T.C.

İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ

SOSYAL BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

YAPISAL KIRILMALI BİRİM KÖK TESTLERİ VE İŞSİZLİK HİSTERİSİ ÜZERİNE UYGULAMASI

YÜKSEK LİSANS TEZİ

DANIŞMAN

YRD. DOÇ. DR. FATMA ZEREN

HAZIRLAYAN

MUSTAFA GÖKÇE

MALATYA-2015

T.C.

İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ

SOSYAL BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

YAPISAL KIRILMALI BİRİM KÖK TESTLERİ VE İŞSİZLİK HİSTERİSİ ÜZERİNE UYGULAMASI

YÜKSEK LİSANS TEZİ

DANIŞMAN

YRD. DOÇ. DR. FATMA ZEREN

HAZIRLAYAN

MUSTAFA GÖKÇE

Jürimiz 21/08/2015 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda bu yüksek lisans tezini (oybirliği /oyçokluğu) ile başarılı bulunarak Ekonometri Anabilim, Ekonometri Bilim dalında yüksek lisans tezi olarak kabul edilmiştir.

Jüri Üyelerinin Unvan Ad Soyadı — imzası

1. Prof. Dr. Mehmet Güngör ....
2. Yrd. Doç. Dr. Fatma Zeren ....
3. Yrd. Doç. Dr. Gökhan Gökdere ....

İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Yönetim Kurulunun 25/08/2015 tarih ve 2015/38 ..sayılı kararıyla bu tezin kabulü onaylanmıştır.

Prof. Dr. Mehmet KARAGÖZ

Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürü

ONUR SÖZÜ

"Yrd. Doç. Dr. Fatma ZEREN' in danışmanlığında yüksek lisans tezi olarak hazırladığım **YAPISAL KIRILMALI BİRİM KÖKLER VE İŞSİZLİK HİSTERİSİ ÜZERİNE UYGULAMASI** başlıklı bu çalışmanın, bilimsel ahlak ve geleneklere aykırı düşecek bir yardıma başvurulmaksızın tarafımdan yazıldığını ve yararlandığım bütün yapıtların hem metin içinde hem de kaynakça da yöntemine uygun biçimde gösterilenlerden oluştuğunu belirtir, bunu onurumla doğrularım."

İmza

Mustafa GÖKÇE

BİLDİRİM

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

□ Tezimin tamamı her yerden erişime açılabilir.

■ Tezim sadece İnönü Üniversitesi yerleşkelerinden erişime açılabilir.

□ Tezimin …… yıl süreyle erişime açılmasını istiyorum.

21/08/2015

Mustafa GÖKÇE

TEŞEKKÜR

Tez çalışmam süresince bilgi ve öneri anlamında hiçbir zaman desteğini esirgemeyen ve bu tezin oluşmasında büyük rol oynayan çok değerli ve saygıdeğer hocam Yrd. Doç. Dr. Fatma ZEREN' e,

Çalışmalarım sırasında bana yardımcı olan bütün bölüm hocalarım ve araştırma görevlisi arkadaşlarıma,

Tezimi hazırladığım süreçte bana maddi ve manevi her türlü desteği veren aileme,

Sonsuz teşekkür ederim.

ÖZET

GÖKÇE, Mustafa. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri ve İşsizlik Histerisi Üzerine Uygulaması, Yüksek Lisans Tezi, Malatya, 2015.

Zaman serileri, zaman içinde gözlemlenen ölçümler dizisi olup; bilimin her dalında uygulamaları bulunan, istatistiğin ve bazen de ekonometrinin bir uygulama alanıdır. Zaman serisi verilerine dayalı ekonometrik modellerde serilerin özelliklerinin bilinmesi ve dikkate alınması gereklidir. Özellikle serilerin durağanlık özelliklerinin araştırılması önemlidir. Seri durağan değil ise t, F, ki-kare sınamaları ve buna benzer istatistiksel çalışmalar kuşkulu hale gelir. Durağanlık, bir serinin zaman içinde ortalamasının ve varyansının sabit, kovaryansının ise zamandan bağımsız olmasıdır. Seriler durağan olmadığında ileriye dönük tahminler sapmalı olur. Durağan dışı değişkenler ile ilgili kurulan regresyon ilişkisi de sahtedir. Zaman serilerinin sahip olduğu trend (eğilim) ve serilerde meydana gelen kırılmalar serinin durağan olmamasına neden olmaktadır. Bu nedenlerden dolayı durağanlık, zaman serileri analizinde hayati öneme sahiptir. Bu çalışmada durağanlığı sınayan birim kök testleri tanıtılmıştır. Literatürde durağanlığı sınamak için yaygın olarak kullanılan testler iki gruba ayrılmaktadır. Birinci gruptaki testler serideki yapısal kırılmaları dikkate almayan, Dickey-Fuller (DF) birim kök testi , Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi, Phillips-Perron birim kök testi, KPSS birim kök testi gibi birim kök testleridir. Diğer testler ise serideki yapısal kırılmaları hesaplayan Perron kırılmalı birim kök testi, Zivot Andrews birim kök testi , Lumpsdaine Papell birim kök testi, Lee-Strazicich birim kök testi, Kapetanios birim kök testi ve Carrion-i-Silvestre birim kök testleridir. Uygulama çalışmasında işsizlik histerisi hipotezi bu testlerle sınanmıştır. 1923-2014 tarihleri için Türkiye'de işsizlik histerisi hipotezinin geçerli olduğu sonucuna varılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Zaman Serileri, Durağanlık, Yapısal Kırılma, Birim Kök Testi.

ABSTRACT

GÖKÇE Mustafa. Structural Break Unit Root Test and Application on Unemployment Hysteria, Master Thesis, Malatya, 2015.

Time series is a series of measurements observed over time; who practices in all branches of science, a field of application of statistics and econometrics sometimes. Considering the characteristics of the series and knowing the characteristics of the series in econometric models based on time series data is required. In particular, it is important to investigate the stationarity properties of the series. If a time series is non-stationarity. t, F, ki-kare tests and similar statistical studies it becomes suspicious. Stationarity is that a series in the time which average, variance to be constant, and covariance to be independent of time. In addition to when the series is non-stationarity. The forward estimates would deviant. About the non-stationarity variables established regression relationship is spurious. Because a time series which contain trend and breaks, the time series occur non-stationarity series. For that reason stationarity is so important to analyze time series. In this study, the unit root tests that to test the stationarity, has been introduced. The tests commonly used to test the stability in the literature is divided into two groups. Tests of the first group are tests that don't take into account the structural break in the series. These tests are Dickey Fuller (DF) unit root test, Augmented Dickey Fuller (ADF) unit root test, Phillips - Perron unit root test and KPSS unit root test. Other tests are tests that take into account the structural break in the series. These tests are Perron structural break unit root test, Zivot-Andrews unit root test, Lumpsdaine-Papell unit root test, Lee-Strazicich unit root test, Kapetanios unit root test and Carrion-i-Silvestre unit root test. Unemployment hysteria hypothesis with this test has been tested in application work . It was concluded that between 1923-2014 unemployment hysteria in Turkey.

Key Words: Time Series, Stationarity, Structural Break, Unit Root Test.

İÇİNDEKİLER

TABLOLAR SAYFASI

Sayfa No

KISALTMALAR SAYFASI

ACF	Otokorelasyon fonksiyonu
ADF	Augmented Dickey Fuller
AIC	Akaike Bilgi Kriteri
AR(p)	Otoregresif Süreç
ARMA(p,q)	Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci
ARIMA(p,d,q)	Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama Süreci
DF	Dickey-Fuller
EKK(OLS)	En Küçük Kareler
GEKK	Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
IID	Bağımsız ve Özdeş Dağılan
KPSS	Kwiatkowski,Phillips,Schimidt,Shin
LM	Lagrange Çarpanı
LP	Lumsdaine-Papell
LS	Lee-Strazicich
MA(q)	Hareketli Ortalama Süreci
PACF	Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu
PP	Phillips-Perron
SIC	Schwarz Bilgi Kriteri
TÜİK	Türkiye İstatistik Kurumu
WN	White Noise
ZA	Zivot-Andrews

ŞEKİLLER SAYFASI

GİRİŞ

Zaman serileri, bir değişkenin belirli zaman aralıkları ile gözlemlendiği sayısal değerler grubudur. Zaman serileri analizi, zaman içinde düzenli aralıklarla gözlemlenen bu verilerin istatistiksel olarak incelenmesini ve gelecek dönemlerde elde edilebilecek verilerin öngörüsünün güvenilir bir şekilde yapılabilmesini içermektedir.

Zaman serisi verilerine dayalı ekonometrik modellerde serilerin özelliklerinin bilinmesi ve dikkate alınması gereklidir. Zaman serileri kullanılarak yapılan ekonometrik uygulamalarda yapılan tahminlerin sonucunun, gerçeği daha yüksek düzeyde temsil edebilmesi için serinin (değişkenlerin) durağan olması varsayımının gerçekleşmesi istenmektedir. Durağanlık, zaman serisi verilerinin sabit ortalama etrafında dalgalandığı ve dalgalanmanın varyansının özellikle zaman boyunca sabit kalmasıdır. İleriye dönük tahminlerde bir zaman serisinin durağanlık koşulunu sağlaması gerekir. Eğer seri durağan değilse otokorelasyon ve sahte regresyon gibi sorunlarla karşılaşılmaktadır. Bu durumda regresyon analizinden elde edilen bulgular gerçek ilişkiyi yansıtmayacaktır. O nedenle durağanlığın kontrol edilmesi gerekir. Bunun için durağanlık analizi denen birim kök testleri kullanılır.

Bu çalışmanın amacı, birim kök testlerini tanıtmak ve bu testlerle ilgili bir uygulama çalışması yapmaktır.

Birinci bölümünde zaman serileri ile ilgili temel kavramlardan bahsedilecektir. Zaman serisi, durağanlık, sahte regresyon, durağanlık testleri gibi kavramlara yer verilecektir.

İkinci bölümde birim kök kavramı ve klasik birim kök testlerinden bahsedilecektir. Literatürde birim kökün varlığını test etmek için yaygın kullanılan testler iki gruba ayrılmaktadır. Bu bölümde serideki yapısal kırılmaları dikkate almayan ilk gruptaki testler olan; Dickey Fuller (DF) birim kök testi, Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi, Phillips - Perron birim kök testi ve KPSS birim kök testi anlatılacaktır.

Üçüncü bölümde yapısal kırılmalı birim kök testlerinden bahsedilecektir. Bu testler; Perron (1989), Zivot Andrews (1992), Perron (1997), Lumpsdaine Papell (1997), Lee-Strazicich (2003), Kapetanios (2005) ve Carrion-i-Silvestre (2009) birim kök testleridir.

Dördüncü ve son bölümde uygulama çalışması olup; Türkiye için 1923-2014 tarihleri arasında işsizlik histerisinin geçerli olup olmadığı ile ilgili uygulamalar yapılacaktır. Elde edilen bulgular değerlendirilecektir. Uygulamada EViews, Rats ve Gauss programları kullanılacaktır.

BÖLÜM 1

1. EKONOMETRİDE ZAMAN SERİLERİ

1.1 Zaman Serileri

Değişkenlerin gün, hafta, ay, yıl gibi zaman birimlerine göre aldığı değerler dağılımını gösteren serilere *zaman serileri* denir. Diğer bir deyişle zaman serileri, belirli bir zaman farkıyla her değeri ilişkili ardarda gelen nümerik verilerden oluşur. Diğer bir tanımı ise şöyledir; bir veya daha fazla değişkenin değerlerinin zaman göre değişimini belirten verilere zaman serisi verisi denilir (Güriş, Çağlayan, 2010: 8).

Bu duruma örnek olarak yıllara bağlı büyüme oranı, aylık ve yıllık fiyat endeksleri, günlük borsa endeksi, aylık ihracat, kişi başı yıllık milli gelir, mevsimsel işsizlik oranları gibi değişkenlerle ilgili veriler zaman serisi verilerine örnek olarak gösterilebilir. Zaman serileri analizi ile geleceğe yönelik tahminde bulunulur. Zaman serileri rassal değişkenlerden (aldığı her değeri belli bir olasılıkla alan değişkenler) oluşur. Yani bir zaman serileri değişkeni $Y_1, Y_2,..., Y_t$, değerlerinin bir rassal olasılık dağılımından elde edildiği varsayılmaktadır (Kutlar, 1998: 231).

1.2 Zaman Serilerinin Özellikleri

Zaman serisi verilerine dayalı ekonometrik modellerde serilerin özelliklerinin bilinmesi ve dikkate alınması gereklidir. İktisadi zaman serileri; trend, mevsim, konjonktür ve düzensiz hareketlerin etkisi altındadır. Bir başka deyişle zaman serileri bu bileşenleri içerir. Verilerin zaman serisi özellikleri, deterministik ve stokastik özellikler olarak iki başlık altında incelenir. Serilerdeki deterministik özellikler, genellikle serilerde sabit, trend ve mevsimsellik bileşenlerinin bulunup bulunmamasıyla ilgili iken; stokastik özellikleri ise daha çok değişkenlerin durağan olup olmadıkları ile ilgilidir (Tarı, 2011: 374).

Ekonometrik yöntemlerin zaman serilerini oluşturan dört bileşen;

1.Trend(Eğilim) Bileşeni: Zaman içinde bir değişkenin süregelen uzun dönem hareketine trend denir. Deterministik ve stokastik olmak üzere iki çeşit trend vardır. *Deterministik trend*, zamanın rassal olmayan bir fonksiyonudur.
Stokastik trend, zaman içinde değişmektedir ve rassaldır (Watson, 2011: 560-561).

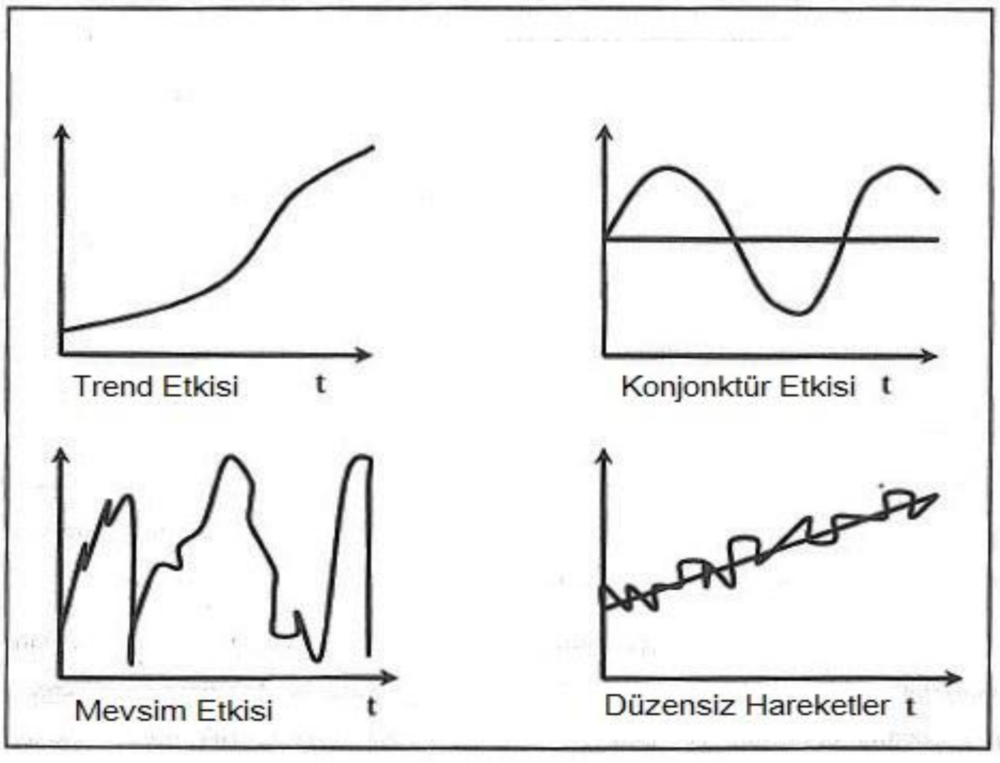
2.Mevsim Bileşeni: Zaman serilerinde mevsimlere göre değişmeyi ifade eder. Zaman serileri açısından kullanılan verilerin kimi dönemleri diğer dönemlere göre farklılık gösterir. Örneğin, ısınma giderlerine yapılan harcama, turizm gelirleri vb.

3.Konjonktür(Çevrimsel) Bileşeni: Ekonomide, mevsimsel değişmeler ile ilgili olmayan dönemsel değişmelerdir. Örneğin, ekonomide genel eğilimden bağımsız kısa süreli genişleme ya da daralma durumu çevrimsel süreci tarif eder.

4.Düzensiz Hareketler Bileşeni: Diğer unsurlar gibi belirli olmayan, rassal bir terim ile ifade edilebilecek değişmelerdir.

Zaman serileri bileşenleri ya toplamsal şekilde $Y_t = T_t + S_t + C_t + I_t$ ya da çarpımsal şekilde $Y_t = T_t\ S_t\ C_t\ I_t$ ile ifade edilir (Newbold, 2001: 777-785).

Bu dört bileşene ait grafik Şekil 1.1' de gösterilmiştir.



Şekil 1.1: Zaman Serilerinin Bileşenleri

1.3 Zaman Serilerinde Durağanlık Kavramı

İstatistiksel çalışmalar yapmadan önce zaman serisinin durağanlık koşulunu sağlayıp sağlamadığına bakılması gerekir. Aksi halde yapılan istatistiksel çıkarımlar hatalı olur.

İncelenen durağan bir Y_t zaman serisinin ortalaması $E(Y_t)$, zamanı gösteren t' den bağımsız olup varyansı $E[Y_t - E(Y_t)]^2$ ise zamana bağlı olarak sistematik değişmez ve sonlu bir sayı ile sınırlıdır. Bu nedenle seri, kendi ortalaması etrafında belirli bir genişlik ile dalgalanmaya eğilimlidir. Öte yandan, durağan olmayan seriler zamana bağlı olarak değişen ortalamaya sahip olduklarından, bu tip serilerin ortalaması ancak ait oldukları zaman aralığı belirtilerek verilebilir (Nemlioğlu, 2005: 2).

Daha genel ifadelerle açıklayacak olursak; bir zaman serisinin ortalaması ile varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan olasılıklı bir süreç, durağan süreç olarak ifade edilir. Y_t gibi bir serinin durağan olması durumunda:

Ortalama : $E(y_t) = \mu_t = \mu$

Varyans : $Var(y_t) = \sigma_t^2 = \sigma^2$

Kovaryans : $Cov(y_t, y_{t-s}) = E\,[\,(y_t - \mu_t)\,(y_{t-k} - \mu_{t-k})\,] = \sigma_{t,t-k} = \sigma_{|k|}$

Korelasyon : $Corr(y_t, y_{t-s}) = \frac{\sigma_{t,t-k}}{\sigma^2} = \rho_{t,t-k}$

şeklinde göstermek mümkündür. Burada σ_k , k gecikme ile ortak varyans ya da ardışık ortak varyans, Y_t ile Y_{t+k} arasındaki *k* dönem fark olan iki Y arasındaki ortak varyanstır. Eğer k=0 ise, σ_0 olur ki bu Y' nin varyansı olan σ^2 olur. Bu özelliklere sahip seriye zayıf durağan denir (Gujarati, 2005: 713).

1.3.1 Zayıf Durağanlık

Literatürde ve yukarıda belirtildiği gibi zamandan etkilenmeyen ortalaması, varyansı ve kovaryansı sabit olan kovaryans durağan serilere zayıf durağan (weakly stationarity) veya ikinci mertebe durağan denir. Geniş anlamda durağanlıktan kasıt zayıf durağanlıktır (Kutlar, 2000: 17).

Zaman serilerinde zayıf durağanlık çok kullanışlı özelliklere sahip olup özellikle uygulamada zaman serilerinin modellenmesinde, sezgisel olarak modelin türü ve model derecesinin belirlenmesinde kullanıldığı gibi serinin durağanlığı hakkında da bilgi vermektedir (Akdi, 2003: 16).

1.3.2 Güçlü Durağanlık

Bir seri eğer zayıf durağanlık özellikleri ile beraber dağılımı da zaman içinde değişmiyorsa bu durumda bu seri güçlü durağan olarak tanımlanır (Akgül, 2003: 6).

$\{Y_t : t \in T\}$ bir zaman serisi olsun (T indisi doğal sayılar kümesidir). Eğer $\forall$ n,h,$t_1, t_2, \ldots, t_n \in T$ ve $t_{1+h}, t_{2+h}, \ldots, t_{n+h} \in T$ olmak üzere, $\forall\, y_1, y_2, \ldots, y_n \in R$ için

$$F\, y_{t1}, y_t, \ldots, y_{tn}\, (y_1, y_2, \ldots, y_n) = F\, y_{t1+h}, y_{t2+h}, \ldots, y_{tn+h}\, (y_1, y_2, \ldots, y_n)$$

eşitliğini sağlıyorsa $\{Y_t : t \in T\}$ zaman serisine güçlü durağan denir. Bu tanımı basit bir ifade ile (" $\overset{D}{=}$ " aynı dağılıma sahip), $\forall$ n,h $\in$ T için,

$$(Y_{t1}, Y_{t2}, \ldots, Y_{tn}) \overset{D}{=} (Y_{t1+h}, Y_{t2+h}, \ldots, Y_{tn+h})$$

şeklinde gösterebiliriz. Bu tanımdan anlaşılan $(Y_1, Y_2, \ldots, Y_n)$ rassal vektörünün dağılım fonksiyonu ile herhangi bir öteleme ile elde edilen $(Y_{1+h}, Y_{2+h}, \ldots, Y_{n+h})$ rassal vektörünün dağılım fonksiyonları aynıdır. Özetlersek $\{Y_t : t \in T\}$ güçlü durağan bir zaman serisi ise Y_t ile Y_{t+h} ' nin dağılımı t ' ye değil h ' ye bağlıdır. Yani herhangi bir gözlem kümesinin ortak dağılımı gözlemlerin yapıldığı zamanların ileriye veya geriye doğru kaydırılması ile değişikliğe uğramıyorsa bu tür serilere güçlü durağandır denir (Akdi, 2003: 14).

1.4 Durağan Dışılığın Nedenleri

Zaman serilerinin durağan dışı olmasından kaynaklanan nedenlerden biri trenddir. Eğer seri stokastik bir trende sahipse bütün istatiksel sonuçlar anlamsız olmaktadır. Bu nedenle serideki trendin deterministik veya stokastik olup olmadığı önceden kontrol edilmelidir. Serilerinin durağan dışı olmasında diğer bir neden ise serilerde meydana gelen yapısal değişimlerdir(kırılmalardır) (Akdi, 2003: 2).

1.4.1 Trend (Eğilim)

Zaman içinde bir değişkenin uzun bir dönem boyunca süregelen hareketine trend denir. Zaman serisi değişkeni trend etrafında dalgalanır. Zaman serisi verilerinde iki çeşit trend yer alır (Stock, Watson, 2012: 560).

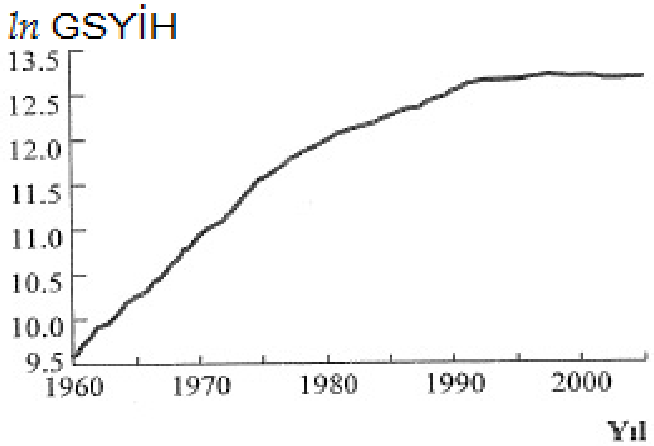
Deterministik trend, zamanın rassal olmayan bir fonksiyonu olup zamana göre doğrusal olabilir. Örneğin doğrusal deterministik trende sahip bir enflasyon oranı çeyrek dönemde %0.1 seviyesinde olursa t dönemde %0.1t şeklinde ifade edilebilir (Stock,Watson,2012:561).

Genel olarak, değişken ile zaman arasında doğrusal bir ilişki gösteren model,

$$Y_t = \alpha + \beta T + e_t \tag{1.1}$$

şeklinde ifade edilmektedir. Bu modele "doğrusal trend modeli" de denmektedir (Akgül,2003:42).

Şekil 1.2' de görüldüğü gibi 1960-2000 dönemi arasında GSYİH trendinin doğrusal bir artış şeklinde olduğunu söyleyebiliriz (Stock, Watson, 2012: 561).



Şekil 1.2: 1960-2000 tarihleri arasında Japonya GSYİH (logaritmalı)

Stokastik trend, zamanın rassal bir fonksiyonu olup zaman içinde değişmektedir. Şekil 1.3' deki ABD enflasyon trendi, uzun bir dönem yükseliş gösterdikten sonra düşüş göstermiştir (Stock, Watson, 2012: 561).

Şekil 1.3: 1960-2004 tarihleri arasında ABD enflasyon oranı (stokastik trend)

Bir zaman serisi modeli geliştirildiğinde, elde edilen stokastik sürecin (Zaman boyunca dizilmiş rassal değişkenler topluluğudur) zamana bağlı olarak değişip değişmediğinin bilinmesi gerekir. Eğer stokastik sürecin zamana bağlı olarak niteliği değişiyor ise yani seri durağan değilse, serinin geçmiş ve gelecek yapısını basit bir modelle ifade edemeyiz. Ama stokastik süreç zaman boyunca sabit ise serinin geçmiş değerlerini kullanarak seriye ait sabit katsayılı bir model elde edilebilir. Bu düşünce tek denklemli regresyon modellerindeki değişkenler arasındaki değişmeyen ilişki şeklinde düşünülebilir (Kutlar, 2000: 12,13).

Stokastik trende örnek olarak aşağıdaki model gösterilebilir.

$$Y_t=\mu+Y_{t-1}+e_t \qquad \mu \neq 0 \tag{1.2}$$

Bu modelde Y_t, μ değerinin işaretine göre yukarı veya aşağı yönlü trende sahip olmaktadır (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2011: 63).

Örneğin ekonomik zaman serilerinin modellenmesinde, ekonomideki sürprizler, para politikaları, şoklar gibi durumlardan dolayı dalgalanmaların söz konusu olması tahmin yapmayı güçleştirir. Bu nedenle zaman serilerinde trend ele alınırken deterministik trendden ziyade stokastik trende vurgu yapılır (Stock, Watson, 2012: 561).

Serilerin durağanlığı aşağıda sıralanan nedenlerden dolayı önemlidir.

1) Bir zaman serisinin geçmiş değerlerine bakarak ileriye dönük öngörüde bulunulabilir. Örneğin var olan bir Y_t serisinin geçmiş değerlerine sahipsek bundan hareketle gelecek değerlerinin öngörüsünü, serinin aşağıdaki gibi bir modeli izlediği durumda yapalım. (Stock, Watson, 2012: 540)

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + e_t \tag{1.3}$$

Bu modelde β_0 ve β_1 ana kütle parametreleri bilinirse Y_T' ye bağlı olarak Y_{T+1} ' in öngörü değeri $\beta_0 + \beta_1 Y_T$ şeklinde hesaplanırdı. Uygulamada ise β_0 *ve* β_1 bilinmediği için EKK (En Küçük Kareler) yöntemi ile mevcut verilerden hareketle T dönem veriden $\hat{\beta}_0$ ve $\hat{\beta}_1$tahmin edicileri bulunur. Y_{T+1} döneminin öngörü değeri $\hat{Y}_{T+1|T}$ olup denklem (1.3)' den hareketle:

$$\hat{Y}_{T+1|T} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 Y_T \tag{1.4}$$

şeklinde gösterilir. Seri durağan değilse öngörüler sapmalı olur (Stock,Watson, 2012: 540,541) .

2) Durağanlık koşulunu sağlamazsa, zaman serisi kullanan regresyonlar, elde edilen bulguları yüzeysel olarak iyi görünmesine rağmen biraz daha irdelendiğinde sahte regresyon içerdiği yönünde kuşku uyandırır. Sahte regresyon; R^2 değeri ve t istatistik değeri yüksek ama Durbin-Watson d değerinin düşük olması durumudur (Gujarati, 2005: 724-725).

3) Seriler durağan değilse t, F istatistikleri geçersiz olur. Çünkü bu dağılımlar durağan seriler içindir.

1.4.2 Trendden Arındırma

Durağanlığa engel olan serideki trendi ortadan kaldırmanın yolu serilerin dönüştürülmesi ile olur. Bu durumda dönüştürülen seri trende sahip olmaz. Eğer seri stokastik trende sahip ise serinin birinci farkı trende sahip olmaz. Mesela, Y_t aşağıdaki gibi stokastik trende sahip ise

$$Y_t = \beta_0 + Y_{t-1} + e_t \tag{1.5}$$

stokastik trendden arındırmak için,

$$\Delta Y_t = \beta_0 + e_t \tag{1.6}$$

birinci farkı alınır ve seri durağan hale getirilir. Uygulamada, bir serinin stokastik trende sahip olduğundan genellikle emin olamayız. (Stock, Watson, 2012: 570).

Çünkü ΔY_t , β_0 sabitinin ve e_t' nin bir fonksiyonudur. Hata terimi (e_t); ortalaması sıfır, varyansı zamanla sabit ve gözlemlerinin ardışık olarak bağımsız (korelasyonsuz) özdeş dağıldığı (IID) varsayılan sürece yani temiz dizi (white noise) sürecine sahiptir. e_t temiz dizi süreci aşağıdaki şekilde gösterilmektedir.

$$e_t \sim IID(0, \sigma^2) \qquad t=1,2,...,T$$

Bu özelliklere göre temiz dizi sürecinde serinin ortalama ve otokovaryans fonksiyonu zamandan bağımsızdır. Buna göre temiz-dizi süreci durağan bir süreçtir (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2011: 61).

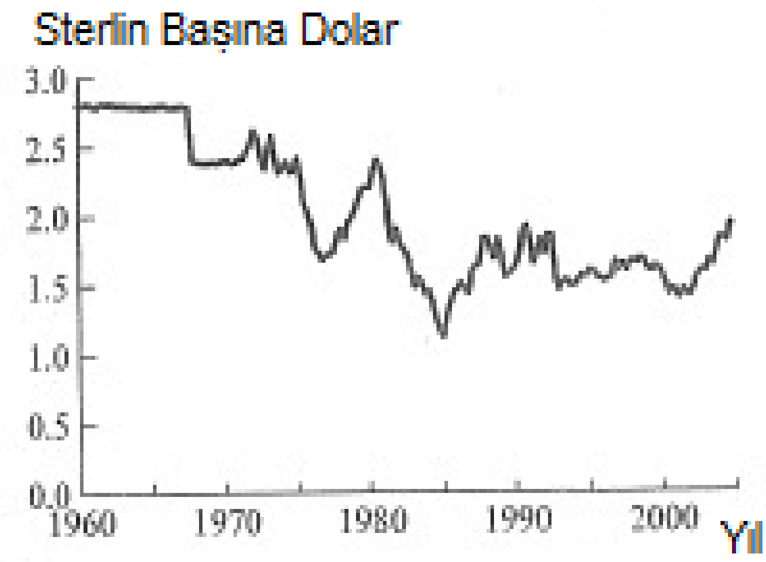
İncelenen zaman serisinin uzun dönemli hareketinin *deterministik* olması halinde modele zaman değişkeni açıklayıcı değişken olarak alınır ve şöyle gösterilir (Gujarati, Porter, 2012: 745).

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + e_t \tag{1.7}$$

elde edilen bu ifadeye trend durağan süreç denir. Bu ifadedeki e_t hata terimidir. Y_t ' nin ortalaması $\beta_1 + \beta_2 t$ sabit değilse de varyansı (σ^2) sabittir. β_1 ve β_2' nin değerleri bilindiğinde tam olarak ortalama kestirilebilir ve Y_t' den çıkarılırsa elde edilen seri durağandır bundan dolayı trend durağan da denir. Deterministik eğilimi ortadan kaldırmak işlemine ise trendden arındırma denir (Gujarati, Porter, 2012: 745,746).

1.4.3 Kırılmalar

Durağan olmamanın başka bir türü de kırılmalardır. Örneklem seyrindeki değişim ile kitle regresyonunun da değiştiği durumda ortaya çıkmaktadır. Ekonomi alanında bu durum, ekonomik yapıdaki değişiklik, ekonomi politikasındaki değişiklik veya sanayi alanında çığır açacak bir buluş yapılması gibi nedenlerle gerçekleşebilir. Regresyon modeli eğer bu tür "kırılma"ları ihmal ederse yapılan öngörü ve çıkarımlar hatalı olacaktır. Kırılmaları tespit etmede regresyon katsayılarındaki kesikli değişmeler ya da kırılmalar sınanır. Bu sınama, şüphelenilen kırılma tarihinin bilinip bilinmemesine bağlı olmaktadır (Stock,Watson, 2012: 571).



Şekil 1.4: ABD Doları - İngiliz Sterlini Kuru

ABD doları - İngiliz sterlini kuruna ait Şekil 1.4' te 1968 yılı öncesinde kurun sabit olduğu ancak 1968 yılındaki devalüasyon ile kırılma olmuştur. Yine Bretton Woods sisteminin 1972' de yıkılması sonrasında döviz kuru zaman serisi çok geniş bir aralıkta dalgalanmıştır (Stock,Watson, 2012: 571).

Şayet kırılmalar modele dahil edilmez ise seri durağan olmayan bir davranışa sahipmiş gibi görünebilir.

1.4.4 Sahte Regresyon (Spurious Regression)

Zaman serisi kullanan regresyonlarda bazen bulgular yüzeysel olarak iyi görünebilir ama detaylı incelendiğinde sahte regresyon olabileceğine yönelik durumun göze çarpma olasılığı vardır. Sahte regresyon; R^2değeri son derece yüksek, aynı derece t istatistik değeri yüksek ama Durbin-Watson değeri d' nin düşük olması durumudur (Gujarati, 2005: 724-725).

İki farklı değişkenle ilgili zaman serileri regres edildiğinde aralarındaki ilişkinin gerçek ya da sahte olduğunu öğrenmek için R^2 ve Durbin-Watson d istatistiği arasındaki ilişkiye bakılır. Eğer R^2 >d olursa sahte regresyon olma ihtimali vardır (Kutlar, 1998: 231).

1.5 Durağan ve Durağan Olmayan Süreçler

1.5.1 Rassal Yürüyüş Modeli (Random-Walks Process)

En basit durağan olmayan süreç stokastik trende sahip yığılmasız (sabit terimsiz) rassal yürüyüş (random-walks) sürecidir. Sabit terim içermediği için pür rassal (sürüklenmesiz) yürüyüş süreci de denir.

1.5.2 Sürüklenmesiz Rassal Yürüyüş Modeli

$\mathrm{Y_t}$ zaman serisinin, bir önceki dönem değerine ve bir beyaz gürültü (white noise-ortalaması 0 ve varyansı σ^2 yani sabit) sürecine sahip hata terimi e_t' nin eklenmesi ile rassal yürüyüş süreci (random walk process) elde edilmektedir ve aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$\mathrm{Y_t} = \mathrm{Y_{t-1}} + e_t \qquad (1.8)$$

Denklem (1.8)' den yararlanarak ;

$$\mathrm{Y_1} = \mathrm{Y_0} + \mathrm{e_1}$$

$$\mathrm{Y_2} = \mathrm{Y_1} + \mathrm{u_2} = \mathrm{Y_0} + \mathrm{e_1} + \mathrm{e_2}$$

$$\mathrm{Y_3} = \mathrm{Y_2} + \mathrm{u_3} = \mathrm{Y_0} + \mathrm{e_1} + \mathrm{e_2} + \mathrm{e_3}$$

genellersek;

$$\mathrm{Y_t} = \mathrm{Y_0} + \sum \mathrm{e_t}$$

buna bağlı olarak,

$$\mathrm{E(Y_t)} = \mathrm{E(Y_0} + \sum e_t\ ) = \mathrm{Y_0} \qquad (1.9)$$

olur. Benzer şekilde varyansı,

$$\mathrm{Var(Y_t)} = \mathrm{t}\ \sigma^2 \qquad (1.10)$$

olur. Denklem (1.9) ve (1.10)' dan anlaşılacağı üzere $\mathrm{Y_t}$ ' nin ortalaması kendi ilk başlangıç değerine eşit olup sabittir. Ancak t artarken varyansı da zamanla değiştiğine göre süreç durağan olmaz. Bu durumda sürüklenmesiz rassal yürüyüş modeli, durağan olmayan bir olasılıklı bir süreçtir. Genellikle uygulamada t=0 iken Y_0 =0 alınır, böylece $E(Y_t)$=0 olur (Gujarati, Porter, 2012: 742).

1.5.3 Sürüklenmeli (Kayan) Rassal Yürüyüş Süreci

$$Y_t = \delta + Y_{t-1} + e_t \tag{1.11}$$

Buradaki denklemde yer alan δ değeri sürüklenme katsayısıdır. Sürüklenme ifadesini açıklamak amacıyla denklemi şöyle yazarsak,

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = \delta + e_t \tag{1.12}$$

denklemde Y_t ' nin aşağıya ya da yukarıya doğru olarak sürüklendiğini δ 'nın artı ya da eksi olmasına bağlı olarak gösterir.

Sürüklenmesiz rassal yürüyüşte kullanılan yöntem izlenerek, sürüklenmeli rassal yürüyüş (1.11) modeli için aşağıdaki ifadeler elde edilir.

$$E(Y_t) = Y_0 + t.\,\delta \tag{1.13}$$

$$var(Y_t) = t.\,\sigma^2 \tag{1.14}$$

Görüldüğü gibi sürüklenmeli rassal yürüyüş modelinde hem ortalama hem varyans zamanla büyür. Bu durum zayıf durağanlık varsayımının çiğnenmesidir. Yani sürüklenmeli ya da sürüklenmesiz rastgele yürüyüş modeli durağan olmayan olasılıklı bir süreçtir (Gujarati, Porter, 2012: 743).

1.5.4 Bütünleşik Süreçler

Bütünleşik olasılıklı süreçler, rassal yürüyüş modelini de kapsayan daha genel bir olasılıklı süreç kümesidir. Sürüklenmesiz rassal yürüyüş modeli durağan dışı iken birinci farkları durağandır. Bu nedenle sürüklenmesiz rassal yürüyüş modeli 1. dereceden bütünleşiktir denir ve I(1) ile gösterilir. Benzer şekilde bir serinin durağan olması için iki kez farkının alınması gerekiyorsa 2. dereceden bütünleşik denir.

Genellersek bir serinin durağan olması için d kez farkının alınması gerekiyorsa d. dereceden bütünleşik denir ve I(d) ile gösterilir. Eğer Y_t serisi baştan durağan ise I(0) ile gösterilir. Bu durumda, "sıfırıncı dereceden bütünleşik zaman serisi" ifadesi "durağan zaman serisi" ile aynı anlama gelir (Gujarati, Porter, 2012: 746,747).

1.5 Veri Üretme Süreci (DGP)

Genellikle zaman serilerinde, gözlenen verilere ait ekonomik süreç ile ilgili bilgi sınırlıdır. Bu nedenle, bu türde veriler içeren modeller ekonometrik teori ile formüle edildikten sonra ekonometrik teknikler kullanılarak test edilir. Ancak teori, test edilen veriler için yetersiz olmaktadır. Ekonometrik teori, araştırılan herhangi bir modelde değişkenlerin ilgili olup olmadığını belirleyen süreç hakkında tam bilgi veremez. İstatistiksel teoriye dayanan kısıtlı bir yaklaşım, veri üreten bir istatistiksel süreci ifade eder. Rassal olarak seçilen N sayıda veri içeren bir örneklem, aslında sonsuz sayıda örneklem içeren bir anakütleden yalnızca biridir. Bu şekilde örneklem çekme işlemi ve buna bağlı olarak parametreleri tahmin işlemi istenildiği kadar çok sayıda tekrarlanabilir. Gözlenen bir zaman serisindeki gerçek değerler, esasen bu değerleri oluşturan stokastik (olasılıklı) veri üretme sürecinden elde edilen bir örneklemdir. Zaman serileri analizinde amaç, herhangi bir anakütle (süreç) örneklemini kullanarak o anakütle modelini tanımlamaktır (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2011: 50).

$y_t = \theta_1 y_{t-1} + e_t$ şeklindeki gibi pür rassal bir zaman serisi modeli, t=1,2,...,T zaman süresince $y_1, y_2, ..., y_t$ gözlem değerleri dizisini, başlangıç değeri ve rassal hatalara ($e_1, ..., e_t$) bağlı olarak üretmektedir. Bu denklemdeki model, zaman boyunca y_t' nin gözlenen örneklem değerlerinin her birinin uygun bir dağılımdan rassal olarak ortaya çıkan hatalara bağlı olarak sonsuz sayıda olası sonuçlardan birini aldığı için bir veri üretme süreci (DGP) olarak nitelendirilebilir. Bu zaman serisi modellerini

$y_t = \delta + \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2} + ... + \theta_p y_{t-p} + e_t$ şeklinde genişletmek mümkündür (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2011: 50,51).

1.6 Doğrusal Zaman Serileri

Durağan bir sürece sahip olan doğrusal zaman serilerindeki gözlem değeri belirli bir ortalama etrafında hareket etmektedir. Bu zaman serilerinin hareketini açıklayan modellerde zaman serisinin kendi gecikmeli değerleri ve/veya hata terimlerinin gecikmeli değerlerinin ağırlıklı toplamı yer almaktadır (Göktaş, 2005 : 79).

Doğrusal zaman serileri modelleri serinin durağan olduğu varsayımı ile otoregresif (AR), hareketli ortalama (MA) ve bu iki modelin birleşimi olan otoregresif hareketli ortalama (ARMA) modelleri ile bunların dışında durağan olmayan seriler için fark alarak durağanlaştırılan bütünleşik otoregresif hareketli ortalama (ARIMA) modelini içermektedir.

1.6.1 Otoregresif (AR) Süreç

Literatüre, Yule (1927) tarafından geçen otoregresif (AR) modeller daha çok enflasyon, hisse senedi gibi finansal zaman serileri analizlerinde önemli yer tutmaktadır. Otoregresif modelde tek değişken bulunmaktadır (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2011: 191).

Otoregresif zaman serilerinde serinin şimdiki değeri, serinin geçmiş değerlerinden ve temiz diziden (white noise) etkilenir. Pek çok ekonomik veri otoregresif (AR) zaman serisi olarak modellenmektedir. Örneğin bu aya ait enflasyon artış oranı geçen aylarda meydana gelen artış oranları ile ilişkilidir (Akdi, 2003: 40-41).

AR zaman serileri modeli, y_t değişkeninin geçmiş verilerine ait değerlerinden gelecek değerlerinin tahmin edilmesini ifade etmektedir. Bağımlı değişkenin dahil edilen gecikme değerine göre mertebelendirilir. Yalnızca bir gecikme içeren model, AR(1) zaman serisi modeli veya AR(1) süreci olarak ifade edilir

Birinci dereceden otoregresif AR(1) süreç,

$$y_t = \delta + \theta_1 y_{t-1} + e_t \qquad t=1,2,...,T \qquad (1.15)$$

ile gösterilir. Bu modelde , δ kesme terimi, θ_1 ise -1 ile +1 arasında değer aldığı varsayılan parametre ve e_t sıfır ortalama ve σ_e^2 sabit varyanslı (e_t ~IID(0, σ_e^2)) korelasyonsuz rassal hata terimidir. (Griffiths, Hill, Judge, 1993: 655).

AR(1) sürecinin özellikleri

AR(1) modelinin varyansını bulurken tüm dönemler boyunca varyans sabit olarak alınmaktadır. Yani Var(y_t)= Var(y_{t-1})= Var(y_{t-2})=...= σ_y^2 olur. δ=0 varsayımına göre AR(1) süreci aşağıdaki gibi yeniden yazılır (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2011:141).

$$y_t = \theta_1 y_{t-1} + e_t \tag{1.16}$$

Her iki tarafın varyansı alındığında,

$$\mathrm{Var}(y_t) = \sigma_y^2 = \mathrm{Var}(\theta_1 y_{t-1} + e_t)$$

$$\sigma_y^2 = \phi_1^2 \mathrm{Var}(y_{t-1}) + \mathrm{Var}(e_t)$$

$$\sigma_y^2 = \phi_1^2 \sigma_y^2 + \sigma_e^2$$

elde edilen bu ifade σ_y^2 için çözülecek olursa y_t' nin varyansı,

$$\sigma_y^2 = \frac{\sigma_e^2}{1-\phi_1^2} = \gamma_0 \tag{1.17}$$

elde edilir. y_t' nin tüm dönemler için ortalama ve varyansının özdeş olmasına ilaveten zaman serisi değişkenlerinin zaman boyunca kovaryanslarının (otokovaryanslarının) sabit olduğu varsayılır (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2011: 141).

Bir y_t zaman serisi, bütün dönemler için aynı olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahipse, o halde y_t' nin ortalaması ve varyansı bütün dönemlerde aynı olmalıdır. Bu durumda E(y_t)= E(y_{t-1})= E(y_{t-2})=...= μ anlamına gelir. AR(1) sürecinin beklenen değeri aşağıdaki gibi alınır.

$$E(y_t) = E(\delta + \theta_1 y_{t-1} + e_t)$$

$$= E(\delta + \theta_1 y_{t-1}) + E(e_t)$$

$$= E(\delta + \theta_1 y_{t-1})$$

$$\mu = \delta + \theta_1 \mu$$

μ için çözüm yapılacak olursa ortalama,

$$E(y_t) = \mu = \frac{\delta}{1-\theta_1} \qquad (1.18)$$

sonucuna ulaşılır (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2011: 140).

Otokorelasyonların varyansa oranı otokorelasyon katsayılarını vermektedir. Otokorelasyonlar dizisinin l gecikme için hesaplanması otokorelasyon fonksiyonu (ACF) olarak adlandırılmaktadır. Otokorelasyon katsayısı aşağıdaki gibidir.

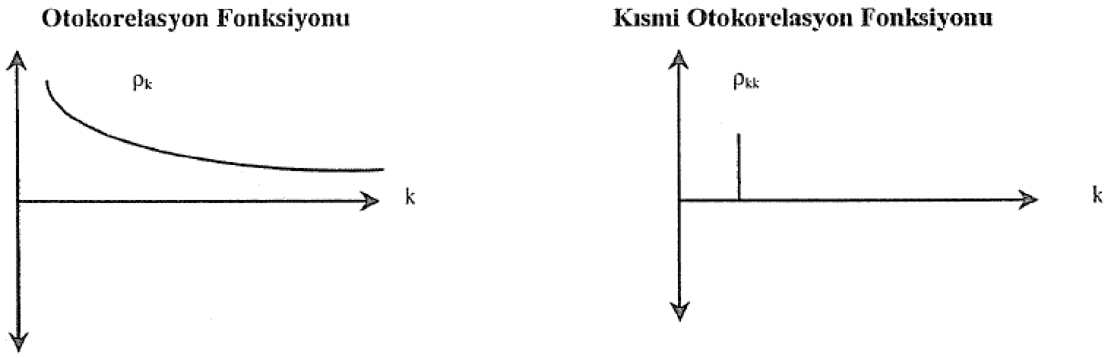
$$\rho_l = \frac{\gamma_l}{\gamma_0} = \theta_1^l \qquad (1.19)$$

$\gamma_l = \theta_1 \gamma_{l-1}$ eşitliğinden y_t ' nin otokorelasyon fonksiyonu (ACF) aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$\rho_l = \begin{cases} 1 & l = 0 \; ise \\ \theta_1 \gamma_{l-1} & l \geq 1 \; ise \end{cases}$$

Buna göre, zayıf durağan AR(1) süreçlere ait otokorelasyon fonksiyonları sıfıra yaklaşan bir eğilimdedir. AR(1) sürecin otokorelasyon fonksiyonu, ρ_0=1 ' den başlamak üzere ve $l \rightarrow \infty$ iken, θ_1 parametresine bağlı biçimde üssel olarak hızla azalır. $|\theta_1|$ değeri küçük ise otokorelasyon fonksiyonunda (ACF) azalma hızlı, büyük ise yavaş gerçekleşecektir (Yavuz, 2014: 201,202).

AR(1) sürecinin durağanlık koşulu, modelin sonsuz hareketli ortalamalarla gösterilebileceğini ifade etmektedir. AR(1) modelde δ sabit parametresi tüm dönemler için sabit iken θ_1 parametresi ise $-1<\theta_1<1$ aralığında değer almaktadır. Başka bir ifade ile $|\theta_1| < 1$ koşulunun geçerliliği AR(1) sürecinin durağan olduğunu göstermektedir. $|\theta_1|=1$ olması durumunda AR(1) süreci durağan dışıdır. Bu durumda varyans ve kovaryans sonsuza yaklaşır. Bunun sonucunda ACF 'de bir azalma meydan gelmez (Yavuz, 2014: 194).



Şekil 1.5: AR(1) Modeline Ait Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu

Şekil 1.5' te görüldüğü gibi otokorelasyon fonksiyonu sıfıra yavaş yaklaşır yani üstel azalırken, kısmi otokorelasyon fonksiyonu belirli bir gecikme değerinde kesmektedir (Göktaş, 2005: 88).

AR(p) sürecinin özellikleri

Bir ekonomik değişken için istatistiksel bir zaman serisi modeli belirlenirken, y_1 , y_2 ,... y_t devam eden zaman serisi üreten sürecin yapısı genellikle tam olarak bilinmez. Sürecin AR süreç olduğu varsayılsa bile süreç 1.dereceden otoregresif süreçten daha karışık bir süreç olabilir. Yani y_t kesinlikle sadece y_{t-1} döneme bağlı olmayıp y_{t-2} , y_{t-3} ... y_{t-p} şeklinde devam eden diğer geçmiş değerlere de bağlı olabilir. *p*, otoregresif sürecin derecesi olmak üzere AR(p) olarak gösterilen p.dereceden otoregresif süreç;

$$y_t = \delta + \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2} + \ldots + \theta_p y_{t-p} + e_t \qquad (1.20)$$

şeklinde gösterilir. Burada δ, y_t'nin ortalaması ile ilişkili kesme terimini, θ_i bilinmeyen otoregresif parametreleri ifade eder. e_t hata teriminin 0 ortalama ve σ_e^2 varyansla rassal sürece (e_t~IID(0,e^2)) sahip olduğu varsayılır (Griffiths, Hill, Judge, 1993: 655).

Zayıf durağan y_t serisi için ortalama,

$$E(y_t)=\mu=\frac{\delta}{1-\theta_1-\cdots-\theta_p} \qquad (1.21)$$

şeklinde gösterilmektedir. AR(p) modeli durağanlığı için, $\theta_1+\theta_2+...+\theta_p=\sum_{i=1}^{p}\theta_i < 1$ eşitsizliğinin olması gerekmektedir. Sürecin otokovaryans fonksiyonu $l > 0$ olmak üzere,

$$\gamma_l = \theta_1\gamma_{l-1}+\theta_1\gamma_{l-2}+...+\theta_p\gamma_{l-p} \qquad (1.22)$$

varyansı ise

$$\gamma_0 = \theta_1\gamma_1+\theta_1\gamma_2+...+\theta_p\gamma_p+\sigma^2 \qquad (1.23)$$

şeklindedir.

1.6.2 Hareketli Ortalama (MA) Süreci

Y 'nin t dönemindeki değeri, bir sabit terim ile şimdiki ve geçmiş hata terimlerinin hareketli ortalamasının toplamına eşit olduğu zaman böyle bir süreç hareketli ortalama (MA) süreci olarak adlandırılmaktadır (Gujarati, 2005: 737).

Hareketli ortalama süreci olarak adlandırılan, zaman serileri yapısının başka bir formuna öncülük eden birkaç ekonomik hipotez vardır. Örneğin; birçok borsa gözlemcisi, gün içinde borsa fiyatındaki değişimleri, sıfır ortalama ve sabit varyans ile korelasyonsuz rassal değişkenlerin bir serisi olarak bulmuştur. P_t bir günün fiyatıysa, sonraki günde değişimi;

$$y_t = P_t - P_{t-1} = e_t\,, \quad t=1,....,T \qquad (1.24)$$

şeklinde gösterilir. Burada e_t hata terimi korelasyonsuz rassal değişkendir. Rassal e_t bileşeni; şirketin finansal durumunu, ürün talebinde meydana gelen ani yükselişi veya düşüşü, yeni ve etkili rakiplerin çıkması, teknik bir buluşun ilanı veya yönetim skandalının ortaya çıkması gibi beklenmeyen yeni nesneleri yansıtır. Fakat beklenmeyen haberlerin tüm etkisi bir günde borsada anlaşılmaz. Daha sonrada fiyat değişimine etkisi olabilir.

$$y_t = e_{t+1} + \alpha e_t \qquad (1.25)$$

Burada e_{t+1} , t+1 gün süresince alınan yeni bilginin etkisi, α önceki günlerdeki haberlerin devam eden etkisini gösterir (Griffiths, Hill, Judge, 1993: 654).
Bu nedenle hareketli ortalama süreci bu gibi olguları açıklamada kullanılmaktadır.

MA(1) sürecinin özellikleri

MA(1) sürecini;

$$y_t=\mu + e_t+ \alpha e_{t-1} \qquad (1.26)$$

biçiminde ifade ederiz. Bu süreçte ortalama $E[y_t]= \mu$ ve varyans;

$$\text{var}(y_t)=\gamma_0=E[(y_t - \mu)^2]= \sigma_e^2(1+\alpha_1^2) \qquad (1.27)$$

ile ifade edilir. y_t ile y_{t-1} arasındaki kovaryans;

$$\text{cov}(y_t,y_{t-1}) = \gamma_1= E[(y_t - \mu)(y_{t-2}- \mu)]$$

$$= E[(e_t+\alpha_1 e_{t-1})(e_{t-1}+\alpha_1 e_{t-2})]$$

$$\text{cov}(y_t,y_{t-1}) = \gamma_1 = \alpha_1\sigma_e^2 \qquad (1.28)$$

y_t ile y_{t-2} arasındaki kovaryans;

$$\text{cov}(y_t,y_{t-2})= \gamma_2= E[(y_t - \mu)(y_{t-2}- \mu)]$$

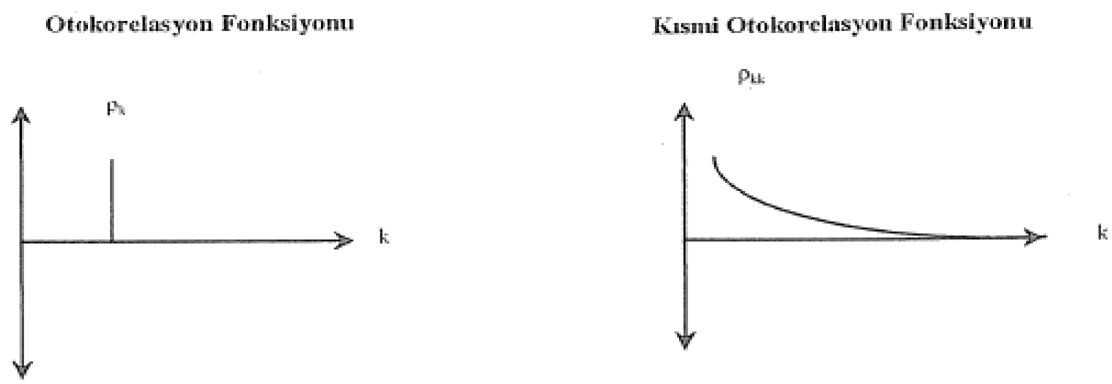
$$= E[(e_t+\alpha_1 e_{t-1})(e_{t-2}+\alpha_1 e_{t-3})]$$

$$\text{cov}(y_t,y_{t-2})= \gamma_2 = 0 \qquad (1.29)$$

olacaktır. Burada gösteriliyor ki k>1 tüm gecikme değerleri için MA(1) zaman serileri sürecinin kovaryansı (γ_k) sıfırdır. Bu nedenle MA(1) süreci için otokorelasyon fonksiyonu;

$$\rho_k=\frac{\gamma_k}{\gamma_0}=\begin{cases} \frac{\alpha_1}{1+\alpha_1^2} & k = 0 \\ 0 & k > 1 \end{cases} \qquad (1.30)$$

k=1 gecikmeden sonra MA(1) süreci için otokorolesyon fonksiyonu sıfırdır (Griffiths,Hill, Judge,1993: 655).



Şekil 1.6: MA(1) Modeline Ait Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu

Şekil 1.6' da görüldüğü gibi kısmi otokorelasyon fonksiyonu sıfıra yavaş yaklaşır yani üstel azalırken, otokorelasyon fonksiyonu belirli bir gecikme değerinde kesmektedir (Göktaş, 2005: 88).

MA(q) sürecinin özellikleri

Genel olarak; hareketli ortalama süreci, geçmiş 1,2 veya daha fazla periyoda giderek e_t' nin rassal dağılımlarının ağırlıklı ortalamasıyla ifade edilir. Genel bir MA(q) sürecinin beklenen değeri

$$E(y_t)= \mu \tag{1.31}$$

ve varyans aşağıdaki gibidir.

$$\text{var}(y_t)=\gamma_0=E[(y_t - \mu)^2]$$

$$=E[\, e_t^2 + \alpha_1^2 e_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_q^2 e_{t-q}^2 + 2\alpha_1\alpha_2 e_{t-1}e_{t-2} + \cdots]$$

$$=\sigma_e^2+\alpha_1^2\sigma_e^2+...+\alpha_q^2\sigma_e^2$$

$$\text{var}(y_t)=\gamma_0=\sigma_e^2(\,1+\alpha_1^2 +...+\alpha_q^2) \tag{1.32}$$

Tüm çapraz çarpım terimlerinin beklenen değeri sıfırdır. Çünkü e_t rassal kalıntıları zamana göre bağımsız dağılımlı olduğundan korelasyonsuz olduğu varsayılmaktadır. MA(q) süreci için istatistiksel model aşağıdaki gibidir (Griffiths, Hill, Judge, 1993: 654-655).

$$y_t = \mu + e_t + \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 e_{t-2} + \ldots + \alpha_q e_{t-q} \quad (1.33)$$

MA(q) sürecinde gecikme sayısı (q) belirlenirken kısmi otokorelasyon fonksiyonu (PACF) ve otokorelasyon fonksiyonu (ACF) değerlerine bakılır. PACF' deki geometrik azalma ve ACF' deki önemli çıkışlar takip edilir.

AR(p) ile MA(q) süreçlerinin ACF ve PACF örüntüleri birbirinin tersidir. AR(p) süreci için ACF geometrik veya üstel azalırken PACF belli bir gecikmeden sonra kesilir. MA(q) sürecinde ise bu durum tersi şekildedir (Gujarati, 2005: 742).

AR süreci için durağanlık koşulu gerekli iken MA süreci için çevrilebilirlik koşulunun yerine gelmesi gerekmektedir. Genel olarak MA modellerde, gözlemlenmiş bir y_t zaman serisinin cari dönem değerinin, saf hata teriminin(e_t) cari ve geçmiş dönem değerleriyle ifade edilmesi bir yönden hareketli ortalamalar modelinin (MA), otoregresif modelin (AR) tersi olduğu anlamına gelmektedir. Eğer bir MA model, otoregresif (AR) model olarak gösterilebiliyor ise MA model çevrilebilirdir (Yavuz, 2014: 238-239).

MA süreçlerinin özelliklerden biri çevrilebilirliktir. MA süreci, μ yığılım parametresinin bulunup bulunmamasına bağlı olarak

$$y_t = \mu + e_t - \alpha_1 e_{t-1} - \alpha_2 e_{t-2} - \ldots - \alpha_q e_{t-q} \quad (1.34)$$

veya

$$y_t = e_t - \alpha_1 e_{t-1} - \alpha_2 e_{t-2} - \ldots - \alpha_q e_{t-q} \quad (1.35)$$

şeklinde ifade edilmektedir. α_i değeri artı veya eksi değerler alabilen parametreleri, y_t durağan seriyi, μ sabiti ve $e_{t-1}, e_{t-2}, \ldots, e_{t-q}$ geçmiş öngörü hatalarını ifade etmektedir. Denklem (1.34) için μ =0 olması durumunda ve L gecikme işlemcisi kullanıldığında ifade

$$y_t = (1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \ldots - \alpha_q L^q)\, e_t \quad (1.36)$$

ya da özetle

$$y_t = \alpha(L) e_t \quad (1.37)$$

şeklindedir. $\alpha(L)$ değeri, MA(q) işlemcisi olarak ifade edilmektedir. L işlemcisinin polinom fonksiyonu olan $\alpha(L)$' nin açılımı aşağıdaki gibidir.

$$\alpha(L) = (\alpha_0 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - ... - \alpha_q L^q) \quad (1.38)$$

Burada çoğunlukla α_0=1 olarak alınmaktadır.

Sürecin çevrilebilirlik koşulu denklem (1.37)' un aşağıdaki şeklinde ifadesi ile belirtilmektedir.

$$e_t = \alpha^{-1} L(y_t) \quad (1.39)$$

Koşullar denklem (1.38)' deki denklem köklerinin birim daire dışına düşmesi ile açıklanmaktadır. Sürecin çevrilebilirlik koşulu, $(1-\alpha_1 L)e_t = y_t$ şeklindeki MA(1) süreci için

$$|\alpha_1| < 1$$

ile gösterilmektedir. Denklem (1.36) 'de q kökü olan L polinomu

$$y_t = (1-\lambda_1 L)(1-\lambda_2 L)...(1-\lambda_q L)\, e_t$$

olarak gösterildiğinde $\lambda_1, \lambda_2, ..., \lambda_q$ değerleri

$$y^q + \alpha_1 y^{q-1} + ... + \alpha_q = 0$$

denkleminin köklerini göstermektedir. Model tahmin edildiğinde $e_t = [\alpha(L)]^{-1} y_t$ eşitliğinde $[\alpha(L)]^{-1}$' den faydalanarak yakınsama sağlayan artıklar hesaplanmakta ve tüm i' ler için $|\lambda_i| < 1$ olması durumu çevrilebilirlik koşulu olarak ifade edilmektedir. Denklem (1.38)' deki köklerin birim daire dışına düşmesi de sürecin çevrilebilirlik koşulu olarak ifade edilmektedir (Akgül, 2003: 67-70).

1.6.3 Otoregresif Hareketli Ortalama (ARMA) Süreci

MA serileri, her zaman durağan zaman serileridir. Bunun dışında MA serilerinin otokorelasyonları belli bir yerden sonra sıfır olmakta ve kısmi otokorelasyonlar ise genel olarak üstel olarak azalmaktadır. Öte yandan AR serilerinde ise bu durum tersine işlemekte yani otokorelasyonlar üstel olarak azalmakta ve kısmi otokorelasyonlar belli bir yerden sonra sıfır olmaktadır.

Herhangi bir zaman serisi verildiğinde, otokorelasyonlar ve kısmi otokorelasyonlara bakılarak, serinin model dereceleri belirlenebilmekte fakat bazı durumlarda serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyonları azalmadan sıfır olmaktadır. Bu tür seriler ARMA seriler olarak adlandırılmaktadır (Akdi, 2003: 74-75)

Araştırma yaparken karşılaşılan durumlardan biri veri üretme sürecini (DGP) tanımlamak ve sonrasında örneklemin zaman serisi verilerini kullanarak istatistiksel modeli belirlemektir. AR ve MA süreçlerinin belirli özelliklere sahip olduğu ACF ve PACF bakılarak ortaya çıkarılır. MA(q) sürecinin ρ_k otokoralasyonu, k>q olan k gecikme değeri için otokorelasyon sıfırdır. Çevrilebilir MA(q) süreci sonsuz AR süreci olarak yazılabildiği için PACF gitgide sıfıra doğru azalacaktır. Ancak otokorelasyonlar yüksek gecikmelerde sıfıra doğru azalırsa ve kısmi otokorelasyon kesme noktasına sahipse o zaman bir AR süreç olacaktır. Fakat ACF veya PACF için zaman serisi verisi kesme noktası yoksa veya ACF sıfıra doğru yavaş azalıyorsa bu durumda hem AR hem de MA modelden faydalanarak model kurmak avantajlı olabilir (Griffits, Hill, Judge, 1993:661).

Sırasıyla p ile q, AR ve MA bileşenlerinin derecesidir. Hem AR hem de MA bileşenlerini içeren model ARMA(p,q) ile gösterilir. Modelin gösterimi;

$$y_t = \delta + \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2} + \ldots + \theta_p y_{t-p} + e_t + \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 e_{t-2} + \ldots + \alpha_q e_{t-q} \qquad (1.40)$$

şeklindedir. Burada δ, y_t teriminin ortalaması ile ilgili kesme terimi ve e_t hata teriminin E[e_t]=0 ve var(e_t) = σ_e^2 olduğu varsayılır. Süreç durağan ise tüm dönemler için ortalama μ sabit olmalıdır. Denklem (1.40) 'ın beklenen değeri alındığında ortalama aşağıdaki gibidir (Griffits, Hill, Judge, 1993:661).

$$E(y_t) = \mu = \delta + \theta_1 \mu + \theta_2 \mu + \ldots + \theta_p \mu + 0 + \alpha_1 0 + \alpha_2 0 + \ldots + \alpha_q 0$$

$$\mu = \frac{\delta}{1 - \theta_1 - \ldots - \theta_p} \qquad (1.41)$$

Bu denklemde durağanlık koşulu $\theta_1 + \theta_2 + \ldots + \theta_p < 1$ ile gösterilmektedir.

Mevcut terimler üzerinden ARMA(1,1) modeli,

$$y_t = \delta + \theta_1 y_{t-1} + e_t + \alpha_1 e_{t-1} \qquad (1.42)$$

şeklinde ifade edilmektedir. (Griffits, Hill, Judge, 1993: 662).

ARMA(1,1) modelinin ortalaması, denklem (1.42)' nin iki taraftan beklenen değerini alarak aşağıdaki gibi bulunur.

$$E(y_t) = E(\delta + \theta_1 y_{t-1} + e_t + \alpha_1 e_{t-1})$$

$$\mu = \delta + \theta_1 \mu + 0 + \alpha_1 0$$

$$\mu = \delta + \theta_1 \mu$$

Burada düzenlemeler yapılır ise ortalama,

$$\mu = \frac{\delta}{1-\theta_1} \tag{1.43}$$

olarak elde edilir. ARMA(1,1) modelinde δ=0 ise özdeş olarak y_t ortalamadan sapma biçiminde $(y_t - \mu)$ yazılır. Sürecin varyansı

$$\gamma_0 = \mathrm{Var}(y_t) = E[(y_t - \mu)^2]$$

$$= E[\theta_1 y_{t-1} + e_t + \alpha_1 e_{t-1})^2]$$

$$= \theta_1^2 \gamma_0 + 2\theta_1 \alpha_1 E(y_{t-1} e_{t-1}) + \sigma_e^2 + \alpha_1^2 \sigma_e^2$$

şeklindedir. Bu denklemde

$$E(y_{t-1} e_{t-1}) = E[\theta_1 y_{t-2} + e_{t-1} + \alpha_1 e_{t-2})\, e_{t-1}]$$

$$= E(e_{t-1})^2$$

$$= \sigma_e^2$$

ile tanımlanmaktadır. e_{t-1}, y_{t-2} veya e_{t-2} ile korelasyonlu olmadığı için yukarıdaki ifade yeniden düzenlenir ise

$$\gamma_0(1-\theta_1^2) = \sigma_e^2\, (1+\alpha_1^2 - 2\theta_1 \alpha_1)$$

yazılabilir. Eğer $|\theta_1| < 1$ olursa varyans aşağıdaki gibi

$$\gamma_0 = \left(\frac{1+\alpha_1^2 - 2\theta_1\alpha_1}{1-\theta_1^2}\right) \sigma_e^2 \tag{1.44}$$

gösterilmektedir. Sürecin otokorelasyonu için öncelikle $\gamma_1, \gamma_2, \ldots, \gamma_k$ kovaryansları aşağıdaki gibi elde edilir (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2011: 165-167).

$$\gamma_1 = E(y_{t-1} y_t) = E[y_{t-1}(\theta_1 y_{t-1} + e_t + \alpha_1 e_{t-1})]$$

$$= \left(\frac{(1+\theta_1\alpha_1)(\theta_1+\alpha_1)}{1-\theta_1^2}\right) \sigma_e^2$$

$$= \theta_1 \gamma_0 + \alpha_1 \sigma_e^2$$

$$\gamma_2 = E(y_{t-2} y_t) = E[y_{t-2}(\theta_1 y_{t-1} + e_t + \alpha_1 e_{t-1})]$$

$\gamma_2 = \theta_1 \gamma_1$

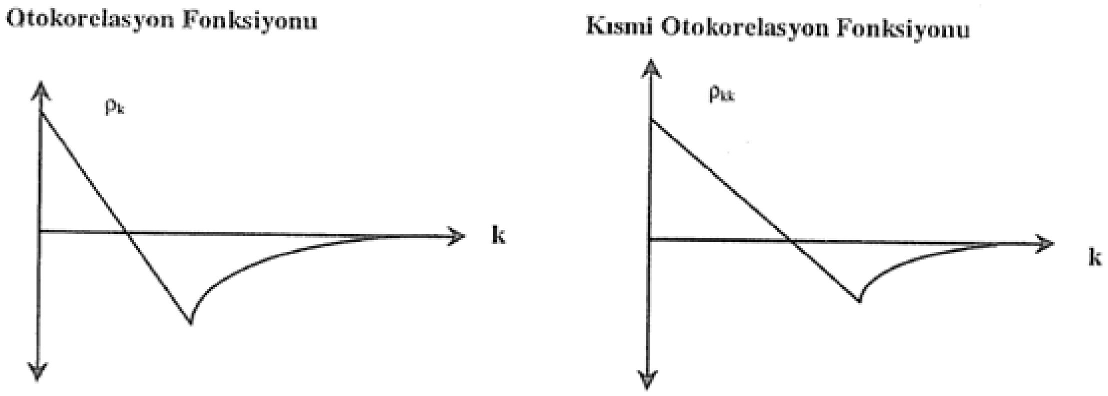
Daha genel bir ifade ile otokovaryans aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$\gamma_k = \theta_1 \gamma_{k-1} \qquad k \geq 2 \text{ için} \qquad (1.45)$$

Buna göre otokorelasyon fonksiyonu

$$\rho_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0} = \frac{(1+\theta_1\alpha_1)(\theta_1+\alpha_1)}{1+\theta_1^2+2\theta_1\alpha_1}$$

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \theta_1 \rho_{k-1} \qquad k \geq 2 \text{ için} \qquad (1.46)$$



Şekil 1.7: ARMA(1,1) Modeline Ait Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu

Şekil 1.7' de görüldüğü gibi ARMA(1,1) modeline ait otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarında birer tane tepe noktası olduğu görülmektedir. ARMA modellerine ait otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları yavaş bir şekilde artış ve azalış göstermektedir (Göktaş, 2005: 89).

1.6.4 Bütünleşik Otoregresif Hareketli Ortalama (ARIMA) Süreci

AR, MA ve ARMA zaman serileri süreçleri, zaman serilerinin durağan olduğu varsayımına dayanır. Ancak ekonomistlerin karşılaştığı zaman serileri gözlemlerinin birçoğu durağan değildir.

θ_1=1 olan birinci derece otoregresif süreç;

$$y_t = y_{t-1} + e_t \qquad (1.47)$$

biçimindedir. Burada e_t rassal yürüyüş(random walk) olarak bilinen, korelasyonsuz rassal dağılımlı hata terimidir. Birçok ekonomik ve finansal serilerin, rassal yürüyüş özelliği gösterdiği görülmüştür. Rassal yürüyüş durağan olmayan bir süreçtir. AR(1) süreci için durağanlığın ortadan kalkmaması durumunda sürecin varyansı sonsuza gider. Bu nedenle rassal yürüyüş modeli durağan olmayan bir süreçtir ve ekonomik değişkenlerin çoğu bu sürece uyar. (Griffits, Hill, Judge, 1993: 664-666).

Neyse ki durağan olmayan zaman serilerinin çoğu bir veya daha fazla fark alınarak durağan zaman serilerine dönüştürülebilir. Bu zaman serileri bütünleşik süreçler olarak adlandırılır. d kez farkı alınarak durağanlaştırılan bütünleşik sürecin derecesi d ile ifade edilir. Sonuç olarak 1. dereceden bütünleşik olan,

$$x_t = y_t - y_{t-1} \qquad (1.48)$$

serisi durağandır. x_t serisi y_t serisinin bir kez farkı alınmasıyla elde edilir. Eğer x_t serisi 2. dereceden bütünleşik ise ikinci kez farkı alınarak aşağıdaki

$$w_t = x_t - x_{t-1} = (y_t - y_{t-1}) - (y_{t-1} - y_{t-2}) \qquad (1.49)$$

durağan süreç elde edilir. Rassal yürüyüş süreci birinci dereceden bütünleşik bir sürece bir örnektir. Serilerin birinci farkı alındığında, durağan zaman serisi süreci aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$x_t = y_t - y_{t-1} = e_t \qquad (1.50)$$

Eğer y_t serisinin bir veya daha fazla farkı alınarak durağan x_t serisi elde ediliyorsa, x_t ' yi ifade etmek için önceki bölümlerde ele alınan ARMA(p,q) modeli ve temel parametre tahminleri kullanılır. Bu durumda y_t serisi, p,d,q derecesinden otoregresif bütünleşik hareketli ortalama süreci olarak adlandırılır. Bilindiği gibi d, durağanlaştırmak için kaç kez fark alındığını ifade eder. Bu durum ARIMA(p,d,q) ile gösterilir (Griffits, Hill, Judge, 1993: 664-666).

ARIMA (p,d,q) modelinin genel ifadesi ;

$$\theta(B)(1-B)^{d}\, y_t = \alpha_0 + \alpha(B)\, e_t \qquad (1.51)$$

şeklindedir. Burada θ(B) ve α(B) sırasıyla p ve q dereceli B operatörleridir.

$w_t = (1-B)^{d}\, y_t = \Delta^{d}\, y_t$ dersek

$\theta(B) w_t = \alpha_0 + \alpha(B)\, e_t$

olarak da yazılabilir (Box, Jenkıns,1994: 181-184).

Mevcut ARIMA(p,d,q) modeli şu şekilde de tanımlanabilir.

$$w_t = \varphi_1 w_{t-1} + \varphi_2\, w_{t-2} + \ldots + \varphi_p w_{t-p} + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \ldots - \theta_q e_{t-q} \qquad (1.52)$$

şeklindedir. Burada Δ, fark alma operatörü; d, fark alma derecesi,

$w_t, w_{t-1}, \ldots, w_{t-p}$: Farkı alınmış seri.

Fark derecesi d = 0 ise zaten seri durağandır. Eğer d = 1 ise,

$\Delta y_t = v_t = y_t - y_{t-1}$ veya geriye öteleme işlemi ile,

$\Delta y_t = v_t = (1 - B)\, y_t$

şeklinde yazılır. Bu ifade d. dereceye kadar genelleştirilirse,

$$\Delta^{d} y = v_t = (1 - B)^{d}\, y_t \qquad (1.53)$$

şeklinde olur (Bircan, Karagöz, 2003: 49-62).

1.7 Durağanlık Testleri

Durağanlık, bir serinin zaman içinde ortalamasının, varyansının ve kovaryansının zamandan bağımsız olmasıdır. İleriye dönük tahminlerde bir zaman serisi için istenilen koşul, serinin durağanlığıdır. Birçok zaman serisi durağan eğilim göstermez. Bu nedenle serinin durağan olmama durumunu tespit ettikten sonra durağan hale getirmek gerekir. (Bozkurt,2007: 31)

Durağanlığı sınamak için iki yaklaşım kullanılır. Bunlar otokokorelasyon fonksiyonu ve birim kök testleridir.

1.7.1 Otokorelasyon Fonksiyonu (ACF)

Durağanlık konusunda bilgi veren testlerden biri olan otokorelasyon fonksiyonu, tamamen tanımlanamayan bir stokastik süreci kısmen tanımlamamızı sağlar. ACF ile herhangi bir serideki veri noktaları arasındaki korelasyonun boyutu belirtilir (Kutlar, 2007: 286)

Durağan bir seride otokorelasyon değerleri sıfıra yaklaşırsa, tüm gecikmeler için otokorelasyon olmadığını söyleyen hipotez kabul edilecektir. Yani bir serinin gecikme sayısını artırdığımızda otokorelasyon değeri sıfıra yaklaşıyorsa seri durağan, aksi halde durağan değildir (Bozkurt, 2007: 32).

Zaman serilerinde yer alan ardışık veriler ilişkilidir. Bu ilişki y_t ile y_{t+1} arasında negatif y_t ile y_{t+2} arasında pozitif olabilir. Durağanlık varsayımı altına bir zaman serisindeki y_t ile y_{t+k} arasındaki kovaryans k zaman aralığı ile ayrılır. k gecikmesi için otokovaryans olarak adlandırılan ifade,

$$\gamma_k=\text{cov}[y_t, y_{t+k}]= \text{E}[(y_t-\mu)(y_{t+k}-\mu)] \quad (1.54)$$

olur. Benzer şekilde k gecikmesi için otokorelasyon,

$$\rho_k = \frac{\text{E}[(y_t-\mu)(y_{t+k}-\mu)]}{\sqrt{\text{E}[(y_t-\mu)^2(y_{t+k}-\mu)^2]}}$$

$$\rho_k = \frac{\text{E}[(y_t-\mu)(y_{t+k}-\mu)]}{\sigma_y^2} \quad (1.55)$$

şeklinde olur. Durağan bir süreçte t dönemindeki varyans t+k dönemindeki varyans ile aynı olup $\sigma_y^2= \gamma_0$ ile ifade edilir. Böylece k gecikmesi için otokorelasyon,

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (1.56)$$

ile ifade edilir. Burada ρ_0=1 olarak belirtilir (Box, Jenkins, Reinsel, 1994: 26).

Örnek otokorelasyon fonksiyonu için %5 hata payı ile güven aralığı $\widehat{\rho_k} \pm 1.96x \sqrt{\frac{1}{n}}$ şeklindedir. Elde edilen güven sınırları, sıfır değerini içeriyorsa; otokorelasyon katsayısının sıfır olduğunu ileri süren hipotez (H_0 : $\widehat{\rho_k}$ =0) reddedilmeyecektir. Ancak sıfırdan farklı değerler içeriyor ise hipotez reddedilerek otokorelasyonun varlığına karar verilecektir (Bozkurt, 2007: 32).

Otokorelasyon varsa seri durağan değildir. Böyle bir ARMA modeli d. dereceden bütünleşik bir süreçtir. Ancak d defa farkı alınarak durağanlaştırılır (Yavuz, 2014: 262).

1.7.2 Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu (PACF)

Zaman serileri analizinde otokorelasyon fonksiyonundan sonra önemli bir diğer araç kısmi otokorelasyon fonksiyonu olup doğrusal zaman serileri özelliklerinin analizinde kullanılır.

Kısmi otokorelasyon (ρ_{kk}), birbirinden k dönem uzaktaki zaman serisi gözlemleri arasındaki korelasyonu aradaki gecikme korelasyonlarını sabit tutarak ölçmektedir. Yani y_t ve y_{t-k} değerleri arasındaki korelasyon, aradaki terimlerin etkisi çıkarılarak bulunur (Gujarati, 2005: 739-740).

Zaman serileri analizlerinde, daha çok otoregresif zaman serilerinde, serinin model derecesinin belirlenmesinde, otokorelasyon fonksiyonu pek açıklayıcı olmamaktadır. Otokorelasyonlar, hareketli ortalama serilerinde belli bir yerden sonra sıfır olurken, durağan zaman serilerinde ise otokorelasyonlar üstel olarak azalmaktadır.

Herhangi bir $\{Y_t$: t =1,2,3,...,n$\}$ zaman serisi için Y_t'nin Y_{t-1}, Y_{t-2},..., Y_{t-h} üzerine regresyonu yapıldığında, Y_{t-h}' nin katsayısı h. kısmi otokorelasyon olarak tanımlanır ve ϕ(h) ile gösterilir (Akdi, 2003: 53).

Otokorelasyondan yararlanarak kısmi otokorelasyon oluşturulabilir. Bu Yule-Walker olarak adlandırılan denkleme dayanarak ortaya koyulur.

$$\phi_{11} = \rho_1 \tag{1.57}$$

$$\phi_{22} = (\rho_2 - \rho_1^2) / (1 - \rho_1^2) \tag{1.58}$$

Daha fazla gecikmeler için,

$$\phi_{ss} = \frac{\rho_s - \sum_{j=1}^{s-1} \phi_{s-1,j}\rho_{s-j}}{1 - \sum_{j=1}^{s-1} \phi_{s-1,j}\rho_{s-j}} \quad , \qquad s = 3,4,5,... \qquad (1.59)$$

formülü ile hesaplanır. Burada $\phi_{ss} = \phi_{s-1,j} - \phi_{ss}\phi_{s-1,s-j}$, j=1,2,3,...,s-1 şeklindedir (Enders, 1995: 83).

Tüm gecikmeler için hesaplanan kısmi otokorelasyon katsayılarının değerleri (ϕ_{11}, ϕ_{22},..., ϕ_{ss}) kısmi otokorelasyon fonksiyonunu (PACF) oluşturmaktadır. Kısmi otokorelasyon katsayıları -1 ile +1 arasında değer alır. Bu kısmi otokorelasyon katsayılarının anlamlılık testi, Quenouille testi ile yapılmaktadır. Quenouille test istatistiği,

$$t = \frac{\widehat{\phi}_{jj}}{1/\sqrt{T}} \qquad (1.60)$$

şeklinde ifade edilir. Hesaplanan test istatistik değeri, $t_{\frac{\propto}{2},T-1}$ tablo değerinden büyük ise kısmi otokorelasyon katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucu ortaya çıkar (Yavuz, 2014: 63,64).

1.7.3 Box Jenkıns Yöntemi

Box-Jenkins yöntemi, zaman serisi analizlerinde oldukça fazla kullanılan yöntemlerden biridir. ARIMA(p,d,q) paradigmasına dayanmaktadır (Maddala, Kim, 1998: 17).

Box-Jenkins yöntemi durağanlığı, deterministik bileşen bilgisini ve geleceğe ilişkin tahminleri birlikte ortaya koyduğu için geleneksel ekonometrik yöntemlere göre tercih edilen bir yöntem olup birçok alternatif model arasından en iyi modeli seçerek geleceği tahmin etmeye yöneliktir. Bir değişkene ait tahmini kendi dinamiği ile açıklanmaya çalışılmaktadır. Öyle ki değişkene ilişkin yapılacak tahmin, kendi gecikmeli değerleri, hata terimleri ya da her ikisinin kombinasyonu ile yapılmaktadır (Bozkurt, 2007: 49).

Bir zaman serisini incelerken bu serinin bütünüyle otoregresif (AR), hareketli ortalamala (MA), otoregresif hareketli ortalama(ARMA) ve bütünleşik otoregresif hareketli ortalama(ARIMA) süreçlerinden hangisine ait olduğunu belirlemede Box-Jenkins yöntemi oldukça kullanışlıdır. Yöntem 4 adımdan oluşur (Gujarati, 2005: 738-739).

1. Belirleme: Serinin durağan, trend durağan ve fark durağan süreçten birini izlediğine karar verilip; durağan ise orjinal haliyle, trend durağan ise trendden arındırarak ve durağan değilse farkı alınarak durağan bir yapıya sahip olması sağlanmaktadır. Sonrasında serinin otokorelasyon (ACF) (p) ve kısmi otokorelasyon (PACF) (q) değerlerine bakılarak AR, MA ya da ARMA süreçlerinden hangisini izlediği belirlenir. Seri fark durağan bir sürece sahipse, d(fark alma sayısı) kadar fark alındıktan sonra işleme devam edilir (Bozkurt, 2007: 50).

2.Tahmin: Uygun p ve q değerleri belirlendikten sonra modelin içerdiği AR ve MA terimlerinin anakütle katsayıları tahmin edilir. Bu işlem, basit en küçük karelerle bazen de(katsayılarda) doğrusal olmayan yöntemlere başvurarak yapılır (Gujarati, 2005: 739).

3.Tanı Koyma: Belli bir ARIMA modeli seçilip ana kütle katsayıları tahmin edildikten sonra seçilen modelin verilerle uyumuna bakılır. Seçilen modelin basit bir sınaması ile bu modelde bulunan kalıntıların white noise yani beyaz gürültü (e_t ~WN(0, σ_e^2)) sürecine sahip olup olmadığına bakılır. Eğer öyle ise belli bir uyuşma kabul edilebilir ama değilse yeniden başa dönmek gerekir (Gujarati, 2005: 739).

Model belirlendikten ve parametre tahmini yapıldıktan sonra modelin ayırt edici kontrol işlemleri gerçekleştirilir.
İlk önce orijinal seriler ile benzetim serilerinin grafik analizleri ve ACF (otokorelasyon fonksiyonu) değerleri karşılaştırılarak tahmin başarısı test edilmektedir. Karşılaştırmanın benzer çıkması durumunda kalıntıların analiz edilmesine geçilmekte iken benzer çıkmaması durumunda başa dönülerek yeni model belirlenmektedir. Kalıntıların ACF analizinin k≥1 için 0' a yakın olması durumunda kalıntıların yaklaşık olarak ilişkisiz olduğundan bahsedilebilmektedir.
Model tahmin edildikten sonra kestirim (öngörü) için kullanılmadan önce modelin uyum iyiliği test edilmektedir. Verilerin modele uyum iyiliğinin yüksekliği ve yeterliği için genellikle kalıntılara dayanan çeşitli kontrol amaçlı testler yapılarak parametre ilişkileri ve anlamlılığı test edilmektedir.

Bu testlerden herhangi birinin başarısız olması durumunda yeniden model belirlenerek önceki basamaklar tekrarlanmaktadır.(Akgül, 2003: 126-128).

4. Öngörü (Kestirim): ARIMA modelleri kestirimde başarılı olması nedeni ile yaygındır. Özellikle kısa dönem kestirimlerinde bu yöntem geleneksel yöntemlerle bulunandan daha güvenilirdir (Gujarati, 2005: 739).

Çoğu istatistiksel modelin değerlemesinde, modelin öngörü başarısı önemli bir kriterdir. Genel olarak öngörü başarısı kabul gören bir kural olarak değerlendirilmektedir. Mesela, iki ARIMA modelin faydası ve geçerliliği eşit ise öngörü başarıları karşılaştırılmaktadır ve öngörü başarısı daha iyi olan model kabul edilmektedir. Öngörü başarısı hakkında karar vermede, öngörü sonuçları ve öngörü hataları kullanılmaktadır. Öngörü hatalarını, gerçek parametre ile ilgili doğru olmayan bilgiler artırmaktadır. Modelin öngörü hatası aşağıdaki gibidir (Akgül, 2003: 144:147)

$$e_{t+1} = Y_{t+1} - \mathrm{E}[Y_{t+1}] = Y_{t+1} - Y_t(1) \quad (1.61)$$

BÖLÜM 2

2. BİRİM KÖK TESTLERİ

Bir zaman serisinin durağan olup olmadığını incelemek için birim kök içerip içermediği test edilir. Eğer seri birim kök içermiyorsa durağandır, içeriyorsa durağan değildir. Literatürdeki birim kök testleri serilerin trend durağan süreç veya fark durağan süreçten hangisi ile uyumlu olduğunu tespit etmektedir (Göktaş, 2005: 29).

Durağan seriler belirli bir aralıkta ortalama etrafında dalgalanırlar yani tekrarlı olarak ortalamaya dönerler; ortalamaya geri dönmesi için geçen süre yaklaşık olarak sabittir. Durağanlık testlerinin çoğunda bu özellik ve varsayımlar kullanılmaktadır (Nemlioğlu, 2005: 2).

Literatürde birim kökü test etmek için yaygın kullanılan testler iki gruba ayrılmaktadır. Birinci gruptaki testler serideki yapısal kırılmaları dikkate almayan, Dickey Fuller (DF) birim kök testi, Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi, Phillips - Perron birim kök testi, KPSS birim kök testi gibi birim kök testleridir. Diğer testler ise serideki yapısal kırılmaları dikkate alan testlerdir. Bu testlerden ilki Perron (1989) testidir. Kırılma tarihinin bilindiği varsayımı altında geliştirilmiş bir testtir. Bu testin dışında ise kırılma tarihinin bilinmediği varsayımı altında kırılma tarihlerinin içsel olarak belirlendiği testler bulunmaktadır. Bu testler; Zivot-Andrews (1992) birim kök testi, Lumpsdaine-Papell (1997) birim kök testi, Lee-Strazicich (2003) birim kök testi, Kapetanios (2005) birim kök testi ve Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testidir.

2.1 Birinci Grup Birim Kök Testleri

Birinci grup testler, kırılmanın olmadığı klasik testlerdir. Bu testler; Dickey Fuller(DF) birim kök testi, Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi, Phillips - Perron (PP) birim kök testi ve KPSS birim kök testidir. Sırasıyla bu birim kökleri ele alınacaktır.

2.1.1 Dickey Fuller (DF) Birim Kök Testi

Dickey & Fuller (1979) bir serinin durağan olmamasını biçimsel olarak test eden bir yöntem geliştirmiştir. Bu test birinci dereceden otoregresif basit bir AR(1) modeline dayanır ve denklem:

$$y_t = \theta_1 y_{t-1} + e_t \qquad (2.1)$$

şeklindedir. Denklemde, θ_1 değerinin 1'e eşit olup olmadığı H_0: θ_1=1 sıfır hipotezi ve H_1: θ_1<1 alternatif hipotezine bakılarak birim kök varlığı sınanır. H_0: θ_1=1 olması serinin birim kök içerdiği yani durağan olmadığı, H_1: θ_1<1 ise serinin durağan olduğu anlamına gelir (Asteriou, Hall,2007: 295-297).

Değişkenin bir önceki dönemde aldığı değeri (y_{t-1}) ile bu dönem (y_t) üzerindeki etkisi belirlenerek uzun dönemde bir serinin sahip olduğu özellik bulunabilir. θ_1=1 ise daha önceki şokların etkisi ile bir önceki döneme ait değişkenin, bu dönemdeki değişken değerine etkisinin tüm dönemlerde sürdüğü yani geçmişteki şokların kalıcı nitelikte olduğu anlamına gelir. Bu durum serinin durağan olmadığını ve zaman içinde gösterdiği trendin stokastik olduğunu gösterir. θ_1 <1 olursa, geçmiş dönemlerdeki şokların etkisinin azalarak belli bir dönem süreceği ve kısa bir süre sonra ortadan kalkacağı anlamına gelir. (Tarı, 2014: 387)

H_0: θ_1=1, temel hipotez testi için önce θ_1 değerinin en küçük kareler (EKK) tahmininin *t*-istatistiği hesaplanır. θ_1 değerinin EKK tahmini ve hata terimi varyansının tahmini aşağıdaki gibidir.

$$\hat{\theta}_1 = \frac{\sum_{t=1}^{T} y_{t-1} y_t}{\sum_{t=1}^{T} y_{t-1}^2} \quad ; \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{t=1}^{T} (y_t - \hat{\theta}_1 y_{t-1})^2}{T-1} \qquad (2.2)$$

Denklem (2.2)'deki veriler ile DF test istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$DF = t = \frac{\hat{\theta}_1 - 1}{SE(\hat{\theta}_1)} = \frac{\sum_{t=1}^{T} y_{t-1} e_t}{\hat{\theta}_1 \sqrt{\sum_{t=1}^{T} y_{t-1}^2}} \qquad (2.3)$$

Burada $\hat{\theta}_1$, θ_1 değerinin en küçük kareler tahmini, SE($\hat{\theta}_1$) ise tahmin edilen $\hat{\theta}_1$ değerinin standart hatasıdır. *t*-oranları standart olmayan asimptotik dağılıma yakınsadığı için standart dağılım kritik değerleri kullanılamaz. Bunun yerine Dickey Fuller (1976) ve McKinnon (19991) tarafından tablolaştırılan kritik değerler alınmaktadır (Yavuz, 2014: 295,296).

Denklem (2.1) 'de her iki taraftan y_{t-1} çıkartılarak aşağıdaki denklem elde edilir. Bu denklem aracılığı ile bu test, aşağıdaki gibi de oluşturulabilmektedir.

$$y_t - y_{t-1} = \theta_1 y_{t-1} - y_{t-1} + e_t$$

$$\Delta y_t = (\theta_1 - 1) y_{t-1} + e_t$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + e_t \quad (2.4)$$

Burada $\gamma = (\theta_1\text{-}1)$ olarak yazılmıştır. Bundan sonrasında sıfır hipotezi H_0: $\gamma = 0$ ve alternatif hipotez H_1: $\gamma < 1$ şeklinde olur. Eğer $\gamma = 0$ olursa y_t serisi rassal yürüyüş süreci izler yani durağan değildir (Asteriou, Hall, 2007: 295-297).

Buna göre denklem (2.4) için H_0 : γ =0 (θ_1= 1) olması serinin birim kök içerdiğini yani durağan olmadığını, H_1: $\gamma < 0$ olması ise serinin durağan olduğunu gösterir.

$\Delta y_t = \gamma\, y_{t-1} + e_t$ denkleminde γ =0 olduğunda ;

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = e_t \quad (2.5)$$

şeklinde olacak ve y_t birinci fark durağan olacaktır. Bu şekilde orjinal bir seri birinci farkı durağan olduğunda bu seriye birinci dereceden entegre olmuş denir ve I(1) ile ifade edilir. Fark alma işlemi ile kalıcı şokların etkisi ortadan kaldırılarak durağanlık sağlanır. (Tarı,2011: 388-389)

Dickey-Fuller (1979) birim kök testi, birim kök varlığını test etmek için aşağıdaki 3 farklı regresyon denklemini göz önüne almaktadır.

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \tag{2.8}$$

Bu regresyon denklemleri arasındaki fark a_0 ve a_2 deterministik elemanlarının varlığı ile ilgilidir. H_0: $\gamma = 0$ hipotezi altında, denklem (2.6) kesme terimsiz ve trendsiz pür rassal yürüyüş modeli, denklem (2.7) kesme terimli ve trendsiz model ve denklem (2.8) kesme terimli ve trendli model şeklindedir (Enders, 2010: 206).

H_0 hipotezi altında t istatistiğinin tutarlı olması için serinin durağan olması gerekir. Bu nedenle t testi kullanılmamaktadır. Çünkü t testi 0 etrafında dağılmamaktadır. Sıfır hipotezi ile geleneksel yolla hesaplanan t istatistiği kullanılamayacağı için bunun yerine τ (tau) istatistiği kullanılmaktadır (Tarı, 2011: 388,389).

Dickey-Fuller (1979) Monte Carlo çalışmalarına dayanarak, regresyon denklemi ve örneklem boyutuna bağlı olarak birim kök ($\gamma = 0$) için kritik değerleri bulmuştur. τ, τ_μ ,τ_τ olarak adlandırılan bu kritik değerler sırasıyla denklem (2.6), (2.7) ve (2.8) için kullanılmaktadır (Enders, 2010: 206).

γ değerinin anlamlılık sınaması için kullanılan tau (τ) test istatistiği aşağıdaki gibidir.

$$\tau = \frac{\hat{\gamma}}{SE(\hat{\gamma})} \tag{2.9}$$

Burada tau (τ) değeri çoğunlukla "eksi" değer alır. Hesaplanan tau (τ) istatistiğinin mutlak değeri, %1, % 5 ve %10 anlamlılık düzeylerine göre bulunan DF veya MacKinnon kritik değerinden mutlak değerce büyük ise $\gamma = 0$ temel hipotezi reddedilmektedir. y_t serisi durağan bir süreç izlemektedir. Eğer $|\tau|$ değeri, mutlak değerce kritik değerlerden küçük ise serinin birim köklü yani durağan olduğunu gösteren temel hipotez kabul edilir (Yavuz, 2014: 297).

2.1.2 Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Dickey & Fuller (1979)'a göre hata terimi beyaz gürültü (white noise) sürecine sahip olduğu yani ortalamasının sıfır, normal dağılımlı, sabit bir varyansa ve otokorelasyon içermeyen stokastik bir yapıya sahip olduğu varsayılmaktadır. Hata teriminin olası beyaz gürültü ($e_t \sim WN(0, \sigma^2)$ olmaması durumunda, Dickey & Fuller testin genişletilmiş bir versiyonunu önermişlerdir. Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testi otokorelasyonu ortadan kaldırmak için bağımlı değişkenin gecikme değerlerini içerir. Bu ilave gecikme değerlerinin gecikme uzunluğu (p), Akaike Bilgi Kriteri(AIC) veya Schwarz Kriterinin (SC) herhangi birinden yararlanarak belirlenir.

ADF testinin üç olası formu vardır. Bu denklemler:

$$\Delta y_t = \gamma\, y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i\, \Delta\, y_{t-i} + e_t \tag{2.10}$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i\, \Delta\, y_{t-i} + e_t \tag{2.11}$$

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i\, \Delta\, y_{t-i} + e_t \tag{2.12}$$

şeklindedir. Bu üç regresyon denklemi arasındaki fark a_0 ile a_2 t deterministik elemanlarının olup olmaması ile ilgilidir (Asteriou, Hall, 2007: 297).

ADF testi ile yukarıdaki denklemde γ katsayısının istatistiksel olarak sıfıra eşit olup olmadığı test edilir. ADF testi ile elde edilen sonuçlar, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyindeki Dickey-Fuller testi için oluşturduğu tablolar kullanılır (Jenskinson, Rivero, 1990: 255).

2.1.2.1 Uygun Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi

Genellikle uygun gecikme seviyesini belirlemek için iki kriter kullanılır.

Akaike Bilgi Kriteri (AIC): Uygun gecikme sayısını belirlerken AIC kullanılan kriterlerden biridir. Bu kriter minimum ortalama hata kareyi kullanır. Uygun gecikme sayısı AIC değerinin minimum olmasını sağlayan p değeridir. AIC aşağıdaki gibidir.

$$\mathrm{AIC(m)} = \ln \left| \Sigma_e(\mathrm{m}) \right| + \frac{2}{\mathrm{T}} = \ln \left| \Sigma_e(\mathrm{m}) \right| + \frac{2\mathrm{mK}^2}{\mathrm{T}} \tag{2.13}$$

Schwartz Bilgi Kriteri (SIC): Uygun gecikme sayısını belirlemek için diğer bir kriter Schwartz kriteridir. SC değerini minimum yapan p değeri uygun gecikme sayısı olarak belirlenir (Bozkurt, 2007:39,40).

$$\mathrm{SC(m)} = \ln \left| \Sigma_e(\mathrm{m}) \right| + \frac{\ln \mathrm{T}}{\mathrm{T}} \mathrm{mK}^2 \tag{2.14}$$

2.1.3 Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi

Phillips-Perron (PP), birim kök varlığını tespit eden daha genel zaman serisi modelleri için bir test yaklaşımı ileri sürmüşlerdir. Dickey-Fuller testinde hata terimleri; bağımsız, normal dağılımlı ve sabit varyanslı (e_t ~IID(0, σ_e^2)) yani hatalar arasında otokorelasyon olmadığı varsayılmaktadır. ADF' de otokorelasyonu kaldırmak için modele gecikmeli bağımlı değişken eklemek serbestlik derecesinde azalmaya neden olur. Bu nedenle Phillips-Perron parametrik olmayan düzeltme yaklaşımını önermiştir. Ancak bu testte, parametrik olmayan yöntem kullanılmış olup hata terimleri arasında zayıf bağımlılığa ve heterojenliğe izin verilmiştir. Dickey-Fuller testinde olduğu gibi Phillips-Perron testi de üç farklı regresyon modeli için geliştirilmiştir (Phillips, Perron, 1988: 335).

Bu nedenle Phillips-Perron parametrik olmayan düzeltme yaklaşımını önermiştir.

Phillips-Perron birim kök testini açıklayabilmek için aşağıdaki iki regresyon denklemini dikkate alalım.

$$y_t=\alpha_0^*+ \alpha_1^* y_{t-1} + e_t \tag{2.15}$$

$$y_t= \widetilde{\alpha}_0+ \widetilde{\alpha}_1 y_{t-1} + \widetilde{\alpha}_2 \text{ (t - T/2)} + e_t \tag{2.16}$$

Burada T gözlem sayısını, e_t pür rassal (white noise) hata sürecini gösterir. Bu yöntem hata terimleri beklenen değerinin sıfır ($E(e_t)=0$) olduğu varsayımına dayanmaktadır. Ancak hata terimlerinin Dickey-Fuller testindeki gibi bağımsızlık ve homoskedastik olma zorunluluğunu yerine bu testte hataların zayıf bağımlı biçimde dağılımlı olmasına izin verilmektedir. Bu durumda Dickey-Fuller *t*-istatistiklerinin düzeltilmiş biçimi olan Phillips-Perron test istatistiklerinde hata süreci daha az sınırlayıcıdır (Yavuz, 2014: 304).

Phillips-Perron testi, ADF testindeki üç modeli yeniden düzenlemektedir. Kritik tablo değerleri de kesmesiz ve trendsiz, kesmeli ve trendsiz ve kesmeli ve trendli bu üç model için farklı olacaktır. Dickey-Fuller testi için kullanılan kritik değerlerin Phillips-Perron versiyonu *Z* ile gösterilir. Örmeğin Dickey-Fuller testlerden kesmesiz ve trendsiz bir model testi için $\hat{\tau}$ kullanılırken, Phillips-Perron testinde karşılığı Z_α olacaktır (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2011: 365).

Phillips-Perron testi için kullanılabilecek AR(1) süreci $y_t = \alpha\, y_{t-1} + e_t$ olsun. Phillips-Perron testi için kullanılan formül aşağıdaki gibidir.

$$Z_\alpha = T(\alpha - 1) - CF \qquad (2.17)$$

Burada CF düzeltme faktörü olup aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

$$CF = \frac{0.5(\, s_{Tl}^2 - s_e^2 \,)}{\sum_{t=2}^{T}(y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 / T^2} \qquad (2.18)$$

Düzeltme faktöründe, σ_e^2 hata teriminin varyansı ilk olarak hesaplanan kısımdır. Fakat gerçek varyans hesaplanmadığından tutarlı tahmincisi aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

$$s_e^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} \hat{e}_t^2 \qquad (2.19)$$

Benzer şekilde σ^2 uzun dönem varyans faktörü için de tutarlı tahmincisi şöyledir.

$$s_{Tl}^2 = s_e^2 + 2 \sum_{s=1}^{l} w_{s,l} \sum_{t=s+1}^{T} \hat{e}_t\, \hat{e}_{t-s} / T \qquad (2.20)$$

Burada s_e^2, σ_e^2'nin bir tahmincisidir. s_{Tl}^2 ise uzun dönem varyans tahmincisidir. Ayrıca $w_{s,l}$ =1-s/(l+1) , $\bar{y}_{-1} = \sum_{t=2}^{T} y_{t-1} /$ (T-1) ve $\hat{e}_t = y_t - \hat{\alpha} y_{t-1}$ olarak hesaplanmaktadır. Phillips-Perron testinde test istatistiklerinin asimptotik dağılımının serisel korelasyonun katsayıları etkilememesi için t-istatistiğinin dönüştürülmüş biçimi aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2011: 365-366).

$$Z_t = (\, \sum_{t=2}^{T} Y_{t-1}^2 \,)^{1/2} + (\, \hat{\alpha} - 1) / s_{Tl} - (1/2) \frac{(\, s_{Tl}^2 - s_u^2 \,)}{[s_{Tl}^2\, (\sum_{t=2}^{T} y_{t-1}^2\,)^{1/2}]} \qquad (2.21)$$

Phillips-Perron, $y_t = y_{t-1} + e_t$ veri yaratan sürecinin olduğu temel hipotez altında α_0^* ve α_1^* katsayıları ile ilgili hipotezleri test etmek için test istatistikleri türetmişler ve dağılımları karakterize etmişlerdir. Oluşturulan test istatistikleri aşağıdaki gibidir.

$Z(t\alpha_1^*)$: α_1^*=1 hipotezinin testi için,

$Z(t\tilde{\alpha}_1)$: $\tilde{\alpha}_1$=1 hipotezinin testi için,

$Z(t\widetilde{\alpha}_2)$: $\widetilde{\alpha}_2$=1 hipotezinin testi için,

$Z(\phi_3)$: $\widetilde{\alpha}_1$=1 ve $\widetilde{\alpha}_2$=1 hipotezlerini test etmek için kullanılmaktadır (Yavuz, 2014: 304,305).

Phillips-Perron $Z(t\,\alpha_1^*)$ ve $Z(t\,\widetilde{\alpha}_1)$ testleri, Dickey-Fuller τ_μ ve τ_τ tablolarını kullanmaktadır. Sıfır hipotezini test etmek için Dickey-Fuller τ istatistiğini düzelterek kalıntılara daha az kısıtlama getirmektedir (Göktaş, 2005: 40,41).

2.1.4 KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin) Birim Kök Testi

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) durağanlık testinde sıfır hipotezi ADF ve PP testlerinin tersi şekildedir. KPSS testinde H_0 hipotezi ile gözlenen serinin deterministik trend etrafında durağan olduğu ortaya konur. Bu testteki amaç gözlenen serideki deterministik trendin arındırılarak serinin durağanlaştırılmasıdır (Kwiatkowski, vd., 1992: 159).

Diğer testlerin hipotezleri hem birim kök hem durağanlığa göre yorumlanırken, KPSS testi sadece durağanlığı söyleyen hipotez üzerine kurulur. Ayrıca bu test, trend durağanlığın sıfır hipotezi, rassal yürüyüşün varyansının sıfıra eşit olduğu hipotezine karşılık gelir. Diğer bir deyişle yürüyüşün sıfır varyansa sahip olduğu hipotezin LM (Lagrange Çarpanı) testidir. H_0 temel hipotezinin testi için LM (Lagrange Çarpanı) istatistiğini önermişlerdir (Kwiatkowski, vd., 1992: 159-160).

y_t serisi (t=1,2,...,T) durağanlığı test edilen bir seri olsun. Durağan hata, rassal yürüyüş ve deterministik trendin toplamı içinde seri ayrıştırılır. KPSS durağanlık testi, aşağıda belirtilen lineer regresyon modelinden hareket eder.

$$y_t = \xi t + r_t + e_t \qquad t=1,2,...,T \tag{2.22}$$

Burada ξt deterministik trend, e_t hata terimi, r_t rassal yürüyüş olup:

$$r_t = r_{t-1} + u_t \tag{2.23}$$

şeklindedir. Denklemde u_t sıfır ortalama ve sabit varyans ile normal dağılıma (u_t ~ND(0, σ_u^2)) sahiptir. Durağanlık hipotezi σ_u^2 =0 olma durumudur. e'_t nin durağan olduğu varsayıldığı için sıfır hipotezi altında y_t 'nin trend durağan olduğu varsayılır (Kwiatkowski, vd., 1992: 162).

KPSS test istatistiğini hesaplarken ilk olarak y_t kesme ve trend üzerine regres edildikten sonra elde edilen kalıntıların kısmi süreç toplamı (S_t) aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$S_t = \sum_{i=1}^{T} e_t \qquad \text{t=1,2,...,T} \tag{2.24}$$

Seride eğer deterministik trend yoksa e_t , y_t' nin sadece kesme üzerine regresesiyle elde edilir. Buna göre Lagrange Çarpanı (Lagrange Multiplier-LM) istatistiği istatistiği,

$$\text{LM} = \sum_{t=1}^{T} S_t^2 / \hat{\sigma}_e{}^2 \tag{2.25}$$

şeklinde hesaplanır (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010: 364).

LM istatistiğinde, $\mathrm{e_t}$' nin varyansı $\hat{\sigma}_e{}^2$ olmaktadır. Bu değer $\hat{\sigma}_e{}^2 = \sum \mathrm{e_i}^2/\mathrm{T}$ ile bulunmaktadır. Fakat kalıntılar birbiriyle otokorelasyonlu olabileceğinden $\hat{\sigma}_e{}^2$ tutarlı bir tahmini, $s^2(l)$, hataları kullanılarak elde edilmektedir. Buna göre test istatistiği yeniden düzenlenerek aşağıdaki gibi elde edilir (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010: 364) .

$$\text{LM} = \sum_{t=1}^{T} S_t^2 / s^2(l) \tag{2.26}$$

σ_e^2 değerinin tutarlı bir tahmincisi olan $s^2(l)$, $\mathrm{e_t}$ kalıntılarının ve w(s,l) değerinin fonksiyonu olarak aşağıdaki gibidir.

$$s^2(l) = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} e_t{}^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^{l} w(s,l) \sum_{t=s+1}^{T} \mathrm{e_t e_{t-s}} \tag{2.27}$$

Yukarıdaki bu denkleme Barlett window olarakta atıfta bulunulur. Spektral yoğunluk ile elde edilen $w(s,l)$ denklemi aşağıdaki gibidir.

$$w(s,l) = 1 - s/(l+1) \tag{2.28}$$

l sınırlı gecikme parametresinin $l \to \infty$ için belirlenmesi $s^2(l)$ tutarlılığı için gereklidir. Bir başka durum kalıntıların bağımsız özdeş dağılımlı (IID) olmamasından dolayı test istatistiği T^{-2} ile normalize edilmesi ile KPSS test istatistiği aşağıdaki gibi olacaktır.

$$\hat{\eta}_{\mu} = T^{-2} \sum_{t=1}^{T} S_t^2 / s^2(l) \qquad (2.29)$$

Denklemde deterministik kısım bulunsaydı $\hat{\eta}_{\mu}$ yerine $\hat{\eta}_{\beta}$ değeri hesaplanacaktır. Similasyon ile elde edilen kritik değer, hesaplanan değer ile kıyaslanır. Buna göre serinin birim kök içerip içermediğine yani durağanlığına karar verilir (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010: 364).

BÖLÜM 3

Ekonomide politika değişiklikleri, krizler ve dış faktörler gibi zaman içinde meydana gelen değişimler (yapısal kırılmalar), ekonomik göstergeler ile ilgili serilerin yapısal özelliklerinde değişikliğe neden olabilmektedir. Bu nedenle yapısal kırılmaların, iktisadi büyüklüklere ilişkin zaman serilerinin ortalamasında veya genel eğiliminde veya her ikisinde bir değişikliğe neden olup olmadığının yani zaman serilerinin özelliklerini değiştirip değiştirmediğinin araştırılması gereklidir (Yavuz, 2014: 308).

Eğer ekonomide belirgin şekilde ortaya çıkmış yapısal kırılmalar varken bu tür değişmeler bir regresyon modeli çerçevesinde dikkate alınmaz veya ihmal edilerek tahminlerde bulunulur ise elde edilen sonuçlar ve bu sonuçlara bağlı olarak yapılan ön raporlar sapmalı olacaktır (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010: 399).

Düzeyde, trendde veya her iki durumda yapısal kırılma içeren durağan zaman serileri için yapısal kırılmaları dikkate almayan birim kök testleri kullanılır ise durağan dışılığı belirten sıfır hipotezi reddedilmemektedir. Bu durumda aslında durağan olan serilerin çoğu zaman durağan dışı olduğu sonucu ortaya çıkabilecektir. Bu sorunu ortadan kaldırmak için yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri geliştirilmiştir (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010: 400,401).

3. YAPISAL KIRILMALI BİRİM KÖK TESTLERİ

3.1 Perron (1989) Birim Kök Testi

Birim kök hipotezlerinde geleneksel görüş, cari şokların etkisinin geçici olduğu ve uzun dönemde serinin hareketini değiştirmediği şeklindedir. Fakat Nelson-Plosser çalışmalarında, rassal şokların makroekonomik değişkenler üzerinde yarattığı dalgalanmaların geçici değil kalıcı etkiye sahip olduğunu görülmüştür (Yavuz, 2014: 308).

$\{y_t\}_0^T$ örneklem boyutu T+1 sayıda olan bir seri olsun. Perron(1989) , zaman serilerinde yapısal kırılmanın tek bir zamanda olduğu ve bu kırılma zamanının (TB) bilindiği varsayımını dikkate alarak Dickey-Fuller birim kök testini genişleterek kullanır. Perron(1989) birim kök testinde TB kırılma zamanını (1<TB<T) dışsal olarak modele eklemeyi öngörür. Bu varsayıma göre kırılma zamanını tanımlayan dışsal değişken zaman serisi regresyon modeline dahil edilerek, standart Dickey-Fuller birim kök testlerine başvurarak yapısal kırılma test edilir (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010: 401).

Sıfır hipotezi altında kırılma zamanının dışsal olarak eklendiği üç model vardır. Bunlar düzeyde bir kırılmaya izin veren "crash" Model A, eğimde bir kırılmaya izin veren "changing growth" Model B ve hem düzeyde hem eğimde bir kırılmaya izin veren Model C' dir (Perron, 1989: 1363).

Sıfır hipotezi altında :

Model A $y_t = \mu + \propto y_{t-1} + \delta_1 \mathrm{D(TB)}_t + e_t$ (3.1)

Model B $y_t = \mu + \propto y_{t-1} + \delta_2 \mathrm{DU}_t + e_t$ (3.2)

Model C $y_t = \mu + \propto y_{t-1} + \delta_1 \mathrm{D(TB)}_t + \delta_2 \mathrm{DU}_t + e_t$ (3.3)

ile ifade edilir. Burada TB kırılma zamanını gösterirken, $\mathrm{D(TB)}_t$ serinin düzeyinde (ortalamasında) değişimi, DU_t trend fonksiyonunda (eğimde) değişimi gösteren kukla değişkenler olup aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$\mathrm{D(TB)}_t \begin{cases} 1 & \mathrm{t = TB + 1\ ise} \\ 0 & \text{aksi durumda} \end{cases}$$

$$\mathrm{DU} \begin{cases} 1 & \mathrm{t} > TB \;\; ise \\ 0 & \text{aksi durumda} \end{cases}$$

Model A (Crash Model) ile y_t serisinin düzeyinde (sabit teriminde) meydana gelen bir kırılma ile birim köklü olduğu temel hipotezi, y_t serisinin düzeydeki bir kırılma ile durağan olduğu alternatif hipotezine karşı test edilir.

Model B ile y_t serisinin eğimde bir kırılma ile birim köklü olduğu temel hipotezi, eğimde bir kırılma ile durağan olduğu alternatif hipotezine karşı test edilir.

Model C ile her iki etkinin eşanlı ortaya çıkmasına izin verir. Serinin hem eğiminde hem de düzeyinde bir kırılma ile birim köklü olduğu temel hipotezi, serinin düzey ve

eğiminde bir kırılma ile durağan olduğu alternatif hipotezine karşı test edilir.
Sonuç olarak üç modelin her biri için temel hipotez, bir kırılma ile bir birim köke sahiptir. Alternatif hipotez ise kırılma ile durağan süreçtir (Yavuz, 2014: 309-310).

Alternatif hipotez altında modeller ,

Model A $y_t = \mu_1 + \beta t + \delta_2 \mathrm{DU}_t + e_t$ (3.4)

Model B $y_t = \mu + \beta t + \delta_3 \mathrm{DT}_t^* + e_t$ (3.5)

Model C $y_t = \mu_1 + \beta t + \delta_2 \mathrm{DU}_t + \delta_3 \mathrm{DT}_t^* + e_t$ (3.6)

olarak tanımlanır. Bu modellerde yer alan gölge değişkenler aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$\mathrm{DU}_t \begin{cases} \mathrm{t} & \mathrm{t} > TB \;\; ise \\ 0 & \text{aksi durumda} \end{cases}$$

$$\mathrm{DT}_t^* \begin{cases} \mathrm{t} - \mathrm{TB} & \mathrm{t} > TB \;\; ise \\ 0 & \text{aksi durumda} \end{cases}$$

Perron, birçok zaman serisinin Model A ve Model C' ye uygunluk gösterdiğinden uygulamada Perron' un kırılmalı birim kök testi için genellikle bu iki model tercih edilmiştir. Perron testine, kırılma noktasının dışsal olarak belirlenmesi nedeniyle birçok eleştiri getirilmiştir. Bu dışsal belirleme nedeniyle veriden bağımsız olduğu varsayılan test yöntemi tutarlı değildir. Yapısal kırılmanın dışsal olarak belirlenmesine getirilen eleştirilerden sonra yapısal kırılmaların içsel olarak belirlendiği birçok birim kök testi geliştirilmiştir (Yavuz, 2012: 310-311).

Yapısal Kırılmada Modelleme Yaklaşımları

Yapısal kırılmanın nasıl modelleneceğini açıklamak için Perron (1989), toplamsal sapmalı (additive outlier-AO) model ve alternatif olarak kademeli sapmalı (innovation outlier-IO) model olmak üzere iki yöntem ileri sürmüştür (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010: 407).

Toplamsal Sapmalı(Additive Outlier-AO) Model

Toplamsal sapmalı (AO) modele kırılmanın tamamının bir defada toplamsal olarak gerçekleştiği düşünüldüğünde bu model kullanılır. Toplamsal sapmalı modelde

Model A, Model B ve Model C olmak üzere üç model vardır. Bu üç modelde farklı model kalıpları olduğu için kalıntılarda farklı olacaktır (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010: 408,409).

Model A $\quad y_t = \mu + \beta t + \gamma_2 \, DVU_t + \tilde{y}_t^A$

Model B $\quad y_t = \mu + \beta t + \gamma_3 \, DVT_t^* + \tilde{y}_t^B$

Model C $\quad y_t = \mu + \beta t + \gamma_2 \, DVU_t + \gamma_3 \, DVT_t^* + \tilde{y}_t^C$

Bu üç model için kalıntılar $\tilde{y}_t^{(i)}$; i=A,B,C ile hesaplanmaktadır. Hesaplanan kalıntıları kullanarak aşağıdaki regresyon modeli tahmin edilmektedir.

$$\tilde{y}_t^{(i)} = \tilde{\phi}_1 \, \tilde{y}_{t-1}^{(i)} + \tilde{e}_t \qquad \text{i=A,B,C için} \qquad (3.7)$$

veya

$$\Delta\tilde{y}_t^{(i)} = \tilde{\delta} \, \tilde{y}_{t-1}^{(i)} + \tilde{e}_t \qquad \text{i=A,B,C için} \qquad (3.8)$$

Dickey-Fuller (DF) birim kök testinde olduğu gibi $\tilde{\delta} = \tilde{\phi}_1 - 1$ olarak tanımlanmaktadır. Burada $\tilde{e}_t \sim IID(0,\sigma^2)$ temiz (pür) dizi sürecidir. Eğer $\tilde{e}_t$ temiz dizi süreci değilse yani kalıntılar (hatalar) korelasyonlu ise Toplamsal Sapmalı Dickey Fuller (Additive Outlier Dickey Fuller- AODF) birim kök testi geçersiz olacaktır. Bu durumda $\tilde{e}_t$ ' yi temiz dizi haline getirmek için ADF testinde olduğu gibi modele kalıntıların gecikmeli değerleri ilave edilebilir. Böylece toplamsal sapmalı modelin genişletilmiş biçimi aşağıdaki gibi elde edilmektedir (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010: 409).

$$\tilde{y}_t^{(i)} = \tilde{\phi}_1 \, \tilde{y}_{t-1}^{(i)} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j \Delta\tilde{y}_{t-j}^{(i)} + \tilde{e}_t \qquad \text{i=A,B,C için} \qquad (3.9)$$

veya

$$\Delta\tilde{y}_t^{(i)} = \tilde{\delta} \, \tilde{y}_{t-1}^{(i)} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j \Delta\tilde{y}_{t-j}^{(i)} + \tilde{e}_t \qquad \text{i=A,B,C için} \qquad (3.10)$$

Bu denkleme Toplamsal Sapmalı Artırılmış Dickey Fuller (Additive Outlier Augmented Dickey Fuller-AOADF) birim kök testi denir. Denklemdeki gecikme sayısı (p) daha önce ADF için açıklandığı gibi belirlenir. Bundan sonraki aşamada denklem (3.9) ve

(3.10) ile verilen modeller tahmin edilerek yapısal kırılmalı birim kök hipotezlerini test etmektedir. Yapısal kırılmalı birim kök hipotezleri aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$H_0: \tilde{\delta}=0 \ (\tilde{\phi}_1=1)$

$H_1: \tilde{\delta}<0 \ (\tilde{\phi}_1<1)$

Uygulanacak testin kritik tablo değerleri Model A, Model B, Model C ve "nispi kırılma yansıması" $\lambda(T_b/T)$' ya bağlıdır. Burada λ' nın aldığı değerler $0< \lambda <1$ aralığındadır. Hesaplanan $t_{\tilde{\delta}}$ değeri, Model A, Model B ve Model C için sırasıyla asimptotik dağılımın kritik tablo değerleri olan $\tilde{\tau}_A$, $\tilde{\tau}_B$ ve $\tilde{\tau}_C$ ile karşılaştırılır. Eğer hesaplanan istatistik değeri kritik değerlerden büyükse H_0 hipotezi reddedilmez ve serinin durağan dışı olduğu sonucuna varılır. Ancak hesaplanan değer kritik değerlerden küçük ise H_0 hipotezi reddedilir ve serinin durağan olduğu yani durağan-dışılığın yapısal kırılmadan kaynaklandığı sonucuna varılır (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010: 410-413)

Kademeli Sapmalı(Additive Outlier-AO) Model

Bir zaman serisinde ekonomik şokların yarattığı yapısal kırılmalar, toplamsal sapmalı modelde olduğu gibi tek dönemde değil, farklı dönemlerde aşamalı olarak ortaya çıkabilir. Şoklardan kaynaklanan söz konusu bu etkilerin ortaya konulabilmesi için kademeli sapmalı (IO) model yaklaşımında doğrudan ADF regresyonunun içine dahil edilmektedir. Dolayısıyla kırılmaların etkisini tanımlayan kukla değişkenler kalıntılarda ortaya çıkan değişmelermiş gibi ele alınmaktadır. Bu model Kademeli Sapmalı Artırılmış Dickey Fuller (Innovation Outlier Augmented Dickey Fuller-IOADF) birim kök testi olarak adlandırılmaktadır. Perron (1989) yaklaşımındaki yapısal kırılma modelleri için tanımlanan Model A, Model B ve Model C benzer biçimde dikkate alınır. (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010: 423).

Model A için sıfır ve alternatif hipotezlerin birleşiminden oluşan Kademeli Sapmalı Dickey Fuller (IODF) regresyon modeli, aşağıdaki gibidir.

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \gamma_1 DVTB_t + \gamma_2 DVU_t + e_t \qquad (3.11)$$

Burada e_t temiz dizi sürecine sahip değilse yani hatalar (kalıntılar) korelasyonlu ise IODF birim kök testi geçersiz olacaktır. Bu durumda ADF testinde olduğu gibi hata terimi e_t' yi temiz dizi haline getirmek için modele hata teriminin gecikmeli değerleri ilave edilebilir. Böylece Kademeli Sapmalı Artırılmış Dickey Fuller (IOADF) birim kök testi için kullanılan model aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010: 423,424)

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \gamma_1 \text{ DVTB}_t + \gamma_2 \text{DVU}_t + \sum_{j=1}^{p} \delta_j \Delta y_{t-j} + e_t \qquad (3.12)$$

Benzer şekilde Model B için sıfır ve alternatif hipotezlerin birleşiminden oluşan Kademeli Sapmalı Dickey Fuller (IODF) regresyon modeli, aşağıdaki gibidir.

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \gamma_2 \text{ DVU}_t + \gamma_2 \text{DVT}_t^* + e_t \qquad (3.13)$$

Ancak e_t temiz dizi sürecine sahip değilse e_t' yi temiz dizi haline getirmek için modele hata teriminin gecikmeli değerleri eklenebilir. Bu durumda Kademeli Sapmalı Artırılmış Dickey Fuller (IOADF) birim kök testi için kullanılan model aşağıdaki şekildedir (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010: 424).

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \gamma_2 \text{ DVU}_t + \gamma_2 \text{DVT}_t^* + \sum_{j=1}^{p} \delta_j \Delta y_{t-j} + e_t \qquad (3.14)$$

Yine benzer şekilde Model C için sıfır ve alternatif hipotezlerin birleşiminden oluşan Kademeli Sapmalı Dickey Fuller (IODF) regresyon modeli, aşağıdaki gibi olmaktadır (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010: 424).

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta\, y_{t-1} + \gamma_1 \text{ DVTB}_t + \gamma_2 \text{DVU}_t + \gamma_3 \text{DVT}_t + e_t \qquad (3.15)$$

Ancak e_t temiz dizi sürecine sahip değilse e_t' yi temiz dizi haline getirmek için modele hata teriminin gecikmeli değerleri eklenebilir. Böylece Kademeli Sapmalı Artırılmış Dickey Fuller (IOADF) birim kök testi için kullanılan model aşağıdaki gibidir (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010: 425).

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \gamma_1 \text{ DVTB}_t + \gamma_2 \text{DVU}_t + \gamma_3 \text{DVT}_t + \sum_{j=1}^{p} \delta_j \Delta y_{t-j} + e_t \qquad (3.16)$$

Toplamsal Sapmalı Artırılmış Dickey-Fuller (AOADF) ile Kademeli Sapmalı Artırılmış Dickey-Fulller (IOADF) testlerini Perron (1989) çalışmasında karşılaştırmıştır. Karşılaştırma sonucunda, Model A ve Model C için her iki yaklaşım kullanıldığında asimptotik dağılımları aynı olduğundan testlerin güçleri eşit çıkmıştır. Bu durumda Model A ve Model C için sırasıyla asimptotik dağılımın kritik tablo değerleri olan $\tilde{\tau}_A$ ve $\tilde{\tau}_C$ kritik değerleri kullanılabilir. Ancak Model B' de AOADF ve IOADF yaklaşımları karşılaştırıldığında asimptotik dağılımlarının birbirinden farklı olduğu ve bu nedenle birbirinin yerine kullanmasının güç kaybına neden olacağı ortaya konulmuştur. Dolayısıyla $\tilde{\tau}_B$ kritik değeri kullanılamaz. Bu yüzden Perron (1989) Model B için önerdiği Model B* aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010: 425-426)

$$\text{Model B}^* \qquad \Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + DVT_t^* + e_t \qquad (3.17)$$

Ancak e_t temiz dizi sürecine sahip değilse e_t' yi temiz dizi haline getirmek için modele hata teriminin gecikmeli değerleri eklenebilir. Böylece Kademeli Sapmalı Artırılmış Dickey Fuller (IOADF) birim kök testi için kullanılan model aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010: 426).

$$\text{Model B}^* \quad \Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \gamma_3 DVT_t^* + \sum_{j=1}^{p} \delta_j \Delta y_{t-j} + e_t \qquad (3.18)$$

Modelde IOADF ve AOADF yaklaşımlarının asimptotik dağılımları aynı olduğu için testlerin gücü de eşit olduğundan $\tilde{\tau}_B$ kritik değeri kullanılabilmektedir.

Model A, Model B ve Model C ' nin IODF veya IOADF modelleri tahmin edildikten sonra aşağıda bulunan hipotezler test edilmektedir.

$H_0 : \delta = 0$

$H_1 : \delta < 0$

Hesaplanan $t_{\hat{\delta}}$ değeri, kritik değerlerle karşılaştırılır ve $t_{\hat{\delta}}$ küçük çıkarsa H_0 hipotezi red edilir. Serinin gerçekte durağan olduğu yani durağan dışılığın yapısal kırılmadan kaynaklandığı sonucuna varılacaktır. Ancak H_0 hipotezi red edilmezse seri durağan dışıdır yani durağan dışılığın yapısal kırılmadan kaynaklanmadığı sonucuna varılacaktır (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010: 426)

3.2 Zivot-Andrews (1992) Birim Kök Testi

Zivot-Andrews (1992, bundan sonra ZA), Perron (1989)'un kırılma zamanını (T_B) dışsal olarak aldığı varsayımını eleştirerek, farklı bir yaklaşım önermiştir. Zivot-Andrews(1992) yaklaşımı kırılma zamanını (T_B) model tarafından içsel olarak tahmin etmektedir. Çünkü kırılma zamanı eğer Perron (1989)' daki gibi dışsal olarak alınırsa hipotez testlerinin sonuçları birim kökün reddi yönünde değiştiğini varsaymıştır. H_0 hipotezi için model:

$$y_t = \mu + y_{t-1} + e_t \quad (3.19)$$

şeklindedir. Belli bir trend durağan ifadeye uyan y_t' ye tahmin yöntemi tasarlamak amacıyla Perron regresyonlarındaki kukla değişkenleri için kırılma noktası (λ) seçimini inceler. Alternatif hipotez ile bilinmeyen bir zamanda ortaya çıkan tek zaman kırılmalı trend durağan bir süreç ifade edilmektedir. Amaç trend durağan alternatife en fazla etkiyi veren kırılma noktasını tahmin etmektir (Zivot, Andrews, 1992: 251-254).

Olası bir tahmin şeması, önceki incelenenle tutarlığı, ($t_{\hat{\propto}^i}$ (λ), i=A,B,C) test istatistiği kullanılarak H_0 hipotezi için en az uygun sonucu veren kırılma noktasını seçmek için vardır. Yani bu istatistiğin küçük değerleri H_0 hipotezinin reddine neden olunca, $\propto^i$=1 (i=A,B,C) testi için tek taraflı *t*-istatistiğini minimize eden λ seçilir. i model için minimize eden değer $\hat{\lambda}^i_{inf}$ ile belirtilirse o zaman tanımı:

$$t_{\hat{\propto}^i} [\ \hat{\lambda}^i_{inf}] = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\propto}^i}(\lambda), \quad i=A,B,C \quad (3.20)$$

ile belirtilir. Burada Λ (0,1) kapalı alt aralığını belirtir.

Yapısal kırılmanın tarihini içsel olarak belirleyen Zivot-Andrews (1992), tanımlanan H_0 modeli ile D$(T_B)_t$ kukla değişkenine artık ihtiyaç duymaz. Bu nedenle Perron'un ADF test stratejisini izleyen, birim kökü test etmek için kullanılan regresyon denklemleri:

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\propto}^A y_{t-1} + \hat{\beta}^A t + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (3.21)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\propto}^B y_{t-1} + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* (\hat{\lambda}) + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (3.22)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \hat{\beta}^C t + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \qquad (3.23)$$

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1 & eğer\ t > T\lambda \\ 0 & aksi\ halde \end{cases}$$

$$DT_t^*(\lambda) = \begin{cases} t - TB & eğer\ t > T\lambda \\ 0 & aksi\ halde \end{cases}$$

şeklindedir.

TB kırılma tarihini, λ kırılma noktasını, DU_t sabitteki kırılmayı, DT_t^* eğimdeki kırılmayı göstermektedir. Sabit için kırılmayı model (3.21), trend için kırılmayı model (3.22), hem sabit hem trendde kırılmayı model (3.23) vermektedir. Yukarıdaki denklemlerde kırılma noktası (λ) parametresi üzerine konan ^ işareti ile kırılma bölümünün tahmin edilen değerlerine karşılık geldiği vurgulanmaktadır (Zivot, Andrews, 1992: 253-255).

Her seri için j=2/T ve j=(T-1)T aralığında yeralan $\lambda = T_B/T$ kırılma bölümü ile sıradan en küçük kareler kullanılarak (3.21) ,(3.22) ve (3.23) denklemleri tahmin edilir. Kırılma noktasını (λ) en küçük *t*-değeri göstermektedir. Yeni kırılma tarihi, en küçük *t* istatistiğinin olduğu tarih olarak seçilir. Kırılma tarihi belirlendikten sonra, hesaplanan *t* istatistiği, Zivot ve Andrews (1992)'in hesaplamış olduğu kritik değerinden küçükse birim kökün olduğunu ifade eden temel hipotez kabul edilmektedir. *t*-değeri mutlak değer olarak kritik değerden büyük olur ise birim kökün varolduğunu belirten sıfır hipotezi reddedilir. Yine yapılan çalışmalarda A ve C modeli kırılma yılının belirlenmesi için daha çok tercih edilmektedir (Zivot, Andrews, 1992: 254-256).

3.3 Lumsdaine - Papell (1997) Birim Kök Testi

Lumsdaine-Papell (1997), içsel tek kırılmalı modellerin ekonometrik teorisini iki kırılmalı duruma genişletmişlerdir. Bunun nedeni bir yapısal kırılma noktasının içsel olarak tahmin edildiği Zivot ve Andrews (1992) birim kök testinin, birçok durumda yeterli olmadığı ayrıca tek kırılmaya izin veren birim kök testlerinin birden fazla kırılma olması durumunda bilgi kaybına neden olduğu iddiasıdır. Lumsdaine-Papell (1997), uygun bir zaman periyodunda iki kırılma noktası çıkma olasılığı dikkate alınarak Nelson-Plosser verisi için birim kök hipotezini yeniden değerlendirmişlerdir. Birim kök hipotezi karşısında, Lumsdaine-Papell (1997) birim kök testi, Zivot-Andrews (1992)' den daha fazla kanıt bulmaktadır (Lumsdaine, Papell, 1997: 212-214).

Hem trend hem de ortalamada iki kırılmaya izin veren Lumsdaine-Papell (1997) birim kök testi aşağıdaki denklemlerin tahminine dayanmaktadır.

Model AA $\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \sum_{j=1}^{k} d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$ (3.24)

Model CA $\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \gamma_1 DT1_t + \sum_{j=1}^{k} d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$ (3.25)

Model CC $\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t$ (3.26)

$+\gamma_1 DT1_t + \gamma_2 DT2_t + \sum_{j=1}^{k} d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$

TB1 ile TB2 sırasıyla birinci ve ikinci kırılma zamanını göstermek üzere modelde yer alan gölge değişkenler,

$$DU1_t = \begin{cases} 1 & t > TB1 \ iken, \\ 0 & \text{diğer durumlarda} . \end{cases}$$

$$DU2_t = \begin{cases} 1 & t > TB2 \ iken, \\ 0 & \text{diğer durumlarda} . \end{cases}$$

$$DT1_t = \begin{cases} t - TB1 & t > TB1 \ iken, \\ 0 & \text{diğer durumlarda} . \end{cases}$$

$$DT2_t = \begin{cases} t - TB2 & t > TB2 \ iken, \\ 0 & \text{diğer durumlarda} . \end{cases}$$

şeklinde tanımlanabilir. $DU1_t$ ve $DU2_t$ gölge değişkenleri TB1 ve TB2 kırılma zamanlarındaki düzeyde meydana gelen yapısal değişmeleri tespit eder. $DT1_t$ ve $DT2_t$ gölge değişkenleri ise TB1 ve TB2 kırılma zamanlarındaki trend değişkenindeki kaymaları belirlemek amacıyla modele dahil edilmiştir (Yavuz, 2014: 314,315).

Mevcut bu testte, α değeri *t* istatistiği tüm olası kırılma tarih çiftleri için (TB1, TB2) hesaplanır ve α' nın *t* istatistiğinin en küçük olduğu tarih çiftleri tercih edilir. Elde edilen *t* istatistiği, kritik değerlerden büyük olması durumunda, y_t serisinin yapısal kırılma olmadan birim köklü olduğunu gösteren temel hipotez (α=0) reddedilir. Aksi halde y_t serisinin trend fonksiyonunda iki yapısal kırılma içeren trend durağan bir sürece uygunluk gösterdiği alternatif hipotez ($\alpha < 0$) reddedilmez (Lumsdaine, Papell, 1997: 212-214).

Lumsdaine-Papell (1997) testindeki alternatif modeller (AA, CA, CC) arasında seçim yapılırken, birim kök hipotezinin en güçlü reddedildiği model uygun model olarak seçilmektedir (Yavuz, 2014: 315).

Lumsdaine-Papell (1997)' de ardışık tarihlerde iki kırılma meydana gelme olasılığı dikkate alınmaz. Yani iki ayrı bölüm olarak negatif şok ile takip edilen pozitif şok düşünülmez (Lumsdaıne, Papell, 1997: 214).

Lumsdaine-Papell (1997) yaklaşımına yapılan eleştiri, son yüzyılda ekonomide tam olarak iki kırılma olduğunu beklemekle ilgili görüş nedeniyledir. Ayrıca elde edilen sonuçlar daha yüksek mertebeden modellerin daha uygun olma olasılığını karşılamaz (Lumsdaıne, Papell, 1997: 217-218).

3.4 Lee-Strazicich (2003) Birim Kök Testi

Lumsdaine -Papell (LP) içsel iki kırılmalı birim kök testinde temel hipotez serinin yapısal kırılma olmadan birim köklü olduğu, alternatif hipotez ise serinin yapısal kırılmalar altında durağan olduğu şeklinde varsayılmıştır. Lee-Strazicich (2003), bu durumu eleştirerek hem sıfır hem de alternatif hipotez altında kırılmalara izin veren içsel iki kırılmalı Lagrange çarpan (LM) birim kök testi geliştirmiştir. Yani sıfır hipotezinin reddi açıkça trend durağanlık anlamına gelmektedir (Lee, Strazicich,2003: 1082).

Perron(1989) çalışmasından beri, araştırmacılar birim kök testlerinde yapısal kırılmaya izin vermenin önemini belirtmektedir. Peron (1989) göstermiştir ki, durağanlık alternatifi doğru olduğu ve yapısal kırılma varlığı ihmal edildiğinde birim kök reddetme yeteneği düşmektedir. Perron (1989), bilinen bir dışsal yapısal kırılmaya izin veren kukla değişken içeren düzeltilmiş Dickey Fuller (DF) birim kök testi kullanır. Sonraki çalışmalarda bu test, veriden içsel olarak belirlenen, bilinmeyen bir kırılma noktasına izin veren test olarak değiştirilmiştir. İçsel yöntemi yaygın olarak kullananlardan biri Zivot-Andrews (1992) minimum değer testidir. Bu test, *t*-istatistiği ile birim kök sıfır hipotezi test eder. t-değerinin en düşük değeri aldığı tarih, kırılma noktası olarak kabul edilir. Tek kırılmanın ihmal edildiği durumda testin gücü düştüğüne göre iki veya daha fazla kırılma ihmal edilirse de benzer güç kayıpları beklemek mantıklı olur. Lumsdaine -Papell (1997) bu yönde açıklamayı uzatır ve minimum Zivot-Andrews (1992) birim kök testini iki yapısal kırılma içeren şekilde genişletmiştir (Lee, Strazicich, 2003: 1083).

Lumsdaine -Papell (1997) içsel kırılma testinde de yaygın olan önemli bir konu, birim kök sıfır hipotezi altında yapısal kırılma olmadığını varsayar ve kendi kritik değerlerini buna göre türetir. Böylece alternatif hipotez, "yapısal kırılmalar mevcut" olan kırılmalı bir birim kök olasılığı içerebilir. Bu yüzden, sıfır hipotezinin reddi mutlaka kendi başına bir birim kök reddi anlamına gelmez ama kırılmasız birim kökün reddini ima edebilir. Bu sonuç, amprik çalışmalarda test sonuçlarının dikkatli yorumlanmasına çağrıda bulunur. Sıfır hipotezi altında bir kırılmanın varlığında, aslında kırılmalı fark durağan olan seri, araştırmacılar tarafından kırılmalı trend durağan zaman serisi kanıtını gösteren sıfır hipotezinin reddi sonucunu yanlışlıkla çıkarılabilir (Lee, Strazicich, 2003: 1082).

Lee-Strazicich (2003) hem sıfır hem alternatif hipotez altında bir kırılmaya izin veren test geliştirmişlerdir. Bu testin Perron (1989) dışsal birim kök testinden farkı, kırılmanın içsel olmasıdır. Perron testinde sıfır hipotezi altında kırılmalara yer verilmesi önemlidir. Diğer taraftan, sıfır hipotezi altında kırılmanın boyutu arttığı kadar birim kök test istatistiği sapacaktır. Benzer sapma içsel kırılmalı birim kök testlerinde ortaya çıkmaktadır (Lee, Strazicich, 2003: 1083).

Lee ve Strazicich belirtilen kısıtlamalara çözüm olarak; alternatif hipotezi kesin olarak trend durağanlığı belirten iki kırılmalı minimum Lagrange çarpan (LM-Lagrange multiplier) birim kök testini önermektedir. Veri üretme süreci (DGP) aşağıdaki gibidir.

$$y_t = \delta' Z_t + e_t \qquad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3.27}$$

Burada Z_t , dışsal değişkenlerin bir vektörü ve ε_t ~ iid N(0,σ^2) özelliğe sahip hataları gösterir. İki yapısal kırılmalı Perron (1989) oluşturduğu A,B ve C modellerine göre aşağıdaki ifadeleri önermişlerdir.

Model A düzeyde iki değişime yer vermektedir. Z_t =[1,t, D_{1t}, D_{2t}] ile tanımlanır. Burada t > T_{Bj} için D_{jt} =1 , (j=1,2) ve diğer durumlarda 0 olur. T_{Bj} kırılma zamanını gösterir. Model C eğimde ve düzeydeki iki değişim içermektedir ve Z_t =[1,t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t} , DT_{2t}] ile tanımlanır. Burada t > T_{Bj}+1 için DT_{jt} = t-T_{Bj} , (j=1,2) ve diğer durumlarda DT_{jt} = 0 olur (Lee, Strazicich,2003: 1084).

Veri üretme sürecinin (DGP) sıfır hipotezi (β=1) ve alternatif hipotez (β<1) altında tutarlı bir şekilde kırılmalar modele dahil edilmektedir. Düzeyde iki kırılmaya izin veren Model A, β değerine bağlı olarak aşağıdaki gibidir.

$$H_0: \quad y_t=\mu_0+d_1B_{1t}+ d_2B_{2t}+ y_{t-1}+ v_{1t} \tag{3.28}$$

$$H_A: \quad y_t=\mu_1+ \gamma t + d_1D_{1t}+ d_2D_{2t}+ v_{2t} \tag{3.29}$$

Bu denklemlerde v_{1t} ve v_{2t} durağan hata terimleri; t = T_{Bj}+1 (j=1,2) için B_{jt} =1 aksi halde 0, d=(d_1, d_2) şeklinde olmaktadır. Model C' de sırasıyla denklem (3.28)' e D_{jt} terimi ve denklem (3.29)' e DT_{jt} terimleri eklenir. Denklem (3.28) B_{jt} kukla değişkeni içerir. Perron(1989), B_{jt}' in dahil edilmesinin sıfır hipotezi altında d kırılma boyutunda test istatistiğinin asimptotik dağılımının sabit olmasını sağlamak için gerekli olduğunu göstermiştir (Lee, Strazicich, 2003: 1084-1085).

İki kırılmalı LM birim kök testinde, düzeyde ve eğimde iki kırılmaya izin veren Model C aşağıda gösterilmektedir (Tıraşlıoğlu, 2014: 75-76).

$$H_0: \quad y_t=\mu_0+d_1B_{1t}+ d_2B_{2t}+ d_3D_{1t} + d_4D_{2t}+y_{t-1}+ v_{1t} \tag{3.30}$$

$$H_A: \quad y_t=\mu_1+ \gamma t + d_1D_{1t}+ d_2D_{2t}+DT_{1t}+DT_{2t}+ v_{2t} \tag{3.31}$$

İki kırılmalı LM birim kök test istatistiği aşağıdaki regresyon kullanılarak elde edilmektedir.

$$\Delta y_t = \delta'\Delta Z_t + \phi S_{t-1}+ e_t \tag{3.32}$$

Burada S_t = y_t - ψ_x - $Z_t\delta$, t=2,...,T olup ; δ değeri Δy_t regresyondaki ΔZ_t'nin katsayısıdır. ψ_x ise y_1 - $Z_1\delta$ ile bulunmaktadır ve y_1 ile Z_1 sırasıyla y_t ve Z_t' nin ilk gözlemlerini göstermektedir (Lee, Strazicich, 2003: 1085-1086).

Birim kök sıfır hipotezini sınayan LM test istatistiği, t-istatistiği olan $\tilde{\tau}$ ile bulunur. $\tilde{\tau}$ test istatistiğinin minimum olduğu noktalar seçilerek kırılma zamanları (T_{Bj}) belirlenmektedir. LM test istatistiği aşağıdaki gibidir.

$$LM_\tau = \inf_{\lambda} \tilde{\tau}(\lambda) \tag{3.33}$$

T gözlemleri, T_{Bj} kırılma noktası j=1,2 için göstermek üzere $\lambda_j = T\ /\ T_{Bj}$ ile ifade edilmektedir. LM birim kök testinde kritik değerler, iki kırılmalı birim kök testlerinde Lee-Strazicich (2004)' ten elde edilirken, tek kırılmalı birim kök testlerinde Lee-Strazicich (2003)' ten elde edilmektedir. Bulunan test istatistiği, tablo kritik değerinden küçük olursa yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi kabul edilir (Yılancı, 2009: 330-331).

İki kırılmalı minimum LM birim kök testi, kırılma noktasını (T_{Bj}) içsel olarak belirlemek için çok boyutlu aramadan (grid search) faydalanır. Kırılma noktası tahmin şeması Lumsdaine-Papell testindekine benzer; kırılma noktası test istatistiğinin minimize edildiği yerde belirlenir. İçsel kırılma testlerinde tipik olarak, bazı k için [k,1-k] üzerinde %10 denebilen düzeltme, uç noktaları ortadan kaldırmak için kullanılmaktadır (Lee, Strazicich, 2003: 1085-1086).

3.5 Kapetanios (2005) Birim Kök Testi

Kapetanios (2005), tek değişkenli zaman serisi modellerinde, m, maksimum kırılma sayısına izin veren ikiden daha büyük fakat daha küçük olabilen kırılma sayısı belirlenmemiş duruma karşı birim kök hipotezini sağlamaktadır. Savunulan bu yöntem sayısal olarak literatürde kullanılandan daha az yoğundur. Monte Carlo deneyleri ile küçük örneklem özelliklerini incelemiştir (Kapetanios, 2005: 123).

Kırılma noktalarını içsel belirleyen Zivot -Andrews (1992) ve Lumsdaine-Papell (1997) birim kök testleri, kırılma sayısının fazla olduğu durumlara cevap verememektedir. Bu sorunu çözmek amacıyla Kapetanios (2005) birim kök testi geliştirilmiştir (Kapetanios, 2005: 123–133).

Araştırmanın temelini oluşturan Kapetanios (2005)' in çalışmasında kullanılan model:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \phi_i \, DU_{i,t} + \sum_{i=1}^{m} \psi_i \, DT_{i,t} + \varepsilon_t \qquad (3.34)$$

şekildedir. Denklem (3.34)' deki model sabit terimde ve trendde kırılmaya izin veren ve Model C olarak tanımlanan modeldir. $DU_{i,t}$ ve $DT_{i,t}$ sırasıyla sabit ve trend kukla değişkenleri olup aşağıdaki gibi tanımlanır (Kapetanios, 2005: 124).

$$DU_{i,t} \begin{cases} \mathrm{t} > T_{b,i} \text{ iken } & 1, \\ \text{Diğer durumlarda } & 0. \end{cases}$$

$$DT_{i,t} \begin{cases} \mathrm{t} > T_{b,i} \text{ iken } & \mathrm{t} - T_{b,i}\,, \\ \text{Diğer durumlarda } & 0. \end{cases}$$

Modelde yer alan kukla değişkenler, $T_{b,i}$, i' ninci (i= 1, 2,..., m) kırılma tarihini gösterir.

$H_0 : \alpha = 1$

$H_1 : \alpha < 1$

Burada temel hipotez birim kök içerdiğini, alternatif hipotez ise m kırılmalı durağanlık sürecini gösterir. Uygun yapısal kırılma sayısına ve kırılma tarihlerine karar verebilmek için Kapetanios (2005) çalışmasında, Perron (1998)'un önermiş olduğu tekniği kullanmıştır.

Bu teknikte her bir adımda, önceki adımda bulunan yapısal kırılmayı modele ekleme suretiyle, bir sonraki yapısal kırılma tarihini bulmayı amaçlayan bir yöntem vardır. Bu yöntemi tercih etmesinin nedeni hesaplama bakımından kolaylık sağlamasıdır (Kapetanios, 2005: 124–132).

Bu test için maksimum kırılma sayısı 5 olarak alınmıştır. Kapetanios (2005), test için kritik değerleri sağlar ve Monte Carlo deneyleri ile küçük örneklem özelliklerini araştırmıştır (Kapetanios, 2005: 123).

Kapetanios (2005) birim kök testinde, öncelikle tek kırılma belirli bir kırılma sayısı için tüm örnekte aranır. *t*-istatistikleri elde edilir. Yapısal kırılma tarihi ise kalıntı kareler toplamının minimum olduğu modeldir. Bulunan ilk kırılma tarihi modele eklenir ve geri kalan parçalar arasında ikinci yapısal kırılma tarihi aranır. α=1 için *t*-istatistikleri hesaplanır. İkinci kırılma tarihi yine kalıntı kareler toplamının minimum olduğu yere bakılarak bulunur. m kırılmaya kadar bu durum devam eder. Daha sonra uygun kırılma sayısı, minimum *t*-istatistiğinin olduğu yer olarak belirlenir (Yardımcıoğlu, Beşel, 2013: 2203).

3.6 Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Birim Kök Testi

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) (CS) testinde kırılma zamanlarının içsel olarak belirlendiği beş tane yapısal kırılmaya izin veren birim kök testini geliştirmişlerdir (Carrion-i-Silvestre vd., 2009: 1756-1757).

Bu testte kullanılan y_t stokastik veri üretme süreci:

$$y_t = d_t + e_t \tag{3.35}$$

$$e_t = \alpha\, e_{t-1} + v_t \qquad t = 0,1,...,T \tag{3.36}$$

şeklindedir. Burada d_t, deterministik trend, e_t , gözlenemeyen sıfır ortalamalı bir hata sürecidir.

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) , Model 0, Model I ve Model II olmak üzere 3 model tanımlar. Model 0 düzeyde değişimi, Model I eğimde değişimi ve Model II hem düzeyde hem de eğimde değişimi ifade etmektedir.

$$DU_t(T_j^0) \begin{cases} 1 & \mathrm{t} > \mathrm{T_j^0} \text{ ise} \\ 0 & \text{aksi durumda} \end{cases}$$

$$DT_t^*(T_j^0) \begin{cases} t - T_j^0 & \mathrm{t} > \mathrm{T_j^0} \text{ ise} \\ 0 & \text{aksi durumda} \end{cases}$$

T_j^0=$[T\lambda_j^0]$ j ' inci kırılma tarihini ve $\lambda_j^0 \equiv T_j^0 / T \in (0,1)$ kırılma bölümü parametresini gösterir. Sayısal gösterim olarak, doğru kırılma bölümü ve kırılma tarihleri sıfır üst simgesi ile ve tahminler (^) ile gösterilir. T_j^0 =0 ve T_{m+1}^0 =1 kuralını da kullanır. λ^0=$(\lambda_1^0, \dots, \lambda_m^0)'$ vektöründe *m* kırılma bölümü parametrelerini derlemektedir (Carrion-i-Silvestre vd., 2009: 1757-1758).

Denklem (3.35)' deki deterministik bileşen:

$$d_t = z_t' \, (T_0^0) \, \psi_0 + z_t' \, (T_1^0) \, \psi_1 + ... + z_t' \, (T_m^0) \, \psi_m \equiv z_t' \, (\lambda^0) \, \psi \quad (3.37)$$

şeklindedir. Burada $z_t(\lambda^0) = [z_t'(T_0^0),..., z_t'(T_m^0)]'$ ve $\psi = (\psi_1', ..., \psi_m')'$ eşit olup bu deterministik bileşenler ve ilgili katsayıları $\psi_t = (\mu_0, \beta_0)'$ ile $z_t(T_0^0) \equiv z_t = (1,t)'$ ile tanımlanmaktadır ve :

$$z_t(T_0^0) = \begin{cases} DU_t(T_j^0), & \text{Model 0} \\ DT_j^*(T_j^0), & \text{Model I} \\ ((DU_t(T_j^0), DT_j^*(T_j^0))' & \text{Model II} \end{cases}$$

$1 \leq j \leq$m için Model 0' da $\psi_t = \mu_j$, Model I ' de $\psi_t = \beta_j$, Model II ' de $\psi_t = (\mu_j, \beta_j)'$ eşitliği vardır (Carrion-i-Silvestre vd., 2009: 1757-1758).

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) testinde yapısal kırılma tarihleri, Bai-Perron (2003) ve Perron-Qu (2006)' da tanımlanan dinamik programlama algoritmasını kullanarak, Elliott vd. (1996) tarafından önerilen quasi-GLS (Yarı - Genelleştirilmiş En Küçük Kareler) detrending (trendden arındırma) yönteminin hata kareler toplamı minimize edilerek bulunmaktadır. Similasyon deneyleri, küçük örneklemlerde de kullanılabilme özelliğine sahip yöntemler geliştirmiştir (Carrion-i-Silvestre vd., 2009: 1782).

GLS-detrend (Genelleştirilmiş En Küçük Kareler-trendden arındırma) modelinin global kalıntı kareleri toplamının minimizasyonu yoluyla kırılma tarihlerini tahmin etmeyi önermektedir. Yani $\hat{\lambda}$= argmin$_{\lambda \in \wedge(\varepsilon)}$S($\bar{\alpha}$, λ), böylece

$$S(\bar{\alpha}, \lambda) = \min_{\lambda \in \wedge(\varepsilon)} S(\bar{\alpha}, \lambda), \quad (3.38)$$

Carrion-i-Silvestre vd. (2009), çoklu kırılmalara izin veren Ng-Perron (2001) ' de analiz edilen aşağıdaki *M*-sınıfı testlerini kullanmaktadır. Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testinde beş farklı test istatistiği tanımlanmaktadır.

$$P_T^{GLS}(\lambda^0) = \{S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha} \, S(1, \lambda^0)\} / s^2(\lambda^0) \quad (3.39)$$

$$MZ_\alpha^{GLS} = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2)(2T^{-2} \sum_{t=1}^{T} \tilde{y}_{t-1}^2)^{-1} \quad (3.40)$$

$$MSB^{GLS}\,(\lambda^0) = \left(s(\lambda^0)^{-2}T^{-2}\ \sum_{t=1}^{T}\tilde{y}_{t-1}^2\right)^{\frac{1}{2}} \tag{3.41}$$

$$MZ_t^{GLS}(\lambda^0) = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2\,)\,(4s(\lambda^0)^2\,T^{-2}\ \sum_{t=1}^{T}\tilde{y}_{t-1}^2\,)^{\frac{-1}{2}} \tag{3.42}$$

$$MP_T^{GLS}(\lambda^0) = [c^{-2}T^{-2}\sum_{t=1}^{T}\tilde{y}_{t-1}^2 + (1-\bar{c})T^{-1} - \tilde{y}_T^2\,]\,/\,S(\lambda^0)^2 \tag{3.43}$$

Bu denklemlerde, $s^2(\lambda^0)$, hata terimi v_t'nin sıfır frekansında spektral yoğunluğunun bir tahminidir. $\tilde{y}_t = y_t - \hat{\psi}' z_t\,(\lambda^0)$ ile $\tilde{y}_t$ bağımlı değişkenin tahmin edilen değeridir. $\lambda^0=(\lambda_1^0, \dots, \lambda_m^0)'$ vektöründe *m* kırılma bölümü parametresidir. $\overline{\alpha}$, Gauss optimum nokta istatistiği ile ilişkili parametredir (Carrion-i-Silvestre vd., 2009: 1757-1769).

P_T^{GLS}, Perron ve Rodriguez (2003) tarafından geliştirilen optimal nokta test istatistiği; MP_T^{GLS}, Ng-Perron (2001) 'den geliştirilen optimal test istatisitiği; MZ_α^{GLS}, MZ_t^{GLS} ve MSB^{GLS} ise Ng-Perron (2001) ve Perron-Rodriguez (2003) tarafından geliştirilen çoklu yapısal kırılmaya izin veren *M*-sınıfı (*Multiple Structural Breaks: Çoklu Yapısal Kırılmalı*) test istatistikleridir. Carrion-i-Silvestre vd. (2009) yapısal kırılmalı birim kök testinin hipotezleri aşağıdaki gibidir.

H_0: Yapısal kırılmalar altında birim kök vardır.

H_1: Yapısal kırılmalar altında birim kök yoktur.

Hipotez testi için bootstrap ile gerekli olan asimptotik kritik değerler bootstrap ile üretilmektedir. Eğer hesaplanan test istatistiği, kritik değerden küçük olursa, H_0 hipotezi reddedilmektedir. Yani seride yapısal kırılmalar altında birim kök olmadığı, serinin durağan olduğu kabul edilmektedir (Göçer, 2013: 11-12).

BÖLÜM 4

4. İŞSİZLİK HİSTERİSİ ÜZERİNE UYGULAMA ÇALIŞMASI

4.1 İşsizlik Histerisi

Histeri hipotezi 1980’li yılların sonunda yeni Keynesyenler tarafından ortaya atılmıştır. Aslında histeri kelimesi psikolojide duygu bozukluğu olarak geçmektedir. Ekonomideki histeri de aslında düzende var olan bir bozulmayı ifade etmektedir. Kısa dönemde meydana gelen şokların uzun dönem dengesini bozması, şoklar geçse de uzun dönem de dengenin yeniden sağlanamaması durumu histeri olarak adlandırılır. Kısa dönemde meydana gelen şokların işsizlik oranını bozması ve uzun dönemde eski haline gelememesi durumu işsizlik histerisi olarak adlandırılmaktadır.

İşsizlik bir gösterge olarak ekonomiler için makro düzeyde bir problem arz etmektedir. Politika yapıcıların işsizlik problemini azaltmak için önlem almaları gerekmektedir. Bu yüzden işsizlik üzerine çok sayıda teorik ve amprik araştırmalar yapılmıştır.

Friedman ve Phelps tarafından, ekonomilerde işsizlik oranının hiçbir zaman sıfırlanmayacağı olgusu ortaya çıkarılmıştır. Emek piyasasında arz talep dengesi tam olarak sağlanmış olsa bile yine de bir kısım insanlar işsiz olarak kalacaklardır. İşsizlik oranı kısa dönemde değişse bile uzun dönemde belli bir ortalamaya döner. Bu durum doğal işsizlik oranı olarak adlandırılır.

Doğal işsizlik oranının zıddını savunan, işsizlik histerisi kavramı Blanchard ve Summer (1986) tarafından ortaya atılmıştır. Yapılan çalışmada işsizlik histerisi, işsizlik oranlarının konjonktürel değişimlerden kalıcı olarak etkilendiğini söylemektedir. İşsizlik histerisinin geçerli olduğu durumlarda iş gücü oranında yaşanılan bir şok kalıcı olur ve başlangıçtaki denge seviyesine geri dönmez (Christopoulos, Leon-Ledesma, 2007).

İşsizlik histerisi teorisini test etmenin ekonometrik yolu serilerin durağanlığını test etmekten geçmektedir. Eğer belli şoklardan sonra işsizlik oranı uzun dönemde doğal oranına dönüyorsa serinin ortalamasının değişmediğini yani serinin durağan olduğunu söyleyebiliriz. Ancak seri durağan değilse serilerin ortalaması ve varyansı zamanla değişir. İşsizlik histerisi hipotezine göre meydana gelen şoklar işsizlik oranının denge seviyesindeki ortalamasında bir değişim meydana getirir. Buda serinin durağan olmadığı sonucunu verir. Eğer seride birim kök varsa yani seri durağan değilse bu durumda işsizlik histerisi hipotezi geçerlidir.

4.2 Veri ve Yöntem

İşsizlik histerisi hipotezinin geçerliliğinin Türkiye örneğinde incelendiği bu çalışmada, Türkiye' nin 1923-2014 yıllarını kapsayan işsizlik verisi kullanılmıştır. Analizde kullanılan yıllık işsizlik oranları verileri Bulutay (1995) ve TÜİK' ten alınmıştır. Analizde öncelikle yapısal kırılmaları dikkate almayan birinci grup (klasik) birim kök testleri olan; Dickey Fuller(DF), Augmented Dickey Fuller(ADF), Phillips Perron(PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS) birim kök testleri kullanılmıştır. Bu yöntemlerin yanı sıra serilerde bir yapısal kırılmaya izin veren Zivot-Andrews, iki yapısal kırılmaya izin veren Lumsdaine-Papell(1997) ve Lee-Strazicich (2003), Kapetanios (2005) ve beş yapısal kırılmaya izin veren Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testleri kullanılmıştır.

4.3 Türkiye İçin İşsizlik Histerisinin Birim Kök Testleri İle İncelenmesi

Bu bölümde Türkiye'de işsizlik histerisi hipotezinin geçerliliği yapısal kırılmaları dikkate almayan ve yapısal kırılmalara izin veren birim kök testleri kullanılarak araştırılmıştır. Çalışmada Türkiye'nin 1923-2014 yılları işsizlik verileri kullanılarak birim kök sınamaları yapılmıştır. Uygulamalar e-views, gauss ve winrats paket programları kullanılarak yapılmıştır.

4.4 İşsizlik Serisinin Birim Kök Testleri İle İncelenmesi

Kırılmasız birim kök testleri olarak Dickey Fuller (DF), Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron(PP) ve Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testleri kullanılmıştır. DF, ADF ve PP testlerinin yokluk hipotezi birim kökün varlığını yani serinin durağan olmadığını söylemektedir. Bu testlerden farklı olarak KPSS testi'nin yokluk hipotezi durağanlığı göstermektedir. Tablo 4.1, 4.2, 4.3 ve 4.4'de sıradan birim kök testi sonuçları gösterilmiştir. Birim kök testleri sabitli, sabitli trendli ve sabitsiz trendsiz modeller için ayrı ayrı yapılmıştır.

Dickey-Fuller (DF) birim kök testinde hesaplanan test istatistiği, tablo değerleriyle mutlak değerce kıyaslanır. Tablo 4.1' de "sabitsiz ve trendsiz" ile "sabitli" modellerin test istatistiği kritik değerlerden küçük olduğu için H_0 temel hipotezi (birim kök var) kabul edilir yani işsizlik serisi durağan değildir.

Tablo 4.1 DF Testi Sonuçları

	Test İstatistiği	**Kritik Değer**			**Prob.**
	DF	**(%1)**	**(%5)**	**(%10)**	
Sabitli	-1.005416	-3.503879	-2.893589	-2.583931	0.7486
Sabitli ve Trendli	-4.457098	-4.062040	-3.459950	-3.156109	0.0030
Sabitsiz ve Trendsiz	-0.277497	-2.590622	-1.944404	-1.614417	0.5834

Ancak "sabitli ve trendli" modelin tablo değeri, %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerden büyük olduğu için H_0 temel hipotezi reddedilir. "sabitli ve trendli" model için seri durağan kabul edilir.

Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testinde, DF testinde kullanılan denklemlerin sağ tarafına değişkenlerin gecikmeli değerlerinin eklenmesini önermiştir. Tablo 4.2' de test istatistiği ve kritik değerler yer almaktadır.

Tablo 4.2 ADF Testi Sonuçları

	Test İstatistiği	**Kritik Değer**			**Prob.**
	ADF	**(%1)**	**(%5)**	**(%10)**	
Sabitli	-1.005416	-3.503879	-2.893589	-2.583931	0.7486
Sabitli ve Trendli	-3.699987	-4.063233	-3.460516	-3.156439	0.0273
Sabitsiz ve Trendsiz	-0.277497	-2.590622	-1.944404	-1.614417	0.5834

Test istatistiği, kritik değerler kıyaslandığında "sabitsiz ve trendsiz" ile "sabitli" modellerin test istatistiği kritik değerlerden küçük olduğu için H_0 temel hipotezi (birim kök var) kabul edilir yani işsizlik serisi durağan değildir. Ancak "sabitli ve trendli" modelin tablo değeri, %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerden büyük olduğu için H_0 temel hipotezi reddedilir ve seri durağan kabul edilir.

Phillips-Perron (PP) testi, DF testinde hata terimlerinin bağımsız, normal dağılımlı ve sabit varyanslı olduğu varsayımı yerine; parametrik olmayan bir yöntemle hata terimleri arasında zayıf bağımlılığa ve heterojenliğe izin verilmiştir. Phillips-Perron birim kök testinde de H_0 temel hipotezi ile birim kök varlığı sınanır. Test istatistiği ve kritik değerler Tablo 4.3' te verilmiştir.

Tablo 4.3 Phillips-Perron Testi Sonuçları

	Test İstatistiği	Kritik Değer			Prob.
	PP	(%1)	(%5)	(%10)	
Sabitli	-1.192883	-3.503879	-2.893589	-2.583931	0.6748
Sabitli ve Trendli	-4.421909	-4.062040	-3.459950	-3.156109	0.0033
Sabitsiz ve Trendsiz	-0.355270	-2.590622	-1.944404	-1.614417	0.5543

Buna göre Tablo 4.3' te "sabit" ile "sabit ve trendsiz" modellerde test istatistiği, kritik değerlerden küçük olduğu için H_0 temel hipotezi (birim kök var) kabul edilir yani işsizlik serisi durağan değildir. Ancak "sabitli ve trendli" modelde ise H_0 temel hipotezi reddedilir ve durağan kabul edilir.

KPSS testinde kurulan birim kök hipotezi ve ADF testinin tersidir. KPSS birim kök testinde H_0 hipotezi serinin durağan olduğu yönünde (temelde trend durağanlığı gösterir), alternatif hipotez ise seride birim kök olduğu yönündedir. Bu testte test istatistiği standart dağılımlara uygun olmadığı için KPSS tarafından simülasyon ile elde edilerek tablolaştırılmıştır. Test istatistiği ve kritik değerler Tablo 4.4' te verilmiştir.

Tablo 4.4 KPSS Testi Sonuçları

	Test İstatistiği	Kritik Değer		
	KPSS	(%1)	(%5)	(%10)
Sabitli	0.967965	0.739000	0.463000	0.347000
Sabitli ve Trendli	0.194141	0.216000	0.146000	0.119000

Buna göre Tablo 4.4' te %5 anlamlılık düzeyinde test sonuçları "sabitli" ve "sabitli ve trendli" modellerde kritik değerlerden büyük çıkmıştır. Bu durumda H_0 hipotezi(durağan) reddedilir yani işsizlik serisi durağan değildir.

Sabit ve trendli durum için DF, ADF, PP testlerinin olasılık değerleri yokluk hipotezini reddetmektedir. Yani issizlik serisi sabit ve trendli durum için durağandır. KPSS testinin sonucu sabitli ve trendli durum için yokluk hipotezinin reddini gerektirmektedir. Yani KPSS testi diğer testlerin aksine işsizlik serisinin sabitli ve trendli durumda durağan olmadığını söylemektedir.

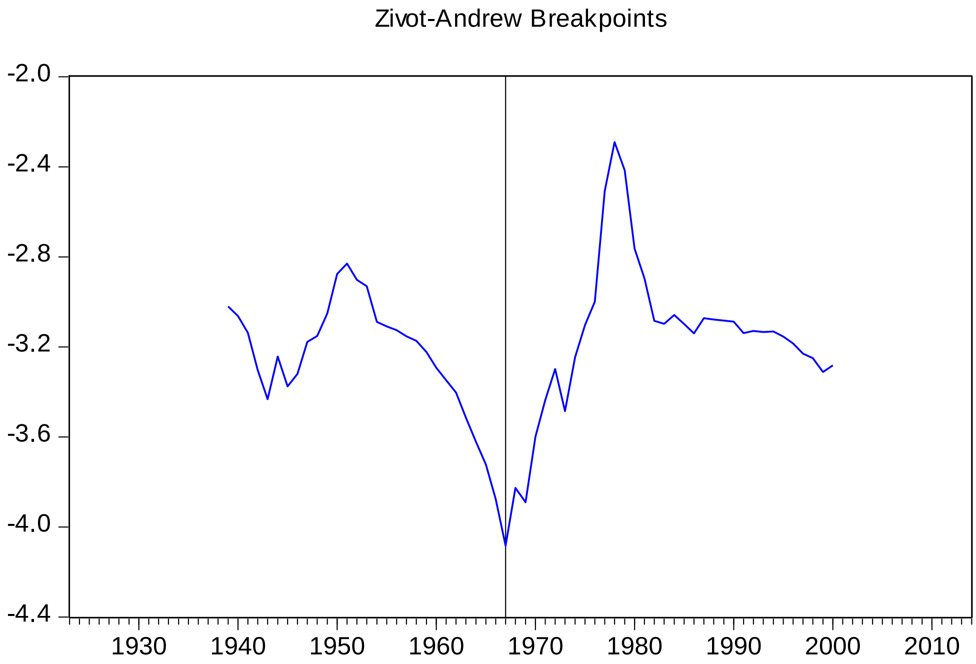
Sabitsiz ve trendsiz durumda DF, ADF ve PP testleri işsizlik serisinin birim köklü sürece uyduğunu söylemektedir, yokluk hipotezi reddedilememektedir. Bu testlerin analiz çıktıları Ek-1' de yer almaktadır.

Serilerdeki kırılmaları dikkate alan birim kök testlerinden Zivot-Andrews (1992) testi sonuçları Tablo 4.5' de gösterilmiştir. Bu testte kırılma tarihi içsel ve tek kırılmalı olarak belirlenmektedir. Testin yokluk hipotezi yapısal kırılma olmadan serinin birim köklü olduğunu söyler. Alternatif hipotezde ise yapısal kırılma ile birlikte serinin durağanlığı söz konusudur. Yani bu testte yapısal kırılma olmadan serinin birim kök içerdiğini gösteren temel hipotez, yapısal kırılmalı durağanlık alternatif hipotezine karşı sınanır. Tablo 4.5'de Zivot-Andrews (ZA) birim kök testi sonuçları ve Şekil 4.1'de ise kırılma grafiği gösterilmiştir.

Tablo 4.5: Zivot-Andrews (1992) Kırılmalı Birim Kök Test Sonucu

	Model A	**Model C**
Test İstatistiği	-4.5492	-4.8637
Gecikme Uzunluğu	1	1
Kırılma Tarihi	1967	1967
Kritik Değerler (%5)	-4.93	-5.08

t-istatistiği ZA kritik değerleri ile Tablo 4.5' te karşılaştırılır. Test istatistiğinin kritik değerden mutlak değerce küçük olması halinde yokluk hipotezi reddedilemez. Yani yapısal kırılma olmadan seri birim kök içerir. İşsizlik verisinin ZA birim kök testi sonuçlarına göre düzeyde meydana gelen kırılmayı dikkate alan Model A için test istatistiği -4.5492 değeri, %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değer -4.93 değerinden mutlak değerce küçük olduğu için düzeyde kırılma olmadan serinin birim köklü olduğu yokluk hipotezi reddedilemez. Yani seri yapısal kırılmalar olmadan birim kök içermektedir, durağan değildir. Model C eğimde ve düzeyde yapısal kırılmaya izin veren model türüdür. Model C için test istatistiği -4.8637, %5 anlamlılık düzeyinde kritik değer -5.08'den mutlak değerce küçük olduğundan yokluk hipotezi reddedilemez. Eğimde ve sabitte kırılmalar olmadan seri birim kök içermektedir yani seri durağan değildir.



Şekil 4.1 Zivot-Andrews (1992) Kırılma Grafiği

Bu test sonucunda kırılma tarihi 1967 olarak elde edilmiştir ve serideki kırılmanın tarihini gösteren grafik Şekil 4.1'de verilmiştir. Bu kırılma grafiği serideki yapısal kırılmanın tarihini göstermektedir. Şekil 4.1'deki gösterime göre 1967 yılında seride kırılma gerçekleşmiştir.

Lumsdaine-Papell (1997) birim kök testi, Zivot-Andrews (1992) yöntemini iki kırılma için geliştirmişlerdir. Bu testte serinin yapısal kırılma olmadan birim köklü olduğunu gösteren temel hipotez, serinin trend fonksiyonundaki iki farklı zaman noktasındaki kırılmalar ile trend durağan olduğunu gösteren alternatif hipoteze karşı test edilir. *t*-istatistiği kritik değerlerden büyükse temel hipotez reddedilir yani seri iki kırılma ile trend durağan kabul edilir.

Tablo 4.6 : Lumsdaine-Papell (1997) birim kök testi sonuçları

	Model AA		**Model CC**	
Test İstatistiği	-4.8401		-4.22	
Gecikme Uzunluğu	11		11	
Kırılma Tarihleri	1968	2000	1956	1989
Kritik Değerler (%5)	-6.1600		-6.75	

Tablo 4.6 iki kırılmaya izin veren Lumsdaine-Papell (LP) birim kök testi sonuçları yer almaktadır. Model AA düzeyde Model CC hem düzeyde hem trendde kırılmayı içeren modeldir. Her iki model için de hesaplanan test istatistikleri %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden küçüktür. Serinin yapısal kırılma olmadan birim köklü olduğunu söyleyen yokluk hipotezi kabul edilir.

Lee-Strazicich (2003), ZA ve LP testlerindeki temel hipotezin "yapısal kırılma olmadan birim kökün varlığı" şeklinde, alternatif hipotezin ise "yapısal kırılmalı durağan" şeklindeki varsayımını eleştirmiştir. Lee-Strazicich (2003)' e göre alternatif hipotez "yapısal kırılmalı durağan" ise temel hipotezinde "yapısal kırılmalı birim kök" olması gerekir. Lee-Strazicich (2003) iki kırılmalı birim kök testi için elde edilen sonuçlar Tablo 4.7' de gösterilmektedir.

Tablo 4.7: Lee-Strazicich (2003) Kırılmalı Birim Kök Test Sonucu

	Model AA		Model CC	
Test İstatistiği	-1.5997		-4.5268	
Gecikme Uzunluğu	1		1	
Kırılma Tarihleri	1934	1967	1934	1968
Kritik Değerler (%5)	-3.842		-5.286	

Lee-Strazicich (2003) testinin yokluk hipotezi serinin kırılmalar altında birim köklü olduğunu söyler. Tablo 4.7'deki sonuçlara göre 2 kırılma bulunmuştur. Kırılma tarihleri, düzeyde iki kırılmalı Model AA test değeri için %5 düzeyindeki kritik değerden mutlak değerce küçüktür. Bu sonuç bize düzeyde kırılmalı birim kök sürecinin varlığı temel hipotezini reddetmememiz gerektiğini gösterir. Benzer şekilde düzeyde ve eğimde iki kırılmalı Model CC için elde edilen test istatistiği %5 düzeyindeki kritik değerden mutlak değerce küçüktür. Bu sonuçlara göre düzey ve eğimde kırılmalar altında serinin birim kök içerdiğini söyleyen hipotezi reddedemeyiz. Lee-Strazicich (2003) birim kök testine göre işsizlik serisi durağan değildir.

Kapetanios birim kök testi sonuçları Tablo 4.8 verilmektedir. Kapetanios testi birim kök yokluk hipotezine karşın m-kırılmalı durağanlık hipotezini sınar.

Tablo 4.8: Kapetanios Kırılmalı Birim Kök Test Sonucu

t-statistic	Break date 1	Break date 2	Break date 3	Break date 4	Break date 5
4.86375	44				
5.52432	44	78			
6.37811	44	78	56		
7.65360	44	78	56	30	
8.20619	44	78	56	30	68

Bu testte kırılma sayısının önsel olarak belirlenmesine gerek yoktur. Sadece maksimum kırılma sayısını belirleriz. Uygun kırılma sayısı içsel olarak belirlenir. Maksimum kırılma sayısı 5 olarak alındı ve uygun kırılma sayısının en küçük test istatistiğine sahip olmasından dolayı 1 olduğu sonucuna ulaşıldı. Bu test için elde edilen test istatistiği 4.86, kritik değerler ise şöyledir: %10'da -4.820, %5'de -5.081 ve %1'de-5.704 dür. Yüzde beş anlamlılık düzeyinde mutlak değerce küçük olduğu için yokluk hipotezini reddedemeyiz. Seri birim kök içerir. İşsizlik hipotezi bu test sonucuna göre geçerlidir.

Carrion-i Silvestre (2009) birim kök testi sonuçları Tablo 4.9' da verilmektedir. Carrion-i Silvestre testinin yokluk hipotezi yapısal kırılmaların varlığı durumunda birim kökün olduğu sonucunu verir. Bu teste hesaplanan test istatistiği kritik değerden büyük olduğunda yokluk hipotezi reddedilememekte yapısal kırılmalar altında serinin birim köklü olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 4.9: Carrion-i Silvestre (2009) Kırılmalı Birim Kök Test Sonucu

	Düzey Değerleri					**Kırılma Tarihleri**
	P_T	**MP_T**	**MZ_α**	**MSB**	**MZ_t**	
Model1 (eğimde kırılma)	17.42 [9.08]	16.67 [9.08]	-24.92 [-45.02]	0.14 [0.10]	-3.50 [-4.72]	1931;1966; 1976;1985; 1994

Tablo 4.9 deki sonuçlara göre test istatistiklerinin kritik değerlerden büyük olmasından dolayı yokluk hipotezi kabul edilir. Yani işsizlik serisi kırılmalar altında birim köke sahiptir ve durağan değildir. Carrion-i Silvestre testi 5 kırılmaya müsaade eder. Bu test bize kırılma tarihleri olarak 1931, 1966, 1976, 1985 ve 1994 yıllarını vermiştir.

4.5 İşsizlik Histerisinin Türkiye İçin Geçerliliğinin Değerlendirmesi

İşsizlik histerisi hipotezinin sınanması için birim kök testleri kullanılmaktadır. Türkiye'nin 1923-2014 yılları için işsizlik verisine sıradan (kırılmasız) ve kırılmalı birim kök testleri uygulanmıştır. Dickey-Fuller, Augmented Dickey Fuller, Phillips-Perrron birim kök testlerinde "sabitli" ve "sabitsiz ve trendsiz" modellerde işsizlik serisinin durağan olmadığı; yine KPSS, Zivot-Andrews (1992), Lumsdaine-Papell (1997), Lee- Strazicich (2003), Kapetanios (2005) ve Carrion-i-Silvestre (2009) birim kök testleri sonuçlarında işsizlik serisinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Yapılan birim kök testleri sonucunda Türkiye için işsizlik histerisi hipotezinin geçerli olduğu sonucuna varılmıştır. Yapısal kırılmalı ve kırılmasız testlerinde işsizlik oranı verilerinin Türkiye için birim kök süreci izledikleri görülmüştür.

BÖLÜM 5

5. SONUÇ

Ekonometrik analizlerde zaman serileri ile çalışılırken serilerin durağanlığı önem arz etmektedir. Çünkü yapılan çalışmalarda seriler durağan değilse elde edilen ekonometrik tahminler ilişkileri açıklamada güvenilir olmayan sonuçlar vermektedir. Durağanlık zaman serisi verisinin ortalamasının ve varyansının zamandan bağımsız olması demektir. Serilerin ortalamaları ve varyansları zamana bağlı olarak değişiyorsa serilerde meydana gelen şoklar kalıcı olmaktadır ve seriler ile ilgili yorum yapmak imkansız hale gelmektedir. Ekonometrik serilerin durağanlığını araştırmak için ilk geliştirilen klasik birim kök testleri yapısal kırılmaları dikkate almamaktadır. Ancak serilerde meydana gelen yapısal kırılmalar serilerde birim kök olmadığı halde seriler birim köklüymüş gibi yanlış sonuçlar verebilmektedir. Bu yüzden klasik birim köklerdeki bu eksikliği giderebilmek amacıyla yapısal kırılmalı birim kök testleri geliştirilmiştir.

İşsizlik histerisi, işsizlik serisi üzerinde var olan kalıcı şoklar sonucunda serinin başlangıç denge seviyesinden uzaklaşmasıdır. Bu durumda serinin ortalaması değişmekte ve serinin durağan olmadığı sonucunu vermektedir. İşsizlik histerisi teorisini test etmenin ekonometrik yolu serilerin durağanlığını test etmektir. Eğer işsizlik oranı belli şoklardan sonra uzun dönem de doğal oranına dönüyor ise serinin ortalamasının değişmediği yani serinin durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Fakat seri durağan değilse serilerin ortalaması ve varyansı zamanla değişmektedir.

Histeri ile ortaya çıkan istikrarsızlığın anlamlı olabilmesi için, serilerin durağan dışı olması yani istikrarsız olması ve birim kök içermesi gerekmektedir. Bu çalışmada hem kırılmasız hem de kırılmalı birim kök testleri ele alınarak testlerin teorilerine yer verilmiştir. Ardından birim kök testi uygulaması olarak işsizlik histerisi hipotezinin geçerliliği sınanmıştır.

Yapılan birim kök testleri sonucunda; Dickey-Fuller birim kök testine göre issizlik serisi durağan değildir. Dickey-Fuller testi serideki otokorelasyonu dikkate almadan işlem yapar bu yüzden seride otokorelasyon varsa yanlış sonuç elde edebiliriz. Dickey-Fuller testindeki bu eksikliği gidermek için serilerin gecikmeli değerlerini modele değişken olarak ekleyerek otokorelasyonu dikkate alan Augmented Dickey Fuller testi geliştirilmiştir. Augmented Dickey Fullar testinin Türkiye' nin işsizlik serisi için elde edilen test sonucunda serinin durağan olmadığı sonucuna varılmıştır. Augmented Dickey Fuller testi otokorelasyonu dikkate almak için serilerin gecikmeli değerlerini modele eklerken serbestlik derecesi kaybına neden olmaktadır. Phillips-Perron birim kök testi, ADF' deki bu eksikliği gidermek için otokorelasyonu gidermede serilerin gecikmelerini eklemek yerine parametrik olmayan düzeltme kullanmaktadır. Phillips-Perron birim kök testi sonucuna göre Türkiye'nin işsizlik serisi verisi durağan bulunmamıştır. Diğer bir kırılmasız test olan Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) durağanlık testinde sıfır hipotezi ADF ve PP testlerinin tersi şekildedir. KPSS testinde H_0 hipotezi ile gözlenen serinin deterministik trend etrafında durağan olduğu ortaya koyulur. İşsizlik serisi için yapılan KPSS birim kök testi sonucunda yokluk hipotezi reddedilmiştir ve serinin durağan olmadığı bu test sonucunda da doğrulanmıştır.

Yapısal kırılmalı birim kök testlerinden; Zivot-Andrews (1992) birim kök testi ile tek kırılma için kırılmasız birim köklü sıfır hipotezi, kırılmalı durağan alternatif hipotezine karşı sınanmıştır. Lumsdaine-Papell (1997) birim kök testi ile iki kırılma için kırılmasız birim köklü sıfır hipotezi, kırılmalı durağan alternatif hipotezine karşı sınanmıştır. Lee-Strazicich (2003) birim kök testleri ile iki kırılma için, kırılmalı birim kök içeren sıfır hipotezi kırılmalı durağan alternatif hipotezine karşı sınanmıştır. Kapetanios (2005) birim kök testi ile m kırılma için birim kök sıfır hipotezi, kırılmalı durağan alternatif hipotezine karşı sınanmıştır. Carrion-i Silvestre vd. (2009) birim kök testi ile 5 kırılma için, kırılmalar altında birim köklü olduğu sıfır hipotezini sınanmıştır. Bu yapısal kırılmalı testler ile elde edilen sonuçlarda Türkiye'nin işsizlik serisi verisinin durağan olmadığı doğrulanmıştır.

İşsizlik histerisinin, yapılan bu testler sonucunda, Türkiye için geçerli olduğu sonucuna varılmıştır. Hem kırılmalı hem de kırılmasız birim kök testi sonuçları işsizlik serisinin durağan olmadığını göstermektedir. İşsizlik histerisinin geçerli olması yani serinin ortalamaya geri dönmemesi nedeniyle, geçmiş dönemlerden hareketle geleceğe yönelik tahminde bulunulamayacaktır. Yine işsizlik serisinin birim kök içermesi yani durağan dışı olması nedeniyle bu durağan dışı süreç, işsizlik ile ilgili enflasyon oranı, üretim (çıktı) vb. diğer makro ekonomik değişkenlere de etki edecektir. Bu bağlamda, işsizlik serisi ile ilgili elde edilen sonuçlar önemli politik anlamlara da sahiptir. Öyle ki, işsizlik serisine ait serinin durağan olmaması yani çoğu şokun kalıcı etkiye sahip olmasından dolayı emek piyasasına yönelik istihdam ve makroekonomik istikrar politikaları, işsizlik serileri üzerinde uzun süreli etkilere sahip olacaktır. Bu durum, emek piyasasına yönelik aktif hükümet müdahalelerini gerekli kılmaktadır. İşsizlik serisi, ortalama değerden sürekli bir sapma gösterdiği için hükümetin yönetimsel politikası, işsizlik sorununu çözme yönünde gerekli hedefleri belirleme yönünde olmalıdır.

KAYNAKÇA

Akdi, Y., (2003), Zaman Serileri Analizi, (1.baskı), Bıçaklar Kitabevi, Ankara.

Akgül, I., (2003), Geleneksel Zaman Serisi Yöntemleri, (Gözden geçirilmiş baskı), Der Yayınları, İstanbul.

Akgül, I., (2003), Zaman Serilerinin Analizi ve ARIMA Modelleri, (1.baskı), Der Yayınları, İstanbul.

Asteriou, D., Hall, S.G., (2007), Applied Econometrics, (Revised Edition), Palgrave Macmillan, New York.

Bircan, H., Y., Karagöz, "Box-Jenkıns Modelleri ile Aylık Döviz Kuru Tahmini Üzerine Bir Uygulama", *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 2003/2, (6), ss. 49-62

Bozkurt, H., (2007), Zaman Serileri Analizi, (1. baskı), Ekin Kitapevi, Bursa.

Box, G. E. P., Jenkins, G. M.,Reinsel, G.C.,(1994), Time Series Analayses: Forecasting and Control, (3.baskı), Prentice Hall International,Inc., New Jersey.

Bulutay, T. (1995), Employment, Unemployment and Wages in Turkey, (1. baskı), International Labour Office, Ankara.

Carrion-i-Silvestre, J. L., D. Kim, P., Perron, "GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks under Both the Null and the Alternative Hypotheses", *Econometric Theory*, 2009 (25), ss. 1754-1792.

Christopoulos, D. K., M. A., León-Ledesma, "Unemployment Hysteresis In Eu Countries: What Do We Really Know About It?", *Journal of Economic Studies*, vol. 2007/34, (2), ss. 80-89.

Dickey, D.A., W.A., Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root" , *Journal of the American Statistical Association*, 1979/74, ss. 427-431.

Enders, W, (1995), Applied Econometric Time Series, (1. baskı), John Wiley&Sons, Inc, United States of America.

Enders, W, (2010), Applied Econometric Time Series, Wiley, (3. baskı), John Wiley&Sons, Inc, United States of America.

Göçer, İ., "Cari Açık Ekonomi Üzerindeki Finansal Baskıyı Artırıyor mu?", *Sayıştay Dergisi*, 2013/90, ss. 5-18.

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

Griffiths, W. E., vd., (1993), Learning and Practicing Econometrics, (1. baskı), John Wiley & Sons, Toronto.

Gujarati, D. N., (2005), Temel Ekonometri, Ümit Şenesen, Gülay Günlük Şenesen, (3. baskı), Literatür Yayıncılık, İstanbul.

Gujarati, D. N., Porter, D. C., (2012), Temel Ekonometri, Ümit Şenesen, Gülay Günlük-Şenesen, (1. baskı), Literatür Yayıncılık, İstanbul.

Güriş, S., Çağlayan, E., (2010), Ekonometri:Temel Kavramlar, (3.baskı), Der Yayınları, İstanbul.

Kapetanios, G., “Unit-Root Testing Against the Alternative Hypothesis of Up to M Structural Breaks”, *Journal of Time Series Analysis*, 2005/26, ss. 123–133.

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

Kutlar, A., (2000), Ekonometrik Zaman Serileri, (1. baskı), Gazi Kitabevi, Ankara.

Kutlar, A., (1998), Bilgisayar Uygulamalı Ekonometriye Giriş, (1.baskı), Beta Yayınları, İstanbul.

Kwiatkowski, D., P. C.B. Phillips, P.Schmidt,Y. Shin, “Testing the Null Hypothesis Of Stationarity Against The Alternative Of A Unit Root:How Sure Are We That Economic Time Series Have A Unit Root?”, *Journal of Econometrics*, 1992/54, ss. 159-178.

Lee, J., M.C., Strazicich, "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks", *Review of Economics and Statistics*, 2003/85, (4), ss. 1082-1089

Lumsdaine, R.L., D.H., Papell, " Multiple Trend Breaks and The Unit Root Hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*, 1997/79, (2), ss. 212- 218.

Maddala, G.S., Inn-Moo, K., (1998), Unit Roots,Cointegration and Structural Changes, (1.baskı), Cambridge University Press, U.K.,

Nemlioğlu, A.K., (2005), Birim Kök Analizlerinin Temelleri, (1. baskı), Beşir Kitabevi, İstanbul.

Newbold, P., (2001), İşletme ve İktisat için İstatistik, Ümit Şenesen, (1. baskı), Literatür Yayınları, İstanbul.

Phillips, P.C.B., P., Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrica*, 1988/75, ss. 335-345.

Sevüktekin, M., Nargeleçekenler, M., (2010), Zaman Serileri Analizi, (1.baskı), Nobel Yayınları, Ankara.

Stock, J. H., Watson, M.W.,(2011), Ekonometriye Giriş, Bedriye Saraçoğlu, (1.baskı), Efil Yayınevi, Ankara.

Tarı, R., (2011), Ekonometri, (7. baskı), Umuttepe Yayınları, Kocaeli.

Tarı, R., (2014), Ekonometri, (10. baskı), Umuttepe Yayınları, Kocaeli.

Tıraşlıoğlu, B., Y., " Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri ile OECD Ülkelerinde Satın Alma Gücü Paritesi Geçerliliğinin Testi", *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 2014/20, 68-87.

TÜİK (2007), İstatistik Göstergeler 1923-2006, Türkiye İstatistik Kurumu, Ankara.

TÜİK, <http:// http://www.tuik.gov.tr/> (14.11.2014).

Yardımcıoğlu, F., F., Beşel,"İşsizlik – Petrol Fiyatları İlişkisi: Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye Örneği (1980-2012)", *Turkish Studies*, 2013/8, 2197-2211.

Yavuz, N.,Ç., (2014), Finansal Ekonometri, (1.baskı), Der Yayınları, İstanbul.

Yılancı, V., " Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye İçin İşsizlik Histerisinin Sınanması", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 2009/10, 324-335.

Zivot, E., D. W. K. Andrews, “Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis”, *Journal of Business & Economic Statistics,* 1992/10, (3), ss. 251-270.

EKLER

EK 1: Birim Kök Testleri Analiz Çıktıları

Dickey Fuller Testi Program Çıktısı

Null Hypothesis: ISSIZLIK has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.005416	0.7486
Test critical values:	1% level	-3.503879	
	5% level	-2.893589	
	10% level	-2.583931	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: ISSIZLIK has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.457098	0.0030
Test critical values:	1% level	-4.062040	
	5% level	-3.459950	
	10% level	-3.156109	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: ISSIZLIK has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.277497	0.5834
Test critical values:	1% level	-2.590622	
	5% level	-1.944404	
	10% level	-1.614417	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey Fuller Testi Program Çıktısı

Null Hypothesis: ISSIZLIK has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.005416	0.7486
Test critical values:	1% level	-3.503879	
	5% level	-2.893589	
	10% level	-2.583931	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: ISSIZLIK has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.699987	0.0273
Test critical values:	1% level	-4.063233	
	5% level	-3.460516	
	10% level	-3.156439	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: ISSIZLIK has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.277497	0.5834
Test critical values:	1% level	-2.590622	
	5% level	-1.944404	
	10% level	-1.614417	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Phillips Perron Testi Program Çıktısı

Null Hypothesis: ISSIZLIK has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-1.192883	0.6748
Test critical values:	1% level	-3.503879	
	5% level	-2.893589	
	10% level	-2.583931	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.619831
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.785969

Null Hypothesis: ISSIZLIK has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-4.421909	0.0033
Test critical values:	1% level	-4.062040	
	5% level	-3.459950	
	10% level	-3.156109	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.493889
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.557090

Null Hypothesis: ISSIZLIK has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*

Phillips-Perron test statistic		-0.355270	0.5543
Test critical values:	1% level	-2.590622	
	5% level	-1.944404	
	10% level	-1.614417	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.626607
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.747794

KPSS Testi Program Çıktısı

Null Hypothesis: ISSIZLIK is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.967965
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	9.007207
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	62.97662

Null Hypothesis: ISSIZLIK is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.194141
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	3.182162
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	14.60165

Zivot Andrews Program Çıktısı

Zivot-Andrews Unit Root Test
Date: 08/05/15   Time: 13:08
Sample: 1923 2014
Included observations: 92
Null Hypothesis: SER01 has a unit root with a structural break in the intercept
Chosen lag length: 1 (maximum lags: 1)
Chosen break point: 1967

	t-Statistic	Prob. *
Zivot-Andrews test statistic	-4.549157	0.009713
1% critical value:	-5.34	
5% critical value:	-4.93	
10% critical value:	-4.58	

* Probability values are calculated from a standard t-distribution
and do not take into account the breakpoint selection process

Zivot-Andrews Unit Root Test
Date: 08/05/15   Time: 13:08
Sample: 1923 2014
Included observations: 92
Null Hypothesis: SER01 has a unit root with a structural break in both the intercept and trend
Chosen lag length: 1 (maximum lags: 1)
Chosen break point: 1967

	t-Statistic	Prob. *
Zivot-Andrews test statistic	-4.863748	0.006927
1% critical value:	-5.57	
5% critical value:	-5.08	
10% critical value:	-4.82	

* Probability values are calculated from a standard t-distribution
and do not take into account the breakpoint selection process

Lumsdaine-Papell Program Çıktısı

Lumsdaine-Papell Unit Root Test, Series issizlik

Regression Run From 1934:01 to 2014:01

Observations 81

Breaks in Intercept and Trend

Breaks at 1956:01 1989:01

With 10 lags chosen from 11

Sig Level	Crit Value
1%(**)	-7.1900
5%(*)	-6.7500
10%	-6.4800

Variable	Coefficient	T-Stat
Y{1}	-0.7520	-4.2244
D(1956:01)	-0.5632	-1.3574
DT(1956:01)	0.2121	3.4205
D(1989:01)	-1.3222	-2.8590
DT(1989:01)	-0.0699	-2.2192
Constant	3.3034	3.0665
Trend	-0.0473	3.0665

Lumsdaine-Papell Unit Root Test, Series issizlik

Regression Run From 1934:01 to 2014:01

Observations 81

Breaks in Intercept Only

Breaks at 1968:01 2000:01

With 10 lags chosen from 11

Sig Level	Crit Value
1%(**)	-6.7400
5%(*)	-6.1600
10%	-5.8900

Variable	Coefficient	T-Stat
Y{1}	-0.4058	-4.8401
D(1968:01)	1.6430	4.0648
D(2000:01)	1.1421	3.7266
Constant	1.0056	3.4276
Trend	0.0070	3.4276

Lee Strazicich Program Çıktısı

Lee-Strazicich Unit Root Test, Series AAA

Regression Run From 1925:01 to 2014:01

Observations 90

Crash Model with 2 breaks

With 1 lags chosen from 1

Variable	Coefficient	T-Stat
S{1}	-0.0550	-1.5997
Constant	-0.1601	-1.0911
D(1933:01)	-0.6969	-0.9365
D(1966:01)	0.9760	1.3138

Lee-Strazicich Unit Root Test, Series AAA

Regression Run From 1925:01 to 2014:01

Observations 90

Trend Break Model with 2 breaks

With 1 lags chosen from 1

Variable	Coefficient	T-Stat
S{1}	-0.3274	-4.5268
Constant	-0.9294	-3.7391
D(1934:01)	0.4264	0.6119
DT(1934:01)	0.5662	2.2898
D(1968:01)	0.3380	0.4906
DT(1968:01)	0.5999	3.0334

Kapetanios Program Çıktısı

Summary

****

alpha Coeff	t-statistic	Break date 1	lagmax
-0.30619	4.86375	44	1

alpha Coeff	t-statistic	Break Date 1	Break date 2	lagmax
-0.33435	5.52432	44	78	1

alpha Coeff	t-statistic	Break Date 1	Break date 2	Break date 3	lagmax
-0.43940	6.37811	44	78	56	1

alpha Coeff	t-statistic	Break Date 1	Break date 2	Break date 3	Break date 4	lagmax
-0.58101	7.65360	44	78	56	30	1

alpha Coeff	t-statistic	Break Date 1	Break date 2	Break date 3	Break date 4	Break date 5	lagmax
-0.61269	8.20619	44	78	56	30	68	1

****

END

****

****

Residual autocorrelation

****

Correlations of Series RESID1

Annual Data From 1925:01 To 2014:01

Autocorrelations

1 2 3 4 5 6 7 8 9 10

0.03790 -0.07326 -0.04122 -0.03306 0.08113 -0.03093 0.01006 -0.06992 -0.23679 0.10251

11 12

0.02689 -0.01868

Ljung-Box Q-Statistics

Lags	Statistic	Signif Lvl
1	0.134	0.714677
2	0.639	0.726661
3	0.800	0.849390
4	0.906	0.923767
5	1.547	0.907627
6	1.641	0.949590
7	1.651	0.976617
8	2.145	0.976253
9	7.876	0.546665
10	8.964	0.535534
11	9.040	0.618229
12	9.077	0.696365

Correlations of Series RESID2

Annual Data From 1925:01 To 2014:01

Autocorrelations

1 2 3 4 5 6 7 8 9 10

0.05668 -0.12378 -0.11873 -0.08377 0.09241 -0.04129 -0.00957 -0.10330 -0.15742 0.15078

11 12

0.06287 -0.00769

Ljung-Box Q-Statistics

Lags	Statistic	Signif Lvl
1	0.299	0.584613
2	1.740	0.418868
3	3.082	0.379159
4	3.758	0.439815
5	4.589	0.468004
6	4.758	0.575270
7	4.767	0.688416
8	5.844	0.664693
9	8.377	0.496633
10	10.730	0.378927
11	11.144	0.431248
12	11.151	0.516053

Correlations of Series RESID3

Annual Data From 1925:01 To 2014:01

Autocorrelations

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0.07264	-0.08638	-0.05374	-0.04192	0.12248	0.02200	0.02618	-0.10518	-0.13339	0.13809

11	12
-0.00553	-0.08234

Ljung-Box Q-Statistics

Lags	Statistic	Signif Lvl
1	0.491	0.483542

2	1.193	0.550743
3	1.468	0.689718
4	1.637	0.802133
5	3.098	0.684833
6	3.146	0.790308
7	3.214	0.864486
8	4.332	0.826041
9	6.150	0.724787
10	8.124	0.616739
11	8.127	0.701878
12	8.847	0.715953

Correlations of Series RESID4

Annual Data From 1925:01 To 2014:01

Autocorrelations

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0.02856	-0.08059	-0.07530	-0.10945	0.02903	-0.04641	-0.03372	-0.15654	-0.15692	0.13150

11	12
-0.02765	-0.08491

Ljung-Box Q-Statistics

Lags	Statistic	Signif Lvl
1	7.590e-002	0.782926
2	0.687	0.709310
3	1.227	0.746628

4	2.380	0.666244
5	2.462	0.782193
6	2.674	0.848458
7	2.788	0.903907
8	5.262	0.729220
9	7.779	0.556518
10	9.569	0.479062
11	9.649	0.562174
12	10.415	0.579634

Correlations of Series RESID5

Annual Data From 1925:01 To 2014:01

Autocorrelations

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0.03157	-0.07091	-0.06547	-0.10377	0.02387	-0.05161	-0.03303	-0.15983	-0.14614	0.13147

11	12
-0.03304	-0.08845

Ljung-Box Q-Statistics

Lags	Statistic	Signif Lvl
1	9.271e-002	0.760761
2	0.566	0.753605
3	0.974	0.807615
4	2.010	0.733839

5	2.066	0.839946
6	2.329	0.887143
7	2.437	0.931741
8	5.017	0.755781
9	7.200	0.616319
10	8.989	0.533162
11	9.103	0.612364
12	9.934	0.621778

Carrion-i Silvestre Program Çıktısı

Breaks in level and slope of time trend

Test statistics and critical values (5% levelof significance)

PT test 17.420563 cv(5%): 9.0860724

MPT test 16.672084 cv(5%): 9.0860724

MZA test -24.929604 cv(5%): -45.020745

MSB test 0.14057350 cv(5%): 0.10517724

MZT test -3.5044416 cv(5%): -4.7258810

break dates

9.0000000

44.000000

54.000000

63.000000

72.000000

Breaks in slope of time trend

Test statistics and critical values (5% level of significance)

PT test 13.930424 cv(5%): 6.2882139

MPT test 13.563701 cv(5%): 6.2882139

MZA test -11.050923 cv(5%): -23.946067

MSB test 0.21143321 cv(5%): 0.14510877

MZT test -2.3365320 cv(5%): -3.4578788

break dates

7.0000000

85.000000

87.000000