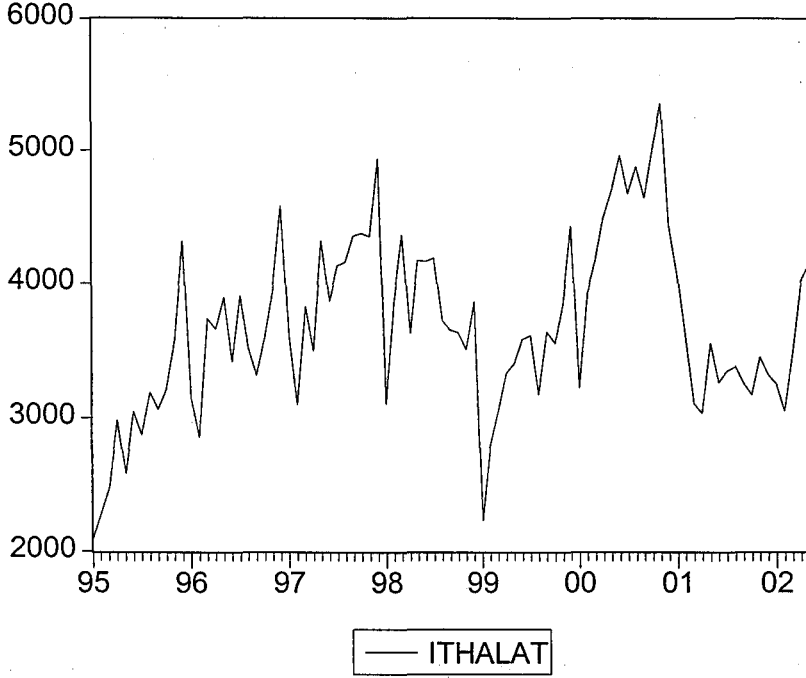
Serinin mevsimsel bileşenin etkisinde olup olmadığını daha net anlayabilmek için seriyi trend etkisinden arındırabilmek amacıyla seri gözlem değerlerinin birinci farkları alınarak fark serisinin otokorelasyon fonksiyonu incelenmiştir. Şekil 3.3.'te verilen ihracat serisinin birinci farklarının otokorelasyon fonksiyonu incelendiğinde otokorelasyon katsayıları  $k=1$  ve  $k=12$  gecikmelerinde anlamlı değerler almaktadır. Bu durum ihracat serisinin mevsimsel bileşen etkisinde olduğunu göstermektedir.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.403	-0.403	14.815	0.000
		2 -0.051	-0.255	15.055	0.001
		3 -0.055	-0.235	15.339	0.002
		4 -0.043	-0.255	15.518	0.004
		5 0.161	-0.021	17.984	0.003
		6 -0.159	-0.177	20.432	0.002
		7 0.092	-0.063	21.262	0.003
		8 0.034	0.035	21.374	0.006
		9 -0.042	0.010	21.549	0.010
		10 -0.179	-0.276	24.792	0.006
		11 -0.006	-0.328	24.795	0.010
		12 0.383	0.187	40.101	0.000
		13 -0.161	0.097	42.828	0.000
		14 0.002	0.098	42.828	0.000
		15 -0.158	-0.056	45.533	0.000
		16 0.110	0.039	46.852	0.000
		17 -0.025	-0.112	46.922	0.000
		18 -0.003	0.015	46.923	0.000
		19 0.119	0.143	48.554	0.000
		20 -0.092	-0.016	49.535	0.000
		21 0.008	-0.039	49.541	0.000
		22 -0.185	-0.080	53.666	0.000
		23 0.179	0.101	57.579	0.000
		24 0.143	0.121	60.111	0.000
		25 -0.118	0.043	61.853	0.000
		26 -0.038	-0.077	62.040	0.000
		27 0.021	0.139	62.098	0.000
		28 -0.065	-0.064	62.649	0.000
		29 -0.014	-0.069	62.675	0.000
		30 0.067	-0.028	63.294	0.000
		31 0.051	-0.028	63.657	0.000
		32 -0.021	-0.077	63.720	0.001
		33 -0.065	0.044	64.327	0.001
		34 -0.104	0.021	65.927	0.001
		35 0.176	-0.075	70.543	0.000
		36 0.087	0.082	71.691	0.000

Şekil 3.3. Birinci Farkları Alınan İhracat Tutarı Serisinin Korelogramı

### İthalat Tutarı Serisinin Özelliğinin Belirlenmesi

İthalat tutarı (İM) serisinin Şekil 3.4'te verilen kartezyen grafiği incelendiğinde seride önce artan sonra azalan eğrisel bir trend eğilimi olduğu görülmektedir.



Şekil 3.4. İthalat Tutarı Serisinin Kartezyen Grafiği

Şekil 3.5'te verilen ithalat tutarı serisinin otokorelasyon fonksiyonunda ise otokorelasyon katsayılarının  $k > 2$  için istatistiksel olarak anlamlı ve  $k$  büyüdükçe azalan bir eğilim göstermesi trendin varlığını desteklemektedir. Kartezyen grafikte seri gözlem değerlerinin farklı zaman aralıkları ile bir minimuma bir maksimuma gitme eğilimi göstermesi seride mevsim bileşeninin etkisinin olabileceğini gösterir. Ancak otokorelasyon fonksiyonunun grafiğinden seride periyodik dalgalanmaların olup olmadığı anlaşılamamaktadır.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.660	0.660	40.088	0.000
		2	0.538	0.182	67.036	0.000
		3	0.460	0.091	86.950	0.000
		4	0.381	0.018	100.81	0.000
		5	0.335	0.038	111.62	0.000
		6	0.231	-0.095	116.82	0.000
		7	0.172	-0.024	119.73	0.000
		8	0.033	-0.188	119.84	0.000
		9	-0.030	-0.047	119.93	0.000
		10	-0.147	-0.173	122.13	0.000
		11	-0.120	0.120	123.63	0.000
		12	0.005	0.278	123.63	0.000
		13	-0.226	-0.436	129.07	0.000
		14	-0.295	-0.140	138.47	0.000
		15	-0.322	0.009	149.85	0.000
		16	-0.301	0.039	159.89	0.000
		17	-0.227	0.146	165.66	0.000
		18	-0.224	-0.047	171.40	0.000
		19	-0.162	0.041	174.45	0.000
		20	-0.215	-0.115	179.89	0.000
		21	-0.169	0.011	183.30	0.000
		22	-0.190	0.021	187.67	0.000
		23	-0.028	0.155	187.76	0.000
		24	0.101	-0.024	189.04	0.000
		25	0.005	-0.071	189.04	0.000
		26	-0.004	-0.077	189.04	0.000
		27	0.011	0.066	189.06	0.000
		28	0.012	-0.149	189.07	0.000
		29	0.062	0.011	189.60	0.000
		30	0.066	-0.002	190.19	0.000
		31	0.061	-0.061	190.72	0.000
		32	0.034	0.133	190.88	0.000
		33	0.023	0.008	190.95	0.000
		34	0.011	0.088	190.97	0.000
		35	0.137	0.048	193.77	0.000
		36	0.170	-0.127	198.16	0.000

Şekil 3.5. İthalat Tutarı Serisinin Korelogramı

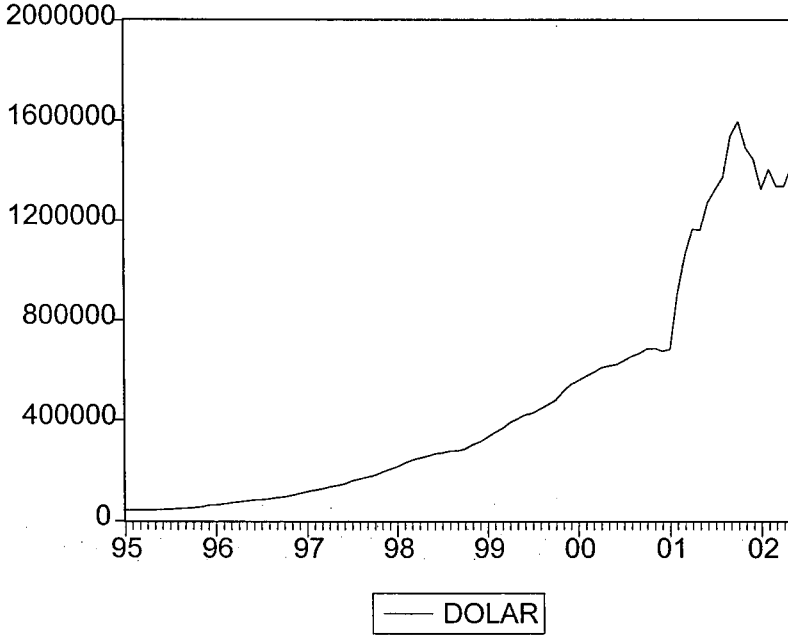
Serinin mevsimsel bileşenin etkisinde olup olmadığını daha net anlayabilmek için seriyi trend etkisinden arındırabilmek amacıyla seri gözlem değerlerinin birinci farkları alınarak fark serisinin otokorelasyon fonksiyonu incelenmiştir. Şekil 3.6.'da verilen ithalat serisinin birinci farklarının otokorelasyon fonksiyonu incelendiğinde otokorelasyon katsayıları  $k=1$ ,  $k=12$  ve  $k=24$  gecikmelerinde anlamlı değerler almaktadır. İthalat serisinin farklı dalga şiddetlerinde mevsimsel bileşen etkisinde olduğu görülmektedir. Dalga şiddetlerindeki farklılık seride varyans durağansızlığının olduğu anlamına gelmektedir.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.346	-0.346	10.897	0.001
		2	-0.049	-0.192	11.121	0.004
		3	0.045	-0.049	11.308	0.010
		4	-0.085	-0.111	11.992	0.017
		5	0.125	0.067	13.480	0.019
		6	-0.089	-0.041	14.252	0.027
		7	0.159	0.164	16.735	0.019
		8	-0.136	-0.045	18.573	0.017
		9	0.095	0.101	19.486	0.021
		10	-0.210	-0.234	23.973	0.008
		11	-0.108	-0.275	25.180	0.009
		12	0.501	0.360	51.288	0.000
		13	-0.278	0.037	59.422	0.000
		14	-0.009	-0.083	59.430	0.000
		15	-0.097	-0.186	60.441	0.000
		16	-0.080	-0.217	61.152	0.000
		17	0.076	-0.079	61.800	0.000
		18	-0.085	-0.096	62.619	0.000
		19	0.167	0.045	65.823	0.000
		20	-0.171	-0.091	69.224	0.000
		21	0.123	-0.004	71.008	0.000
		22	-0.275	-0.151	80.111	0.000
		23	0.093	0.034	81.161	0.000
		24	0.308	0.096	92.919	0.000
		25	-0.178	0.066	96.920	0.000
		26	0.018	-0.094	96.961	0.000
		27	0.004	0.142	96.963	0.000
		28	-0.010	0.064	96.976	0.000
		29	0.020	0.048	97.029	0.000
		30	0.044	0.014	97.288	0.000
		31	0.045	-0.120	97.573	0.000
		32	-0.016	0.012	97.607	0.000
		33	0.012	-0.066	97.629	0.000
		34	-0.236	-0.082	105.79	0.000
		35	0.194	0.047	111.41	0.000
		36	0.130	-0.039	113.98	0.000

Şekil 3.6. Birinci Farkları Alınan İthalat Tutarı Serisinin Korelogramı

### Dolar Kur Fiyatı Serisinin Özelliğinin Belirlenmesi

Dolar kur fiyatı (ER) zaman serisinin kartezyen grafiği Şekil 3.7’de verilmiştir. Grafik 2001 yılına kadar düzgün artan eğilim gösterirken, 2001 yılının şubat ayından itibaren büyük bir artış göstermiştir. Bu durumda seri gözlem değerlerinin eğrisel artan trend etkisinde olduğu söylenebilir.



Şekil 3.7. Dolar Kur Fiyatı Serisinin Kartezyen Grafiği

Serinin Şekil 3.8’de verilen otokorelasyon fonksiyonunun grafiği incelendiğinde, otokorelasyon katsayılarının  $k > 2$  için istatistiksel olarak anlamlı ve  $k$  büyüdükçe üssel olarak azalan bir eğilim göstermesi seride trend etkisinin olduğunu doğrulamaktadır.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.965	0.965	85.674	0.000
		2	0.930	-0.015	166.17	0.000
		3	0.892	-0.058	241.13	0.000
		4	0.849	-0.096	309.84	0.000
		5	0.809	0.014	372.91	0.000
		6	0.760	-0.136	429.30	0.000
		7	0.708	-0.086	478.75	0.000
		8	0.647	-0.148	520.64	0.000
		9	0.588	0.002	555.70	0.000
		10	0.540	0.129	585.64	0.000
		11	0.495	0.039	611.07	0.000
		12	0.452	0.001	632.56	0.000
		13	0.414	0.046	650.78	0.000
		14	0.374	-0.026	665.90	0.000
		15	0.339	0.001	678.47	0.000
		16	0.309	0.019	689.10	0.000
		17	0.291	0.101	698.62	0.000
		18	0.272	-0.053	707.06	0.000
		19	0.251	-0.050	714.37	0.000
		20	0.230	-0.063	720.57	0.000
		21	0.209	-0.010	725.75	0.000
		22	0.187	-0.052	729.97	0.000
		23	0.165	-0.049	733.32	0.000
		24	0.144	-0.034	735.89	0.000
		25	0.122	0.025	737.77	0.000
		26	0.100	0.032	739.05	0.000
		27	0.078	0.008	739.84	0.000
		28	0.056	-0.015	740.26	0.000
		29	0.035	-0.005	740.43	0.000
		30	0.014	-0.024	740.46	0.000
		31	-0.006	-0.009	740.46	0.000
		32	-0.024	-0.003	740.54	0.000
		33	-0.042	-0.008	740.80	0.000
		34	-0.059	-0.033	741.31	0.000
		35	-0.075	-0.023	742.17	0.000
		36	-0.091	-0.027	743.44	0.000

Şekil 3.8. Dolar Kur Fiyatı Serisinin Korelogramı

## 4.2. Serilerin Durağanlığının Araştırılması

### 4.2.1. Durağanlığın Otokorelasyon Testi İle Araştırılması

Zaman serilerinde durağanlığın belirlenmesinde güvenilir bir araç olan otokorelasyon fonksiyonları ve bu fonksiyonların grafikleri (korelogram) incelenir. Otokorelasyon testi yapılır.

Otokorelasyon testinde sınanacak hipotezler,

$$H_0: \rho_k = 0 \quad (\text{Otokorelasyon yoktur})$$

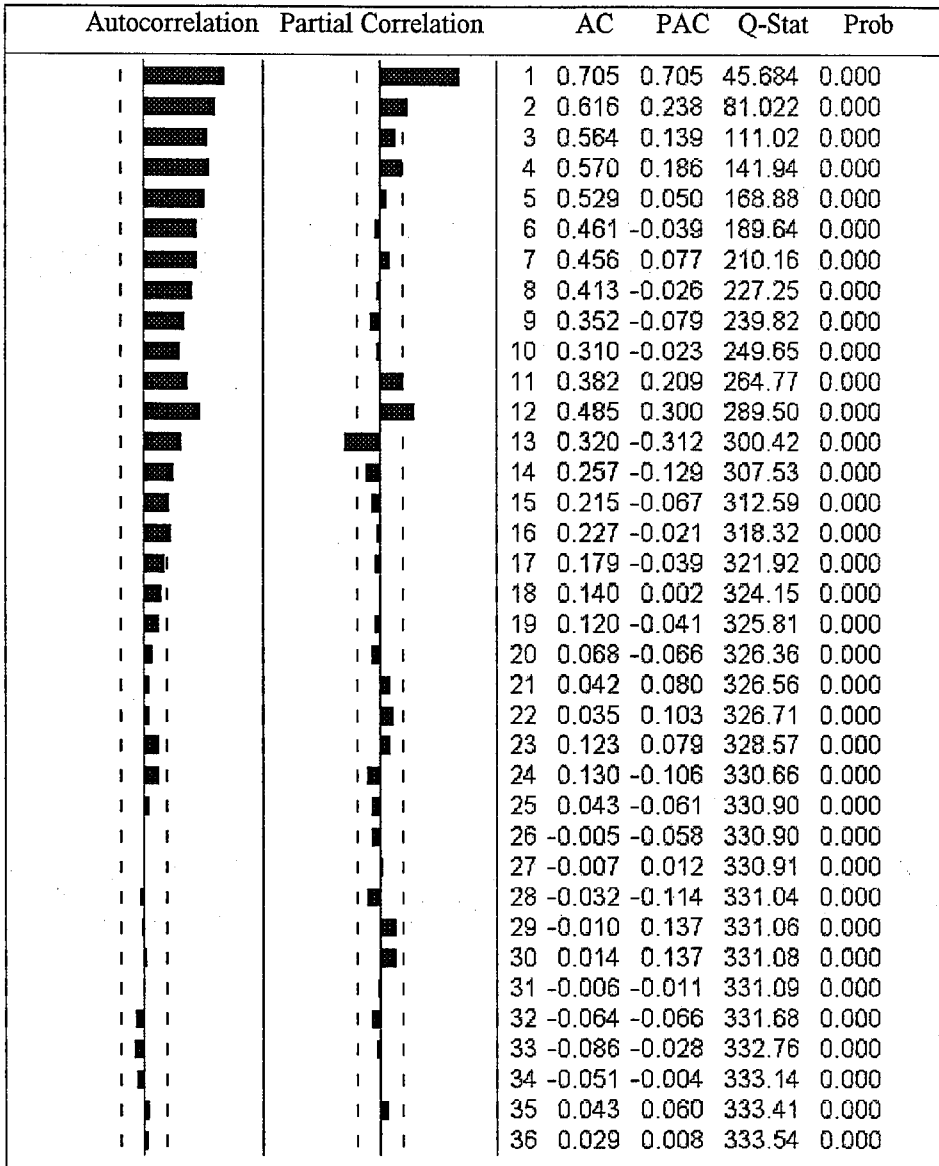
$$H_1: \rho_k \neq 0 \quad (\text{Otokorelasyon vardır})$$

şeklinde formüle edilir.

Artan trend eğilimine sahip olan iktisadi değişkenlere ilişkin serilerde, serinin ortalaması arttıkça gözlem değerlerinin değişkenliği de genellikle artar. Bu nedenle serinin gerçek değerleri yerine logaritmik değerlerinin kullanılması seride varyans durağansızlığın giderilebilmesi ve yorumlama kolaylığı sağlaması bakımından yararlıdır. Bu nedenle çözümlene öncesinde serilerin logaritmaları alınmıştır.

### İhracat Tutarı Serisinin Durağanlığının Otokorelasyon Testi İle Araştırılması

Şekil 3.9'da logaritmik ihracat tutarı (EX) serisinin korelogramı görülmektedir. Şekil 3.9'daki korelogram incelendiğinde,  $k=1$  gecikmesi için otokorelasyon katsayısı 0,705,  $k=2$  gecikmesi için 0,616 değerini almış ve bu değerler giderek küçülmüştür, öyle ki  $k=36$  için otokorelasyon katsayısı 0,029 değerini almıştır. Güven aralığı  $\alpha=0,01$  için  $\pm z_{\alpha/2} / \sqrt{n} = \pm 2,58 / \sqrt{89} = \pm 0,27$  olarak hesaplanmıştır. Buna göre,  $k=1,2, \dots, 13$  için hesaplanan otokorelasyon katsayıları belirlenen  $\pm 0,27$  güven limitleri dışında kalmıştır. Bu durum,  $k=1,2, \dots, 13$  için hesaplanan  $r_k$  katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olduğunu gösterir. Otokorelasyon katsayılarının  $k \geq 3$  için anlamlı değerler alması EX serisinin durağan olmadığını gösterir. Otokorelasyon katsayılarının  $k$  büyüdükçe sıfıra yaklaşan düzgün azalan bir eğilim göstermiş olması durağanlığı bozan unsurun trend olduğunu göstermektedir. Serinin trend unsurundan arındırılabilmesi için birinci dereceden farklarının alınması gerekir.



Şekil 3.9. Logaritmik İhracat Tutarı Serisinin Korelogramı

EX serisinin birinci dereceden farkları alınmış ve elde edilen serinin korelogramı Şekil 3.10'da gösterilmiştir.  $k=1,2, \dots, 36$  gecikme için hesaplanan Şekil 3.10'da verilen korelogram incelendiğinde,  $k=2,3, \dots, 36$  ( $k=12$  gecikmesi hariç) için hesaplanan otokorelasyon katsayıları  $\pm z_{\alpha/2} / \sqrt{n} = \pm 2,58 / \sqrt{89} = \pm 0,27$  güven limitleri arasında bulunmuştur. Bu durum, bu gecikmeler için hesaplanan otokorelasyon katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olmayan değerler aldığını gösterir. Bu da, logaritmik birinci dereceden farkı alınan ihracat tutarı (EX) serisinin durağan olduğunu açıklar.  $k=12$  için anlamlılık seride durağanlığı bozmayan mevsimsel etkinin olduğu şeklinde yorum yapmamızı sağlar.



Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.413	-0.413	15.497	0.000
		2 -0.059	-0.276	15.819	0.000
		3 -0.039	-0.241	15.963	0.001
		4 0.001	-0.202	15.963	0.003
		5 0.124	0.001	17.430	0.004
		6 -0.170	-0.167	20.214	0.003
		7 0.065	-0.097	20.628	0.004
		8 0.057	0.009	20.947	0.007
		9 0.000	0.037	20.947	0.013
		10 -0.203	-0.251	25.152	0.005
		11 -0.019	-0.337	25.190	0.009
		12 0.397	0.202	41.585	0.000
		13 -0.177	0.106	44.900	0.000
		14 0.004	0.110	44.902	0.000
		15 -0.144	-0.040	47.161	0.000
		16 0.112	0.007	48.534	0.000
		17 -0.026	-0.135	48.608	0.000
		18 -0.012	0.018	48.623	0.000
		19 0.100	0.177	49.782	0.000
		20 -0.084	-0.029	50.600	0.000
		21 0.043	-0.042	50.814	0.000
		22 -0.206	-0.100	55.892	0.000
		23 0.187	0.110	60.136	0.000
		24 0.129	0.140	62.180	0.000
		25 -0.126	0.046	64.184	0.000
		26 -0.026	-0.094	64.273	0.000
		27 0.026	0.106	64.360	0.000
		28 -0.050	-0.044	64.692	0.000
		29 -0.030	-0.044	64.812	0.000
		30 0.064	-0.015	65.378	0.000
		31 0.048	-0.030	65.701	0.000
		32 -0.017	-0.056	65.742	0.000
		33 -0.046	0.064	66.051	0.001
		34 -0.142	0.003	69.018	0.000
		35 0.218	-0.067	76.103	0.000
		36 0.056	0.063	76.589	0.000

Şekil 3.10. Logaritmik Birinci Dereceden Farklı Alman İhracat Tutarı Serisinin Korelogramı

### İthalat Tutarı Serisinin Durağanlığının Otokorelasyon Testi İle Araştırılması

Aynı yaklaşımla ithalat tutarı (İM) serisinin durağan olup olmadığı araştırılmıştır. Şekil 3.11’de logaritmik ithalat tutarı serisinin korelogramı görülmektedir. Şekil 3.11’deki korelograma göre,  $k=1,2,3,4,5,15$  için hesaplanan otokorelasyon katsayıları,  $\alpha=0,01$  için belirlenen  $\pm z_{\alpha/2} / \sqrt{n} = \pm 2,58 / \sqrt{89} = \pm 0,27$  güven limitleri dışında kalmıştır. Buna göre, katsayılar istatistiksel olarak anlamlı değerler almaktadır. Otokorelasyon katsayılarının  $k \geq 3$  için anlamlı değerler alması İM serisinin durağan olmadığını gösterir.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.645	0.645	38.286	0.000
		2	0.514	0.169	62.922	0.000
		3	0.426	0.074	80.043	0.000
		4	0.372	0.062	93.232	0.000
		5	0.313	0.012	102.66	0.000
		6	0.221	-0.071	107.40	0.000
		7	0.169	-0.012	110.23	0.000
		8	0.049	-0.151	110.47	0.000
		9	-0.007	-0.046	110.48	0.000
		10	-0.125	-0.166	112.08	0.000
		11	-0.093	0.100	112.99	0.000
		12	0.045	0.291	113.20	0.000
		13	-0.179	-0.431	116.62	0.000
		14	-0.258	-0.127	123.79	0.000
		15	-0.281	0.037	132.45	0.000
		16	-0.264	-0.037	140.19	0.000
		17	-0.204	0.153	144.86	0.000
		18	-0.205	-0.052	149.65	0.000
		19	-0.141	0.059	151.94	0.000
		20	-0.193	-0.093	156.30	0.000
		21	-0.156	-0.032	159.21	0.000
		22	-0.189	0.059	163.54	0.000
		23	-0.025	0.163	163.62	0.000
		24	0.089	-0.076	164.61	0.000
		25	0.006	-0.022	164.62	0.000
		26	-0.009	-0.047	164.63	0.000
		27	-0.001	0.013	164.63	0.000
		28	-0.010	-0.133	164.64	0.000
		29	0.035	0.024	164.81	0.000
		30	0.032	-0.007	164.95	0.000
		31	0.028	-0.105	165.07	0.000
		32	0.000	0.097	165.07	0.000
		33	-0.008	0.046	165.08	0.000
		34	-0.021	0.072	165.14	0.000
		35	0.110	0.075	166.96	0.000
		36	0.146	-0.103	170.21	0.000

Şekil 3.11. Logaritmik İthalat Tutarı Serisinin Korelogramı

IM serisini durağan hale getirmek için serinin birinci dereceden farkları alınmış ve elde edilen serinin korelogramı Şekil 3.12’de gösterilmiştir.  $k=1,2, \dots, 36$  gecikme için hesaplanan ve Şekil 3.12’de verilen korelogram incelendiğinde,  $k=2,3, \dots, 36$  ( $k=12$  ve  $k=22$  hariç) için hesaplanan otokorelasyon katsayıları  $\pm z_{\alpha/2} / \sqrt{n} = \pm 2,58 / \sqrt{89} = \pm 0,27$  güven limitleri arasında bulunmuştur. Bu durum, bu gecikmeler için hesaplanan otokorelasyon katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olmayan değerler aldığını gösterir. Bu da, logaritmik birinci dereceden farkı alınan ithalat tutarı (IM) serisinin durağan olduğunu ifade eder.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.348	-0.348	10.998	0.001
		2 -0.037	-0.179	11.122	0.004
		3 0.012	-0.077	11.135	0.011
		4 -0.042	-0.085	11.303	0.023
		5 0.103	0.064	12.317	0.031
		6 -0.090	-0.040	13.093	0.042
		7 0.153	0.147	15.389	0.031
		8 -0.121	-0.025	16.850	0.032
		9 0.113	0.117	18.134	0.034
		10 -0.215	-0.197	22.842	0.011
		11 -0.116	-0.289	24.230	0.012
		12 0.499	0.374	50.220	0.000
		13 -0.262	0.037	57.460	0.000
		14 -0.009	-0.084	57.469	0.000
		15 -0.087	-0.120	58.281	0.000
		16 -0.063	-0.208	58.712	0.000
		17 0.054	-0.072	59.033	0.000
		18 -0.084	-0.100	59.824	0.000
		19 0.163	0.050	62.876	0.000
		20 -0.161	-0.067	65.899	0.000
		21 0.135	-0.017	68.059	0.000
		22 -0.300	-0.157	78.840	0.000
		23 0.125	0.097	80.743	0.000
		24 0.257	0.089	88.927	0.000
		25 -0.158	0.048	92.080	0.000
		26 0.030	-0.044	92.192	0.000
		27 0.005	0.153	92.195	0.000
		28 -0.012	0.052	92.214	0.000
		29 0.022	0.081	92.276	0.000
		30 0.032	0.046	92.417	0.000
		31 0.048	-0.080	92.737	0.000
		32 -0.021	-0.020	92.801	0.000
		33 0.020	-0.084	92.857	0.000
		34 -0.252	-0.114	102.17	0.000
		35 0.199	0.014	108.10	0.000
		36 0.133	0.000	110.78	0.000

Şekil 3.12. Logaritmik Birinci Dereceden Farkı Alman İthalat Tutarı Serisinin Korelogramı

### Dolar Kur Fiyatı Serisinin Durağanlığının Otokorelasyon Testi İle Araştırılması

Benzer olarak, logaritmik dolar kur fiyatı (ER) serisinin durağanlığı otokorelasyon testi ile araştırılmıştır. Şekil 3.13'te serinin korelogramı verilmiştir. Şekil 3.13'deki korelograma göre,  $k=1,2, \dots, 22$  için hesaplanan otokorelasyon katsayıları,  $\alpha=0,01$  belirlenen  $\pm z_{\alpha/2} / \sqrt{n} = \pm 2,58 / \sqrt{89} = \pm 0,27$  güven limitleri dışında kalmıştır ve katsayılar istatistiksel olarak anlamlı değerler almaktadır. Bu sonuçlara göre, ER serisi durağan değildir.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.970	0.970	86.614	0.000
		2	0.940	-0.023	168.83	0.000
		3	0.908	-0.036	246.51	0.000
		4	0.875	-0.047	319.43	0.000
		5	0.841	-0.025	387.63	0.000
		6	0.805	-0.052	450.89	0.000
		7	0.768	-0.042	509.13	0.000
		8	0.729	-0.042	562.32	0.000
		9	0.690	-0.025	610.59	0.000
		10	0.653	0.008	654.34	0.000
		11	0.617	-0.009	693.83	0.000
		12	0.582	0.006	729.43	0.000
		13	0.547	-0.013	761.35	0.000
		14	0.513	-0.028	789.72	0.000
		15	0.479	-0.001	814.86	0.000
		16	0.448	0.007	837.12	0.000
		17	0.420	0.042	857.00	0.000
		18	0.393	-0.028	874.60	0.000
		19	0.364	-0.041	889.95	0.000
		20	0.335	-0.035	903.14	0.000
		21	0.307	-0.017	914.33	0.000
		22	0.278	-0.026	923.67	0.000
		23	0.250	-0.020	931.31	0.000
		24	0.222	-0.018	937.43	0.000
		25	0.194	-0.016	942.20	0.000
		26	0.166	-0.017	945.76	0.000
		27	0.139	-0.019	948.28	0.000
		28	0.112	-0.015	949.95	0.000
		29	0.085	-0.023	950.93	0.000
		30	0.059	-0.019	951.41	0.000
		31	0.034	-0.001	951.57	0.000
		32	0.010	-0.003	951.58	0.000
		33	-0.013	-0.015	951.61	0.000
		34	-0.036	-0.019	951.80	0.000
		35	-0.058	-0.011	952.30	0.000
		36	-0.079	-0.020	953.24	0.000

Şekil 3.13. Logaritmik Dolar Kur Fiyatı Serisinin Korelogramı

Birinci dereceden farkları alınan ER serisinin korelogramı Şekil 3.14'de verilmiştir.  $k=2,3,\dots,36$  ( $k=9$  hariç) için otokorelasyon katsayı değerleri  $\pm z_{\alpha/2} / \sqrt{n}$  ile hesaplanan  $\pm 0,27$  güven limitleri arasında yer almıştır ve katsayılar istatistiksel olarak anlamlı olmayan değerler almaktadır. Buna göre, logaritmik birinci dereceden farkı alınan dolar kur fiyatı (ER) serisi durağan hale gelmiştir.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.319	0.319	9.2536	0.002
		2	0.103	0.002	10.234	0.006
		3	-0.021	-0.060	10.275	0.016
		4	0.048	0.081	10.496	0.033
		5	-0.019	-0.057	10.529	0.062
		6	-0.041	-0.033	10.693	0.098
		7	-0.017	0.021	10.720	0.151
		8	-0.134	-0.155	12.488	0.131
		9	-0.381	-0.340	27.014	0.001
		10	-0.201	0.038	31.130	0.001
		11	-0.164	-0.115	33.907	0.000
		12	-0.020	0.027	33.949	0.001
		13	-0.120	-0.100	35.482	0.001
		14	0.014	0.052	35.502	0.001
		15	0.125	0.136	37.204	0.001
		16	0.085	-0.003	37.993	0.002
		17	0.033	-0.063	38.114	0.002
		18	0.025	-0.104	38.187	0.004
		19	0.017	-0.066	38.222	0.006
		20	0.007	-0.072	38.227	0.008
		21	0.026	0.040	38.305	0.012
		22	0.075	-0.039	38.981	0.014
		23	0.038	0.058	39.153	0.019
		24	0.043	0.135	39.387	0.025
		25	0.019	0.054	39.431	0.033
		26	0.008	-0.004	39.441	0.044
		27	0.042	0.028	39.665	0.055
		28	-0.006	-0.066	39.670	0.071
		29	-0.058	-0.130	40.123	0.082
		30	-0.056	-0.042	40.547	0.095
		31	-0.092	-0.131	41.724	0.095
		32	-0.037	0.053	41.920	0.113
		33	-0.116	-0.043	43.849	0.098
		34	-0.064	0.060	44.442	0.108
		35	-0.043	0.070	44.712	0.126
		36	-0.006	0.053	44.719	0.151

Şekil 3.14. Logaritmik Birinci Dereceden Farkı Alınan Dolar Kur Fiyatı Serisinin Korelogramı

#### 4.2.2. Durağanlığın Birim Kök Testi İle Araştırılması

İhracat tutarı (EX), ithalat tutarı (IM) ve dolar kur fiyatı (ER) serilerinin durağanlığını, bir başka ifadeyle serilerin bütünleşme derecelerini belirlemek amacıyla serilere literatürde sık kullanılan testlerden biri olan ADF birim kök testi uygulanmıştır. Uygulamada Eviews 3.0 paket programı kullanılmıştır. Birim kök testleri  $k=1,2,\dots,14$  gecikme için yapılmıştır. Bu testlerden en küçük Schwarz kriterini sağlayan gecikme için yapılan ADF birim kök test sonuçları esas alınmıştır. Serilerde birim kökün olup olmadığını belirlemek için kurulan hipotezler % 5 anlam düzeyine göre sınanmıştır.

#### İhracat Tutarı Serisinin Durağanlığının Birim Kök Testi İle Araştırılması

EX serisinin ADF birim kök testlerinde hipotezler,

$$H_0: \delta_1 = 0 \quad (\text{EX birim köke sahiptir.})$$

$$H_1: \delta_1 < 0 \quad (\text{EX birim köke sahip değildir.})$$

gibi formüle edilir.

Tablo 3.1'de ihracat tutarı (EX) serisinin düzeyleri için yapılan ADF birim kök test sonuçları verilmiştir. EX serisi için hesaplanan test istatistiğinin mutlak değeri MacKinnon kritik değerinin mutlak değerinden küçük ( $|-2,150895| < |-3,4673|$ ) olduğundan  $H_0: \delta_1 = 0$  hipotezi reddedilememiştir. Buna göre, ihracat tutarı (EX) serisi düzeylerde birim köke sahiptir veya durağan değildir.

Tablo 3.1. EX Serisinin Düzeylerde ADF Birim Kök Test sonuçları

ADF Test Statistic	-2.150895	1% Critical Value*	-4.0787
		5% Critical Value	-3.4673
		10% Critical Value	-3.1601

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNIHRACAT)

Method: Least Squares

Date: 06/23/03 Time: 14:51

Sample(adjusted): 1995:12 2002:05

Included observations: 78 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNIHRACAT(-1)	-0.587055	0.272935	-2.150895	0.0352
D(LNIHRACAT(-1))	-0.148410	0.258839	-0.573370	0.5684
D(LNIHRACAT(-2))	-0.101093	0.242603	-0.416699	0.6783
D(LNIHRACAT(-3))	-0.141329	0.230414	-0.613370	0.5418
D(LNIHRACAT(-4))	-0.130828	0.218907	-0.597642	0.5522
D(LNIHRACAT(-5))	0.044621	0.204995	0.217670	0.8284
D(LNIHRACAT(-6))	-0.107154	0.193997	-0.552347	0.5826
D(LNIHRACAT(-7))	-0.053980	0.182430	-0.295893	0.7683
D(LNIHRACAT(-8))	-0.010160	0.163435	-0.062165	0.9506
D(LNIHRACAT(-9))	-0.068868	0.142310	-0.483930	0.6301
D(LNIHRACAT(-10))	-0.228092	0.113922	-2.002187	0.0494
C	4.424791	2.044990	2.163723	0.0342
@TREND(1995:01)	0.002358	0.001205	1.957411	0.0546
R-squared	0.445012	Mean dependent var		0.004288
Adjusted R-squared	0.342553	S.D. dependent var		0.104836
S.E. of regression	0.085004	Akaike info criterion		-1.941220
Sum squared resid	0.469672	Schwarz criterion		-1.548435
Log likelihood	88.70757	F-statistic		4.343304
Durbin-Watson stat	2.115065	Prob(F-statistic)		0.000049

Tablo 3.2'de EX serisinin birinci farkları için yapılan ADF birim kök test sonuçları verilmiştir. EX serisi için hesaplanan test istatistiğinin mutlak değeri MacKinnon kritik değerinin mutlak değerinden büyük ( $|-3,814507| > |-3,4666|$ ) olduğundan  $H_0: \delta_1 = 0$  hipotezi reddedilmiştir. Buna göre, ihracat tutarı serisi birinci farklarda birim köke sahip değildir. Düzeylerinde durağan olmayan ihracat tutarı (EX) serisi birinci farklarında durağan hale gelmiştir.

Tablo 3.2. EX Serisinin Birinci Farklarda ADF Birim Kök Test Sonuçları

ADF Test Statistic	-3.814507	1% Critical Value*	-4.0771
		5% Critical Value	-3.4666
		10% Critical Value	-3.1597

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNIHRACAT,2)

Method: Least Squares

Date: 06/23/03 Time: 14:55

Sample(adjusted): 1995:11 2002:05

Included observations: 79 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNIHRACAT(-1))	-3.500812	0.917763	-3.814507	0.0003
D(LNIHRACAT(-1),2)	1.863499	0.869085	2.144207	0.0356
D(LNIHRACAT(-2),2)	1.333962	0.792151	1.683975	0.0968
D(LNIHRACAT(-3),2)	0.847903	0.696277	1.217767	0.2275
D(LNIHRACAT(-4),2)	0.468588	0.591632	0.792026	0.4311
D(LNIHRACAT(-5),2)	0.306278	0.473364	0.647023	0.5198
D(LNIHRACAT(-6),2)	0.051593	0.350118	0.147358	0.8833
D(LNIHRACAT(-7),2)	-0.048527	0.229839	-0.211134	0.8334
D(LNIHRACAT(-8),2)	-0.029172	0.117389	-0.248510	0.8045
C	0.019509	0.025587	0.762453	0.4484
@TREND(1995:01)	-3.13E-05	0.000453	-0.069089	0.9451
R-squared	0.763708	Mean dependent var		-0.000658
Adjusted R-squared	0.728959	S.D. dependent var		0.174254
S.E. of regression	0.090719	Akaike info criterion		-1.833553
Sum squared resid	0.559639	Schwarz criterion		-1.503630
Log likelihood	83.42536	F-statistic		21.97790
Durbin-Watson stat	2.001072	Prob(F-statistic)		0.000000

### İthalat Tutarı Serisinin Durağanlığının Birim Kök Testi ile Araştırılması

İM serisinin ADF birim kök testlerinde hipotezler,

$H_0: \delta_2 = 0$  (İM birim köke sahiptir.)

$H_1: \delta_2 < 0$  (İM birim köke sahip değildir.)

gibi formüle edilir

Tablo 3.3'de ithalat tutarı (İM) serisinin düzeyleri için yapılan ADF birim kök test sonuçları verilmiştir. İM serisi için hesaplanan test istatistiğinin mutlak değeri kritik



değerin mutlak değerinden küçük ( $|-2,959129| < |-3,4673|$ ) olduğundan  $H_0: \delta_2 = 0$  hipotezi reddedilememiştir. Buna göre, ithalat tutarı serisi düzeylerde birim köke sahiptir veya durağan değildir.

**Tablo 3.3. IM Serisinin Düzeylerde ADF Birim Kök Test sonuçları**

ADF Test Statistic	-2.959129	1% Critical Value*	-4.0787
		5% Critical Value	-3.4673
		10% Critical Value	-3.1601

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNITHALAT)

Method: Least Squares

Date: 06/23/03 Time: 14:56

Sample(adjusted): 1995:12 2002:05

Included observations: 78 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNITHALAT(-1)	-0.451728	0.152656	-2.959129	0.0043
D(LNITHALAT(-1))	-0.082364	0.156071	-0.527736	0.5995
D(LNITHALAT(-2))	-0.047225	0.154905	-0.304863	0.7614
D(LNITHALAT(-3))	0.124844	0.154788	0.806552	0.4229
D(LNITHALAT(-4))	0.098234	0.152733	0.643174	0.5224
D(LNITHALAT(-5))	0.266215	0.150613	1.767539	0.0818
D(LNITHALAT(-6))	0.183524	0.149824	1.224928	0.2250
D(LNITHALAT(-7))	0.311134	0.148015	2.102049	0.0394
D(LNITHALAT(-8))	0.127770	0.144684	0.883096	0.3804
D(LNITHALAT(-9))	0.162757	0.133603	1.218211	0.2275
D(LNITHALAT(-10))	-0.116214	0.118208	-0.983128	0.3292
C	3.698933	1.244740	2.971651	0.0041
@TREND(1995:01)	0.000368	0.000732	0.502468	0.6170
R-squared	0.340666	Mean dependent var		0.001910
Adjusted R-squared	0.218943	S.D. dependent var		0.146455
S.E. of regression	0.129433	Akaike info criterion		-1.100294
Sum squared resid	1.088940	Schwarz criterion		-0.707509
Log likelihood	55.91146	F-statistic		2.798697
Durbin-Watson stat	2.007088	Prob(F-statistic)		0.003873

Tablo 3.4'de IM serisinin birinci farkları için yapılan ADF birim kök test sonuçları verilmiştir. Hesaplanan test istatistiğinin mutlak değeri kritik değerinden büyük ( $|-4,367314| > |-3,4681|$ ) olduğundan  $H_0: \delta_2 = 0$  hipotezi reddedilmiştir. Buna göre, ithalat tutarı serisi birinci farklarda birim köke sahip değildir, seri birinci farklarında durağan hale gelmiştir.

Tablo 3.4. IM Serisinin Birinci Farklarda ADF Birim Kök Test Sonuçları

ADF Test Statistic	-4.367314	1% Critical Value*	-4.0803
		5% Critical Value	-3.4681
		10% Critical Value	-3.1606

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNITHALAT,2)

Method: Least Squares

Date: 06/23/03 Time: 14:57

Sample(adjusted): 1996:01 2002:05

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNITHALAT(-1))	-2.957175	0.677115	-4.367314	0.0000
D(LNITHALAT(-1),2)	1.471190	0.645204	2.280195	0.0259
D(LNITHALAT(-2),2)	1.143227	0.611764	1.868737	0.0662
D(LNITHALAT(-3),2)	1.013394	0.570659	1.775829	0.0805
D(LNITHALAT(-4),2)	0.903736	0.527896	1.711958	0.0917
D(LNITHALAT(-5),2)	0.946311	0.475500	1.990140	0.0509
D(LNITHALAT(-6),2)	0.905786	0.418867	2.162466	0.0343
D(LNITHALAT(-7),2)	0.978502	0.351037	2.787459	0.0070
D(LNITHALAT(-8),2)	0.834434	0.278598	2.995122	0.0039
D(LNITHALAT(-9),2)	0.717993	0.196342	3.656853	0.0005
D(LNITHALAT(-10),2)	0.327466	0.112774	2.903738	0.0051
C	0.025515	0.038347	0.665368	0.5082
@TREND(1995:01)	-0.000413	0.000699	-0.591100	0.5565
R-squared	0.773102	Mean dependent var		-0.002050
Adjusted R-squared	0.730559	S.D. dependent var		0.241692
S.E. of regression	0.125457	Akaike info criterion		-1.160974
Sum squared resid	1.007318	Schwarz criterion		-0.765267
Log likelihood	57.69752	F-statistic		18.17212
Durbin-Watson stat	1.592848	Prob(F-statistic)		0.000000

### Dolar Kur Fiyatı Serisinin Durağanlığının Birim Kök Testi İle Araştırılması

ER serisinin durağanlığının ADF birim kök testlerinde hipotezler,

$H_0: \delta_3 = 0$  (ER birim köke sahiptir.)

$H_1: \delta_3 < 0$  (ER birim köke sahip değildir.)

gibi formüle edilir.

Tablo 3.5'te dolar kur fiyatı (ER) serisinin düzeyleri için yapılan ADF birim kök test sonuçları görülmektedir. ER serisi için hesaplanan test istatistiğinin mutlak değeri kritik değerinin mutlak değerinden küçük ( $|-1,440485| < |-3,4704|$ ) olduğundan  $H_0: \delta_3 = 0$  hipotezi reddedilememiştir. Buna göre, dolar kur fiyatı serisi düzeylerde birim köke sahiptir, serinin düzeylerde durağan olmadığı belirlenmiştir.

Tablo 3.5. ER Serisinin Düzeylerde ADF Birim Kök Test sonuçları

ADF Test Statistic	-1.440485	1% Critical Value*	-4.0853
		5% Critical Value	-3.4704
		10% Critical Value	-3.1620

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LDOVKUR)

Method: Least Squares

Date: 01/12/00 Time: 12:23

Sample(adjusted): 1996:04 2002:05

Included observations: 74 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LDOVKUR(-1)	-0.119344	0.082850	-1.440485	0.1552
D(LDOVKUR(-1))	0.332483	0.145653	2.282707	0.0262
D(LDOVKUR(-2))	-0.021042	0.151232	-0.139134	0.8898
D(LDOVKUR(-3))	-0.046239	0.149545	-0.309195	0.7583
D(LDOVKUR(-4))	0.063538	0.140043	0.453707	0.6518
D(LDOVKUR(-5))	0.015789	0.151257	0.104388	0.9172
D(LDOVKUR(-6))	-0.089479	0.150592	-0.594183	0.5547
D(LDOVKUR(-7))	0.136911	0.144150	0.949782	0.3462
D(LDOVKUR(-8))	-0.096084	0.145048	-0.662427	0.5104
D(LDOVKUR(-9))	-0.398608	0.157892	-2.524565	0.0144
D(LDOVKUR(-10))	0.067199	0.162200	0.414296	0.6802
D(LDOVKUR(-11))	-0.275294	0.158949	-1.731963	0.0887
D(LDOVKUR(-12))	0.100114	0.165471	0.605025	0.5476
D(LDOVKUR(-13))	-0.209836	0.175414	-1.196231	0.2366
D(LDOVKUR(-14))	0.000705	0.167912	0.004199	0.9967
C	1.338712	0.851623	1.571953	0.1215
@TREND(1995:01)	0.004862	0.003590	1.354157	0.1810
R-squared	0.400243	Mean dependent var		0.040504
Adjusted R-squared	0.231890	S.D. dependent var		0.045650
S.E. of regression	0.040008	Akaike info criterion		-3.401017
Sum squared resid	0.091238	Schwarz criterion		-2.871704
Log likelihood	142.8376	F-statistic		2.377403
Durbin-Watson stat	1.972407	Prob(F-statistic)		0.008648

Tablo 3.6'da ER serisinin birinci farkları için yapılan ADF birim kök test sonuçları verilmiştir. Hesaplanan test istatistiğinin mutlak değeri kritik değerin mutlak değerinden büyük ( $|-4,025041| > |-2,9001|$ ) olduğundan  $H_0: \delta_3 = 0$  hipotezi reddedilmiştir. Buna göre, dolar kur fiyatı serisi birinci farklarda birim köke sahip değildir, seri birinci farklarında durağan hale gelmiştir.

**Tablo 3.6. ER Serisinin Birinci Farklarda ADF Birim Kök Test Sonuçları**

ADF Test Statistic	-4.025041	1% Critical Value*	-3.5188
		5% Critical Value	-2.9001
		10% Critical Value	-2.5871

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

**Augmented Dickey-Fuller Test Equation**

Dependent Variable: D(LDOVKUR,2)

Method: Least Squares

Date: 01/12/00 Time: 12:28

Sample(adjusted): 1996:03 2002:05

Included observations: 75 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LDOVKUR(-1))	-2.051552	0.509697	-4.025041	0.0002
D(LDOVKUR(-1),2)	1.334006	0.478182	2.789746	0.0070
D(LDOVKUR(-2),2)	1.232137	0.438197	2.811835	0.0066
D(LDOVKUR(-3),2)	1.115185	0.408793	2.727998	0.0083
D(LDOVKUR(-4),2)	1.123463	0.376338	2.985249	0.0041
D(LDOVKUR(-5),2)	1.077618	0.345304	3.120777	0.0028
D(LDOVKUR(-6),2)	0.932313	0.338833	2.751540	0.0078
D(LDOVKUR(-7),2)	1.018695	0.306792	3.320477	0.0015
D(LDOVKUR(-8),2)	0.861725	0.282104	3.054638	0.0033
D(LDOVKUR(-9),2)	0.419534	0.272692	1.538490	0.1291
D(LDOVKUR(-10),2)	0.462272	0.220024	2.101005	0.0398
D(LDOVKUR(-11),2)	0.150999	0.182606	0.826910	0.4115
D(LDOVKUR(-12),2)	0.240846	0.159965	1.505621	0.1373
C	0.089830	0.023176	3.876065	0.0003
R-squared	0.525944	Mean dependent var		0.000139
Adjusted R-squared	0.424916	S.D. dependent var		0.052700
S.E. of regression	0.039964	Akaike info criterion		-3.434931
Sum squared resid	0.097427	Schwarz criterion		-3.002334
Log likelihood	142.8099	F-statistic		5.205914
Durbin-Watson stat	1.985518	Prob(F-statistic)		0.000004

### 4.3. Eşbütünleşme İlişkisinin Araştırılması

İhracat tutarı, ithalat tutarı ve dolar kur fiyatı serilerinde mevcut olan birim köklerin sayısı veya seriyi durağan hale dönüştürmek için yapılan fark alma işleminin sayısı serilerin bütünleşme derecesini verir (bkz. s.23.). Birim kök test sonuçlarına göre, düzeylerinde durağan olmayan EX, IM ve ER serileri birinci farklarında durağan hale gelmişlerdir ve serilerde bulunan birim kök sayısı bir (1) olarak belirlenmiştir. Bu da, serilerin birinci dereceden bütünleşik  $I(1)$  seriler olduğu anlamına gelmektedir.

Aralarında nedensellik ilişkisi belirlenmek istenen EX ve ER serileri ile IM ve ER serileri aynı dereceden bütünleşik  $I(1)$  bulunduğu için, bu değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi incelenmiştir. Eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığını belirleyebilmek için, söz konusu değişkenler arasındaki eşbütünleşme regresyonu tahmin edilerek elde edilen hata terimlerine ADF birim kök testi uygulanmıştır.

Hata terimlerinin birim kök testlerinde hipotezler,

$$H_0: \delta = 0 \quad (\text{Hata terimi birim köke sahiptir})$$

$$H_1: \delta < 0 \quad (\text{Hata terimi birim köke sahip değildir})$$

gibi ifade edilir.

Eğer hata terimleri birim köke sahipse, başka bir ifadeyle hata terimleri durağan değilse söz konusu seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur. Aksine hata terimleri durağan bulunursa seriler eşbütünleşmiştir.

Tablo 3.7'de, Eviews 3.0 paket programından elde edilen ADF birim kök testi sonuçları görülmektedir.

**Tablo 3.7. Hata Terimleri İçin ADF Birim Kök Test Sonuçları**

Eşbütünleşme Regresyonu	Test İstatistiği Değeri	%5 Anlam Düzeyinde Kritik Değer
LogEX=f(logER)	-1,996115	-2,8986
LogER=f(logEX)	-0,849871	-2,8991
LogIM=f(logER)	-2,940333	-2,8986
LogER=f(logIM)	-0,553786	-2,8947

Tablo 3.7'deki kritik değerler bilgisayar çıktısından elde edilen %5 anlam düzeyindeki MacKinnon kritik değerleridir.

Tablo 3.7 incelendiğinde  $|-1,996115| < |-2,8986|$  ve  $|-0,849871| < |-2,8991|$  olduğu görülmektedir. EX ve ER serileri arasındaki eşbütünleşme regresyonundan elde edilen hata terimleri için hesaplanan test istatistiklerinin mutlak değeri, %5 anlam düzeyindeki kritik değerlerin mutlak değerinden küçük olduğundan  $H_0: \delta = 0$  şeklindeki sıfır hipotezi reddedilememiştir. Hata terimleri birim köke sahiptir, bir başka ifadeyle hata terimleri durağan değildir. Buna göre, ihracat tutarı ve dolar kur fiyatı serileri arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı söylenebilir. Buradan iki seri arasında bir uzun dönem denge ilişkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Yine, Tablo 3.7'de  $|-2,940333| > |-2,8986|$  olduğu görülmektedir. IM ve ER arasındaki eşbütünleşme regresyonundan elde edilen hata terimleri için hesaplanan test istatistiğinin mutlak değeri, %5 anlam düzeyindeki kritik değer mutlak değerinden büyük olduğundan  $H_0: \delta = 0$  şeklindeki sıfır hipotezi reddedilmiştir. Hata terimleri birim köke sahip değildir, başka bir ifadeyle hata terimleri durağandır. Buna göre, ithalat tutarı ve dolar kur fiyatı serileri arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır. IM ve ER serileri arasında uzun dönem denge ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

#### 4.4. Granger Nedensellik Testi Uygulamaları

##### 4.4.1. İthalat Tutarı – Dolar Kur Fiyatı İlişkisinin Belirlenmesinde Granger Nedensellik Testi Sonuçları

İki zaman serisi arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunması standart Granger nedensellik testi uygulanarak yapılan çıkarsamaları geçersiz kılmaktadır. Böyle durumlarda değişkenler arasındaki nedensel ilişkinin araştırılması için Granger nedensellik testinde eşbütünleşme regresyonundan elde edilen hata düzeltme terimine yer vermek gerekir. Bu çalışmada bu konuya değinilmediğinden, aralarında uzun dönem denge ilişkisi bulunan IM ve ER serileri arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmemiştir.

#### 4.4.2. İhracat Tutarı – Dolar Kur Fiyatı İlişkisinin Belirlenmesinde Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Eşbütünleşme testine dayanarak EX ve ER serileri arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığı sonucu elde edildiğinden, bu iki seri arasındaki nedensel ilişkinin yönünü belirlemek amacıyla Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Eviews 3.0 paket programından elde edilen test sonuçları Tablo 3.8’de verilmiştir.

Hesaplanan F-istatistikleri  $n$  örneklem büyüklüğünü,  $m$  gecikme genişliğini göstermek üzere  $m$  ve  $n-2m$  serbestlik derecesine sahiptir. Bu çalışmada, örneklem büyüklüğü  $n=89$ ’dur. Her bir  $m$  değeri için tahmin edilen modeller arasından en güvenilir sonucu veren gecikme genişliği de  $m=6$  olarak belirlenmiştir.

Tablo 3.8. Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Sıfır Hipotezi	Hesaplanan F istatistiği (gecikme genişliği = 6)	P Olasılık Değeri
$EX_t, ER_t$ 'ye Granger anlamında neden olmaz	0,36389	0,89934
$ER_t, EX_t$ 'ye Granger anlamında neden olmaz	2,38251	0,03752

Tablo 3.8’de hesaplanan F-istatistikleri 6 ve 77 serbestlik derecelerine sahiptir. 6 ve 77 serbestlik derecesinde %5 anlam düzeyinde F tablo değeri (2,24) olarak bulunmuştur. Buna göre,  $0,36389 < 2,24$  olduğundan “ $EX_t, ER_t$ ’ye Granger anlamında neden olmaz” şeklindeki sıfır hipotezi reddedilememiştir. Buna göre ihracat tutarının, dolar kur fiyatına Granger anlamında neden olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Benzer olarak,  $2,38251 > 2,24$  olduğundan “ $ER_t, EX_t$ ’ye Granger anlamında neden olmaz” şeklindeki sıfır hipotezi reddedilmiştir. Buna göre, dolar kur fiyatının ihracat tutarına Granger anlamında neden olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

## SONUÇ

Bu çalışmada Ocak/1995 - Mayıs/2002 dönemine ilişkin ihracat ve ithalat tutarı ile dolar kur fiyatı verileri kullanılarak bu verilere ilişkin değişkenler arasındaki nedensel ilişkiler belirlenmeye çalışılmıştır.

İthalat tutarı ile dolar kur fiyatı değişkenleri arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi bulunmuştur. Bu iki değişken arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunması standart Granger nedensellik testine dayanılarak yapılacak çıkarsamaları geçersiz kılmaktadır. Böyle bir durumda Granger nedensellik testinde eşbütünleşme regresyonundan elde edilen hata düzeltme terimine yer vermek gerekir. Bu bir başka araştırma konusu yapılabilir. Bu nedenle bu çalışmada ithalat tutarı ile dolar kur fiyatı arasındaki nedensel ilişki incelenmemiştir.

İhracat tutarı ile dolar kur fiyatı arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi bulunamamıştır. Bu sebeple bu iki değişken arasındaki nedensel ilişkinin yönünü belirlemek amacıyla standart Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Test sonucunda dolar kur fiyatındaki değişmelerin ihracatta değişmelere yol açtığı sonucu elde edilmiştir. Türkiye’de Ocak/1995 – Mayıs/2002 döneminde ihracat tutarı ile dolar kur fiyatı arasında altı ay gecikmeli yönü dolar kur fiyatından ihracata doğru olan bir nedensel ilişki bulunmaktadır. Bu sonuca göre, hem ihracat hem de dolar kur fiyatının yer aldığı ekonometrik bir modelde dolar kur fiyatının bağımsız ihracatın da bağımlı değişkenler olarak kullanılması gerektiği söylenebilir.



## EKLER

## EK 1 Ocak 1995-Mayıs 2002 Dönemine Ait Dolar Kur Fiyatı,İhracat Tutarı,İthalat Tutarı Verileri

Dönem	İhracat Tutarı	İthalat Tutarı	Dolar Kur Fiyatı
1995:01	7.345824	7.648312	10.60842
1995:02	7.346436	7.733097	10.63183
1995:03	7.412154	7.813586	10.64719
1995:04	7.528731	8.001292	10.65865
1995:05	7.315616	7.857103	10.66289
1995:06	7.514679	8.021745	10.69442
1995:07	7.489956	7.964292	10.71697
1995:08	7.466298	8.068411	10.77869
1995:09	7.467389	8.028251	10.79772
1995:10	7.568772	8.074822	10.84072
1995:11	7.630018	8.181442	10.90634
1995:12	7.782218	8.370684	11.02453
1996:01	7.468764	8.056595	11.04612
1996:02	7.484288	7.958760	11.09503
1996:03	7.605451	8.227573	11.16870
1996:04	7.510712	8.206211	11.22000
1996:05	7.392310	8.268664	11.26653
1996:06	7.465411	8.137957	11.30998
1996:07	7.557291	8.272142	11.33162
1996:08	7.571584	8.166607	11.36460
1996:09	7.548012	8.107638	11.42283
1996:10	7.650811	8.189909	11.46996
1996:11	7.709596	8.279873	11.53132
1996:12	7.783094	8.429682	11.59030
1997:01	7.622867	8.192455	11.66040
1997:02	7.526767	8.039184	11.71243
1997:03	7.685375	8.250998	11.75100
1997:04	7.613981	8.161521	11.81510
1997:05	7.692253	8.370797	11.85118
1997:06	7.664635	8.261690	11.90077
1997:07	7.673236	8.326935	11.98024
1997:08	7.667787	8.332969	12.02251
1997:09	7.706842	8.379670	12.06474
1997:10	7.778968	8.383412	12.10686
1997:11	7.833247	8.378684	12.17803
1997:12	7.787063	8.505355	12.23437
1998:01	7.693420	8.040963	12.27942
1998:02	7.632329	8.262305	12.34392
1998:03	7.814994	8.381075	12.39616
1998:04	7.558664	8.198005	12.42770
1998:05	7.790660	8.336812	12.45699
1998:06	7.723887	8.335062	12.49249
1998:07	7.700462	8.341043	12.50455
1998:08	7.713064	8.224005	12.53498
1998:09	7.699854	8.205167	12.53257
1998:10	7.822194	8.199098	12.56322
1998:11	7.719842	8.163851	12.62037
1998:12	7.713819	8.261043	12.65788
1999:01	7.540789	7.708191	12.71134
1999:02	7.693698	7.933116	12.77060
1999:03	7.784158	8.021305	12.81405
1999:04	7.577123	8.111954	12.87293
1999:05	7.707780	8.134264	12.91039

**EK 1(Devam)**

1999:06	7.660267	8.184937	12.94850
1999:07	7.720890	8.193695	12.96672
1999:08	7.570359	8.064113	13.00659
1999:09	7.729194	8.200766	13.04332
1999:10	7.885544	8.177248	13.08075
1999:11	7.802925	8.255357	13.15233
1999:12	7.710374	8.397109	13.20432
2000:01	7.660632	8.079949	13.23290
2000:02	7.724631	8.276775	13.26351
2000:03	7.747993	8.334244	13.28983
2000:04	7.799180	8.409941	13.31994
2000:05	7.757131	8.454899	13.33201
2000:06	7.751820	8.510070	13.34065
2000:07	7.735577	8.450521	13.36494
2000:08	7.622705	8.492701	13.39158
2000:09	7.784597	8.443228	13.40999
2000:10	7.716365	8.522009	13.43767
2000:11	7.823791	8.587182	13.43889
2000:12	7.819647	8.397846	13.42247
2001:01	7.712624	8.311786	13.43343
2001:02	7.830335	8.187154	13.72179
2001:03	7.842319	8.042048	13.87533
2001:04	7.869421	8.018951	13.96923
2001:05	7.967170	8.177181	13.96575
2001:06	7.848083	8.091734	14.05730
2001:07	7.817037	8.117559	14.09786
2001:08	7.854581	8.127010	14.13407
2001:09	7.863544	8.090729	14.24753
2001:10	7.940672	8.062922	14.28388
2001:11	7.948404	8.147576	14.21543
2001:12	7.838445	8.109173	14.18466
2002:01	7.843431	8.089189	14.09859
2002:02	7.798213	8.023913	14.15631
2002:03	7.928595	8.159406	14.10737
2002:04	7.915061	8.299037	14.10660
2002:05	7.964491	8.330395	14.16596

## KAYNAKÇA

- BOX, G.E.P ve JENKİNS, G.M., **Time Series Analysis: Forecasting and Control**, Holden-Day, California, 1970.
- CROMWELL, Jeff B. ve diğerleri, **Multivariate Tests For Time Series Models**. Series: Quantative Applications in the Social Science, 1994.
- ÇÖMLEKÇİ, Necla, **Temel İstatistik İlke ve Teknikleri**, Gözden geçirilmiş 3. baskı, Eskişehir: Bilim Teknik Yayınevi, 1998.
- ERLAT, Haluk, **Nedensellik Sınamaları Üzerine**. ODTÜ Gelişme Dergisi, 10(1), Ankara: Ocak 1983.
- ERTEK, Tümay, **Ekonometriye Giriş**. Genişletilmiş 2. Baskı, İstanbul: Beta Yayınevi, 1996.
- GRANGER, C.W.J. ve NEWBOLD, Paul, **Forecasting Economic Time Series**. New York, 1977.
- GRANGER, C.W.J, "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods". **Econometrica** (37), 1969.
- GUJARATI, Damodar N., **Temel Ekonometri**. Birinci basım, çevirenler: Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen, İstanbul: Literatür Yayınevi, Ekim 1999.
- GÜRSAKAL, Necmi, "Operasyonel Bir Kavram Olarak Nedensellik Ve Bu Kavrama Dayandırılan Bir Uygulama". **Uludağ Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi** Cilt VII, Sayı 1, Nisan 1986
- HACIHASANOĞLU, Bilge, "Türkiye'de Para Arzı ile Enflasyon Arasında Nedensellik İlişkisi". **Hacettepe Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi**, Cilt no:1 Sayı no:1, Haziran 1983.
- İŞİĞİÇOK, Erkan , **Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi, Türkiye'de Para Arzı ve Enflasyon Üzerine Ampirik Bir Araştırma**. Bursa: Uludağ Üniversitesi Güçlendirme Vakfı Yayın no:94, Eylül 1994.

### KAYNAKÇA (Devam)

KAYIM, Halil, **İstatistiksel Ön Tahmin Yöntemleri**. Ankara: Hacettepe Üniversitesi İ.İ.B.F. Yayınları no:11, 1985.

NEWBOLD, Paul, **İşletme ve İktisat İçin İstatistik**. 4.Basımdan çeviren: Ümit Şenesen, İ.T.Ü İşletme Fakültesi, Eylül 2000.

ÖZER, Mustafa, "Reel Döviz Kurları ile Nominal Döviz Kurları Arasında Nedensellik". Eskişehir: **Anadolu Üniv. Açıköğretim Fakültesi Dergisi**, Cilt no:1 Sayı no:1, Haziran 1994.

\_\_\_\_\_, Mustafa, "Türkiye'de Hisse Senedi Fiyatları ile Döviz Kurları Arasında Etkileşimler" **Bahçeşehir Üniv. Ekonomi ve Yönetim Bilimleri Dergisi**, Eylül 1999.

\_\_\_\_\_, Mustafa, "Türkiye'de Reel Döviz Kurunun Zaman Serisi Analizi (1975-1991)" Yayınlanmamış Doktora Tezi, 1992.

ÖZMEN, Ahmet, **Zaman Serisi Analizinde Box-Jenkins Yöntemi ve Banka Mevduat Tahmininde Uygulama Denemesi**. Eskişehir:Anadolu Üniversitesi Yayınları no:207, 1986.

\_\_\_\_\_, Ahmet, "Para Arzı ile Enflasyon Arasındaki Nedensel İlişkinin Araştırılmasında Çapraz Korelasyon Çözümlemesi ve Türkiye Örneği". Eskişehir:**Anadolu Üniversitesi İ.İ.B.F. Prof.Dr.Güneri Ergülen'e Armağan Dergisi**, Cilt no:XVI, 2000/1.

\_\_\_\_\_, Ahmet, "Mevsimsel Dalgalanmalar İçeren Zaman Serilerinde Kısa Dönem Öngörü Amaçlı ARIMA Modellerinin Kullanımı" Eskişehir: **Anadolu Üniversitesi Fen Edebiyat Dergisi** C:2, S:2,1990.

\_\_\_\_\_, Ahmet, "Durağanlığın Araştırılmasında ADF Testi ve Türkiye GNP'si Üzerine Bir Uygulama" Eskişehir: **Anadolu Üniversitesi Fen Fakültesi Dergisi** S:5, 2001

SERPER, Özer, **Uygulamalı İstatistik 2**. Genişletilmiş 3. baskı, İstanbul:Filiz Kitabevi, 1996.

SÜMBÜLOĞLU, Vildan ve Kadir, **Sağlık Bilimlerinde Araştırma Yöntemleri**. Üçüncü basım, Ankara: Hatiboğlu Yayınevi, 2000.

**KAYNAKÇA (Devam)**

ŞIKLAR, Emel, **Eşbütünleşme Analizi ve Türkiye’de Para Talebi**, Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Yayınları no:1206, 2000.

TÜRKÖZ, Meral, “Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi ve Granger, Sims Nedensellik Testleri Üzerine Bir Uygulama”. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Anadolu Üniversitesi, Haziran 1998.

YILDIRIM, Cemal, **100 Soruda Bilim Felsefesi**, İstanbul:[Remzi Kitabevi], Nisan 1973.