

**T.C.
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

**DOĞRUSAL OLMAYAN KOENTTEGRASYON
TESTLERİ: FİYAT KÖPÜĞÜ OLGUSU ÜZERİNE
BİR UYGULAMA**

Adil ZEYTİNOĞLU

2501161106

TEZ DANIŞMANI

Doç. Dr. Aycan HEPSAĞ

İSTANBUL – 2020



T.C.
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ



YÜKSEK LİSANS
TEZ ONAYI

ÖĞRENCİNİN;

Adı ve Soyadı : ADİL ZEYTİNOĞLU Numarası : 2501161106
Anabilim Dalı /
Anasanat Dalı / Programı : EKONOMETRİ Danışmanı : DOÇ. DR. AYCAN HEPSAĞ
Tez Savunma Tarihi : 21.01.2020 Saati : 12.00
Tez Başlığı : DOĞRUSAL OLMAYAN KOENTEGRASYON TESTLERİ: FİYAT KÖPÜĞÜ OLGUSU
ÜZERİNE BİR UYGULAMA

TEZ SAVUNMA SINAVI, İÜ Lisansüstü Eğitim-Öğretim Yönetmeliği'nin 36. Maddesi uyarınca yapılmış,
sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin KABULÜNE OYBİRLİĞİ / OYÇOKLUĞUYLA karar verilmiştir.

JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATI (KABUL / RED / DÜZELTME)
1- PROF. DR. NURCAN METİN		Kabul
2- DOÇ. DR. AYCAN HEPSAĞ		Kabul
3- DOÇ. DR. BURCU KIRAN BAYGIN		Kabul

YEDEK JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATI (KABUL / RED / DÜZELTME)
1- PROF. DR. NİLGÜN ÇİL		
2- DOÇ. DR. VELİ YILANCI		

ÖZ

DOĞRUSAL OLMAYAN KOENTTEGRASYON TESTLERİ: FİYAT KÖPÜĞÜ OLGUSU ÜZERİNE BİR UYGULAMA

Adil ZEYTİNOĞLU

İktisadi zaman serileri genellikle durağan olmama özelliğinin yanı sıra doğrusal olmayan formda meydana gelmektedir. Bu özellikleri sebebiyle serilere ilişkin durağanlaştırma işlemi gerçekleştirilerek, gerekli analizlerin yapılması analizlerin sapmasız ve etkin bir şekilde elde edilmesini sağlamaktadır. Durağan olmayan serilere ilişkin koentegrasyon analizi sonucunda durağan yapıda uzun dönem dengesini gösteren sonuçlar elde edilebilmektedir. Bu değişkenlerin ayrıca doğrusal olmayan özellikleri de göz önünde bulundurularak doğrusal olmayan koentegrasyon testlerin kullanılması, elde edilen sonuçların güvenilirliğini arttırmaktadır.

Bu çalışmada Borsa İstanbul’da yer alan 24 endeks, sektörel bazda 1997-2019 dönemleri için aylık veriler ile incelenmiştir. Logaritmik formda kullanılan verilerin, uzun dönem denge ilişkisi, doğrusal olmayan KSS (2006) ve Hepsağ (2019) koentegrasyon testleri incelenmiştir.

Çalışma sonucunda; incelenen endekslerde yalnızca “Menkul Kıymetler Y.O.” için koentegre ilişkiye rastlanılmış olup, diğer endekslerde fiyat köpüğü olgusuna rastlanılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Zaman serisi, Durağanlık, Birim Kök, Koentegrasyon, Fiyat Köpüğü, Finansal zaman serisi, Doğrusal olmama, KSS (2006), Hepsağ (2019)

ABSTRACT

NONLINEAR COINTEGRATION TEST: AN APPLICATION ON THE PHENOMENON OF PRICE BUBBLES

Adil ZEYTİNOĞLU

Economic time series generally occur in nonlinear form as well as non-stationary. Because of these properties, the process of series being stationary is implemented. Performing the necessary analyzes ensures that analyzes are obtained in effective and without deflection. As a result of the cointegration analysis of non-stationary series, results showing the long-term equilibrium in stationary structure can be obtained. Considering the nonlinear properties of these variables, the use of nonlinear cointegration tests increases the reliability of the results.

In this study, 24 indices in Borsa Istanbul were analyzed on a sectoral basis with monthly data for the period 1997-2019. Long-term equilibrium relationship of data used in logarithmic form were examined by nonlinear KSS (2006), Hepsağ (2019) cointegration test.

In the result of study; cointegrated relationship was found on only “Menkul Kıymetler Y.O.” in the indices analyzed, and price bubbles phenomenon was found in the other indices.

Keywords: Time series, Stationary, Unit root, Cointegration, Price Bubbles, Financial time series, Nonlinear, KSS (2006), Hepsağ (2019)

ÖNSÖZ

Tez çalışmam süresince bana her zaman yardımcı olan ve hiçbir zaman desteğini esirgemeyen hocam ve danışmanım Doç. Dr. Aycan HEPSAĞ'a, yüksek lisansa başlamam için bana gerekli cesareti veren ve ilerisi için yol gösteren hocam Doç. Dr. Sema Ulutürk AKMAN'a, tez süresince her türlü sıkıntıda yanımda olan ve gerekli tüm ortamı yaratan aileme ve çalışmam süresince bana her zaman destek olan sevgili arkadaşım Seda AYDIN'a sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Adil ZEYTİNOĞLU

İSTANBUL, 2020

İÇİNDEKİLER

ÖZ	iii
ABSTRACT	iv
ÖNSÖZ	v
ŞEKİLLER LİSTESİ	x
TABLolar LİSTESİ	xi
KISALTMALAR LİSTESİ	xii
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİLERİNDE DURAĞANLIK, DOĞRUSAL BİRİM KÖK VE KOENTTEGRASYON ANALİZİ

1.1. ZAMAN SERİSİ KAVRAMI	2
1.2. FARKLI YAPIDAKİ ZAMAN SERİLERİ	4
1.2.1. İktisadi Zaman Serileri.....	4
1.2.2. Fiziksel Zaman Serileri	5
1.2.3. İşletme Zaman Serileri.....	5
1.2.4. Demografik Zaman Serileri.....	6
1.2.5. Süreç Kontrol Verileri.....	7
1.2.6. İkili Süreç Verileri	7
1.2.7. Nokta Süreç Verileri	8
1.3. ZAMAN SERİSİ BİLEŞENLERİ	8
1.3.1. Zaman Serilerini Etkileyen Faktörler	10
1.3.1.1. Trend	10
1.3.1.2. Mevsimsel Dalgalanmalar	12
1.3.1.3. Konjonktürel Dalgalanmalar	12
1.3.1.4. Düzensiz Hareketler	13
1.3.2. Trendin Bulunması	14
1.3.2.1. Hareketli Ortalamalar Tekniği	14
1.3.2.2. En Küçük Kareler Tekniği.....	15
1.3.3. Mevsimsel Dalgalanmaların Ölçülmesi	17

1.3.3.1. Aylık Ortalamalar Tekniği.....	17
1.3.3.2. Trende Oranlama Tekniği.....	18
1.3.3.3. Hareketli Ortalamalar Tekniği	18
1.3.4. Konjonktürel Dalgalanmaların Ölçülmesi	19
1.3.4.1. Klasik Konjonktür Analizi.....	19
1.3.4.2. Bileşik Endeks Analizi	19
1.3.4.3. Yayılım Endeks Analizi	19
1.4. ZAMAN SERİSİ SÜREÇLERİ	20
1.4.1. Zaman Serileri Analizi.....	20
1.4.2. Zaman Serisi Modelleri.....	21
1.4.3. Stokastik Süreçler	22
1.4.3.1. Durağan Stokastik Süreçler	23
1.4.3.1.1. Zayıf ve Güçlü Durağanlık	24
1.4.3.1.2. Pür Rassal Süreç.....	24
1.4.3.2. Durağan-Dışı Stokastik Süreçler.....	25
1.4.3.2.1. Pür Rassal Yürüyüş Süreci	26
1.4.3.2.2. Kayan Rassal Yürüyüş Süreci.....	28
1.4.3.2.3. Zaman Trendleri.....	29
1.5. DURAĞANLIK KAVRAMI VE DURAĞAN OLMAYAN SÜREÇLER....	30
1.5.1. Trend Durağan Süreç	31
1.5.2. Fark Durağan Süreç	32
1.6. BİRİM KÖK KAVRAMI VE DOĞRUSAL BİRİM KÖK TESTLERİ	33
1.6.1. Doğrusal Birim Kök Testleri.....	34
1.6.1.1. Dickey-Fuller Birim Kök Testi.....	34
1.6.1.2. Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi	36
1.6.1.3. Phillips-Perron Birim Kök Testi	38
1.6.1.4. NG-Perron Birim Kök Testi	40
1.6.1.5. KPSS Birim Kök Testi	41
1.7. KOENTTEGRASYON VE DOĞRUSAL KOENTTEGRASYON TESTLERİ	44
1.7.1. Doğrusal Koentegrasyon Testleri	46
1.7.1.1. Engle-Grenger Koentegrasyon Testi.....	46
1.7.1.2. Johansen Koentegrasyon Testi.....	48

1.7.1.3. Sınır Testi ve ARDL Modeller	51
---	----

İKİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK VE KOENTTEGRASYON ANALİZİ

2.1. DOĞRUSAL VE DOĞRUSAL OLMAMA KAVRAMI	53
2.2. DOĞRUSALLIK TESTLERİ	54
2.2.1. Harvey, Leybourne, Xia (2008).....	54
2.3. DOĞRUSAL OLMAYAN MODELLER	56
2.3.1. TAR (Threshold Autoregressive) Modeller	57
2.3.2. STAR (Smooth Transition Autoregressive) Modeller	58
2.3.2.1. ESTAR (Exponential Smooth Threshold Autoregressive) Modeller.....	59
2.3.2.2. LSTAR (Logistic Smooth Threshold Autoregressive) Modeller	59
2.3.3. SETAR (Self-Exciting Autoregressive) Modeller.....	60
2.3.4. MTAR (Momentum Threshold Autoregressive) Modeller.....	63
2.3.5. AESTAR (An Asymmetric Exponential Smooth Threshold Autoregressive) Modeller.....	63
2.4. DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK TESTLERİ	64
2.4.1. Enders ve Granger Testi (1998)	64
2.4.2. Leybourne, Newbold ve Vougas Testi (1998)	65
2.4.3. Kapetanios, Shin ve Snell Testi (2003).....	67
2.4.4. Sollis Testi (2009).....	68
2.4.5. Kruse Testi (2011)	70
2.5. DOĞRUSAL OLMAYAN KOENTTEGRASYON TESTLERİ.....	71
2.5.1. Hansen ve Seo Testi (2002)	71
2.5.2. Kapetanios, Shin ve Snell Testi (2006).....	74
2.5.3. Hepsağ Testi.....	77
2.6. LİTERATÜR TARAMASI.....	78

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

FINANSAL ZAMAN SERİLERİNDE FİYAT KÖPÜĞÜ OLGUSUNUN BİRİM KÖK VE KOENTTEGRASYON TESTLERİ İLE ANALİZİ

3.1. FİYAT KÖPÜĞÜ OLGUSU	84
3.1.1. Fiyat Köpüğü Türleri	87
3.1.1.1. Rasyonel Fiyat Köpüğü	87
3.1.1.2. Spekülatif Fiyat Köpüğü.....	88
3.1.2. Bugünkü Değer Modeli.....	89
3.2. FİNANSAL ZAMAN SERİLERİ	91
3.2.1. Finansal Varlık Getirileri	92
3.2.1.1. Tek Dönemlik Basit Getiri	93
3.2.1.2. Çok Dönemlik Basit Getiri	94
3.2.1.3. Sürekli Bileşik Getiri.....	95
3.2.1.4. Aşırı Getiri.....	95
3.3. UYGULAMA	96
 SONUÇ.....	 104
KAYNAKÇA.....	105

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1.1. TCMB Enflasyon Hedefi ve Gerçekleşme (Yıllık Enflasyon, %)	4
Şekil 1.2. Türkiye’de 1960 ile 2014 Yılları Arasında Meydana Gelen Karbondioksit Emisyonu (KT).....	5
Şekil 1.3: Türkiye’de Konut Satışları ve Beyaz Eşya Pazarının Değişimi, (Bin Adet)	6
Şekil 1.4. 1960 ile 2017 Arası Arjantin’in Toplam Nüfus Dağılımı.....	6
Şekil 1.5. X Firmasının Haftalık Bazda Üretim Kontrol Süreci	7
Şekil 1.6. Bir Lambanın Saat Başı Açık ya da Kapalı Olma Durumu (1: Açık, 0: Kapalı).....	8
Şekil 1.7. X takımında ki Bir Futbolcunun bir yıllık dönemde sakat olduğu aylar.	8
Şekil 1.8. Kanada’nın 1961 ile 2018 Yılları Arasındaki Kişi Başına GSYİH (Geçerli ABD Doları)	11
Şekil 1.9. Türkiye’nin 2015 ile 2018 Yıllarında Meydana Gelen Toplam Turizm Geliri, (Milyon \$)	12
Şekil 1.10. Türkiye’nin 2007 ile 2019 Yıllarında Cari İşlemler Hesabı, (Milyon \$) .	13
Şekil 1.11. X Firmasına İlişkin Aylık Bazlı Hammadde Harcamaları Grafiği	14
Şekil 3.1. 1960 İle 2017 Yılları Arasında Fransa’da Meydana Gelen Yıllık Enflasyon Oranı.....	89
Şekil 3.2. 1991 ile 2017 Yılları Arasında İtalya’nın Kişi Başı Milli Gelir Verileri.....	90
Şekil 3.3. 1991 ile 2017 Yılları Arasında İtalya’nın Kişi Başı Milli Gelir Yıllık Bazda Değişim.....	90

TABLÖLAR LİSTESİ

Tablo 3.1. Sektörlere Ait Kar Payı ve Fiyat Endeksi Değişkenlerinin Gözlem Dönemleri.....	99
Tablo 3.2. Kar Payı ve Fiyat Endeksi Değişkenlerinin Düzeylerine Uygulanan ADF, KSS ve Sollis Birim Kök Testleri Sonuçları.....	100
Tablo 3.3. Kar Payı ve Fiyat Endeksi Değişkenlerinin Birinci Farklarına Uygulanan ADF Birim Kök Testi Sonuçları.....	101
Tablo 3.4. KSS ve Hepsağ Doğrusal Olmayan Koentegrasyon Testleri Sonuçları.....	102

KISALTMALAR LİSTESİ

ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
ADF	: Genişletilmiş Dickey-Fuller
AESTAR	: Üstel Yumuşak Geçişli Otoregresif
AESTAR- ECM	: Üstel Yumuşak Geçişli Hata Düzeltme Modeli
AIC	: Akaike
AR	: Otoregresif
ARDL	: Otoregresif Dağıtılmış Gecikme Modeli
DF	: Dickey-Fuller
DW	: Durbin Watson
EKK	: En Küçük Kareler
EPH	: Etkin Piyasa Hipotezi
ESTAR	: Üstel Yumuşak Geçişli Otoregresif
GSMH	: Gayri Safi Milli Hasıla
GSYİH	: Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
HKO	: Hata Kareler Ortalama
LNv	: Leybourne, Newbold ve Vougas Testi
LSTAR	: Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif
MLE	: Maksimum Benzerlik Tahmincisi

MTAR	: Momentum Eşik Değerli Otoregresif Model
OEKK	: Olağan En Küçük Kareler
PP	: Phillips-Perron
SETAR	: Kendinden Uyarımlı Eşik Değerli Otoregresif Model
SIC	: Schwarz
STAR	: Yumuşak Geçişli Otoregresif
TAR	: Eşikli Otoregresif
TCMB	: Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası
UECM	: Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli
VAR	: Vektör Otoregresif Model
VECM	: Hata Düzeltme Modeli
\$	: Amerikan Doları

GİRİŞ

Finansal piyasalarda yatırımcılar, yatırım kararı alırken piyasada oluşabilecek iktisadi temellere dayanmayan fiyat hareketlerine karşı kendilerini korumaları gerekmektedir. Bu sebeple, piyasalarda olası bir balonun varlığının tespiti için doğrusal olmayan koentegrasyon modelleri kullanılarak, gerekli analizler yapılmalı ve olası bir balonun varlığı koşulunda gerek yatırımcıların gereksede politika yapıcıların piyasada meydana gelen bu fiyat hareketlerine karşı, gerekli tedbirleri almaları gerekmektedir.

Çalışmanın birinci bölümünde, zaman serilerine ilişkin ayrıntılı bilgi verildikten sonra doğrusal formdaki birim kök ve koentegrasyon analizleri üzerinde durulmaktadır. İkinci bölümde ise son zamanlarda yapılan zaman serisi çalışmalarında önemli bir yer kaplayan doğrusal olmayan modeller ile ilgili gerekli bilgiler verilmesinin ardından doğrusal olmayan birim kök ve koentegrasyon analizleri ve bu analizlerde kullanılan bazı testler hakkında bilgi verilmektedir. Üçüncü ve son bölümde ise tezin araştırma konusu olan fiyat köpüğü hakkında teorik çerçeve kapsamında, bu olguyu taşıması muhtemel ve üzerinde çalışılacak olan finansal zaman serileri hakkında bilgi verilmekte olup, daha sonra doğrusal olmayan KSS (2006) ve Hepsağ (2019) ile gerekli analizler gerçekleştirilmektedir.

BİRİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİLERİNDE DURAĞANLIK, DOĞRUSAL

BİRİM KÖK VE KOENTTEGRASYON ANALİZİ

Zaman serileri, bir serinin geçmişte aldığı değerlerin analizi ile geleceğe yönelik tahmin yapma imkânı sunmaktadır. Bu analizleri gerçekleştirirken serilere ilişkin ortalama, varyans ve kovaryansın, zamandan bağımsız olması gerektiği varsayımı yapılmaktadır. Seriler eğer durağanlık şartlarını sağlamıyorsa ve bu koşullar altında bir analiz gerçekleştiriliyorsa, seriye ilişkin gerçek dışı değerler ve bunlara bağlı olarak da sapmalı ve eğilimli sonuçlar elde edilmektedir. Bu sebeple durağan olmayan serilerin durağanlaştırılması ve daha sonra analizlerin gerçekleştirilmesi gerekmektedir. İktisadi zaman serileri genellikle durağan olmayan özellik gösterdiği için bu tarz seriler ile çalışılırken ilk önce durağanlaştırma işlemi daha sonra da gerekli analizlerin yapılması, tercih edilmektedir. Serilere ilişkin durağanlaştırma işlemi için her iki yöntem de uygulanmakta olup, bunlardan ilki fark alma işlemidir. Fark alma işlemi; serideki stokastik trendi elimine etmesinin yanı sıra, veri kaybı gibi dezavantaja sahiptir. İkinci yöntem ise; koentegrasyon analizidir. Bu analiz düzeyde durağan olmayan serilerin aslında uzun dönem denge ilişkisine sahip olabileceğini ortaya koymaktadır.

Bu bölümde ilk olarak zaman serilerine ilişkin bilgi verdikten sonra doğrusal zaman serileri için birim kök ve koentegrasyon analizlerine yer verilecektir.

1.1. Zaman Serisi Kavramı

Zaman serileri, bir dönemden diğerine değişkenlerin değerlerinin ardışık biçimde gözleendiği sayısal büyüklüklerdir. Gözlenen seriye ilişkin ardışık dönemde veri olması gerekli olmasa da serinin takibi düzenli zaman aralıklarında

gerçekleştirilmelidir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 47). Bir firmanın aylık ortalama stok ve satış verilerinin takibi, merkez bankalarının aylık döviz rezerv seviyeleri, yıllık bazda kız çocuklarının doğum oranı, Türkiye Cumhuriyeti'nin yıllık ithalat ve ihracat rakamları, Aylık bazda otomobil satış rakamları, haftalık sıcaklık değişimlerini gösteren seriler zaman serisi niteliğindedir.

Zaman içinde gözlenebilme durumları açısından zaman serileri, kesikli ve sürekli olmak üzere iki ana başlıkta ele alınabilir. Sürekli veriler, zaman içinde herhangi bir kesinti olmaksızın gözlenebilir olup, devamlı gözlemlerden oluşmaktadırlar. Kesikli veriler ise belirli durumlar altında gözlenebilir olup, anlık gözlemlerden oluşmaktadır. Kesikli zaman serileri birkaç şekilde ortaya çıkabilir. Bunlardan ilki eşit zaman aralıklarında kesikli bir veri olarak ifade edilen dizi örneklem serisi olarak adlandırılırken, ikincisi eşit zaman aralıkları boyunca anlık değerlere sahip olmamasına rağmen birikimli olarak ilerleyen bütüncül verilerdir (Sevüktekin ve Çınar, 2014).

Zaman serisi verileri diğer veri türlerinden bazı yönleri ile farklılık göstermektedir. Bunlardan en belirgin olanı zaman dizisini hesaba katmasıdır. Zaman serisi analizlerinde ardışık gözlemler bağımlı ve korelasyonlu olduklarından geçmiş dönem verilerinin analizleri ile geleceğe ilişkin tahminler yapılabilir. Bu tahminler yapılırken, geçmiş dönem hareketlerinin izlemiş olduğu yolun gelecekte de devam edeceği varsayımından hareket edilir. Zaman serisi modelleri ile ekonometrik modeller birbirinden farklılık göstermektedir. Zaman serisi modelleri; Y_t gibi bir değişkendeki değişimleri, geçmiş dönemde meydana gelmiş olan verileri analiz ederek açıklamaya çalışır iken ekonometrik modeller ise Y_t gibi bir bağımlı değişkenin $X_{1t}, \dots, X_{nt}$ gibi bağımsız değişkenler ile arasındaki yapısal $Y_t = f(X_{1t}, \dots, X_{nt})$ ilişkii açıklamaya çalışır. Kısaca; zaman seri modellerine ilişkin analizlerin temel amacı, seride yer alan geçmiş dönem değerlerini analiz ederek, stokastik sürecin özellikleri hakkında çıkarsamalar yapıp, geleceğe ilişkin bilgi sunmaktır (Sevüktekin ve Çınar, 2014). Zaman serileri geleceğe ilişkin bilgi sunarken, tam bir öngörü sağlıyorsa buna deterministik zaman serisi iken; eğer tam bir çıkarsama söz konusu değilse bu tarz zaman seriler, stokastik yapıdadır.

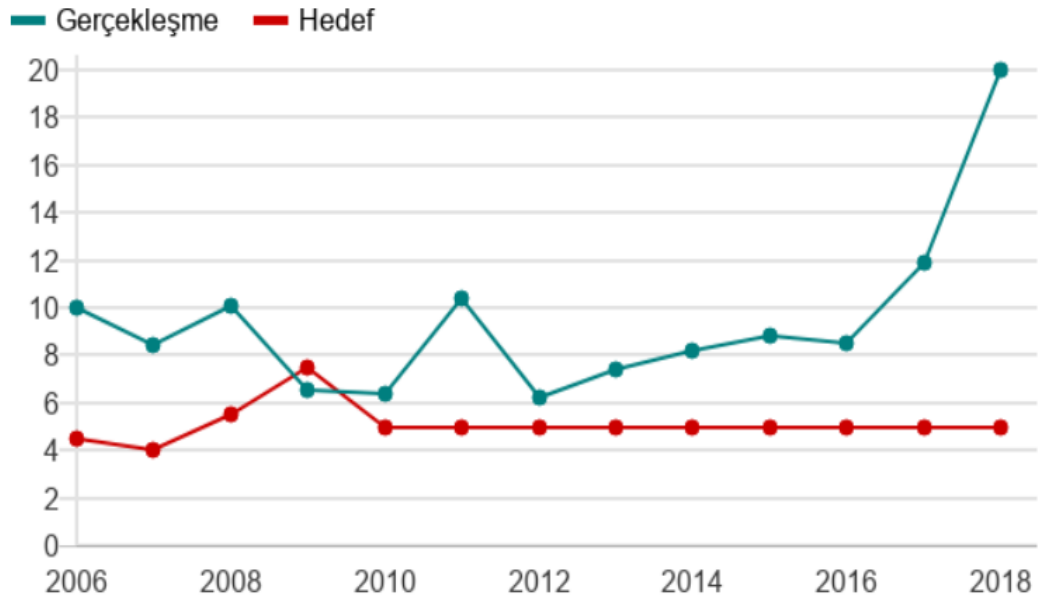
1.2. Farklı Yapıdaki Zaman Serileri

Sosyal, matematiksel, uygulamalı bilimler olmak üzere birçok alanda uygulanmakta olan zaman serileri farklı alanlarda karşımıza çıkmaktadır. Çalışmada bu farklı yapılar 7 ana başlık altında ele alınacaktır.

1.2.1. İktisadi Zaman Serileri

Finansal ve ekonomik alanda kullanılan verilerin büyük bir çoğunluğu zaman serisi verilerinden meydana gelmektedir. Örneğin Türkiye'nin 2000 ile 2018 yılları arası GSMH'deki değişimi, yıllara göre işsizlik oranı, son 10 yıldaki devlet tahvili getirilerindeki değişimler, Türkiye'de 2006 ile 2018 yılları arasında meydana gelen yıllık enflasyon değişimleri gibi seriler bu tür zaman serilerine örnek olarak verilebilir.

Şekil 1.1. TCMB Enflasyon Hedefi ve Gerçekleşme (Yıllık Enflasyon, %)

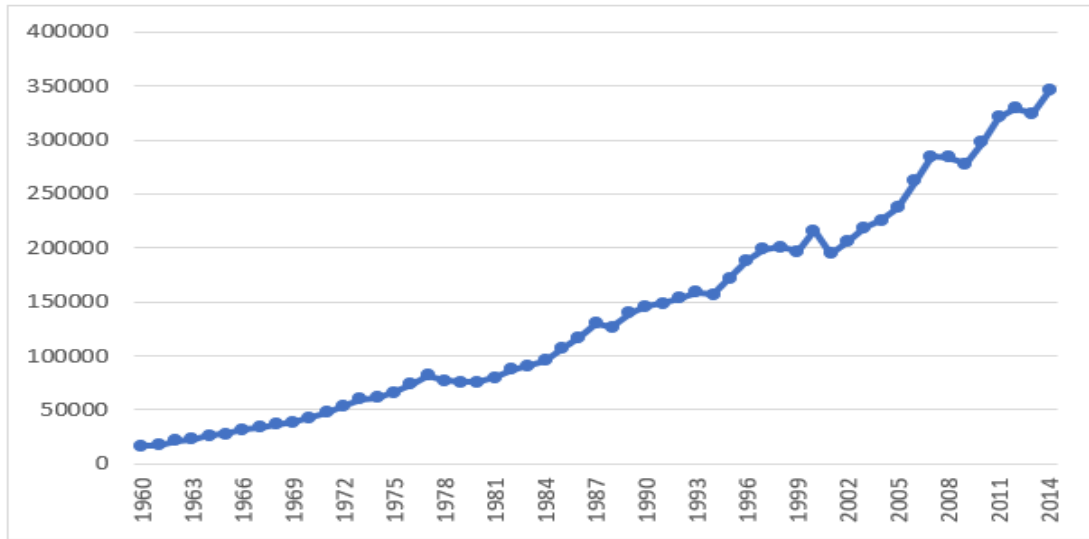


Kaynak: Eğilmez, <https://www.bbc.com/turkce/haberler-dunya-45519594> (Erişim Tarihi: 16.09.2019).

1.2.2. Fiziksel Zaman Serileri

Fiziksel zaman serileri; meteoroloji, astronomi, jeoloji gibi Fen bilimlerinin birçok alt bilim dalını kapsayan verileri içeren serilerdir. Örneğin 2016 yılında İstanbul'un aylık yağış değişimi, dünyada son 10 yılda meydana gelen 7 ve üzeri şiddetindeki deprem sayısı, Türkiye'de 1960 ile 2014 yılları arasında meydana gelen karbondioksit emisyonu gibi seriler, fiziksel zaman serilerine örnek olarak gösterilebilirler.

Şekil 1.2. Türkiye'de 1960 ile 2014 Yılları Arasında Meydana Gelen Karbondioksit Emisyonu (KT)

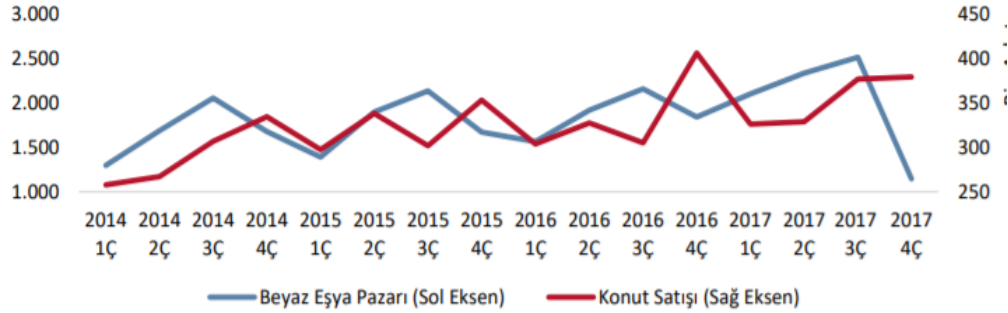


Kaynak: <https://data.worldbank.org> veri tabanı kullanılarak tarafımızca hazırlanmıştır (Erişim Tarihi: 19.09.2019).

1.2.3. İşletme Zaman Serileri

İşletmelerin belli dönem aralıklarında gerçekleştirmiş oldukları satışların analizini gösteren ve iktisadi zaman serileri olarak da bilinen serilerdir. Örneğin x marka bisküvinin 1980 ile 2015 yılları arasında meydana gelen satışları, dayanıklı tüketim malları satan firmaların son 10 yıldaki satış değişimleri, Türkiye'de konut satışları ve beyaz eşya pazarının değişimi, bu seri türlerine örnek olarak gösterilebilir.

Şekil 1.3: Türkiye’de Konut Satışları ve Beyaz Eşya Pazarının Değişimi, (Bin Adet)

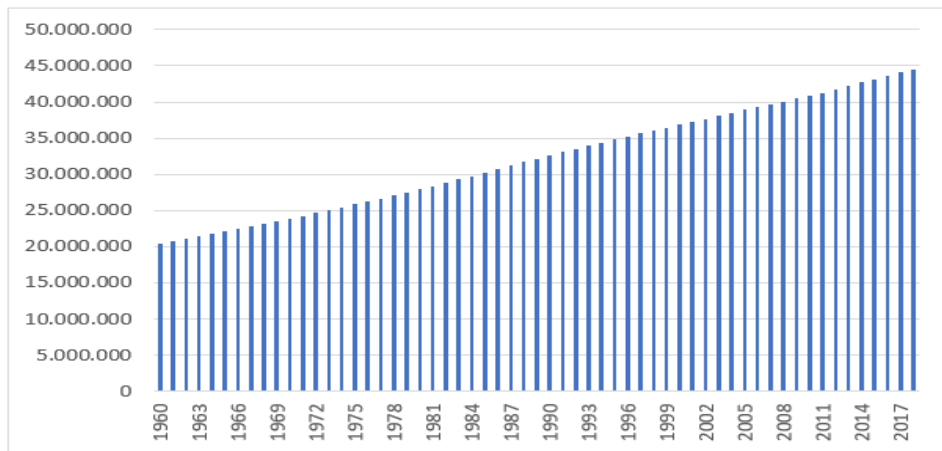


Kaynak: Türkiye Sınai Kalkınma Bankası, <http://www.tskb.com.tr/i/assets/document/pdf/beyaz-esya-sektorel-gorunum-subat-2018.pdf> (Erişim Tarihi: 20.09.2019).

1.2.4. Demografik Zaman Serilerin

Dünya üzerinde nüfusunu, yaş, cinsiyet, medeni durum gibi çeşitli kapsamlarda inceleyen, demografi ile ilgili çalışmalar sonucunda elde edilen verilerden meydana gelmiş olan zaman serilerine denir. Yıllara göre okuryazarlık oranı, son 10 yıldaki bir ülkenin toplam nüfus dağılımı, toplam nüfusun içinde erkeklerin almış olduğu pay, 1960 ile 2017 yılları arasında Arjantin’in toplam nüfus dağılımı gibi seriler, demografik zaman serilerine örnek olarak gösterilebilir.

Şekil 1.4. 1960 ile 2017 Arası Arjantin’in Toplam Nüfus Dağılımı

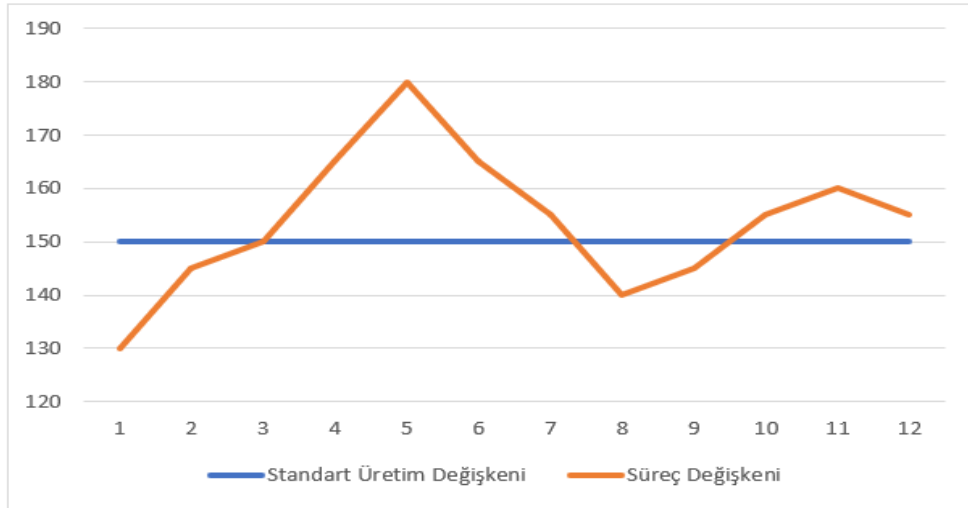


Kaynak: <https://data.worldbank.org> veri tabanı kullanılarak tarafımızca hazırlanmıştır, (Erişim Tarihi: 21.09.2019).

1.2.5. Süreç Kontrol Verileri

Değişkenlik, üreten süreçlerde kalitenin azalmasına sebep olabilmektedir. Süreç kontrol; nihai ürünü değil aralarında neden-sonuç ilişkisi olan üretim sürecini inceler ve değişkenliği 7 temel teknik (Sınıflandırma, çetele, histogram, pareto analizi, neden-sonuç diyagramı, serpilme diyagramları, kontrol grafikleri) ile kontrol altına almayı hedeflemektedir. Süreç kontrol verileri de bu süreçte, standart seviye ile bu seviyeden ne kadar sapıldığını göstermektedir (Yıldırım ve Karaca, 2013: 77-87). Gıda sektöründe faaliyet gösteren bir firmanın temizleme ve öğütme süreçleri, Çelik üretimi yapan bir firmanın, üretmiş olduğu çeliğin yüzeyindeki pürüzsüzlüğün ölçümü, Bir perakende firmasının üretim aşamasında çok miktarda defolu ürün üreterek, büyük miktarda çıktı kaybının analizi, X firmasına ilişkin haftalık bazda üretim kontrol süreci, bu seri türüne örnek olarak verilmektedir.

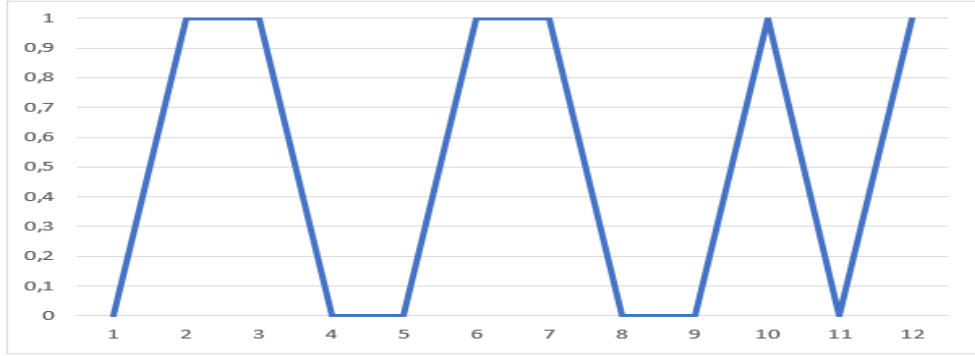
Şekil 1.5. X Firmasının Haftalık Bazda Üretim Kontrol Süreci, (Bin Adet)



1.2.6. İkili Süreç Verileri

İkili süreç verileri; zaman serilerinde gözlemlerin yalnızca 0 ve 1 gibi değer aldığı verilerdir. Örneğin elektrik anahtar düğmesinin açık ya da kapalı olması, bir lambanın saat başı açık ya da kapalı olmasına göre ölçeklendirilebilir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 5).

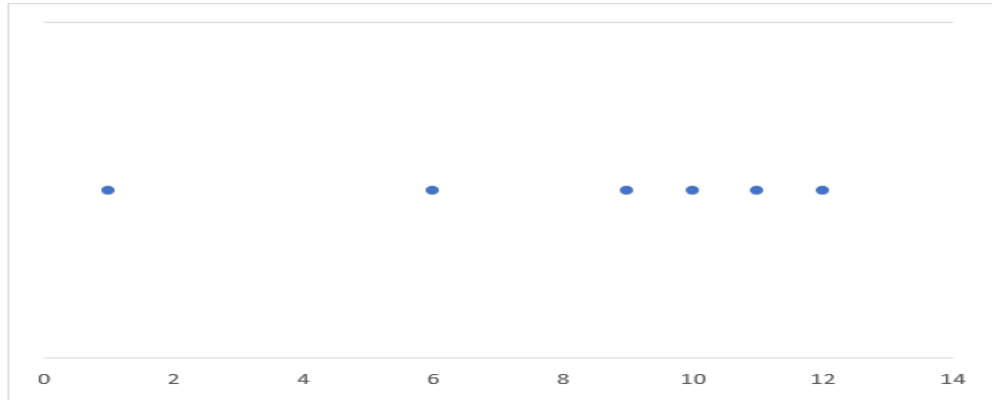
Şekil 1.6. Bir Lambanın Saat Başı Açık ya da Kapalı Olma Durumu (1: Açık, 0: Kapalı)



1.2.7. Nokta Süreç Verileri

Zaman serilerinin diğer bir türü belirli dönem içerisinde rassal olarak meydana çıkan bir olaylar dizisi biçiminde oluşmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 6). Örnek olarak; x takımında bir futbolcunun bir yıllık dönem içerisinde sakatlandığı ve oynamadığı aylar bir nokta süreç verisi ile ifade edilebilir.

Şekil 1.7. X Takımında Ki Bir Futbolcunun Bir Yıllık Dönemde Sakat Olduğu Aylar.



1.3. Zaman Serisi Bileşenleri

Zaman serisi verileri ekonometrik modellerden farklı olarak bir değişkenin gelecekte alacağı değerleri, geçmiş hareketlerinden yola çıkarak açıklamaya çalışmaktadır. Bu sebeple bir zaman serisinin uzun dönemde sergilediği davranışı

belirlemek için, zaman serisi ayrışım yöntemi kullanılmaktadır. Çünkü bu serilere ilişkin dalgalanmalar sadece rastlantısal hareketlerden meydana gelmemektedir.

Zaman serileri ile gelecek tahmini yapmak için, bu serilerde meydana gelen hareketlerin neden kaynaklandığı bularak, bileşenlerine ayırmak gerekmektedir. Zaman serisinin bileşenlerinin alacağı değerler tahmin edildikten sonra, bileşenler bir araya getirilerek, bir tahmin değeri elde edilmektedir. Zaman serisinin değerlerinin seriyi etkileyen faktörlerin toplamsal ya da çarpımsal ilişkisinden oluştuğu görüşleri vardır. Ancak yalnızca seriye bakarak hangi modelin daha uygun olacağına karar vermek doğru değildir. Bu iki model için hata kareler ortalama değerleri hesaplanmakta, daha sonra hangi modelin HKO (Hata kareler ortalama) değeri daha küçük ise onun seriye daha uygun olduğu kararı verilmektedir. Fakat genellikle başvuru olan yaklaşım çarpımsal ilişkidir.

$$Y_t = f(T_t, C_t, S_t, I_t) \quad (1.1)$$

$$Y_t : \text{Zaman Serisi} \quad (1.2)$$

$$T_t : \text{Trend} \quad (1.3)$$

$$C_t : \text{Konjonktürel Hareket} \quad (1.4)$$

$$S_t : \text{Mevsimsel Hareket} \quad (1.5)$$

$$I_t : \text{Düzensiz Hareketler} \quad (1.6)$$

Bileşenlerine ayrılan zaman serisi aşağıdaki gibi toplamsal model;

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t \quad (1.7)$$

Biçiminde yazılabildiği gibi çarpımsal model;

$$Y_t = T_t C_t S_t I_t \quad (1.8)$$

Şeklinde de ifade edilebilir. Burada ifade edilen bileşenlerden trend, mevsimsel hareket ve konjonktürel hareketler, sistematik bileşen olarak ifade edilirken; düzensiz hareketlerde, rassal hata bileşeni olarak ifade edilmektedir. Zaman serilerinin çözümlenmesinin çeşitli yaraları bulunmaktadır. Bunlar;

Geleceğe ilişkin tahmin yapmak için geçmiş dönem değerleri analiz edilir ve daha sonra geçmişteki hareketin gelecekte aynı eğilimde olacağı varsayımı üzerinden tahmin değerleri elde edilir. Diğer bir faydası ise özellikle zaman serisini etkileyen trend, mevsimsel ve konjonktürel hareket gibi bileşenlerin, zaman serisi üzerindeki etkisini azaltmaya yöneliktir. Son olarak, bir firma ya da iş kolunun fiili durumunu istatistiksel açıdan analiz etme imkânı sağlar. Bir firmanın fiili durumu normal düzey ile kıyaslandığında eğer normal durumun üstündeyse bunun geçici bir yükselme olduğu kabul edilerek belli bir süre sonra normalin altına düşebileceği yorumu yapılabilir (Serper, 2004: 395).

1.3.1. Zaman Serilerini Etkileyen Faktörler

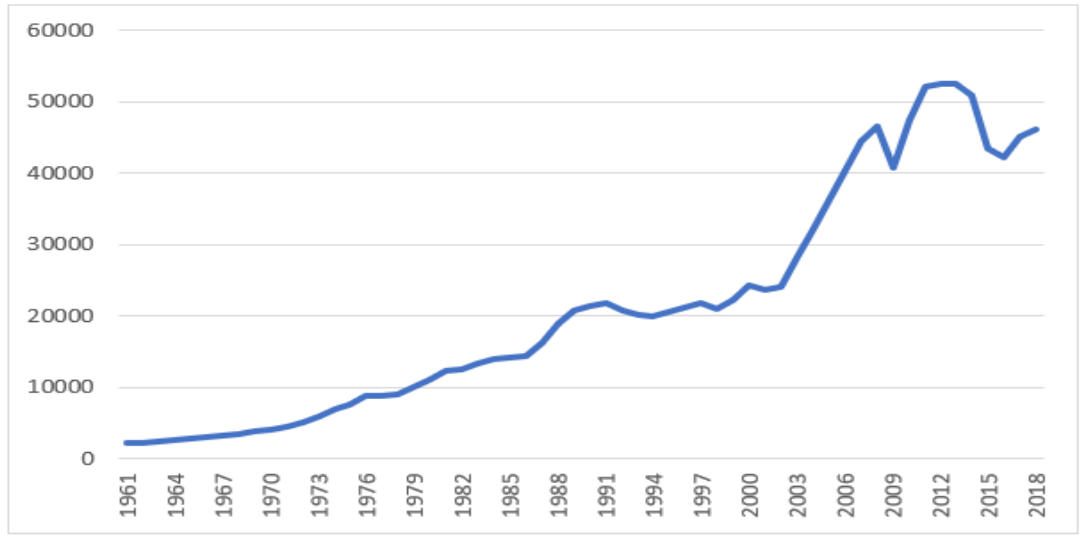
Bir zaman serisinin uzun dönemli davranışını analiz ederken, zaman serisinde meydana gelen değişimler trend, mevsimsel hareketler, konjonktürel hareketler ve düzensiz hareketlerin, şiddet ve yönüne bağlı olarak meydana gelmektedir. Zaman serisi analizlerinde, seri bileşenlerine ayrıştırılarak her birinin meydana getirmiş olduğu etki araştırılmalıdır. Çünkü bunların etkisi saptandıktan sonra bileşenler, toplamsal ya da çarpımsal yöntemlerle bir araya getirilerek geleceğe ilişkin bir tahmin elde edilir.

1.3.1.1. Trend

Trend; bir zaman serisinin uzun sürede belli bir yöne doğru göstermiş olduğu yükselme ya da düşme eğilimi olup en önemli özelliği istikrardır. Bu ana eğilim doğrusal ya da eğrisel boyutta meydana gelmektedir. Bir trendin ortaya çıkabilmesi için yaklaşık 15 ile 18 yıllık bir döneme ihtiyaç duyulmaktadır. Daha kısa bir dönem söz konusu ise orada trend yerine konjonktürün ele alınması gerekmektedir. Trende

ilişkin başlangıç seviyesi belirlenirken genelde ekonomik durgunluğun seçilmesi daha doğru olacaktır (Orhunbilge, 1999: 7-8). Trende ilişkin bir örnek, aşağıdaki grafik (1.8)'de görüleceği üzere Kanada'nın 1961 ile 2018 yılları arasındaki kişi başı gayrisafi yurtiçi hasılası, verilebilir.

Şekil 1.8. Kanada'nın 1961 ile 2018 Yılları Arasındaki Kişi Başına GSYİH (Geçerli ABD Doları)



Kaynak: <https://data.worldbank.org> veri tabanı kullanılarak tarafımızca hazırlanmıştır (Erişim: 22.09.2019).

Uzun dönemli ana eğilim olan trend; etkisi altında olduğu faktörlerin derecesindeki değişime göre, artış ya da azalış gösterebilmektedir. Bir seri artış ya da azalış göstermeyip düzey derecesini koruyorsa, trendin varlığından bahsedilmemektedir.

İktisadi faaliyetlerin trendini belirleyen faktörler ise; faaliyet türlerine göre değişiklik göstermektedir. Örnek olarak nüfus artışları, sermaye birikimi artışı, enerji kaynakları çeşitliliğinin genişlemesi, inovatif gelişmeler verilebilmektedir (Serper, 2004: 398).

1.3.1.2. Mevsimsel Dalgalanmalar

Doğal ve sosyo-ekonomik gibi sebeplerden meydana gelen döngüsel ve periyodik dalgalanmalara, mevsimsel dalgalanmalar denir. Bu dalgalanmalar 1 yıl, 6 ay, 3 ay, 1 ay, 1 hafta, 1 gün, 1 saat gibi periyotları kapsayabilir ve düzenli bir tekrar gösterirler. Örneğin yazın, soğuk içecek talebindeki artış, Anneler, sevgililer günü gibi özel dönemlerdeki çiçek satışları, okullar açılmadan önce BİST-100 de kırtasiye firmalarının hisse fiyatlarındaki artış, Türkiye'nin 2015 ile 2018 yılları arasındaki turizm sektörüne ilişkin gelirleri, bu dalgalanma türüne örnek gösterilebilir.

Şekil 1.9. Türkiye'nin 2015 ile 2018 Yıllarında Meydana Gelen Toplam Turizm Geliri, (Milyon \$)



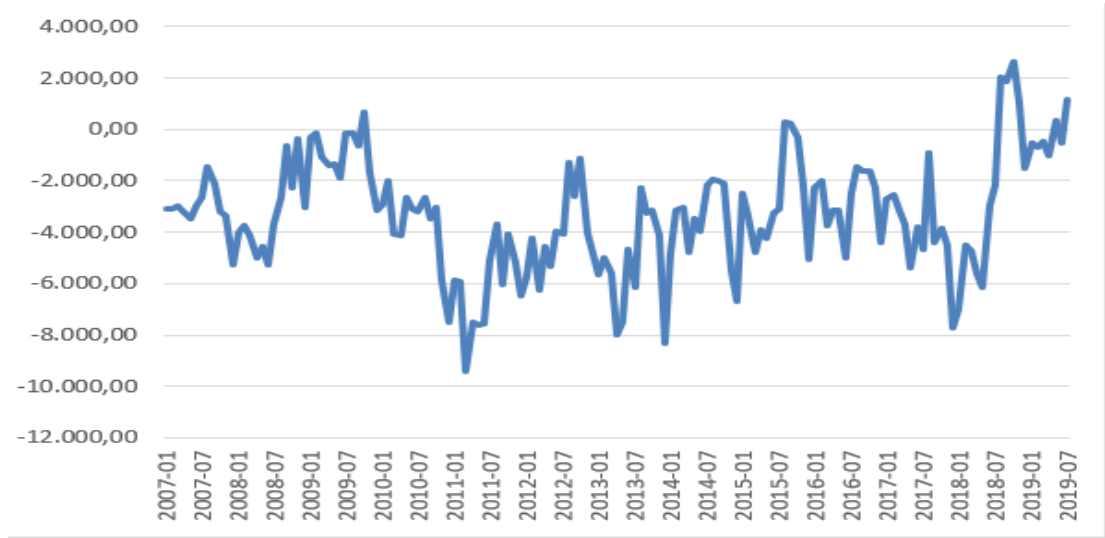
Kaynak: <http://www.ktbayirimisletmeler.gov.tr/Eklenti/58364,tablo-1-turizm-geliri-2015-2018-3-aylikxls.xls?0> adresinden erişim sağlanarak, tarafımızca hazırlanmıştır (Erişim: 29.09.2019).

1.3.1.3. Konjonktürel Dalgalanmalar

Konjonktürel dalgalanma; bir trend doğrusu veya eğrisi etrafında, döngüsel fakat periyodik olmayan ve genellikle 5 ile 8 yıllık sürelerle tekrarlanan dalgalanmalardır. Mevsimsel dalgalanmalarla, döngüsel olması bakımından benzerlik

gösterse de; periyodik olmaması aralarında ki farkı ortaya koymaktadır. Konjonktürel dalgalanmalar ekonominin genel durumuyla ilgili olduğu için, bu hareketler ile çalışılırken başlangıç noktası olarak, ekonomik refah ya da depresyon dönemi seçilmektedir. Ayrıca bu hareketlerin yönü ve şiddeti farklı olsa da bütün ekonomik faaliyetler üzerinde etkisi bulunmaktadır.

Şekil 1.10. Türkiye’nin 2007 ile 2019 Yıllarında Cari İşlemler Hesabı, (Milyon \$)



Kaynak: <https://evds2.tcmb.gov.tr> veri tabanı kullanılarak tarafımızca hazırlanmıştır. (Erişim: 30.09.2019).

1.3.1.4. Düzensiz Hareketler

Düzensiz hareketler; rastlantısal nedenlerle ya da kalıcı olmayacak şekilde meydana gelen hareketlerdir. Bu hareketler, ortalama durağan olarak ifade edilebilmektedir. Yani belli bir ortalama etrafında farklı seviyelerde artış ve azalış göstermektedir. Düzensiz hareketlerin sebepleri arasında doğal ya da sosyo-ekonomik nedeler sayılabilir. “*Düzensiz hareketler rassal nedenlerle ortaya çıkıyorsa, uzun bir dönemde pozitif ve negatif etkiler, “büyük sayılar kanunu” gereğince birbirini götürür*” (Serper, 2004: 400).” Sonuç olarak bu hareketler rassal sebepler nedeniyle meydana geldiği için önceden tahmin edilememektedir. Bu hareketlere örnek olarak; deprem, sel gibi doğal afetlerin ülke ekonomisi üzerindeki etkisi verilebilir. Bu durumlar kalıcı olmayan bir etkiye sahip olup, öngörülmesi beklenemez.

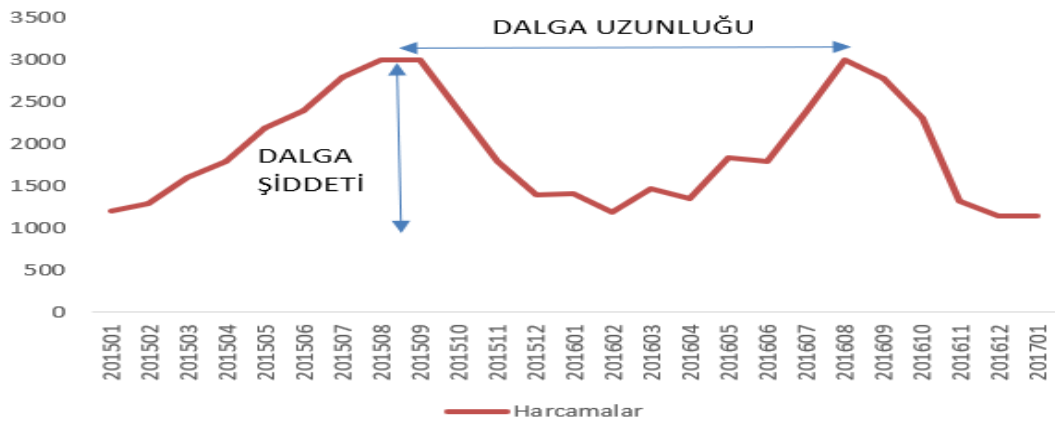
1.3.2.Trendin Bulunması

Bir serinin uzun dönemli artış ya da azalışını gösteren ana eğilim olan trendi saptamak için, bir seriyi oluşturan trend dışındaki 3 faktörün (mevsimsellik, konjonktürel ve düzensiz hareketler) etkisi arındırılarak, tespit edilmesi gerekmektedir. Trendin tespiti için kullanılan başlıca teknikler olarak; hareketli ortalamalar ve en küçük kareleri ele alınabilir.

1.3.2.1. Hareketli Ortalamalar Tekniği

Hareketli ortalamalar yöntemi, bir zaman serisine ait verileri belirli büyüklükteki kümeler halinde toplamakta ve ardından her küme için aritmetik ortalama hesaplanmaktadır. Bu ortalamayı, hesaplanmış olduğu kümenin en yeni terimini izleyen terimin tahmini değeri olarak kabul etmektedir (Makridakis ve Whellwright, 1973: 713). Bu yöntem ile mevsimsel ve konjonktürel gibi döngüsel hareketlerin eleminize edilmesi amaçlanmaktadır.

Şekil 1.11: X Firmasına İlişkin Aylık Bazlı Hammadde Harcamaları Grafiği



Bu yöntemin uygulanabilmesi için çeşitli koşulların yerine getirilmesi gerekmektedir. Eğer bu koşullar sağlanamazsa, yöntem uygulanmadan önce, seride bulunmayan yeni hareketlerin oluşmasına yol açabilir. Yöntemin uygulanabilmesi için; trendin doğrusal olması ve dalga uzunluğu ile şiddetinin eşit olması, koşulları aranmaktadır. Fakat bu koşulların hepsinin bir arada, bir zaman serisinde bulunması

az görülen bir durumdur. Bu yöntemde tahmin (1.9) numaralı eşitlikte olduğu şekilde ifade edilmektedir;

$$Y_{t+1} = \frac{1}{N} [Y_t + Y_{t-1} + + Y_{t-N+1}] \quad (1.9)$$

1.3.2.2. En Küçük Kareler Tekniği

EKK tekniğinde amaç; zaman ve gözlem arasında bir fonksiyonla ilişki kurmaktır. Bu ilişki iki formda ortaya çıkmaktadır. Bu formlar eğrisel ve doğrusal olarak ele alınmaktadır. Bu yöntem uygulanmaya başlamadan önce seriye ilişkin grafik çizilerek, bu seriye ilişkin form belirlenmektedir.

$$\sum (Y_t - \hat{Y}_t)^2 = \min \quad (1.10)$$

Y_t :Gözlem Değerleri

$\hat{Y}_t$:Trend Değerleri

Bir seriye ilişkin gelişme yönü, yaklaşık olarak sabit bir şekilde devamlı olarak artış ya da azalış gösteriyorsa doğru fonksiyonu, bu artış ya da azalış sabit gibi görünenlere üstel fonksiyon uygulanırken, grafiğin seyrinde bir yön değiştirme söz konusu iken parabolik fonksiyon tercih edilmektedir. Bu fonksiyon çeşitlerinden kübik form, trend analizinde tercih edilmez çünkü bu form trend ile birlikte konjonktürel dalgalanmaları da içerebilir. Bu sebeple, grafiğin seyrinde esaslı iki kıvrılma söz konusu ise (bir yükselmenin (alçalmanın) ardından grafik alçalıp (yükselip) ardından yeniden artış (azalış) gösteriyorsa) bu grafiği dönemlere ayırarak incelemek gerekmektedir.

Doğru fonksiyonu;

$$\sum Y_t = na + b \sum X_t \quad (1.11)$$

$$\sum Y_t X_t = a \sum X_t + b \sum X_t^2 \quad (1.12)$$

Parabolik fonksiyon;

$$\sum Y_t = na + b \sum X_t + c \sum X_t^2 \quad (1.13)$$

$$\sum Y_t X_t = a \sum X_t + b \sum X_t^2 + c \sum X_t^3 \quad (1.14)$$

$$\sum Y_t X_t^2 = a \sum X_t^2 + b \sum X_t^3 + c \sum X_t^4 \quad (1.15)$$

Üstel fonksiyon;

$$\sum (\log Y_t) = n(\log a) + (\log b) \sum X_t \quad (1.16)$$

$$\sum X_t (\log Y_t) = n(\log a) \sum X_t + (\log b) \sum X_t^2 \quad (1.17)$$

Y_t :Gözlem Değerleri

X_t :Yıl

n :Gözlem Sayısı

Katsayılar (a,b), bu denklemler yardımıyla bulunmaktadır.

Fonksiyon tipi seçilirken, çizilmiş olan grafiğin seyri ile kesin bir yargıya varmak olanaksızdır. Bu sebeple seçilmiş olan fonksiyon tiplerine ilişkin standart hatalar hesaplanarak, bunlardan küçük olanı tercih edilir. Standart hata hesabı yaparken;

$$S_y = \sqrt{\frac{\sum (Y_t - \hat{Y}_t)^2}{n - k}} \quad (1.18)$$

n :Gözlem Sayısı

k :Paramete Sayısı

Eğer $n \geq 30$ ise parametre sayısı 0 olarak kabul edilmektedir. Fakat $n < 30$ ise doğru fonksiyonu için parametre sayısı 2 iken parabolik fonksiyon için 3 olarak alınır. Standart hata hesaplamaları değişkenin ölçü birimi cinsinden sonuç verir.

EKK yöntemiyle elde edilen veriler iki çeşit sonuç vermektedir. Bunlardan ilki tahmin edilen veri; serinin kapsamış olduğu yılların içinde bir boşluğu dolduruyorsa “enterpolasyon” adını alırken; serinin kapsadığı yıllardan sonra, ileriye dönük bir tahmin sunuluyorsa, tahmin işlemine “ekstrapolasyon” adı verilmektedir (Serper, 2004: 407-430).

1.3.3. Mevsimsel Dalgalanmaların Ölçülmesi

Ekonomik faaliyetlerde benzer dönemlerde ortaya çıkan mevsimsel etkilerin, seri üzerinde hangi yönde ve ne derecede etkili olduğunun ölçümüdür. Bu ölçümler 3 başlık altında ele alınmaktadır. Aylık ortalamalar, trende oranlama ve hareketli ortalamalara oranlama tekniği, mevsimsel dalgalanmaların ölçülmesinde kullanılmaktadır.

1.3.3.1. Aylık Ortalamalar Tekniği

Bu yöntemin temelinde, incelenen bir serinin yıllar bazında aynı aylarda almış oldukları değerlerin ortalamaları yatmaktadır. Örneğin 5 yıllık bir seri ile çalışılıyorsa, bu serinin ocak aylarında almış oldukları verilerin ortalaması gibi tüm aylar için ortalamalar alınarak çalışılır. Bu yöntemin bir dezavantajı bulunmaktadır. Buda mevsimsel etkilerin ölçümü sırasında, trend etkisini de kapsamaktadır. Bu sebeple, bu teknik ile çalışılırken ortalamaların düzeltilmiş halini almak gerekmektedir.

Bu teknik uygulanırken 5 aşama izlenmektedir. Bunlardan ilki, çalışılan serinin kapsamış olduğu yılların aynı aylarına ilişkin aritmetik ortalama alınmasıdır. Daha sonra EKK yöntemi ile trend denklemi oluşturulmaktadır. Oluşturulan bu denklemin

b¹ katsayısına dayanarak, trend etkisini modelden eleminize etmek için düzeltme değerleri bulunmaktadır. Daha sonra elde edilen bu düzeltme değerleri aylık veriler ile toplanmasıyla düzeltilmiş veriler elde edilir. Son olarak, düzeltilmiş değerlerin kendi ortalamalarına oranlanması ile mevsim endeksleri bulunmaktadır (Serper, 2004: 431-432).

1.3.3.2. Trende Oranlama Tekniği

Bu yöntem ile mevsimsel etkiler ölçülürken ilk olarak EKK yöntemi ile bütün ayların teorik değerleri elde edilmektedir. Ardından trendin etkisini seriden gidermek için her ayın değeri aynı ayın teorik değerine oranlanmaktadır. Son olarak elde edilen oranların aylara göre aritmetik ortalamaları alınarak mevsim endeksi hesaplanmaktadır (Serper, 2004: 435). Mevsim Endeksi hesaplaması şu şekildedir;

$$\text{Mevsim Endeksi} = \frac{\text{Ortalama Oran}}{\text{Ortalama Oranlar Toplamı}} \times 1200$$

1.3.3.3. Hareketli Ortalamalar Tekniği

Mevsimsel dalgalanmalara ilişkin en çok tercih edilen bu yöntemde hesaplama yapılırken ilk olarak EKK yöntemi ile aylara ilişkin teorik değerler hesaplanmaktadır. Daha sonra her ayın almış olduğu değer 12'şerli hareketli ortalamalara oranlanmakta ve son olarak elde edilen oranların aylık bazda aritmetik ortalamaları hesaplanmaktadır.

Bu yöntem en çok tercih edilen yöntem olmasına rağmen, yapısında bir dezavantaj barındırmaktadır. Bu 12'şerli hareketli ortalamaların kullanmasından dolayı baştan ve sondan 6'şar aylık olmak üzere toplamda 12 aylık veri kaybını barındırmaktadır.

¹ Bir önceki başlıkta "En Küçük Kareler Tekniği" altında bu değişkene ilişkin ayrıntılı açıklama yapılmıştır.

1.3.4. Konjonktürel Dalgalanmaların Ölçülmesi

Konjonktürel dalgalanmalar, ekonominin genelinde ortaya çıkar. Çünkü ekonominin sahip olduğu değişkenler, birbirleri üzerinde etkilere sahiptirler (Kesgingöz, 2013: 16). Çalışmada konjonktürel dalgalanmaların ölçümü 3 ana başlık altında ele alınacaktır.

1.3.4.1. Klasik Konjonktür Analizi

Tek göstergeli yöntem olarak nitelendirilen, bu analiz yöntemi uygulanırken, ekonominin bütünü ele alınır. Bu sebeple analizin en önemli aşamalarından birisi de referans serinin seçilmesidir. Örnek olarak bir ülke ekonomisine ilişkin bu tür dalgalanmalar analiz edilirken, sanayi üretim endeksi ya da gayri safi yurtiçi hasılanın seçilerek ilerlenmesi verilebilmektedir (Şimşek, 2015:15).

1.3.4.2. Bileşik Endeks Analizi

Bu yöntemde birçok seri çeşitli ağırlıkta, tek bir endeks altında toplanmaktadır. Bu seriler bir araya getirilirken trend ve mevsimsel hareketlerden arındırma işleminin yanında serilerde yer alan uç ve düzensiz değerler elimine edilerek analiz gerçekleştirilmektedir. Bu işlemlerin yapılmasının sebebi; tek bir endekste toplanan birçok serinin farklı birimlere sahip olması ve/veyahut olabilmesidir. Oluşturulan bu bileşik endeks ile ekonominin canlanma ve daralma dönemleri tespit edilmeye çalışılmaktadır. Eğer bu endeks bir artışa sahipse, bu ekonominin bir canlanma dönemine girdiğinin göstergesi olurken; tam aksine azalışı da ekonomik bir daralmayı ifade etmektedir (Şimşek, 2015:16-20).

1.3.4.3. Yayılım Endeks Analizi

Bu analiz yöntemi ile ekonomik canlanma ya da daralma dönemine ilişkin etkilerin, ekonomi üzerindeki toplam etkisini göstermektedir. Bu yöntemi uygularken

birden fazla yöntem kullanılmaktadır. Bunlardan ilki, incelenen serilerde bir artış mevcut ise pozitif, daralma söz konusu ise negatif işaret konulur ve ardından pozitif işarete sahip serilerin sayısı, incelenen dönemdeki tüm serilerin sayısına oranlanarak, genişleme gösteren serilerin yüzdesel oranı bulunur. Bu hesaplama incelenen tüm dönemler için tekrar edilirse buna yayılım endeksi denir. *“Diğer bir yöntem ise birikimli net genişleyen gösterge yüzdesini kullanmaktır. Genişleyen serilerin yüzdesinden daralan serilerin yüzdesi çıkarılır ve incelenen serilerin toplam sayısına bölünerek net genişleyen gösterge yüzdesi elde edilir. Kümülatif hesaplama ile birikimli net genişleyen göstergeler yayılım endeksi oluşturur. Oluşturulan birikim eğrisindeki değişimler ekonomik konjonktür hakkında belli bir fikir verecektir. Bu yöntemde serilerdeki genişleme ya da daralmanın büyüklüğü dikkate alınmamaktadır. Yöntem sadece eğilimlere önem vermektedir (Parasız & Bildirici, 2014).”*

1.4. Zaman Serisi Süreçleri

Zaman serisi, araştırma konusu olan bir değişkenin zaman içerisinde almış olduğu değerlerin ardışık dönemler boyunca gözlemlendiği veriler kümesidir. Bu sebeple zaman serisini, belirli bir seriyi oluşturan stokastik süreçten elde edilen bir gerçekleşme olarak ifade edilebilmektedir. Gerçekleşme ve süreç birbirinden farklı iki kavram olup kısaca şu şekilde ifade edebilir; bir serinin sahip olduğu gerçek değerler aslında veri üreten bir sürecin gerçekleşmesidir. Örneğin süreci bir ana kütle, gerçekleşmeyi de örneklem olarak ifade edebiliriz (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 55-58).

1.4.1. Zaman Serileri Analizi

Zaman serileri analizi, bir seriye ilişkin özellikleri hakkında bilgi verirken diğer bir taraftan serinin yapısı hakkında bize bilgi sunmaktadır. Zaman serisi analizlerinin iki temel amacı bulunmaktadır. Bunlardan ilki tek değişkenli bir seriye ait gözlemlerin dinamik veya zamana bağlı olan yapısını anlamaya çalışmak iken diğeri ise çok değişkenli modellerde yer alan değişkenler arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktır.

Bu serilerin uzun dönemli davranışlarının analiz edilebilmesi için öncelikle faktörlerine (trend, mevsimsel dalgalanmalar, konjonktürel dalgalanmalar ve düzensiz hareketler) ayrıştırılması gerekmektedir. Buradan anlaşılacağı üzere bu serilerdeki tek amaç faktörlerine ayrıştırmak değil, uzun dönemli tahminler üretmektir.

Zaman serilerini diğer serilerden ayıran en önemli özellik, seride yer alan değerlerin geçmiş değerleri ile ilişkili olmasıdır. Bu serilerin analizinde kullanılan birçok yöntemde verilerin korelasyonsuz olduğu varsayımı yapıldığı için eğer bu tür serilerin bu özellikleri göz ardı edilirse, durağan olmayan iki serinin birbiri üzerine regres edilmesinden dolayı sahte regresyon meydana gelmektedir. Sahte regresyonda iki değişken arasında aslında anlamlı bir ilişki olmamasına rağmen oldukça yüksek bir R^2 değeri çıkmaktadır. Yüksek R^2 değeri aslında bizlere iki değişken arasındaki güçlü bir doğrusal ilişkiyi değil, trendin varlığını sunmaktadır. İstatistiksel analizlerde verilerin sıralı olup olmaması önemli değilken, zaman serisi analizlerinde bu durum önem arz etmektedir (Granger ve Newbold, 1977: 1).

1.4.2. Zaman Serisi Modelleri

Zaman serisi modeli ekonometrik modelden farklı olarak bir değişkenin geçmiş değerlerini inceleyerek, geleceğe yönelik bir çıkarsama yapma olanağı sağlamaktadır. Ekonometrik modeller ise zaman serilerinden farklı olarak, değişkenler arasındaki yapısal ilişki açıklanmaya çalışılır.

Zaman serisi analizlerinde iki formda model mevcut olup bunlar statik ve dinamik yapılardır. Statik modeller sürekli bir denge durumu oluştururlar. Örneğin bir statik modelde yer alan bağımsız (açıklayıcı) değişkende herhangi bir değişme söz konusu olursa, bağımlı değişken buna anında tepki vererek model denge durumunu sağlayacaktır.

$$Y_t = \alpha X_t + \varepsilon_t \quad (1.19)$$

Statik formdaki bir seriyi dinamik forma dönüştürmenin çeşitli yolları vardır. Bunlardan ilki seriye bağımsız değişkenin gecikmeli değerinin dahil edilmesi ile olur.

$$Y_t = \alpha_1 X_t + \alpha_2 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.20)$$

Seri bu şekilde dinamik bir özellik kazanacaktır. Dinamik formdaki bu denklemde X_t 'de meydana gelen 1 birimlik değişim sonrası Y_t 'de α_1 'in değerine bağlı olarak anında bir değişim meydana gelecek fakat $\alpha_1 + \alpha_2$ 'de meydana gelecek değişim tam anlamıyla bir dönem sonra hissedilecektir.

Dinamik form için diğer bir yöntem ise bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin modele bağımsız değişken olarak ilave edilmesi ile sağlanmaktadır.

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (1.21)$$

Zaman serisi ekonometrisinde incelenen modellerde yer alan değişkenlerin etkin ve tutarlı tahminleri için sabit ortalama ve varyansa sahip oldukları varsayılır. Fakat iktisadi zaman serilerini ele aldığımızda büyük bir çoğunluğu için bu durumun söz konusu olmadığı gözükmemektedir. İktisadi zaman serilerinin durağan dışı olmalarının sebebi genel olarak bu serileri meydana getiren bileşenleri olarak gösterilmiştir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 52-54).

Zaman serisi modellerinin, bir stokastik süreç ya da veri üretme süreci tarafından oluşturulduğunu söyleyebiliriz. Yani kısaca bir zaman serisi (örneklem), veri üretim sürecinin (ana kütle) özel bir oluşumdur.

1.4.3. Stokastik Süreçler

Stokastik süreç, zamanın bir fonksiyonu olarak, rastgele meydana gelen bir süreci ifade etmektedir (Lawler, 2006: 1). Başka bir ifade ile rastlantısal değişkenlerin zaman içindeki birikimi olarak ele alınabilir. Bu süreçte yer alan her bir gözlem bir olasılık dağılımından rastlantısal olarak çekildiğinden, rassal bir değişken olarak ifade edilir (Pindyck ve Rubinfeld, 1991). Zaman serisi analizinde amaç stokastik bir süreci oluşturan mekanizmaya benzer özelliklerde bir model kurarak, bu sürecin özellikleri hakkında çıkarsamada bulunmaktır.

Bir stokastik süreci tanımlamanın birden fazla yolu mevcuttur. İlk olarak herhangi bir zaman fonksiyonuna ilişkin birleşik olasılık dağılımını tanımlamaktır.

$$Y_{t_1}, \dots, Y_{t_n}$$

Diğer bir yöntem ise Y_t değişkenine ilişkin zamanın birer fonksiyonu olan birinci ve ikinci momenti (ortalama, varyans, kovaryans) tanımlayarak, gerçekleştirilmektedir. Burada eğer Y_t normal dağılım sürecine uygunluk gösteriyorsa Y_t 'in dağılımı Gaussian süreç olarak ifade edilebilmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 60-62).

$$\mu = E(Y_t) \quad (1.22)$$

$$\sigma_t^2 = E[(Y_t - \mu)^2] = E[(Y_{t+k} - \mu)^2] \quad (1.23)$$

$$\gamma_p = \text{cov}(Y_t, Y_{t+p}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+p} - \mu)] \quad (1.24)$$

1.4.3.1. Durağan Stokastik Süreçler

Bir seri sabit ortalama ve varyansa sahipse ve düzenli periyodik hareketler barındırmıyorsa, durağan olarak ifade edilir. Bir zaman serisi durağan ise bu sürece ilişkin özellikler herhangi bir değişme göstermemektedir. Böyle bir stokastik süreç için hesaplanan kovaryans, sadece hesaplandığı dönemler arasındaki uzaklığa bağlıdır (Gujarati, 1995).

$$\mu = E(Y_t) \quad (1.25)$$

$$\sigma_t^2 = E[(Y_t - \mu)^2] = E[(Y_{t+k} - \mu)^2] \quad (1.26)$$

$$\gamma_p = \text{cov}(Y_t, Y_{t+p}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+p} - \mu)] \quad (1.27)$$

Bir stokastik sürece ilişkin özellikler zaman boyunca değişmiyorsa, geçmiş döneme ilişkin verilerin analizi ile elde edilen sabit katsayılı denklem, bu stokastik sürece ilişkin model ortaya konmuş olur.

1.4.3.1.1. Zayıf ve Güçlü Durağanlık

Hemen hemen bütün istatistiksel analizlerde durağanlık kavramı aranmaktadır. Uygulamada durağanlık denince zayıf durağanlık anlaşılır çünkü pratikte bir stokastik sürece ilişkin birleşik olasılık dağılımını tanımlamak ciddi güçtür.

Zayıf durağanlık; varyansı ve ortalaması zaman içinde değişmeyen, kovaryansı ise zaman değil; iki zaman aralığındaki uzunluğa bağlı olan bir süreç olarak ifade edilebilir.

$$\mu = E(Y_t) \quad \text{bütün } t \text{ 'ler için sabit} \quad (1.28)$$

$$\sigma_t^2 = E[(Y_t - \mu)^2] = E[(Y_{t+k} - \mu)^2] \quad \text{bütün } t \text{ 'ler için sabit} \quad (1.29)$$

$$\gamma_p = \text{cov}(Y_t, Y_{t+p}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+p} - \mu)] \quad \text{bütün } t \text{ 'ler için sabit ve } p \neq 0 \quad (1.30)$$

Zayıf durağan olan stokastik sürecin özelliklerinden birisi de simetrik olması olup, Y_t ile Y_{-t} birbirine eşittir. Zayıf durağanlık özelliklerine ek olarak n birimlik gözlem setine ilişkin bileşik olasılık dağılımı ile p sayıdaki gecikme dönemi ele alındığı zamanki bileşik olasılık dağılımı aynı ise bu koşullar altında güçlü durağanlıktan bahsedebiliriz. Kısacası güçlü durağanlıkta zaman içinde herhangi bir değişme söz konusu değildir. Eğer bir seri ikinci momentlerde kesin durağan ise kovaryans durağan olarak ele alınabilir fakat tersi söz konusu değildir.

1.4.3.1.2. Pür Rassal Süreç

Bu sürece ilişkin rassal değişkenlerin ortalama ve varyansı zamandan bağımsız olup ε_t 'in normal dağılıma sahip olduğu varsayımından ötürü süreç güçlü durağan olarak kabul edilmektedir.

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad \text{bütün } t \text{ 'ler için} \quad (1.31)$$

$$Var(\varepsilon_t) = \sigma^2 \quad \text{bütün } t \text{'ler için} \quad (1.32)$$

$$cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+p}) = 0 \quad p \neq 0 \text{ ve bütün } t \text{'ler için} \quad (1.33)$$

$$p(k) = \begin{cases} 1 & k = 0 \text{ ise} \\ 0 & k \neq 0 \text{ ise} \end{cases} \quad (1.34)$$

$$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1.35)$$

Ayrıca temiz dizi olarak adlandırılan pür rassal süreç sabit ortalama ve varyansın yanında korelasyonsuz özdeş dağılan rassal değişkenler dizisi olup Gaussian temiz dizi süreci olarak adlandırılır. Bu durum bize ayrıca seride trend ve mevsimsellik etkilerinin olmadığını da ifade etmektedir.

1.4.3.2. Durağan-Dışı Stokastik Süreçler

Bir seri ortalama, varyans ve kovaryansın zamandan bağımsız olması gibi durağanlığın koşullarından en az birini yerine getiremiyorsa, durağan dışı seri söz konusudur. Durağan dışı serilerde trend veya mevsim etkileri gibi faktörlerden serinin arındırılması gerekmektedir. Bu arındırma işlemi için durağanlık sağlanana kadar fark alma işlemi uygulanmaktadır (Akgül, 2003: 104). Bir seri fark alınarak durağanlaştırılıyorsa o seri homojen olarak ifade edilir ve seri durağanlaşana kadar gerçekleştirilen fark alma işlemi, o seri için homojenlik derecesini ifade etmektedir. Örneğin durağan olmayan bir seriyi durağanlaştırmak için 2 kez fark alma işlemi uygulanmışsa, 2. dereceden homojen durağan dışı seri olarak ifade edilir.

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \quad (1.36)$$

$$\Delta^2 Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) - (Y_{t-1} - Y_{t-2}) \quad (1.37)$$

$$= Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2} \quad (1.38)$$

Durağan dışı serilerle çalışılıyorsa trendin varlığı göz önünde bulundurulmalıdır. Bu seride bulunan trend bazen deterministik bazen stokastik bazen de her ikisinin toplamı şeklinde seride var olabilir.

1.4.3.2.1. Pür Rassal Yürüyüş Süreci

Pür rassal yürüyüş süreci 1.mertebeden otoregresif modelin özel bir halini ifade etmektedir.

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \alpha_0 = 0 \text{ ve } \alpha_1 = 1 \text{ için} \quad (1.39)$$

$$Y = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.40)$$

Bu serinin durağan olabilmesi için α_1 'in mutlak değerce 1'den küçük olması gerektirir. Ama yukarda görüldüğü gibi parametre 1'e eşit olduğu için durağan olmayan birim kök sürecini ifade etmekte olup kısacası 1.mertebeden durağan dışı bir süreç olarak adlandırılabilir. Y_0 başlangıç değeri olmak üzere T dönem için bu seri tekrar yazılırsa, geçmişe ilişkin şokların etkisinin yok olmadığını net bir şekilde görebiliriz. Ortalaması sabit olmasına rağmen artan varyans, serinin zaman boyunca ortalamaya dönmediğini ifade etmektedir. Bu durum bize serinin uzun dönemli bir hafızaya sahip olup şokların kalıcı olduğunu göstermektedir.

$$Y_1 = Y_0 + \varepsilon_1 \quad (1.41)$$

$$Y_2 = Y_1 + \varepsilon_2 \quad (1.42)$$

$$Y_3 = Y_2 + \varepsilon_3 \quad (1.43)$$

⋮

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.44)$$

$$Y_t = Y_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \varepsilon_3 + \dots + \varepsilon_t \quad (1.45)$$

$$Y_t = Y_0 + \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \quad (1.46)$$

Stokastik sürecin T zaman boyunca ortalaması sabit olmaktadır.

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.47)$$

$$E(Y_t) = E(Y_{t-1} + \varepsilon_t) \quad (1.48)$$

$$E(Y_t) = E(Y_0) + E(\varepsilon_1) + E(\varepsilon_2) + \dots + E(\varepsilon_t) \quad (1.49)$$

$$E(Y_t) = 0 \quad (1.50)$$

Bu durağan dışı stokastik sürecin varyansının zamanla değiştiği görülmektedir.

$$Var(Y_t) = E(Y_t - E(Y_t))^2 \quad (1.51)$$

$$Var(Y_t) = E((Y_0 + \sum_{t=1}^T \varepsilon_t) - Y_0)^2 \quad (1.52)$$

$$Var(Y_t) = E(Y_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \varepsilon_3 + \dots + \varepsilon_t - Y_0)^2 \quad (1.53)$$

$$Var(Y_t) = T \cdot \sigma_\varepsilon^2 \quad (1.54)$$

Varyansı sabit olmayan bu durağan olmayan stokastik süreç için aynı koşul p adet gecikmede kovaryans içinde geçerlidir.

$$Cov(Y_t, Y_{t-1}) = E[(Y_t - E(Y_t))(Y_{t-1} - E(Y_{t-1}))] \quad (1.55)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-1}) = E[(Y_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \varepsilon_3 + \dots + \varepsilon_t - Y_0)(Y_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \varepsilon_3 + \dots + \varepsilon_{t-1} - Y_0)] \quad (1.56)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-1}) = (T-1) \cdot \sigma_\varepsilon^2 \quad (1.57)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-p}) = (T-p) \cdot \sigma_\varepsilon^2 \quad (1.58)$$

Sürece ilişkin birinci fark alındığında seri durağanlaşacaktır.

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.59)$$

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma) \quad (1.60)$$

1.4.3.2.2. Kayan Rassal Yürüyüş Süreci

Kayan rassal yürüyüş süreci, pür rassal yürüyüş sürecinden farklı olarak sabit terim içermektedir. Ama benzer şekilde geçmiş dönemlerde gerçekleşen şokların etkisi kaybolmamakta olup uzun dönemli bir hafızaya sahiptir.

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.61)$$

$$Y_1 = \mu + Y_0 + \varepsilon_1 \quad t = 1 \text{ için}, \quad (1.62)$$

$$Y_2 = \mu + Y_1 + \varepsilon_2 \quad t = 2 \text{ için}, \quad (1.63)$$

$$Y_3 = \mu + Y_2 + \varepsilon_3 \quad t = 3 \text{ için}, \quad (1.64)$$

⋮

$$Y_t = T.\mu + Y_0 + \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \quad (1.65)$$

Her bir dönem için trend stokastik süreç üzerinde μ kadar etkiye sahiptir.

$$Y_t = T.\mu + Y_0 + \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \quad (1.66)$$

$$Y_t = E \left(T.\mu + Y_0 + \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \right) \quad (1.67)$$

$$Y_t = T.\mu + Y_0 \quad (1.68)$$

Stokastik sürecin ortalaması zamanla değişim göstermektedir.

$$Var(Y_t) = E(Y_t - E(Y_t))^2 \quad (1.69)$$

$$Var(Y_t) = E((T.\mu + Y_0 + \sum_{t=1}^T \varepsilon_t) - (T.\mu + Y_0))^2 \quad (1.70)$$

$$Var(Y_t) = T.\sigma_\varepsilon^2 \quad (1.71)$$

Sürecin ortalamasından sonra varyansı da zamana bağlı olarak değişim göstermektedir.

$$Cov(Y_t, Y_{t-1}) = E[(Y_t - E(Y_t))(Y_{t-1} - E(Y_{t-1}))] \quad (1.72)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-1}) = E[(T.\mu + Y_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \varepsilon_3 + \dots + \varepsilon_t - Y_0 - T.\mu) \\ (T.\mu + Y_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \varepsilon_3 + \dots + \varepsilon_{t-1} - Y_0 - T.\mu)] \quad (1.73)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-1}) = (T-1).\sigma_\varepsilon^2 \quad (1.74)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-p}) = (T-p).\sigma_\varepsilon^2 \quad (1.75)$$

Varyans için yapmış olduğumuz çıkarsamanın bir benzerini kovaryans için de yapabiliriz. Modelin birinci farkını aldığımız zaman sabit terim var olmaya devam edeceği için bu parametrenin işaretine göre süreç aşağı ya da yukarı yönlü hareket sahip olacaktır.

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.76)$$

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \mu + \varepsilon_t \quad (1.77)$$

1.4.3.2.3. Zaman Trendleri

İstatistiksel modellerde uzun dönem eğilimi olarak adlandırılan trend, iki şekilde bulunmaktadır. Bunlar deterministik ve stokastik olmak üzere iki başlık altında ele alınmaktadır.

$$Y_t = \mu + \beta t + \alpha_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.78)$$

Modelinde hata terimi normal dağılım varsayımı altında $\alpha_1 \neq 0$ ve $B = 0$ ise bu durumda model

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t + \mu \quad (1.79)$$

Şeklinde olacağından bu süreç stokastik trendin varlığını göstermektedir. Eğer $\alpha_1 = 0$ ve $B \neq 0$ ise bu durumda model

$$Y_t = \mu + \beta t + \varepsilon_t \quad (1.80)$$

Olarak ifade edilebilir. Bu seri bize deterministik trendin varlığını göstermektedir. Son olarak $\alpha_1 = 1$ ve $B \neq 0$ olursa seri aşağıdaki gibi deterministik ve stokastik trendin toplam etkisi altında olacaktır.

$$Y_t = \mu + \beta t + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.81)$$

Deterministik trend stokastik süreçteki durağan dışılığın modelden trendin arındırılması ile gerçekleştiğinden, trend durağan süreç olarak adlandırılırken; fark alma yöntemi ile durağanlaştırılan stokastik trend süreci için fark durağan ifadesi kullanılmaktadır (Sevüktekin & Çınar, 2014: 77-78).

1.5. Durağanlık Kavramı ve Durağan Olmayan Süreçler

Zaman serilerine ilişkin yapılan analizlerin temel varsayımı durağanlıktır. Durağanlık kavramı daha önceki bölümlerde bahsedildiği gibi; bir serinin ortalama ve varyansının zamandan bağımsız olarak, sabit olduğu yani sabit bir ortalama etrafında varyansın zaman boyunca sabit kaldığı ve bunun yanında kovaryansın zamana değil iki zaman dönemi arasındaki uzunluğa bağlı olduğu serileri ifade etmektedir. Bir seri bu 3 koşuldan bir ya da daha fazlasını yerine getirmiyorsa durağan dışılık söz konusudur. Durağanlıktan bahsettiğimizde pratikte zayıf durağanlık ele alınır çünkü güçlü durağanlığın koşullarını yerine getirmek oldukça güçtür.

Durağanlık varsayımını sağlamayan serilere ilişkin yapılan sınamaların sonuçları güvenilir değildir. Mesela durağan olmayan iki serinin regres edilmesi ile oluşturulmuş bir seriyi incelediğimizde, t istatistik ve R^2 değerleri yüksek, DW test istatistiği düşük çıkacaktır. Aslında buradaki R^2 değişkenler arasındaki güçlü bir doğrusal ilişkiyi değil trendin varlığını temsil etmektedir ve sahte regresyon söz konusudur. Bu sebeple serilere ilişkin anlamlı bir çıkarsama yapabilmek için durağanlık varsayımının sağlanması eğer sağlanmıyorsa çeşitli işlemlerle serinin durağanlaştırılması gerekmektedir. Ancak durağanlaştırma işleminden önce eğer seride bir trend mevcut ise bu trendin stokastik mi yoksa deterministik mi olduğu tespit edilmelidir (Taylor, 2007). Bir seride deterministik trend var ise trend ayrıştırılarak seri durağan hale getirilir. Eğer trend durağan bir seride fark alma işlemi uygulanırsa modele 1. dereceden entegre hareketli ortalamalar hatası eklenecektir. Bu durum literatürde aşırı fark alma olarak bilinmektedir. Bu sebeple modelin tahmin edilmesi mümkün olmayacaktır.

1.5.1. Trend Durağan Süreç

Bir serinin durağan dışı olmasının başlıca sebeplerinden birisi de serinin zaman içinde artan ya da azalan eğilime yani deterministik trende sahip olmasıdır. Deterministik modeli göstermek istersek

$$Y_t = \mu + \beta t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (1.82)$$

Yukarıdaki gibi ifade edilebilir. Burada bağımlı değişken, deterministik trend ve normal dağılım gösteren hata teriminin doğrusal bir fonksiyonudur. Bu zaman serisinin beklenen değeri zamanın bir fonksiyonudur.

$$E(Y_t) = E(\mu + \beta t + \varepsilon_t) \quad (1.83)$$

$$E(Y_t) = \mu + \beta t \quad (1.84)$$

Ortalaması zamana bağlı olarak değiştiğinden seri durağan değildir. Varyansını incelediğimizde

$$Var(Y_t) = E(Y_t - E(Y_t))^2 \quad (1.85)$$

$$Var(Y_t) = E(Y_t - (\mu + \beta t))^2 \quad (1.86)$$

$$Var(Y_t) = E((Y_0 + \sum_{t=1}^T \varepsilon_t) - Y_0)^2 \quad (1.87)$$

$$Var(Y_t) = E(\varepsilon_t)^2 \quad (1.88)$$

Zamandan bağımsız olduğu görülmektedir. Otokovaryansını da ele aldığımızda

$$Cov(Y_t, Y_{t-1}) = E[(Y_t - E(Y_t))(Y_{t-1} - E(Y_{t-1}))] \quad (1.89)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-1}) = E[(Y_t - (\mu + \beta t))(Y_{t-1} - (\mu + \beta t))] \quad (1.90)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-1}) = E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}) \quad (1.91)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-1}) = 0 \quad (1.92)$$

Aynı varyans gibi zamandan bağımsız olduğu görülmektedir. Trend durağan süreci incelediğimizde ortalaması sabit değilken varyans ve otokovaryansı zamandan bağımsız olarak gerçekleşmiştir (Çil Yavuz, 2015: 288-289). Bu süreci durağan hale getirmek için 2 yöntem uygulanır. Birinci yaklaşımda seri trend üzerine regres edilir iken ikinci yaklaşımda ise, zaman serisi modeline trend bir regresör olarak eklenir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 244-246).

1.5.2. Fark Durağan Süreç

Bir serinin durağan dışı olmasının bir başka sebebi de genel olarak rassal yürüyüş süreci olarak ifade edilen stokastik trenddir. Eğer durağan olmayan bir seride deterministik trende rastlanmıyorsa büyük ihtimalle stokastik trendin varlığına rastlanılır. Bu seride stokastik trendi modelden arındırmak için fark alma işlemi

uygulamak gerekmektedir. Fark durağan bu süreç aslında rassal yürüyüş modelinin özel bir durumudur. (Franke & Hardle & Hafner, 2008)

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (1.93)$$

$$Y_t - \alpha_1 Y_{t-1} = \varepsilon_t \quad (1.94)$$

$$(1-L)Y_t = \varepsilon_t \quad (1.95)$$

$$\Delta Y_t = \varepsilon_t \quad (1.96)$$

Sürece ilişkin birinci farkı alındıktan sonra seriden trend arındırılarak durağanlık sağlanmıştır. 1. dereceden entegre seri yukarıda görüldüğü üzere normal dağılım gösteren hata teriminin özelliklerini göstermektedir.

Fark durağan süreçte rassal hatanın etkisi sonsuza kadar devam etmekte iken trend durağan süreç için bu durum söz konusu olmayıp şokların süreç üzerindeki etkisi kısa dönemdir.

1.6. Birim Kök Kavramı ve Doğrusal Birim Kök Testleri

1980’li yıllar öncesinde zaman serilerinin, zamandan bağımsız ortalama ve varyans, iki zaman arasındaki uzunluğa bağlı kovaryans ile ifade edilen, durağan olduğuna inanılmaktaydı. Bu görüş 1982 yılında Nelson ve Plosser’ın yapmış olduğu çalışmalar ile aslında serilerin daha çok durağan dışı olduğu yönünde, değişime uğramıştır.

İktisadi serileri ele aldığımızda bu tarz serilerin sürekli artış eğiliminde olup zaman içinde ortalama ve varyansı değişmektedir. Kısacası bu serilerin büyük bir çoğunluğu durağan dışı özelliğe sahiptir. Bu sebeple bu tarz seriler ile çalışılırken durağanlık varsayımı, analizlerin sapan sonuçlara sahip olmasına sebep olacaktır. Birim kök testleri ile serilerin durağan olup olmadığı hatta durağan olmayan serilerin kaçınıcı dereceden entegre seri oldukları tespit edilebilmektedir. Eğer bu tarz serilerde klasik tahmin yöntemleri kullanılırsa, durağan olmayan serilerin regrese edilmesi

sonucu ortaya çıkan sahte regresyon problemi ortaya çıkacaktır (Çil Yavuz, 2011). Bu probleme sahip serilere ilişkin, t istatistik, R^2 , DW test istatistiği gibi veriler bizlere yanıltıcı sonuçlar verecektir. Örneğin aslında aralarında ilişki olmayan sadece güçlü trendin etkisi altındaki serileri, sanki ilişkili gibi gösterecektir.

Otoregresif bileşene sahip serilerde, bu bileşene ait karakteristik köklerden en az bir tanesi mutlak değerce 1'e eşit ise bu serinin birim köklü olduğu ifade edilmektedir. Birim köklü bir seri, durağan değil ifadesi her zaman geçerli iken; durağan olmayan bir seri için her zaman birim köklüdür yorumu yapılamaz.

1.6.1. Doğrusal Birim Kök Testleri

Belli bir zaman dilimi boyunca hareket eden zaman serilerinin doğrusal özellikler göstermesi durumunda, birim kök analizleri; Dickey-Fuller, Genişletilmiş Dickey-Fuller, Phillips-Perron, KPSS ve NG-Perron testleri ile gerçekleştirilebilir.

1.6.1.1. Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Dickey-Fuller (1979) testi (DF), model (1.97)'de gösterilmiş olan, birinci mertebeden otoregresif sürecin tahminine dayanmakta olup diğer birçok birim kök testinin temelini oluşturmaktadır. 1979 yılında Dickey ve Fuller tarafından önerilen bu test daha sonraki yıllarda üzerine yapılan çalışmalar ile geliştirilmiştir.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (1.97)$$

DF birim kök testi, AR(1) modelinde Y_t ile Y_{t-1} arasındaki ilişkinin yönü ve şiddeti hakkında bilgi veren ρ değerinin, mutlak değerce 1'e eşit ya da 1'den küçük olduğunun test edilmesi temeline dayanmaktadır. Eğer ρ 'nun mutlak değeri 1'e eşit ise $\hat{\rho}$ 'nin asimtotik özellikleri modelde yer alacak trend ve sabit terimin varlığı ile ilişkilidir (Hamilton, 1994: 501).

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \mu + \beta t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.98)$$

Bu test ile çalışılırken (1.98)'deki 3 tür model kullanılabilir. Bunlar trend ve sabit terimin olmadığı, sadece sabit terimi içeren ve hem sabit terim hem de trendin içerildiği modellerdir. Modele ilişkin spesifikasyon tanımı yapılırken çok dikkatli olunmalıdır. Eğer yanlış bir spesifikasyon ile test gerçekleştiriliyorsa, sıfır hipotezinin kabulüne eğilimli bir sonuç üreticektir.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$$

$$H_0 : |\rho| = 1 \text{ ise seri durağan değildir. (Rassal yürüyüş süreci)}$$

$$H_1 : |\rho| < 1 \text{ ise seri durağandır.} \quad (1.99)$$

(1.99)'de ifade edilen model için DF testi sonucunda ρ 'nun mutlak değerce değeri 1'den küçük olduğu alternatif hipotez kabul edilirse süreç durağandır, $I(0)$. Eğer bu test sonucunda temel hipotez reddedilemezse, süreç birim köklü olup $I(1)$, rassal yürüyüş sürecidir.

Bu testin parametre tahminleri EKK tahmincisine dayanmaktadır. Bilindiği üzere EKK tahminçileri dinamik modellerde aşağı yönlü eğilime sahiptirler. Bu özel durum Dickey-Fuller eğilimi olarak bilinmektedir (Çil Yavuz, 2015: 295).

(1.97)'deki tanımlamış olduğumuz AR(1) modeli eğer birim köklü ise bu modele ilişkin EKK yöntemi ile parametrelerin tahmini sonrasında yapılcak analizin sonuçları eğilimli olacağı için denklemin her iki tarafından Y_{t-1} çıkarılarak tekrar ele alınmalı ve hipotezlerde bu doğrultuda oluşturulmalıdır.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t - Y_{t-1}$$

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\rho - 1 = \theta \text{ ise,}$$

$$\Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$H_0 : \theta = 0 \text{ ise seri birim köke sahiptir.}$$

$$H_1 : \theta < 0 \text{ ise seri durağandır.} \quad (1.100)$$

Denklem (1.100)'de eğer temel sıfır hipotezi reddedilemezse serinin 1. Farkı I(1) durağan olacaktır. (1.100) numaralı denklem için sınamalar yapılırken tau (τ) test istatistiğinden faydalanılır. Bu test istatistiği mutlak değer olarak Dickey-Fuller τ tablo değerinden küçük ise seri birim köklü; aksi söz konusu ise sıfır hipotez reddedilerek durağan olduğu kararı verilir. Burada dikkat edilmesi gereken, serinin (1.98)'deki sabit terim ya da trend barındırıp, barındırmadığıdır. Çünkü her bir koşul altında hipotez ve yorumlar farklılık göstermektedir.

$$\tau = \frac{\hat{\theta}}{SE(\hat{\theta})}$$

1.6.1.2. Genişletilmiş Dickey Fuller Tesiti

Dickey-Fuller testi ile çalışılırken iki temel varsayım göz önünde bulundurulur. Bunlar ele alınan zaman serisinin 1. dereceden otoregresif model olması ve hata teriminin otokorelasyonsuz olmasıdır. Fakat zaman serileri sadece 1. mertebeden otoregresif sürece uygunluk göstermeyebilir. Eğer AR(1) sürecine uygunluk göstermeyen bir zaman serisi ile çalışılıyorsa bu varsayım altında modelin hata terimi otokorelasyonlu olacaktır. Çünkü AR(1) modelinde birinci farkın alınmasının sebebi, hata teriminde oluşabilecek olan otokorelasyonu ortadan kaldırmaktır. AR(p) sürecinde yalnızca birinci farkı almak, hata terimindeki otokorelasyon problemini ortadan kaldıramayacaktır. Bu oluşabilecek olan sorunları ortadan kaldırmak için ADF testi (1.101) numaralı modelde görüleceği üzere AR(p) sürecini dikkate almaktadır.

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.101)$$

Bu sürece ilişkin birinci farkların alınmasıyla süreç model [1.102]'deki gibi oluşacaktır.

$$\Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \theta_1 \Delta Y_{t-1} + \theta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \theta_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.102)$$

ADF birim kök süreci 3 tür modelin tahminine dayanmakta olup bu modeller kesmesiz ve trendsiz (1.103), sabit terimin olduğu fakat deterministik trendin olmadığı (1.104) ve hem sabit terimin hem de deterministik trendin olduğu (1.105) gibidir.

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \tau - \text{istatistiği} \quad (1.103)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \tau_\mu - \text{istatistiği} \quad (1.104)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \tau_\tau - \text{istatistiği} \quad (1.105)$$

ADF birim kök testinde gecikme uzunluğunun doğru belirlenmesi çok önemlidir. Çünkü hata terimindeki otokorelasyonun ortadan kaldırılması, gecikme uzunluğunun doğru belirlenmesine bağlıdır. *"Modele yanlış gecikmenin dahil edilmesi, yapılacak testlerin gücünü azaltır. Ayrıca p gecikme olması gerekenden küçük seçilirse tahminler eğilimli olacaktır"* (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 336-337).

ADF testi birim kök ve deterministik bileşenleri, normal dağılıma sahip olmayan wald F istatistiği ile test etmektedir.

$$\phi = \frac{[SSR_r / SSR_u] / r}{SSR_u / (T - K)} \quad (1.106)$$

SSR_r : Kısıtlı mod elin kalıntı kareler toplamı
 SSR_u : Kısıtsız mod elin kalıntı kareler toplamı
 r : Kısıt sayısı
 T : Gözlem sayısı
 K : Kısıtsız mod elde tahmin edilen parametre sayısı
 $T - K$: Kısıtsız mod elin serbestlik derecesi

Bu test sürecinde 3 model temel ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibi kurulmaktadır.

$$\begin{aligned}
 \Delta Y_t &= \mu + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t & \tau_\mu - \text{istatistiği} \\
 H_0 : \mu &= \alpha = 0 \\
 H_1 : \mu &\neq \alpha \neq 0
 \end{aligned} \tag{1.107}$$

$$\begin{aligned}
 \Delta Y_t &= \mu + \beta t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t & \tau_\tau - \text{istatistiği} \\
 H_0 : \beta &= \alpha = 0 \\
 H_1 : \beta &\neq \alpha \neq 0
 \end{aligned} \tag{1.108}$$

$$\begin{aligned}
 \Delta Y_t &= \mu + \beta t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t & \tau_\tau - \text{istatistiği} \\
 H_0 : \mu &= \beta = \alpha = 0 \\
 H_1 : \mu &\neq \beta \neq \alpha \neq 0
 \end{aligned} \tag{1.109}$$

Gecikme uzunluğu belirlenirken Akaike(AIC) ,Schwarz bilgi kriteri(SIC) ile özelden genele ve genelden özele yaklaşımları kullanılmaktadır.

1.6.1.3. Phillips-Perron Birim Kök Testi

Phillips-Perron (PP) testi DF testlerindeki hataların otokorelasyonsuz olması ve sabit varyans varsayımını biraz daha yumuşatarak hataların zayıf bağımlı dağılımına izin vermektedir. PP testinde hareketli ortalama terimini de süreçte göz önünde bulundurmak için test istatistiğinde değişikliğe gidilmiştir (Phillips ve Perron, 1988: 335-346). Test istatistiğinde parametrik olamayan düzeltme yaparak

otokorelasyon problemini ortadan kaldıran, parametrik olmayan bir test meydana gelmiştir.

PP testi için AR(1) modeli,

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.110)$$

$$Y_t - \phi_1 Y_{t-1} = \mu + \varepsilon_t \quad (Y_{t-1} = LY_t) \quad (1.111)$$

$$(1 - \phi_1 L) = \mu + \varepsilon_t \quad (1.112)$$

Denklem (1.112)'den anlaşılacağı üzere modelin birim kökü bulunurken $1/\phi_1$ denklemini ile tespit edilir. Eğer ϕ_1 değişkeni 1 değerini alırsa denklemden de anlaşılacağı üzere modelde birim kökün varlığını bize göstermektedir. Phillips-Perron testi $T(\hat{\phi}_1 - 1)$ dağılımına sahip olup, bu koşul PP testi için temel oluşturmaktadır. PP testinde de yardımcı regresyonlar, kesmesiz ve trendsiz, kesmeli ve trendsiz, kesmeli ve trendli olacak şekilde yeniden ele alınmaktadır. Kritik tablo değerleri de her bir yardımcı regresyon için farklılaştırılacaktır. PP testinde kesmesiz ve trendsiz modelin gösterimi Z_α ile sağlanacaktır. PP testi için t istatistiğinin dönüştürülmüş hali denklem (1.115)'deki gibidir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 378-380).

$$Z_\alpha = T(\hat{\phi}_1 - 1) - CF \quad CF: \text{Düzeltilme Faktörü} \quad (1.113)$$

$$CF = \frac{1/2(S_{t\ell}^2 - S_\varepsilon^2)}{\sum_{t=2}^T (Y_{t-1} - \bar{Y}_{-1})/T^2} \quad (1.114)$$

$$Z_t = \left(\sum_{t=2}^T Y_{t-1}^2 \right)^{1/2} \frac{(\hat{\phi}_1 - 1)}{S_{t\ell}} - (1/2) \frac{(S_{t\ell}^2 - S_\varepsilon^2)}{\left[S_{t\ell}^2 \left(T^{-2} \sum_{t=2}^T Y_{t-1}^2 \right) \right]} \quad (1.115)$$

$S_\varepsilon^2 : \sigma_\varepsilon^2$ hata terimi varyansının tutarlı tahmincisidir.

$S_{t\ell}^2 : \sigma^2$ uzun dönem varyans tahmincisidir.

“Gecikme değeri seçimi yapılırken, hesaplanan otokorelasyon katsayısına karşılık gelen en son anlamlı gecikme değeri dikkate alınır” (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 380).

1.6.1.4. Ng-Perron Birim Kök Testi

PP testinde eğer serilerde hareketli ortalama bulunur ve bunun kökleri -1’e yaklaşıyorsa hata teriminde boyut dağılım çarpıklığı meydana gelmektedir. Meydana gelen bu çarpıklığı düzeltmek için Ng-Perron testi hem PP testini hem de bilgi kriterlerini modifiye etmiştir. Bu modifiye edilmiş test için temel hipotezleri farklı olan 4 tane test istatistiği hesaplanmıştır. İlk test PP testindeki Z_α ’nın modifiye halidir.

$$MZ_\alpha = Z_\alpha + (T/2)(\hat{\phi}_1 - 1)^2 \quad (1.116)$$

MZ_α ile Z_α aynı kritik değerlere sahiptir model (1.116) için ve hesaplanan test istatistiği eğer kritik değerden küçük olursa, temel hipotez reddedilemez yani seri birim köklüdür. İkinci olarak Durbin-Watson testinin genelleştirilmiş hali olan MSB testi aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$MSB = (T^{-2} \sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2 / s^2) \quad (1.117)$$

Bu test istatistiği için sıfır değeri alt sınırı oluşturmaktadır. MSB değeri kritik değerden daha küçük olursa temel hipotez reddedilecektir yani seri birim köklüdür. Üçüncü test istatistiği ise MZ_t ’dir. Bu test istatistiği de PP testindeki Z_t ’nin bir modifikasyonu olup aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$MZ_t = Z_t + (1/2)(\sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2 / s^2)^{1/2}(\hat{\phi}_1 - 1)^2 \quad (1.118)$$

Model (1.118)’de hesaplanan MZ_t değeri eğer kritik değerden daha küçük ise temel hipotez reddedilemez ve serinin birim köklü olduğu kararına varabiliriz. MZ_t ile MZ_α ’nın hipotezleri aynı şekilde kurulmaktadır. Son olarak MPT hesaplanacaktır.

Fakat bu test istatistiği seride sadece kesme olması ya da kesme ve trend olmasına göre iki farklı şekilde ele alınmaktadır.

Eğer seride sadece sabit terim(kesme) var ise,

$$MPT = \left[\bar{c}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{Y}_{t-1}^2 - \bar{c}T^{-1} \tilde{Y}_T^2 \right] / s_{AR}^2 \quad (1.119)$$

Eğer seride sabit ve trend yer alıyorsa,

$$MPT = \left[\bar{c}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{Y}_{t-1}^2 + (1-\bar{c})T^{-1} \tilde{Y}_T^2 \right] / s_{AR}^2 \quad (1.120)$$

(1.120) denklemindeki hesaplanır. MPT test istatistiği eğer kritik değerden küçük ise temel hipotez reddedilmektedir. Bunun sonucunda modelin birim köklü olduğu sonucuna varılır. Özet olarak karar mekanizması aşağıdaki ilerlemektedir.

MZ_α ve MZ_t için,

Kritik değer > MZ_α yada MZ_t , temel hipotez reddedilemez

H_0 :Seri birim köklüdür.

H_1 :Seri durağandır.

MPT ve MSB için,

Kritik değer > MSB yada MPT, temel hipotez reddedilir.

H_0 :Seri durağandır.

H_1 :Seri birim köklüdür

1.6.1.5. KPSS Birim Kök Testi

Bu test 1992 yılında Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin tarafından geliştirilmiştir. KPSS birim kök testi ile serideki deterministik trend eleminize edilerek

durağan bir model elde edilir. Durağanlaştırma sürecinde deterministik trend seriden uzaklaştırıldığı için bu sürece ayrıca trend durağanda diyebiliriz. Bu seri hipotezleri bakımından diğer testlerden farklılık göstermektedir. Seri için eğer temel hipotez reddedilemezse seri durağan, temel hipotez reddedilip alternatif hipotez kabul edilirse, birim köklüdür.

$$H_0 : \sigma_\mu^2 = 0 \text{ seri durağandır.}$$

$$H_1 : \sigma_\mu^2 \neq 0 \text{ Seri birim köklüdür.}$$

Eğer seride temel hipotez reddedilemezse, süreç için trend durağan yorumu yapılacağı için elde edilecek rassal yürüyüş sürecin varyansı sıfır olacaktır (Kwiatkowski, vd.1992: 159-178). KPSS testinde serinin birim köklü olduğunu gösteren alternatif hipoteze karşılık, durağanlık hipotezinin testi için LM istatistiği önerilmektedir (Çil, 2004: 240-246).

KPSS testinde temel hipotez sürecin, deterministik trend, rassal yürüyüş ve hataların toplamı olduğunu ifade eder(1.121). Burada hata terimi durağanlık varsayımına sahiptir. Ayrıca modelde yer alan sabit parametre rassal yürüyüş özelliği göstermektedir (1.122).

$$Y_t = \nu_t + Bt + \varepsilon_t \quad (1.121)$$

$$\nu_t = \nu_{t-1} + \nu_t \quad (1.122)$$

(1.122) modelinde yer alan kalıntı normal dağılıma sahiptir $\nu_t \approx IID(0, \sigma^2)$. Ayrıca (1.121) modelinde yer alan hata terimi de normal dağılım göstermektedir $\varepsilon_t \approx IID(0, \sigma^2)$. Serinin trend durağan durumu için trend ve sabit üzerine regres edilir. Bu regresyondan elde edilen EKK kalıntıların kısmi toplamı (1.123) gerçekleştirilir.

$$S_t = \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (1.123)$$

Langrange testi aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$LM = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \quad (1.124)$$

$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$, (1.124) numaralı denklemde hata terimin varyansını temsil etmektedir. Denklemde yer alan hata teriminin varyansını kullanmak yerine bu varyansa ilişkin tutarlı bir tahmin kullanmak gerekmektedir. Çünkü modelde yer alan kalıntı ve geçmiş dönemli değerleri birbiri ile ilişkili olabilirler (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 376-377). Yani kısacası kalıntıda meydana gelebilecek otokorelasyona karşı bu durum gerçekleştirilmektedir. LM testine ilişkin süreci yeniden ele alırsak

$$LM = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{S^2(\ell)} \quad (1.125)$$

$S^2(\ell)$: Hata terimi var yansının tutarlı tahmin cisi

KPSS testinde hata terimi varyansına ilişkin tahmincisinin pozitif olması için Barlett Kernel yöntemi (1.126) kullanılmaktadır.

$$S^2(\ell) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^{\ell} \nu(s, \ell) \sum_{t=s+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-s} \quad (1.126)$$

ℓ : Gecikme parametresi

Gecikme parametresi (ℓ) nin doğru hesaplanması testin güvenilirliği açısından önemlidir. Çünkü gecikmeye ilişkin yapılacak bir yanlışlık otokorelasyonu durumunu doğuracaktır. Gecikme parametresine ilişkin hesaplama aşağıdaki (1.127) numaralı denklem ile sağlanmaktadır.

$$\ell = \text{int} \left[x(t/100)^{1/4} \right] \quad (1.127)$$

Yapılan çalışmalar sonucunda gecikme parametresinin maksimum 8 olmasına önerilmiştir. Eğer modele ilişkin kalıntılar otokorelasyonsuz ve sabit varyansa sahipse bu modele ilişkin gecikme parametresi sıfır olarak kabul edilir (Çil Yavuz, 2004: 240-246).

Son olarak KPSS test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\hat{\eta}_{\mu} = T^{-2} \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{S^2(\ell)} \quad (1.128)$$

1.7. Koentegrasyon ve Doğrusal Koentegrasyon Testleri

İktisadi zaman serileri genel olarak stokastik trend veya otoregresif özellikleri yapılarında barındırdıkları için birim köklü olurlar (Çil Yavuz, 2015: 380). Durağan olmayan serilerde durağanlığın sağlanması için 2 yöntem kullanılmaktadır. İlki ve genel olarak en çok kullanılanı, serilere ilişkin fark alma yöntemidir. Genellikle iktisadi serilerinde maksimum 2 fark alınmaktadır. Genellikle 2. dereceden fark alınmasına gerek kalmadan, durağan hale getirilmektedir. Çok nadiren 2'nin üstünde fark almak gerekebilir. Fakat fark alma yönteminin negatif tarafı; serilere ilişkin uzun dönem ilişkisini ortadan kalkmasıdır. Bu yöntemin dışında durağanlığı sağlanması için uygulanan diğer bir yöntem de, koentegrasyon analizidir. Bu analiz ile durağan olmayan iki seri arasında uzun dönem dengesini sağlayacak şekilde bir ilişkinin varlığı ile durağanlık sağlanabilir.

Koentegrasyon analizi ile durağan olmayan değişkenler arasında uzun dönem dengesi var ise başka bir ifade ile beraber hareket etme eğiliminde iseler bu seriler durağan bir ilişkiyi ortaya koyarlar. Bu analiz yöntemi ile serilerin durağan bir ilişki ortaya koyabilmesi için aynı dereceden bütünleşik olmaları gerekmektedir. Bu durumu aşağıdaki eşitlik ile açıklayabiliriz.

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \varepsilon_t \quad \text{ise,} \quad (1.129)$$

Eğer bu modelde yer alan değişkenler durağan olmayıp 1.mertebeden durağan ise

$$Y_t \sim I(1) \text{ ve } X_t \sim I(1)$$

Bu serilere ilişkin koentegrasyon analizi ile uzun dönem dengesine ilişkin durağan ilişki ortaya konabilir. Bunun sağlanması içinde modele ilişkin hata teriminin durağan olması gerekmektedir.

$$\begin{aligned}\varepsilon_t &= Y_t - \alpha_0 - \alpha_1 X_t \\ \varepsilon_t &\sim I(0)\end{aligned}\tag{1.130}$$

(1.130) modelinde yer alan hata terimi durağan olduğu için değişkenler arasında koentegre bir ilişki vardır. Bu seriler 1. dereceden entegre olduğu için seriler $CI \sim I(1,1)$ mertebesinde koentegredir. Ayrıca aynı dereceden bütünleşik olan seriler arasında her zaman koentegre bir ilişki olacak diye bir zorunluluk söz konusu değildir.

Durağan olmayan ama koentegre ilişkiye sahip değişkenlere ilişkin regresyon modeli oluşturulurken durağanlığın sağlanması için fark alınırsa bu serilerde spesifikasyon hatası belirmektedir (Çil Yavuz, 2015: 377). Ya da durağan olmayan değişkenler arasında uzun dönem dengesini gösteren bir ilişki olmamasına rağmen regresyon modeli kuruluyorsa bu da sahte regresyon problemini doğurmaktadır. Bu tarz bir regresyon modelinde ilişkili gözükken değişkenler arasında aslında anlamlı bir ilişki olmayıp, tesadüfi olarak aynı yöne hareket etmektedirler. (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 559)

Serilerde ortak stokastik trendin varlığı söz konusu ise koentegre seriler arasındaki ilişki bu trendin elimine edilmesini sağlar. Birinci dereceden entegre seriler ve düzeyde durağan kalıntıları ele alırsak

$$\begin{aligned}y_t &= (y_t^1, y_t^2)' \sim I(1) \\ \varepsilon_t &= (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})' \sim I(0)\end{aligned}$$

Aşağıdaki gibi tanımlanmış olan (1.131) ve (1.132) numaralı serilerin

$$y_{1t} = \alpha_1 \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} + \varepsilon_{2t} \tag{1.131}$$

$$y_{2t} = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} + \varepsilon_{2t} \tag{1.132}$$

$$\sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} : \text{Ortak Stokastik Trend}$$

Koentegrasyon analizi sonrasında ortak stokastik trend elimine edilmektedir (Çil Yavuz, 2015: 380-381).

$\alpha = (1, \alpha_1) : \text{Koentegrasyon vektörü}$

$$\begin{aligned}\alpha' y_t &= y_{1t} - \alpha_1 y_{2t} \\ &= \varepsilon_{2t} - \alpha_1 \varepsilon_{2t}\end{aligned}\tag{1.133}$$

$\alpha' y_t \sim I(0)$ olur.

Koentegre ilişkiye sahip değişkenlere ilişkin sıradan en küçük kareler (OLS) tahmincisi süper tutarlıdır. Süper tutarlıdan kasıt, durağan değişkenlere ilişkin parametre tahmincisine kıyasla koentegre ilişkiye sahip serilere ilişkin parametre tahmincisi ana kütle parametresine daha hızlı bir şekilde yaklaşmaktadır. Eğer süper tutarlılık söz konusu ise bağımsız değişken ile hata teriminin korelasyonlu olmasına bakılmamaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 561).

1.7.1. Doğrusal Koentegrasyon Testleri

Bu bölümde doğrusal zaman serilen ilişkin kullanılan koentegrasyon testlerinden Engle-Granger, Johansen ve Sınır Testi ve ARDL Modeller ele alınacaktır. Bu testler ile elde edilen koentegrasyon modeline ilişkin kalıntıların birim köklü olup olmadığı araştırılacak olup eğer kalıntılar birim köklü ise ele alınan seriler için koentegre bir ilişkiden yani uzun dönem dengesinden bahsetmek mümkün olmayacaktır.

1.7.1.1. Engle-Grenger Koentegrasyon Testi

Bu test ile 2 değişken arasındaki uzun dönemli ilişki iki aşamalı bir yöntem ile test edilmektedir. Engle-Grenger koentegrasyon testinin uygulanabilmesi için değişkenlerin $I(1)$ seviyesinden entegre olmaları gerekmektedir. Birinci dereceden entegre olmayan değişkenlerin analizi için bu yöntem kullanılamaz. Bu iki aşamalı

testin birinci aşamasında değişkenlerin kaçınıcı seviyeden bütünleşik oldukları analiz edilir.

$$Y_t \sim I(1) \text{ ve } X_t \sim I(1)$$

$$Y_t, X_t \sim CI(1,1) \quad (1.134)$$

Eğer değişkenler 1. dereceden bütünleşik ise, iki değişken arasındaki uzun dönem dengesini gösteren model (1.135) numaralı denklemde olduğu gibi EKK yöntemi ile tahmin edilir.

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \varepsilon_t \quad (1.135)$$

Daha sonra bu modelde dengeden sapmayı gösteren ε_t kalıntıları elde edilerek bu kalıntılara ilişkin birim kök analizleri gerçekleştirilir.

$$\varepsilon_t = Y_t - \alpha_0 - \alpha_1 X_t \quad (1.136)$$

(1.136) numaralı eşitlikteki kalıntıların durağan yani sıfırıncı mertebeden bütünleşik olmaları gerekmektedir. Aksi durumda değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkiden bahsetmek mümkün olmayacaktır. Bu kalıntılara ilişkin analizler yapılırken (1.137) ve (1.138) gibi iki tür modelden faydalanılmaktadır. Bu modellere ilişkin gecikme sayısı (p) bilgi kriterleri ve LM testi aracılığı ile tespit edilmektedir.

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \partial \hat{\varepsilon}_{t-1} + \nu_t \quad \nu_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (1.137)$$

Eğer kalıntılar otokorelasyonlu ise

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \partial \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{k=1}^p \partial_k \Delta \hat{\varepsilon}_{t-k} + \nu_t \quad (1.138)$$

Model (1.137) yerine Model (1.138) ele alınacaktır. Bu modellerden faydalanarak kalıntılara ilişkin durağanlık analizi yapılırken Engle-Grenger ve MacKinnon tarafından geliştirilmiş olan tabloda yer alan kritik değerlerin kullanılması gerekmektedir.

Koentegrasyon analizi ile iki değişken arasındaki uzun dönem ilişkisi tespit edilirse uzun dönem dengesi ile kısa dönem ilişkisi arasında meydana gelecek olan dengesizliğin ortadan kaldırılması için hata düzeltme mekanizmasından faydalanılacaktır. Hata düzeltme mekanizması

$$\Delta Y_t = \text{Gecikmeli}(\Delta Y_t, \Delta X_t) + \lambda(Y_{t-1} - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 X_{t-1}) + v_t \quad (1.139)$$

Eşitlik [1.139]'daki gibi ele alınırsa burada yer alan λ parametresinin 0 ile -1 arasında yer alması gerekmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 561-569). Örneğin bir modele ilişkin ayarlama parametresi -0,5 değerini alıyor ve istatistiksel olarak anlamlıysa bize şunu ifade etmektedir; her dönem (1 yıl) uzun dönem dengesinde meydana gelecek olan sapmanın %50 kadarı düzeltilmektedir.

Engle-Grenger yöntemi iki değişkenli bir mekanizma için kullanılmakta olup n sayıda değişken için genişletebilse de sağlıklı sonuçlar vermemektedir. Bu sebeple ikiden fazla değişken söz konusu ise Engle-Grenger testi yerine Johansen koentegrasyon testi tercih edilmektedir.

1.7.1.2. Johansen Koentegrasyon Testi

Bir modelde n sayıda değişken var ise genellikle n-1 sayıda koentegrasyon vektörü görülebilir. Bu sebeple 2'den fazla değişkenden meydana gelen modellerde Engle-Grenger yerine Johansen Koentegrasyon testi tercih edilmektedir. Çünkü Engle-Grenger testinde birden fazla koentegrasyon vektörü olduğu zaman bunları ayırt edici bir sistem söz konusu değildir. Ayrıca Engle-Grenger testinde farklı normalleştirmeler doğrudan testin sonucu etkilemektedir. Örneğin iki değişkenli bir modelde bağımlı değişken tercihi değiştirildiği takdirde Engle-Grenger farklı sonuçlar verebilir. Bu durum testin tutarlı sonuçlar vermesini engellemektedir. Son olarak Engle-Grenger Koentegrasyon testi, meydana gelen hataları hep bir sonraki aşamasına taşımaktadır (Enders, 2010: 401). Bu nedenlerden dolayı değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki ortaya konurken Engle-Grenger testi yerine Johansen Koentegrasyon testi tercih edilmektedir.

Johansen Testi uygulanırken tüm değişkenler bağımlı değişken olarak kabul edilip değişkenin kendi ve diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerinin bir fonksiyonu olarak ele alındığı için normalleştirme aşamasında herhangi bir değişkenin seçimine gerek duyulmamaktadır. Bu testin temeli VAR modelin tahminine dayanmaktadır. Johansen testinin ilk adımı bu testte kullanılacak değişkenlerin birim kök analizlerinin yapılmasıdır. Birim kök analizi sonrasında bilgi kriterleri yardımıyla modele ilişkin uygun gecikme süresi belirlenmektedir. Bu seçimin yapılabilmesi için öncelikli olarak VAR modeli oluşturulur. Örneğin Y_t , X_t ve W_t gibi üç değişkeni ele alırsak bunların hepsi test aşamasında bağımlı değişken olarak kabul edileceği için $Z_t = (Y_t, X_t, W_t)'$ olarak ele alınabilir.

$$Z_t = \alpha_1 Z_{t-1} + \alpha_2 Z_{t-2} + \alpha_3 Z_{t-3} + \dots + \alpha_p Z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.140)$$

Daha öncede bahsettiğimiz gibi Johansen testi ilk olarak vektör otoregresif modelin tahmini dayanmaktaydı model (1.140)'da gösterileceği üzere. Burada asıl önemli olan husus modele sabit parametre veya trend bileşeninin eklenip eklenmeyeceği kararının verilmesidir. Daha sonra bu modelden hareketle hata düzeltme modelini (VECM) aşağıdaki gibi ele alınabilir.

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.141)$$

Model [1.141]'de yer alan Π bize modele ilişkin uzun dönem ilişkisi hakkında bilgi vermektedir. Ayrıca Π 'yi δ ve β' gibi iki değişkenle açıklamak aşağıdaki gibi mümkündür.

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + \delta \beta' Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.142)$$

Model [1.142]'de yer alan δ simgesi bize herhangi bir dengesizlik durumunda uzun dönem dengesine yönelme hızını, β' ise uzun dönem katsayısını vermektedir.

$$\begin{aligned} i &= 1, 2, 3, 4, 5, \dots, p-1 \\ \Gamma_i &= -(I - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_i) \\ \Pi &= -(I - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_p) \quad \text{ise,} \end{aligned}$$

$$\Delta Z_t = \sum_{i=2}^p \Gamma_{i-1} \Delta Z_{t-i+1} + \delta(\beta' Z_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1.143)$$

Şeklinde ifade edilmektedir. Burada yer alan $\beta' Z_{t-1}$ hata düzeltme terimidir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 582). Aşağıdaki model (1.144)'de yer alan Π matrisinin rankı bize eşbütünleşik vektör sayısını vermektedir.

$$\Delta Z_t = \sum_{i=2}^p \Gamma_{i-1} \Delta Z_{t-i+1} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.144)$$

Eğer model (1.144)'de yer alan Π matrisinin rankı sıfıra eşitse Π matrisinin kökleri istatistiksel olarak anlamsız olacağı için eşbütünleşmeden bahsetmek mümkün olmayacaktır. Eğer $\text{rank}(\Pi)=1$ ise yalnız bir tane koentegrasyon vektöründen bahsetmek mümkün olacaktır. Eğer Π matrisinin rankı 1 ile n arasında yer alırsa bu sefer çoklu koentegre ilişkiden bahsedebiliriz. Süreçte yer alan Π matrisine ilişkin karakteristik köklerin kaç tanesinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu bulmak için maksimum öz değer ve iz istatistiklerinden yararlanmaktadır.

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1-\hat{\lambda}_i) \quad (1.145)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r/r+1) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \quad (1.146)$$

$\hat{\lambda}$: Karakteristik köklerin tahmin edilen değeri

T : Gözlem sayısı

Eşbütünleşik vektör sayısı bulunduğundan sonra hangi değişkenlerin zayıf dışsal olup, olmadığı belirlenmektedir. Daha sonra eşbütünleşme uzayına ilişkin bir sınama gerçekleştirilir. Eğer eşbütünleşme vektörü, eşbütünleşme uzayında yer almıyorsa değişkenler arasında bir eşbütünleşik ilişkiden bahsetmek mümkün değildir. Burada meydana gelen ilişkinin tesadüfi olduğu kararına varılır.

1.7.1.3. Sınır Testi ve ARDL Modeller

Engle-Grenger ve Johansen Koentegrasyon testlerinin uygulanabilmesi için serilerin düzeyde durağan olmayıp, aynı düzeyde bütünleşik olmaları gerekmektedir. Eğer seriler arasında farklı seviyelerden bütünleşik durumu söz konusu ise bu koşullar altında bu iki test ile seriler arasında meydana gelebilecek koentegre ilişki araştırılmamaktadır. Fakat sınır testi uygulamasında böyle bir kısıt söz konusu değildir. ARDL (Otoregresif Dağıtılmış Gecikme) modeller üzerine kurulu olan bu yeni yaklaşımda seriler farklı seviyelerden bütünleşik olsa bile aralarında meydana gelebilecek olan uzun dönem ilişkisi araştırılmaktadır (Narayan ve Narayan, 2004: 95-112). Ayrıca değişkenlere ilişkin uzun dönem dengesi incelenirken, değişkenlere ilişkin gecikmeli değerler dikkate alınmaz ise bu durumda spesifikasyon hatası meydana gelmektedir. ARDL modeller bu açıdan da spesifikasyon hatalarının oluşmasına karşı önerilmektedir. Bu modeller değişkenlerin gecikmeli değerlerini yapılarında barındıran dinamik modeller olduğu için kısa ve uzun dönemlere ilişkin analizler için uygulanmaya elverişlidirler (Johnston ve Dinardo, 1997: 245). Ayrıca Engle-Grenger, Johansen ve Sınır testine ilişkin küçük örnekler için yapılan Monte-Carlo simülasyonları sonucunda Sınır testinin diğer koentegrasyon testlerine göre daha iyi sonuçlar ürettiği ortaya konmuştur.

ARDL modelinin tahmini iki aşamada gerçekleştirilmektedir. İlk olarak; bilgi kriterleri aracılığı ile model için uygun olan gecikme uzunluğunun tespiti gerçekleştirilmektedir. Bu test otokorelasyona duyarlı olduğu için tahmin edilen modelin otokorelasyon içermemesi gerekmektedir. Bu sebeple bilgi kriterleri ile gecikme uzunluğu seçiminde, tespit edilen gecikme için model otokorelasyonlu ise bir sonraki en küçük kritik değeri barındıran gecikme uzunluğu ele alınmaktadır. Bu süreç otokorelasyon problemi ortadan kalkana kadar devam ettirilmelidir. Uygun gecikme uzunluğunun seçimi sonrası model EKK ile tahmin edilmelidir.

Sınır testi kullanılarak, tahmin edilen ARDL modeline ilişkin koentegrasyon analizi gerçekleştirilebilir. Bu aşağıdaki model (1.147)'de görüleceği üzere test, kısıtsız hata düzeltme modelini (UECM) tahmin etme temeline dayanmaktadır.

$$\Delta Y_t = c + \sum_{j=1}^p \alpha_j Y_{t-j} + \sum_{j=0}^p \phi_j X_{t-j} + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.147)$$

EKK yöntemi ile model (1.147) tahmin edildikten sonra sınır testi iki aşamada gerçekleşmektedir. İlk olarak veriler arasında var olan uzun dönem ilişkisi kurulmalıdır. Daha sonra ise değişkenler arasında var olabilecek eşbütünleşme ilişkisi test edilmektedir. Bu test ile değişkenler arasında eğer eşbütünleşme ilişkisi tespit edilirse, kısa ve uzun dönem hakkında bizlere bilgi veren parametrelerde tahmin edilebilirler (Çil Yavuz, 2015: 417). Bu test ile değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin istatistiksel olarak sınaması F testi ile gerçekleştirilmektedir. Peseran ve diğerleri (2001), tarafından 2 farklı aşamada kritik değer hesabı yapılmıştır. Buradaki kritik değerler alt sınır için I(0) ve üst sınır için I(1) olarak ele alınmıştır. F istatistik değeri I(0)'dan küçük olursa eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı, F istatistik değeri I(1)'den büyük olursa değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğunu bizlere göstermektedir. Eğer hesaplanan istatistik değeri I(0) ile I(1) arasında bir değer alırsa bu test ile bir sonuca varılamayacağı için diğer koentegrasyon testlerine başvurulmaktadır.

Peseran vd. (2001), tarafından yapılan çalışma sonucunda seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin tespiti için F istatistiği yanı sıra t-istatistiği de kullanılabileceği belirtilmiştir. Bu test için ayrıca t-istatistiği için de kritik değerler belirlenmiştir. Bu testin sınaması için her iki test istatistiğinde tutarlı sonuçlar verdiğini göstermişlerdir. Fakat Quattara (2004) 2.dereceden bütünleşik değerlerle çalışıldığında bu testin kapsamında yer alan F-istatistik değerlerinin eğilimli sonuçlar üreteceğini belirtmiş olup bu sebepten dolayı modelde yer alan değişkenlere ilişkin durağanlığın tespit edilmesi, test sonuçlarının güvenilirliği açısından önem teşkil etmektedir (Richard ve Robert, 2003).

İKİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK VE KOENTTEGRASYON

ANALİZİ

İktisadi zaman serilerinin zaman içerisinde almış oldukları değerler doğrultusunda oluşan eğilimleri, doğrusal olmayan bir forma sahip ise bu seriye ilişkin durağanlık analizi doğrusal olmayan testler ile gerçekleştirilmelidir. Eğer bu koşullar altında doğrusal testler ile çalışma yapılırsa, sapmalı sonuçlar elde edilmektedir. Ekonometrik çalışmalarda analizlerin daha kolay yapılabilmesinden dolayı doğrusal modeller daha çok tercih edilse de son dönemlerde doğrusal olmayan modeller de sıkça çalışılmalarda kullanılmaktadır. Çünkü özellikle doğrusal seriler ile çalışılırken bile bazı durumlarda doğrusal olmayan modeller kullanılarak daha iyi sonuçlar elde edilebilmektedir. Bu bölümde doğrusal olmayan zaman serisi modelleri, birim kök ve koentegrasyon testleri incelenecektir.

2.1. Doğrusal ve Doğrusal Olmama Kavramı

Doğrusallık, modelin bağımlı değişkeninin doğrusal fonksiyonu olmasını, sapmasızlık, ortalaması veya beklenen değerinin gerçek değerine eşit olmasını, en iyilik (veya etkinlik) ise doğrusal sapmasız tahmin ediciler içinde en düşük varyansa sahip olmayı ifade etmektedir. Bu tanımdan hareketle doğrusal olmama durumu; modelin bağımlı değişkeninin doğrusal formda olmamasını, sapmasızlık, ortalaması veya beklenen değerinin gerçek değerine eşit olmayacağını ifade etmektedir. Bir önceki bölümde belirtildiği üzere; iktisadi ve finansal piyasalarda, yapısal ve davranışsal seçimler etkili olmaktadır. Bu durumda bireylerin subjektifliği, seçimlerin doğrusal olmamasına neden olmaktadır. Örneğin; finansal piyasada işlem gören bireylerin/yatırımcıların bu piyasaya ait bilgi düzeyleri ve beklentileri farklıdır.

Piyasanın spekülâtif hareketlere açık olması, bireylerin/yatırımcıların karar alma mekanizmasını farklı derecede etkilemektedir. Bu nedenle doğrusal olmayan bir süreç ortaya çıkmaktadır.

2.2. Doğrusallık Testleri

Durağanlık analizleri öncesi ele alınacak seriye ilişkin doğrusallığın belirlenmesi, yapılan analizlerin sonucu bakımından önem arz etmektedir. Özellikle doğrusal olmayan serilerde yukarıda belirttiğimiz gibi doğrusal testler uygulanırsa sapmalı sonuçlar elde edilmiş olacaktır. Özellikle finansal zaman serileri ile çalışılırken doğrusal olmayan modellerden faydalanmak önem arz etmektedir. Çünkü bu modeller, bu serilerde yer alan rejim değişikliklerini göz önünde bulundurarak modellenmektedir. Doğrusallığın belirlenmesi için kullanılan çeşitli testler vardır. Bunlara örnek olarak Keenan, Tsay, McLeod-Li, Harvey gibi testler verilebilir. Biz burada bu başlık altında Harvey testini ele alacağız çünkü diğer testlerden farklılaştığı nokta bu testi kullanırken durağanlığın bilinmesi önemli olmayıp her koşulda kullanılabilir iken diğer testler ise incelenen serilerin durağan olduğu varsayımı üzerinden hareket etmektedir.

2.2.1. Harvey, Leybourne, Xia (2008)

İlk olarak 2007 yılında literatüre kazandırılmış olan Harvey, Leybourne gibi serinin durağanlığı hakkında herhangi bir varsayım yapılmadan gerekli incelemeler yapılabilirken bu teste göre daha iyi sonlu örneklem boyut ve güç özelliklerine sahiptir (Yılancı ve Tıraşoğlu, 2016). Uygulama aşamasında serinin durağan olduğu ve olmadığı varsayımına sahip olan iki farklı testin ağırlıklı ortalaması hesaplanmaktadır. Aşağıdaki denklem (2.1) ile gösterilen W_s serinin durağan olduğu W_u ise durağan olmadığı varsayımı altında doğrusallık incelemesini gerçekleştirmektedir.

$$W_\lambda = (1-\lambda)W_s + \lambda W_u \quad (2.1)$$

Eşitlik (2.1)'de yer alan λ 'nın hesaplanması için aşağıdaki (2.2) numaralı denklemden yararlanılmaktadır.

$$\lambda(U, S) = \exp\left(-g\left(\frac{U}{S}\right)^2\right) \quad g : \text{Pozitif değer alan sabit terim} \quad (2.2)$$

Model (2.2) numaralı denklemde yer alan U sembolü birim kök, S durağanlık test istatistiğini ifade etmektedir. λ 'nın almış olduğu değer in sifıra yaklaşması serinin durağan olduğu, bire yaklaşması ise birim köklü olduğunu ifade etmektedir.

Model (2.1)'de yer alan W_s test istatistiği için doğrusal olmayan formda olan aşağıdaki (2.4) modeli ele alınır.

$$y_t = \mu + v_t \quad (2.3)$$

$$v_t = \delta_1 v_{t-1} + \delta_2 v_{t-1}^2 + \delta_3 v_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

$$H_{0,S} : \delta_2 = \delta_3 = 0$$

$$H_{1,S} : \delta_2 \neq 0 \text{ ve / veya } \delta_3 \neq 0$$

(2.4) numaralı model 1.dereceden otoregresif bir modelin taylor açılımı ile ifade edilmiş şekli olup burada yer alan hipotezlerin sınaması için (2.4) numaralı süreci y_t cinsinden aşağıdaki şekilde ele alabiliriz.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1}^3 \quad (2.5)$$

$$H_{0,S} : \beta_2 = \beta_3 = 0$$

$$H_{1,S} : \beta_2 \neq 0 \text{ ve / veya } \beta_3 \neq 0$$

Yukarıda yer alan temel ve alternatif hipotezlerin test aşamasında doğrusallığın tespiti için aşağıdaki (2.6) numaralı eşitlikte gösterilen Wald testi kullanılmaktadır.

$$W_s = T \left(\frac{KKT_S^r}{KKT_S^u} - 1 \right) \quad (2.6)$$

KKT_S^r : Kısıtlı mod elden elde edilen kalıntı kareler toplamı(kkt)

KKT_S^u : Kısıtsız mod elden elde edilen kkt

T : Gözlem sayısı

$W_s \sim sd(2) \quad x^2$ dağılımına uygun

Daha sonra model (2.1)'de yer alan W_u test istatistiğinin hesaplanması için birinci dereceden entegre bir seri ile çalışılırken doğrusal olmayan AR(1) modeline ilişkin 2. dereceden Taylor açılımı aşağıdaki gibidir (Yılcı ve Tıraşoğlu, 2016).

$$y_t = \mu + v_t$$

$$\Delta v_t = \theta_1 \Delta v_{t-1} + \theta_2 (\Delta v_{t-1})^2 + \theta_3 (\Delta v_{t-1})^3 + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

$$\Delta y_t = \theta_1 \Delta y_{t-1} + \theta_2 (\Delta y_{t-1})^2 + \theta_3 (\Delta y_{t-1})^3 + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

$$H_{0,S} : \theta_2 = \theta_3 = 0$$

$$H_{1,S} : \theta_2 \neq 0 \text{ ve / veya } \theta_3 \neq 0$$

Yukarıdaki hipotezlerin sınanması için yine aşağıdaki (2.9) numaralı denklem ile gösterilen Wald testi kullanılmaktadır.

$$W_s = T \left(\frac{KKT_U^r}{KKT_U^u} - 1 \right) \quad (2.9)$$

(2.6) ve (2.9) numaralı modellerden türetilen W_s ve W_u değerlerinin ağırlıklı ortalaması ile elde ettiğimiz W_λ değeri de iki serbestlik dereceli ki-kare dağılımına uymaktadır.

2.3. Doğrusal Olmayan Modeller

Doğrusal olmayan modeller varyansta doğrusal olmayan ve ortalamada doğrusal olmayan modeller olmak üzere iki başlık altında incelenmektedir. Bu çalışmanın kapsamında sadece ortalamada doğrusal olmayan modellere yer

verilecektir. Bu kapsamda bu bölümde TAR, STAR, ESTAR, LSTAR, SETAR, MTAR ve AESTAR modelleri incelenecektir.

2.3.1. TAR (Threshold Autoregressive) Modeller

TAR modeli, ekonometri literatüründe yaygın olarak kullanılan doğrusal olmayan modellerden biridir. Ekonomide doğrusal olmayan zaman serileri analizinin önemli bir uygulaması iş çevrimleri (business cycle) olmuştur. Yaygın bir uygulamada TAR modelleri, GSMH büyüme hızlarıyla ölçülen toplam çıktıları modellemek için kullanılmaktadır (Hansen, 2011: 124). TAR modeli 1978’de Tong tarafından geliştirilmiş, daha sonra Tong ve Lim (1980), Tong (1983, 1990) ve Tsay (1989) tarafından modele katkı sağlanmıştır (Hansen, 1996: 1).

İki rejimli TAR modeli, iki farklı AR modelinin bir kombinasyonu olarak açıklanmaktadır. Modelde bir rejimden diğerine geçiş, bir eşik değişkenine ve bir eşik değerine bağlıdır. İki rejimli bir TAR modelinin aşağıdaki eşitlikte olduğu gibi tanımlanmaktadır;

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p})I(q_{t-1} \leq \gamma) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p})I(q_{t-1} > \gamma) + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

Eşitlikte $I(\cdot)$ fonksiyonu gösterge fonksiyonu ve γ ; eşik parametresidir.

TAR modelinde 2 istatistiki konu önemlidir (Hansen, 1996: 1-2);

‘Birincisi; temel hipotezde doğrusal otoregresif model yer alırken oluşmaktadır. Bu durumda standart olmayan dağılım nedeniyle eşik parametresi tanımlanamamaktadır. Bu problem Davies (1977) tarafından, gösterilmiştir. İkinci önemli problem ise; eşik parametresinin gözleminin dağılımı ile ilgilidir. Chan (1993), EKK tahmincisinin n. dereceden tutarlı olduğunu göstermiştir.’

TAR modelinin özel (veya kısıtlı) bir örneği olan Band-TAR’ın gösterimi ise aşağıdaki eşitlikte olduğu gibidir (Chen, 2012: 6-7);

$$\Delta y_t = \begin{cases} p^{out}(y_{t-1} - c^{up}) + \varepsilon_t^{out} & \text{eğer } y_{t-1} > c^{up}, \\ p^{in}y_{t-1} + \varepsilon_t^{in} & \text{eğer } c^{low} \leq y_{t-1} \leq c^{up}, \\ p^{out}(y_{t-1} - c^{low}) + \varepsilon_t^{out} & \text{eğer } y_{t-1} < c^{low}, \end{cases} \quad (2.11)$$

Eşitlikte yer alan c_{up} (c^{low}) eşik değeridir. Ve p_{in} sifıra sınırlandırılabilirken; p^{out} , arbitraj eşiklerinin dışındaki yakınsama hızını ifade etmektedir.

2.3.2. STAR (Smooth Transition Autoregressive) Modeller

STAR modeller TAR modelinin özel bir durumudur. STAR (Smooth Transition Autoregressive) modeller; bir rejimden diğerine geçişin yumuşak olduğu ve geçiş fonksiyonunun uç değerlerinin 0,1 ile ilişkilendirildiği modellerdir (Terasvirta, 1998). Star modellerde iki rejime izin verilmekte olup bu tip model aşağıdaki eşitlikte olduğu gibi ifade edilebilir (Dijk vd, 2002);

$$y_t = (\phi_{0,1} + \phi_{1,1}x_{t-1} + \dots + \phi_{p,1}x_{t-p})(1 - G(s_t|\gamma, c)) + (\phi_{0,2} + \phi_{1,2}x_{t-1} + \dots + \phi_{p,2}x_{t-p})(1 - G(s_t|\gamma, c)) + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

Modelde yer alan ε_t sıfır ortalamalı, sabit varyanslı fark denklemdir. Geçiş fonksiyonu; $G(s_t|\gamma, c)$; 0 ile 1 arasında sınırlandırılmış sürekli bir fonksiyondur. Fonksiyonda yer alan s_t geçiş değişkeni, γ bir rejimden diğerine geçişin hızını ifade eden yumuşaklık parametresi olup geçiş fonksiyonunun hangi hızda sıfırdan bire hareket ettiğini ifade etmektedir. c parametresi ise rejimler arasındaki eşik değeridir. STAR modeli kullanılan geçiş fonksiyonuna göre iki farklı biçim almaktadır.

Geçiş fonksiyonu olarak lojistik fonksiyonu kullanması durumunda model LSTAR modeli, üssel fonksiyon kullanılması durumunda ise ESTAR modeli olarak adlandırılmaktadır.

STAR modelinin belirlenme aşamaları şu şekildedir;

- Doğrusal bir AR modelinin belirlenmesi,

- Farklı gecikme parametreleri (d) için doğrusallık testlerinin yapılması ve doğrusallığın reddedildiği gecikme parametresinin bulunması,

Uygun geçiş değişkeni ve geçiş fonksiyonunu belirleyerek LSTAR ve ESTAR modelleri arasında seçim yapılması.

Modelin temel ve alternatif hipotezi ise şu şekildedir;

H_0 : Doğrusal olma

H_1 : Doğrusal olmama

2.3.2.1. ESTAR (Exponential Smooth Threshold Autoregressive)

Modeller

ESTAR (Exponential Smooth Threshold Autoregressive); bir önceki bölümde belirtildiği üzere STAR modelinin üstel fonksiyonda kullanılmasıdır. Model gösterimi aşağıdaki (2.13) eşitliği gibidir.

$$G(s_t | \gamma, c) = 1 - \exp[-\gamma(s_t - c)^2], \quad \gamma > 0 \quad (2.13)$$

Bu eşitlikte s_t sonsuza giderken (2.13) numaralı model 1'ye yaklaşmaktadır. ESTAR modeli LSTAR modelindeki görüşün aksine ekonomik daralma ya da genişleme durumlarında, bu yapıların aynı dinamiklere sahip olduğunu ve ekonomik daralma ya da genişlemenin geçiş noktalarında ise farklı dinamiklerin var olduğunu savunur (Güriş, 2008: 25).

2.3.2.2. LSTAR (Logistic Smooth Threshold Autoregressive)

Modeller

STAR modelden türetilen LSTAR modeller lojistik yumuşak geçişli otoregresif modellerdir. LSTAR model gösterimi aşağıdaki eşitlikte gösterilmiştir;

$$G(s_t | \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp[-\gamma(s_t - c)]} \quad (2.14)$$

Eşitlikte c iki rejim arasındaki eşik değeridir ve γ geçiş fonksiyonunun hızını ifade etmektedir. γ 'nin aldığı büyük değerler hızlı geçişini ifade etmektedir. Bu denklemde yalnızca $\gamma(s_t - c)$ değeri sonsuza giderken, denklem 1'e yaklaşmaktadır. *LSTAR modeli ekonominin daralma ve genişleme dönemlerinin farklı dinamiklere sahip olduğunu ve bunlar arası geçişin yumuşak olduğunu savunur* (Güriş, 2008: 25).

2.3.3. SETAR (Self-Exciting TAR) Modeller

TAR modelinin özel bir durumu olan SETAR kendinden uyarımlı eşiksel otoregresif modeldir. SETAR model; bir zaman serisinin kendi geçmiş değerlerinden etkilenecek farklı rejimlerde ve farklı doğrusal otoregresif süreçlere sahip olmasını ifade etmektedir.

SETAR modeli teşkil eden basit AR modelleri regresyon metotları kullanılarak tahmin edilmektedir. k rejimli bir SETAR modeli ($d; p_1, p_2, \dots, p_k$) p_1, p_2, p_k aşağıdaki eşitlikler ile kurulmaktadır;

$$Y_t = \begin{cases} \phi_0^{(1)} + \sum_{j=1}^{p_1} \phi_j^{(1)} Y_{t-j} + \varepsilon_t^{(1)}, & Y_{t-d} \leq r_1 \\ \phi_0^{(2)} + \sum_{j=1}^{p_2} \phi_j^{(2)} Y_{t-j} + \varepsilon_t^{(2)}, & r_1 < Y_{t-d} \leq r_2 \\ \vdots & \vdots \\ \phi_0^{(k)} + \sum_{j=1}^{p_k} \phi_j^{(k)} Y_{t-j} + \varepsilon_t^{(k)}, & r_{k-1} < Y_{t-d} \end{cases} \quad (2.15)$$

Eşitlikte yer alan k , modeldeki rejim sayısını, d , gecikme parametresini ve p modelin i . rejimindeki otoregresif sürecin sırasını ifade etmektedir. Her bir i . rejimdeki normal iid değişkenler ε_t , sıfır ortalamalı ve sabit ($i = 1, 2, \dots, k$) varyanslıdır.

SETAR modelinin tahmin edilmesinde ise literatürde birden fazla yaklaşım bulunmaktadır. Tong, Tsay ve Hansen'in çalışmaları en çok kullanılanların arasındadır.

- **Tong'un SETAR Yaklaşımı (1983):** Tong'un yaklaşımında Mevcut veri altkümelere bölünmekte ve her altküme için ayrı AR modeller tahmin edilmektedir. Bu AR modellerin mertebesi AIC bilgi kriterine göre belirlenmektedir. Belirlenen SETAR modeli gösterimi aşağıdaki eşitlik (2.16)'daki gibidir;

$$Y_t = \begin{cases} \alpha_0^{(1)} + \sum_{i=1}^{p_1} \alpha_i^{(1)} Y_{t-i} + e_t^{(1)} \\ \alpha_0^{(2)} + \sum_{i=1}^{p_2} \alpha_i^{(2)} Y_{t-i} + e_t^{(2)} \end{cases} \quad (2.16)$$

Birinci aşamada; d ve γ değerlerinin bildiği varsayılmaktadır. Bu varsayım ile, gözlem değerleri küçük alt gruplara ayrılır ve her alt grup için AIC veri kriteri p_i ile hesaplanır. Hesaplama şu aşağıdaki eşitlikte olduğu gibi gösterilir (Tong, 1983);

$$AIC(\hat{p}_i) = \min[AIC(k_i)],_{i=1,2} \quad (2.17)$$

Bu durumda, öncelikle her rejimin p_i değeri elde edilmektedir. İkinci aşamada d sabitken τ 'in olası değerlerinin $\tau_1, \dots, \tau_q$ olduğu varsayılarak AIC değerini minimum yapan τ değerini bulmak için tekrar hesaplama yapılmaktadır. Bu aşamada değeri sabit tutulur (belirli bir değere karşılık geldiği varsayılır), AIC veri kriteri değerini en aza indirecek eşik parametreleri test edilir. Bu durum Tong yaklaşımında aşağıdaki gibi gösterilmiştir;

$$AIC(d_0, \gamma) = \min[AIC(d_0, \gamma)] \quad (2.18)$$

Üçüncü aşamada ise; NAIC² (d) değerini en aza indirgeyen d değeri, k sayısındaki d seçeneğinden bulunarak belirlenmektedir.

$$NAIC(d) = \frac{AIC(d)}{n - n_d}$$

- **Tsay'in SETAR Yaklaşımı (1992):** Tsay yaklaşımında önce serinin Geçici bir AR mertebesi p ve olası eşik değişkenler belirlenmektedir. Dağıtım grafiklerini kullanarak eşik değerler belirlenmektedir. Belirlenen her bir eşik değişken için doğrusal dışılık testi ve eşik otoregresif model alternatifine karşı doğrusal dışılık testi uygulanmaktadır. Ardından eşik değişken seçilmektedir. Model EKKY ile tahmin edilir.
- **Hansen'in SETAR Yaklaşımı:** Hansen yaklaşımı TAR modellemesindeki eşik değişkeninin ilgili zaman serilerinin gecikmeli değeri olarak belirlenmesi durumunda geçerli olan modellerdir. Hansen'in yaklaşımında önce serinin gecikme parametresi tahmin edilmektedir. SETAR modele alternatif model gösterimi aşağıdaki eşitlikteki gibidir;

$$Y_t = a^{(1)} x_t I(Y_{t+1} \leq 1) + a^{(2)} x_t I(Y_{t+1} > \tau) + e_t \quad (2.19)$$

Hansen (1993), tahmin edilen kısıtlı SETAR modelini, r ve d sıkıcı parametrelerinin (nuisance parameters) varlığına izin veren tekniklerle sınırlı bir doğrusal AR (5); yani; AR3 ve AR4 katsayılarının sıfır olmasıyla sınırlandırılmıştır. Bu, r ve d için üretilen Lagrange Multiplier (LM) test istatistiklerinin işlevleri için doğrusal modelin sıfır hipotezi altında ampirik bir dağılım simüle edilerek elde edilmektedir (Potter, 1995: 115). Hansen, üretilen LM istatistiklerinin toplanmasının üç işlevini inceler: supremum (SupLM), ortalama (AveLM) ve üstel ortalama, $n \{1 / N \exp (LM, / 2)\}$, (ExpLM).

2.3.4. MTAR (Momentum Threshold Otoregressive) Modeller

MTAR modeli Enders ve Granger (1998) tarafından ortaya atılan ve Enders ve Siklos (2001) tarafından geliştirilen bir modeldir. MTAR model gösterimi aşağıdaki eşitlikte olduğu gibidir;

$$\Delta y_t = I_t p_1 y_{t-1} + (1 - I_t) p_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.20)$$

Eşitlikte $I(.)$ gösterge fonksiyonunu ifade etmektedir.

Model aşağıdaki eşitlikler kullanılarak hesaplanmaktadır (Tiwari ve Mutascu, 2016: 739);

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } \hat{\varepsilon}_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{eğer } \hat{\varepsilon}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (2.21)$$

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{eğer } \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (2.22)$$

Yukarıda eşitlik (2.21) ve (2.22)'de yer alan τ eşik değerini ifade etmekte olup genellikle sıfır olarak ele alınmaktadır. MTAR'ı diğer modellerden ayıran en önemli özelliği gösterge fonksiyonu olarak Δy_{t-1} 'in değerleri ile meydana getirilmesidir. Çünkü diğer modellerde gösterge fonksiyonu olarak y_{t-1} ele alınmaktadır.

2.3.5. AESTAR (An Asymmetric Exponential Smooth Threshold Autoregressive) Modeller

Asimetrik ESTAR (AESTAR) Üstel ve lojistik fonksiyon içeren genişletilmiş ESTAR modelidir. AESTAR modelde doğrusal olmayan birim kök testinde ortalamaya dönüşün simetrik olduğu varsayılmaktadır. AESTAR modelde birim kök hipotezi, alternatif hipotez olan asimetrik doğrusal olmayan ESTAR karşısında reddedilirse, simetrik doğrusal olmayan ESTAR temel hipotezi asimetrik doğrusal olmayan ESTAR alternatif hipotezi karşısında, genişletilmiş model kullanarak standart

F- testi yardımıyla test edilmektedir (Kapetanios vd, 2003). Sollis (2009) çalışmasında bu varsayımı genişleterek simetrik veya asimetrik doğrusal olmayan ayarlamalara izin veren test prosedürü geliştirmiştir (Güriş vd, 2017: 32-39).

Modeli gösterimi aşağıdaki eşitlikte olduğu gibi ifade edilmektedir;

$$\Delta y_{t-1} = G_t(\gamma_1, y_{t-1}) \{S_t(\gamma_2, y_{t-1})p_1 + (1 - S_t(\gamma_2, y_{t-1}))p_2\} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.23)$$

$$G_t(\gamma_1, y_{t-1}) = 1 - \exp(-\gamma_1(y_{t-1}^2)), \quad \gamma_1 \geq 0 \quad (2.24)$$

$$S_t(\gamma_2, y_{t-1}) = [1 + \exp(-\gamma_2 y_{t-1})]^{-1}, \quad \gamma_2 \geq 0 \quad (2.25)$$

Burada $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ 'dir. Test, Taylor yaklaşımı ve diğer yöntemlerle genişletilebilmektedir.

2.4. Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri

Doğrusal olmayan zaman serileri için geliştirilmiş birçok birim kök testi vardır. Enders ve Granger (1998), Leybourne, Newbold ve Vougas (1998), Caner ve Hansen (2001) ve Park ve Shintani (2005) bunlardan bazılarıdır. Çalışmada ise sırasıyla Enders&Granger, Leybourne, Newbold&Vougas, Kapetanios, Shin& Snell, Sollis ve Kruse testlerine yer verilecektir.

2.4.1. Enders ve Granger Testi (1998)

Durağanlık analizinde kullanılabilecek doğrusal olmayan yöntemlerden biri Enders ve Granger (1998), tarafından geliştirilen Momentum TAR (MTAR) modelidir. Birim kök testi için kullanılacak MTAR modeli aşağıda eşitlikte gösterilmektedir;

$$\Delta y_{t-1} = I_t p_1 Y_{t-1} + (1 - I_t) p_2 Y_{t-1} + \varepsilon_1 \quad (2.26)$$

(2.26) numaralı yukarıda yer alan eşitlikte I_t gösterge fonksiyonudur. Bu eşitliğin MTAR modeli özelliğine sahip olabilmesi için aşağıdaki (2.27) numaralı ilişkiyi içermesi gerekmektedir.

$$I_t = \begin{cases} \Delta y_{t-1} \geq \gamma & \text{ise } 1 \\ \Delta y_{t-1} < \gamma & \text{ise } 0 \end{cases} \quad (2.27)$$

(2.27) numaralı modelde yer alan Δy_{t-1} değişkeni bize seriye ilişkin ortalamaya dönme eğilimini vermektedir. Ayrıca testin temel hipotez ve alternatif hipotezine ilişkin sınama F-istatistiği ile gerçekleştirilmekte olup hipotezlerimiz aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır;

$$H_0 : p_1 = p_2 = 0 \quad \text{Birim kök vardır} \quad (2.28)$$

$$H_1 : p_1 \neq p_2 \neq 0 \quad \text{Birim kök yoktur, seri durağandır}$$

Enders ve Granger çalışmalarında 3 adımlı bir prosedür önermişlerdir. Bu prosedüre göre;

- ❖ Y_t serisinin sabit terim ile regresyonu kurularak hata terimleri elde edilmektedir. Gösterge fonksiyonu hata terimlerinin veya hata terimleri farklarının pozitif veya negatif olma durumuna göre oluşturulmaktadır.
- ❖ Eğer alternatif hipotez ($H_1: p_1 \neq p_2 \neq 0$ birim kök yok) kabul edilirse simetrik düzeltmelere karşın asimetrik düzeltmeyi de test etmek mümkün olmaktadır.
- ❖ ε 'nin beyaz gürültü özelliklerini sağlayıp sağlamadığı diagnostik testlerle kontrol edilmelidir.

2.4.2. Leybourne, Newbold ve Vougas Testi (1998)

Leybourne, Newbold ve Vougas (LNV) tarafından literatüre kazandırılan STAR tipi birim kök testleri lojistik geçiş fonksiyonu temeline dayanmaktadır (Harvey ve Mills 2000: 1). LNV'de serilerde yumuşak yapısal geçişlere izin veren bir birim kök testi geliştirilmiş ve aşağıdaki üç model tanımlanmıştır;

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad (2.29)$$

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad (2.30)$$

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + \beta_2 t S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad (2.31)$$

Yukarıda ifade edilen modellerde v_t , sıfır ortalamaya sahip durağan bir süreç iken; $S_t(\gamma, \tau)$ yumuşak geçişli bir fonksiyonu ifade etmektedir. Rejimler arası geçişi kontrol eden bu fonksiyon, örneklem büyüklüğüne (T) dayanmaktadır.

$$S_t(\gamma, \tau) = [1 + \exp(-\gamma \{t - \tau T\})]^{-1}, \quad \gamma \geq 0 \quad (2.32)$$

Geçiş fonksiyonunun uç değerleriyle ilişkili, $S_t(\gamma, \tau) = 0$ ve $S_t(\gamma, \tau) = 1$, iki rejime izin veren rejim-anahtarlama modeli olarak kabul edilirken; bir rejimden diğerine geçiş aşamalıdır. Yukarıda 3 modelde yer alan γ parametresi bir rejimden diğerine geçişin pürüzsüzlüğünü belirlemektedir. Kısaca geçiş hızı hakkında bizlere bilgi vermektedir. Eğer γ ($\gamma=0$ ise $S_t(\gamma, \tau) = 0.5$ değerini alırken $\gamma \rightarrow \infty$ yakınsar ise hızlı bir şekilde $S_t(\gamma, \tau) = 1$ değerini alır) parametresi küçük ise yavaş, büyük ise hızlı bir geçiş sağlandığı ifade edilir. LNV'nin temel ve alternatif hipotezi ise şu şekildedir;

H_0 : Unit Root; Doğrusal Durağan Olmayan

H_1 : Stationary; pürüzsüz bir şekilde değişen trend ve kesişen etrafındaki sabit

LNV testinin ilk aşamasında modeller tahmin edilerek hata terimleri elde edilmektedir. Elde edilen hata terimlerinin gösterimi aşağıdaki eşitliklerdeki gibidir;

$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{\alpha}_2 S_t(\gamma, \tau) \quad (2.33)$$

$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{\alpha}_2 S_t(\gamma, \tau) \quad (2.34)$$

$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 t + \hat{\alpha}_2 S_t(\gamma, \tau) + \hat{\beta}_2 t S_t(\gamma, \tau) \quad (2.35)$$

2.4.3. Kapetanios, Shin ve Snell Testi (2003)

Augmented DF, Perron ve Zivot-Andrews gibi geleneksel birim kök testlerinin temel hipotezi (seri durağan değil) güçsüz olduğu için doğrusal olmayan testler ile yapılan sınamada durağan formda olan bir seriye ilişkin, birim kök kararı verilebilir. Birim kök problemini ortadan kaldırmak için yapılan fark alma işlemi sonucunda bu durum veri kaybına neden olmaktadır. KSS testi 2003 yılında Kapetanios, Shin ve Snell tarafından geliştirilerek, geleneksel ADF birim kök testinin doğrusal olmayan formu ifade etmektedir. Bu tip doğrusal olmayan testin ışığı altında seriye ilişkin gereksiz fark alma gibi durumların önüne geçilerek, bilgi kaybının engellenmesi sağlanmıştır. KSS tipi doğrusal olmayan birim kök testi varsayımlarından bir tanesi dönüşün simetrik olduğudur. Bu varsayım pozitif ve negatif sapmaların aynı etkiye sahip olduğu anlamına gelmektedir. Testte, bir zaman serisinin birim kök barındırdığı duruma karşılık doğrusal olmayan, durağan üssel yumuşak geçişli otoregresif süreç (ESTAR) izlediği varsayılır (Hepsağ ve Akçalı, 2015: 78). Bu durumda testin temel hipotezi birim kökün var olduğunu ifade etmekte, alternatif hipotez ise doğrusal olmayan ESTAR durağanlığı ifade etmektedir.

KSS (Kapetanios vd., 2003: 361-362), birim kök testine göre, tek değişkenli 1. derece yumuşak geçişli otoregresif STAR (1) modeli aşağıdaki eşitlikte olduğu gibi gösterilmektedir;

$$Y_t = \beta y_{t-1} + \gamma_{t-1} \Theta(\theta; \gamma_{t-d}) + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (2.36)$$

Modelde β ile γ bilinmeyen parametreleri ifade etmektedir. Ve t , y sıfır ortalamalı stokastik süreci temsil etmektedir. STAR model literatürünü takiben, üstel formdaki geçiş fonksiyonu;

$$\Theta(\theta; \gamma_{t-d}) = 1 - \exp(-\theta \gamma_{t-d}^2), \quad (2.37)$$

Şeklinde. Burada $\theta \geq 0$ varsayılmaktadır ve $d \geq 1$ olan gecikme parametresidir. Testte, üstel STAR (ESTAR) modeli uygun parametreler kullanılarak aşağıdaki eşitlikte olduğu gibi ifade edilebilmektedir.

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta \gamma_{t-d}^2)] + \varepsilon_t \quad (2.38)$$

Yukarıda yer alan (2.38) numaralı eşitlikte; $\phi = \beta - 1$ ve denklemden θ pozitif ise ortalamaya dönme hızı etkin bir şekilde belirlenebilmektedir. (2.38) numaralı eşitliğe $\phi = 0$ kısıtı verilirse aşağıdaki model (2.39) elde edilmiş olur.

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta \gamma_{t-d}^2)] + \varepsilon_t \quad (2.39)$$

Bu model ile birlikte birim kök analizi gerçekleştirilirken γ tanımlı olmadığı için $\theta = 0$ hipotezini sınavabilmek mümkün olmamaktadır bu sebeple birinci mertebeden Taylor açılımını kullanarak en küçük kareler yönetimi kullanılarak elde edilecek olan yardımcı model ile birim kök sınavasının yapılması önerilmiştir.

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (2.40)$$

Model (2.40)'ta yer alan y^3 değişkeni bize burada kullanılan estar modeline ilişkin doğrusal olmama durumunu ifade etmektedir. Bu modelden tesaplanan test istatistiği standart bir yapıda olmadığından Kapetanios vd (2003) tarafından hesaplanan kritik değerler ile karşılaştırılmaktadır. Hipotezin test edilmesini sağlayan test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Hepsağ ve Akçalı, 2015: 78).

$$t_{NL} = \frac{\hat{\delta}}{S_{\hat{\delta}}} \quad (2.41)$$

Testte birim kök sürecini gösteren temel hipoteze karşılık; alternatif hipotezde ESTAR durağanlık süreci araştırılmaktadır.

2.4.4. Sollis Testi (2009)

Robert Sollis (2009), tarafından literatüre kazandırılan asimetrik doğrusal olmayan birim kök testi, KSS (2003) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan birim kök testinin gelişmiş halidir. KSS Testi'nde olduğu gibi, dönüşün simetrik olduğu varsayımı desteklenmektedir. Sollis Testi'nde birim kökün varlığının sınavına ek

olarak, zaman serisinin doğrusal olmayan ESTAR durağan süreç izlediği belirlenmişse, doğrusal olmayan ESTAR sürecinin simetrik ya da asimetrik özellik gösterdiği de tespit edilebilmektedir.

Sollis (2009: 119), çalışmasında asimetrik etkili üstel fonksiyonlu yumuşak geçişli otoregresif (AESTAR) modelini aşağıdaki eşitlikteki gibi göstermiştir;

$$\Delta y_t = G_t(\gamma_1, y_{t-1}) \{S_t(\gamma_2, y_{t-1})\rho_1 + [1 - S_t(\gamma_2, y_{t-1})]\rho_2\} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.42)$$

Bu eşitlikte;

$$G_t(\gamma_1, y_{t-1}) = 1 - \exp[-\gamma_1(y_{t-1}^2)], \quad \gamma_1 \geq 0 \quad (2.43)$$

$$S_t(\gamma_2, y_{t-1}) = [1 + \exp(-\gamma_2(y_{t-1}))]^{-1}, \quad \gamma_2 \geq 0 \quad (2.44)$$

‘dır. Eşitlikte hata terimi serisi, sıfır ortalama ve sabit varyansa sahiptir. Yukarıdaki modelde yer alan γ_1 parametresi rejimler arası geçiş hızını ifade eden geçiş parametresidir. Bir diğer önemli durum ise eğer ρ_1 ile ρ_2 parametreleri birbirine eşit değilse bu durum bize asimetrik yapının varlığını ifade etmektedir. γ parametresinin sıfıra eşit olduğu temel hipoteze ilişkin sınamaların yapılması mümkün değildir. Çünkü ρ_1 , ρ_2 ve γ_2 parametreleri tanımlı değildir. Bu sebeple temel hipoteze ilişkin sınamaların yapılabilmesi için Taylor açılımı kullanılarak ve EKK yöntemiyle tahmin edilmiş olan aşağıdaki eşitlik (2.45)’te gösterilen, yardımcı regresyon önerilmiştir.

$$\Delta y_t = \delta_1 y_{t-1}^3 + \delta_2 y_{t-1}^4 + \varepsilon_t \quad (2.45)$$

Sollis testinde temel ve alternatif hipotez şu şekildedir;

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = 0$$

$$H_1 : \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$$

Modelde F test istatistiğinin, Sollis (2009) tarafından elde edilen kritik değerden küçük olması durumunda birim kökün varlığını ifade eden temel hipotez kabul edilmektedir. F test istatistiği, kritik değerden daha büyükse temel hipotezi

reddedilmektedir ve simetrik veya asimetrik ESTAR durağanlık hipotezi geçerli olmaktadır (Hepsağ ve Akçalı, 2015: 81). Ardından, birim kökün varlığının reddedilmesi durumunda durağanlığın doğrusal olmayan simetrik ESTAR veya doğrusal olmayan AESTAR sürecine sahip olup olmadığı test edilmektedir.

2.4.5. Kruse Testi (2011)

KSS (2003) çalışmasında aşağıdaki model (2.46)'da ifade edilen ESTAR modele ilişkin konum parametresinin ($c=0$) sıfır olduğu varsayımı yapılmış ve model (2.38)'deki şekli ile analizlere devam edilmiştir.

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp\{-\theta(\gamma_{t-1} - c)^2\}] + \varepsilon_t \quad (2.46)$$

Kruse (2011) ise yapmış olduğu çalışmalarda gerçek dünyada konum parametresinin sıfır olmama olasılığının daha yakın olduğunu ifade etmiş olup bu sebeple $c=0$ varsayımını ortadan kaldırmıştır. Bu yeni varsayımın eşliğinde Taylor yaklaşımını kullanarak, kullanılacak ESTAR tipi denklemi aşağıdaki eşitlikte olduğu gibi ifade etmiştir;

$$\Delta y_t = \delta_1 y_{t-1}^3 + \delta_2 y_{t-1}^2 + \delta_3 y_{t-1} + e_t \quad (2.47)$$

Daha sonraki aşamada eşitlik sıfıra eşitlenmekte ve sağ tarafına bağımlı değişkenin gecikmeli farkları eklenerek testin gücünü arttırmayı hedeflemiş olup aşağıdaki (2.48) numaralı model elde edilmiştir.

$$\Delta y_t = \delta_1 y_{t-1}^3 + \delta_2 y_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \phi \Delta y_{t-j} + e_t \quad (2.48)$$

(2.48) numaralı eşitlikte durağanlığın tespit edilmesi için birim kök sıfır hipotezi, doğrusal dışı durağanlığı ifade eden alternatife karşı test edilmektedir. Bu teste ilişkin hipotezler aşağıdaki gibi kurulmaktadır.

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = 0$$

$$H_1 : \delta_1 < 0, \delta_2 \neq 0$$

Kruse (2011), yukarıdaki hipotezlere ile durağanlığa ilişkin çıkarımlar yapabilmek için Wald testinin değiştirilmiş bir yorumu olan aşağıdaki τ istatistiğini önermiştir.

$$\tau = t_{\delta_2=0}^2 + 1(\hat{\delta}_1 < 0)t_{\delta_1=0}^2$$

Model (2.48)'in elde edilme aşamasında bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin modele eklenmesinden ötürü, τ istatistiğinin asimptotik dağılımında herhangi bir değişim söz konusu olmamıştır (Ağazade, 2014). Yapılan çalışmalar sonucu elde edilen τ istatistikleri Kruse tarafından belirtilen kritik değer ile kıyaslanarak seriye ilişkin nihai bir karar verilmektedir.

2.5. Doğrusal Olmayan Koentegrasyon Testleri

Doğrusal olmayan koentegrasyon testleri bağımsız değişkenin doğrusal olmayan bir formda yer alması üzerine kuruludur. Oluşturulan denklemin hataları tahmin edilir ve ardından koentegrasyon testi uygulanır.

Uzun dönem denge üzerinde doğrusal olmayan koentegrasyon çalışmaları literatüre 1997 yılında Balke ve Fomby tarafından kazandırılmıştır (Esteve vd. 2006: 1035). Ardından Baum ve Karasulu (1998), Enders ve Falk (1998), Obstfeld ve Taylor (1997), Taylor (2001), Lo ve Zivot (2001) tarafından başka analizler de yapılmıştır. Çalışmada sırasıyla bu analizlerden Hansen ve Seo, Kapetanios, Shin ve Snell (2006) ve Hepsağ (2019) modellerine yer verilecektir.

2.5.1. Hansen ve Seo Testi (2002)

Hansen ve Seo (2002) çalışmasında, doğrusal olmayan eşbütünleşme modellerinde çok değişkenli ve eşbütünleşme vektörünün bilinmediği durumlar için

analiz yapmışlardır. Bu test bir koentegrasyon vektörü aracılığı ile kurulmuş, hata düzeltme terimine dayanan eşik etkisine sahip olan, bir hata düzeltme modelidir.

$$\Delta x_t = A'X_{t-1}(\beta) + u_t \quad (2.49)$$

Yukarıda ifade edilen eşitlik (2.49) doğrusal hata düzeltme modelidir. Bu modelde yer alan X_t serisi $p \times 1$ boyutlu koentegrasyon vektörüdür olup β koentegre p boyutlu zaman serisidir. $X_{t-1}(\beta)$ 'ya ilişkin gösterim aşağıdaki gibidir.

$$X_{t-1}(\beta) = \begin{bmatrix} 1 \\ w_{t-1}(\beta) \\ \Delta x_{t-1} \\ \Delta x_{t-2} \\ \vdots \\ \Delta x_{t-l} \end{bmatrix} \quad (2.50)$$

$W_t(\beta)$, $I(0)$ hata düzeltme terimi, γ eşik parametresini ifade etmekte olup iki rejimli eşik koentegrasyon modeli aşağıdaki eşitlik (2.51)'de gösterilmektedir.

$$\Delta x_t = \begin{cases} A_1'X_{t-1}(\beta) + u_t & \text{eğer } w_{t-1}(\beta) \leq \gamma \\ A_2'X_{t-1}(\beta) + u_t & \text{eğer } w_{t-1}(\beta) > \gamma \end{cases} \quad (2.51)$$

Yukarıdaki eşitliklerde ifade edilen A_1 ve A_2 katsayı matrisleri bize iki rejimli koentegrasyon modelinde var olan her bir rejime ilişkin dinamikleri sunmaktadır. Bu rejimlerden biri eşbütünleşik iken diğer olmayabilir.

$$\Delta x_t = A_1'X_{t-1}(\beta)d_{1t}(\beta, \gamma) + A_2'X_{t-1}(\beta)d_{2t}(\beta, \gamma) + u_t \quad (2.52)$$

$$d_{1t}(\beta, \gamma) = 1(w_{t-1}(\beta) \leq \gamma) \quad (2.53)$$

$$d_{2t}(\beta, \gamma) = 1(w_{t-1}(\beta) > \gamma) \quad (2.54)$$

Yukarıdaki eşitliklerden (2.53) ve (2.54)'te yer alan $1(\cdot)$ geçiş fonksiyonunu ifade etmektedir (Hansen ve Seo, 2002). *Geçiş fonksiyonu, eşik değerli hata düzeltme modelinde hata düzeltme teriminin eşik değere göre olan konumunca belirlenecektir*

(Güriş, 2008). Daha önce bahsettiğimiz gibi rejimlerden biri eşbütünleşik iken diğer olmayabilir. Bu durumun ayrımı dengeden sapma ile eşik değer arasındaki ilişki ile ortaya konmaktadır. Eğer dengeden sapma eşik değerden küçük ise temsil ettiği rejim için eşbütünleşik bir ilişkiden bahsetmek söz konusu değil iken dengeden sapma, eşik değerden büyük ise denge durumundan bahsetmek mümkün olacaktır.

Hansen ve Seo bu çalışmada benzerlik fonksiyonunu aşağıdaki eşitlik (2.55)'teki gibi önermişlerdir. Parametrelere ilişkin tahminlerin yapılabilmesi için hata terimlerinin bağımsız ve özdeş dağılıma sahip olduğu varsayımı üzerinden hareket edilmiştir (Hansen ve Seo, 2002).

$$Ln(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma) = -\frac{n}{2} \log |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma)' \Sigma^{-1} u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma) \quad (2.55)$$

$$u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma) = \Delta x_t - A_1' X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) - A_2' X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) \quad (2.56)$$

(2.55)'te yer alan benzerlik fonksiyonuna ilişkin çözümün sağlanması için geçiş parametresi sabit tutulup kısıtlanmış maksimum benzerlik tahmincisi (MLE) elde edilerek, bu fonksiyonun maksimize edilmesi gerekmektedir. Eşitlik (2.55)'teki parametrelerin tahmincileri MLE $(\hat{A}_1, \hat{A}_2, \hat{\Sigma}, \hat{\beta}, \hat{\gamma})$ şeklinde meydana getirilebilmektedir.

EKK denkleminin ilişkin eşitlikler aşağıdaki gibi ifade edilebilirler;

$$\hat{A}_1(\gamma) = \left(\sum_{t=1}^n X_{t-1} X_{t-1}' d_{1t}(\gamma) \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n X_{t-1} \Delta X_{t-1}' d_{1t}(\gamma) \right) \quad (2.57)$$

$$\hat{A}_2(\gamma) = \left(\sum_{t=1}^n X_{t-1} X_{t-1}' d_{2t}(\gamma) \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n X_{t-1} \Delta X_{t-1}' d_{2t}(\gamma) \right) \quad (2.58)$$

$$\hat{u}(\gamma) = u_t(A_1'(\gamma), A_2'(\gamma), \gamma) \quad (2.59)$$

$$\hat{\Sigma}(\gamma) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{u}_t(\gamma) \hat{u}_t'(\gamma) \quad (2.60)$$

Hansen ve Seo (2002) tarafından koentegre vektörüne ilişkin bilgiye sahip olup olmama durumuna göre heteroskedasiteye karşı tutarlı olan iki tane LM test istatistiği ortaya konulmuştur. Bu test istatistiklerine ilişkin temel hipotez, doğrusal eşbütünleşme (eşik değeri yoktur) ilişkisini; alternatif hipotez ise doğrusal olmayan eşbütünleşme ilişkisinin varlığının sınanmasına olanak sağlamaktadır. Testin istatistikî denklemleri aşağıdaki eşitliklerde ifade edildiği gibidir;

$$\sup LM^0 = \sup_{\gamma L \leq \gamma \leq \gamma U} LM(\beta_0, \gamma) \quad (2.61)$$

$$\sup LM = \sup_{\gamma L \leq \gamma \leq \gamma U} LM(\beta, \gamma) \quad (2.62)$$

Yukarıda ifade edilen eşitliklerden (2.61) numaralı eşitlik koentegre vektörün önsel olarak bilinmesi halinde kullanılan test istatistiği iken (2.62) ise tam tersi bilinmediği durumlarda kullanılan test istatistiğidir. Eşitliklerde kullanılan $[\gamma L, \gamma U]$ terimleri eşik değerinin aranma kısmıdır. Bu terimlerden γL , w_{t-1} 'in π_0 kadar yüzdesi, γU ise $1 - \pi_0$ kadar yüzdesidir Eşik değerine ilişkin en uygun seçimin yapımında hata düzeltme teriminin $\% \pi$ ile $1 - \% \pi_0$ 'lık kısmından seçim yapılacaktır. Kritik değerlere ilişkin veriler bootstrap tekniği ile bulunacaktır.

2.5.2. Kapetanios, Shin ve Snell Testi (2006)

Kapetanios, Shin ve Snell (2006) (KSS), Engle-Granger'ın eşbütünleşme testini geliştirmiştir. KSS, eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını gösteren temel hipoteze karşın, değişkenler arasında doğrusal olmayan uzun dönem ilişkisinin olduğunu savunan alternatif hipotezi kurmuştur (Kapetanios vd., 2006: 288). KSS'ye göre; değişkenler arasında intibakın doğrusal olarak varsayılması özellikle işlem maliyetlerinin ve politika müdahalelerinin söz konusu olduğu çeşitli ekonomik durumlarda kısıtlayıcı kalmaktadır. KSS testinde bir lojistik fonksiyon kullanılarak değişkenlerin intibakı yumuşak geçiş şeklinde modellenmektedir. Bu test ham veri, ortalamadan arındırılmış ve ortalama ile trendden arındırılmış değişken serileri için

yürütülebilmektedir. Bu teste ilişkin regresyon modeli seçim yapılırken, modele eklenecek olan deterministik bileşene göre karar verilir.

$$y_t^* = \alpha_1' x_t^* + u_t^* \quad (2.63)$$

$$y_t^+ = \alpha_1' x_t^+ + u_t^+ \quad (2.64)$$

Yukarıda yer alan modellerden (2.63) numaralı olan ortalamadan arındırılmış olan değişkenlere ilişkin verileri bize gösterirken, (2.64) numaralı model ise hem ortalamadan hem de trendden arındırılmış verileri bize sunmaktadır. Alternatif hipotezinde kalıntıların üssel düzgün geçişli otoregresif bir sürece elverişli olup olmadığı hakkında bizlere bilgi sunan KSS testinde, bu sürece ilişkin kalıntıların modellenmesi aşağıdaki (2.65) numaralı eşitlikte gösterilmektedir.

$$\Delta u_t = \theta u_{t-1} + \gamma u_{t-1} \left[1 - \exp(-\phi u_{t-1}^2) \right] + \varepsilon_t \quad (2.65)$$

Model (2.65)'teki $\left[1 - \exp(-\phi u_{t-1}^2) \right]$ değeri geçiş fonksiyonu olup, bu fonksiyonun üssel yapıda olduğunu bizlere sunmaktadır. Bu modelde yer alan kalıntılar sıfır ortalama ve sabit varyans ile bağımsız ve özdeş dağılıma sahiptirler. Bunun yanında dikkat edilmesi gereken diğer bir husus ise geçiş fonksiyonunda yer alan ϕ parametresinin sıfırdan büyük ve eşit olduğu kısıdıdır. Model (2.65)'e ilişkin hipotezler aşağıdaki gibidir;

$$H_0 : \theta = 0, \phi = 0$$

$$H_1 : \theta = 0, \phi > 0, -2 < \gamma < 0$$

Temel ve alternatif hipotezin her ikisinde $\theta=0$ varsayımı yapıldığından dolayı bu parametreyi model (2.65) için sıfır kabul ederek yeni modeli aşağıdaki yazabiliriz.

$$\Delta u_t = \gamma u_{t-1} + \left[1 - \exp(\phi u_{t-1}^2) \right] + \varepsilon_t \quad (2.66)$$

$$H_0 : \phi = 0$$

$$H_1 : \phi > 0, -2 < \gamma < 0$$

(2.66) numaralı modelde yer alan u_t aralarında koentegrasyon ilişkisinin incelendiği, birinci farklarında durağan olan iki değişkenin birbiri üzerine regrese edilmesi ile elde edilen ve aralarında ardışık bağlantı sorunu olabilecek olan hata terimlerini ifade etmektedir. Sıfır hipotezi incelendiğinde γ parametresinin tanımlanmadığı gözükmemektedir. Bu sebeple bu hipoteze ilişkin sınamalar doğrudan gerçekleştirilemeyeceği için eşitlik (2.66)'ya birinci mertebeden Taylor serisi yaklaşımı uygulanarak, aşağıdaki eşitlik (2.67) elde edilir.

$$\Delta u_t = \delta u_{t-1}^3 + \xi \quad t : 1, \dots, T \quad (2.67)$$

Daha önce eşitlik (2.66) için bahsettiğimiz kalıntılar arası ardışık bağlantı sorunu olabilmesi durumuna karşın kalıntıların otokorelasyonlu olması durumunda eşitlik (2.67)'yi, (2.68) olarak revize etmek olasıdır.

$$\Delta u_t = \delta u_{t-1}^3 + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta u_{t-i} + \xi \quad (2.68)$$

$$H_0 : \delta = 0$$

$$H_1 : \delta < 0$$

Yukarıda yer alan eşitliğe ilişkin hipotezlerin sınanması için aşağıdaki τ istatistiği kullanılmaktadır.

$$\tau = \frac{\hat{\delta}}{se(\hat{\delta})} \quad (2.69)$$

(2.69) numaralı test istatistiğine ilişkin karar verme aşamasında Kapetanios vd. (2006) tarafından hesaplanmış olan kritik değerler kullanılmaktadır. Çünkü bu test asimptotik olarak normal dağılım göstermemektedir (Yılcı, 2009).

2.5.3. Hepsağ Testi (2019)

Doğrusal olmayan eşbütünleşme testlerinden bir diğeri literatüre yeni kazandırılan Hepsağ (2019), testidir. Asimetrik doğrusal olmayan Hepsağ Testi (2019), iki aşamalı tahmin yöntemi ile hesaplanmaktadır. Testin ilk aşamasında eşitlik (2.70)'de olan uzun dönem modeli EKK ile tahmin edildikten sonra; ikinci aşamada elde edilen kalıntıların AESTAR süreç izlediği varsayılarak (2.71) numaralı eşitlikte asimetrik doğrusal olmayan “Üssel Yumuşak Geçişli Hata Düzeltme Modeli (AESTAR-ECM) dikkate alınmaktadır;

$$y_t = \beta x_t + u_t \quad (2.70)$$

$$\Delta y_t = G_t(\theta_1, u_{t-1}) \{S_t(\theta_2, u_{t-1})\gamma_1 + (1 - S_t(\theta_2, u_{t-1}))\gamma_2\} u_{t-1} + \psi' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \omega_i' \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.71)$$

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \eta_t \quad (2.72)$$

$$G_t(\theta_1, u_{t-1}) = 1 - \exp(-\theta_1 u_{t-1}^2) \quad \theta_1 \geq 0 \quad (2.73)$$

$$S_t(\theta_2, u_{t-1}) = [1 + \exp(-\theta_2 u_{t-1})]^{-1} \quad \theta_2 \geq 0 \quad (2.74)$$

Yukarıda yer alan eşitlik (2.71)'de, $z_{t-i} = (y_t, x_t')$ birinci mertebeden durağan ($I(1)$) boyutlu değişken olarak tanımlanmaktadır. Burada y_t skaler bir değişken, $x_t' = (x_{1t}, \dots, x_{kt})$ ise $k \times 1$ boyutlu değişken vektörüdür. Eşitlikte yer alan u_t ise uzun dönem modeline ait hata terimidir. Hata terimi; $u_t = y_t - \beta' x_t$ şeklinde ifade edilmektedir. Testin temel hipotezi ise; $\theta_1 = 0$ ve alternatif hipotez $\theta_1 > 0$ 'dir. Hepsağ yaklaşımında, eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden temel hipoteze karşı, asimetrik AESTAR eşbütünleşmenin varlığını ifade eden alternatif hipotez test edilmektedir. Ancak (2.71) numaralı modelde yer alan θ_2 , γ_1 ve γ_2 parametreleri sıfır hipotezinde tanımlı değildir. Bu nedenle Hepsağ testte AESTAR-ECM'ye birinci mertebeden Taylor açılımı uygulanması önerilmektedir. Birinci mertebeden Taylor açılımı

sonucu eşbütünleşme varlığının sınanabileceği yardımcı regresyon modeli eşitlik (2.72)'de yer almaktadır.

$$\Delta y_t = \phi_1 \hat{u}_{t-1}^3 + \phi_2 \hat{u}_{t-1}^4 + \psi' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \omega_i' \Delta z_{t-i} + v_t \quad (2.75)$$

(2.75) numaralı eşitlikte yer alan $\hat{u}_t, \hat{u}_t = \hat{y}_t - \hat{\beta}_x' x_t$; testin ilk aşamasında uzun dönem modelinden elde kalıntılardır. Analizde katsayılarla getirilen kısıtlara dayanarak F_{ANEC} test istatistiği hesaplanmaktadır. Hesaplanan istatistiğin, Hepsağ Test tarafından elde edilen kritik değerlerden büyük olması durumunda eşbütünleşme olmadığını ifade eden temel hipotez, asimetrik ESTAR eşbütünleşme varlığına karşı reddedilmektedir.

Hepsağ (2019), tarafından geliştirilen ikinci test istatistiği F_{ANEG} ise eşitlik (2.76)'da yer alan yardımcı regresyon modelini temel almaktadır;

$$\Delta \hat{u}_t = \phi_1 \hat{u}_{t-1}^3 + \phi_2 \hat{u}_{t-1}^4 + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta \hat{u}_{t-2} + \xi_t \quad (2.76)$$

Hesaplanan istatistiğin, Hepsağ Test tarafından elde edilen kritik değerlerden büyük olması durumunda eşbütünleşme olmadığını ifade eden temel hipotez, asimetrik ESTAR eşbütünleşme varlığına karşı reddedilmektedir.

$$H_0 : \phi_1 = \phi_2 = 0$$

$$H_1 : \phi_1 \neq \phi_2 \neq 0$$

2.6. LİTERATÜR TARAMASI

Hansen ve Hodrick (1980) çalışmalarında, 1920-70 dönemi verileri ile vadeli döviz piyasalarını incelemişlerdir. Çalışmanın temel hipotezleri; spekülasyona beklenen getiri oranının sıfır olduğu ve döviz kurları için basit piyasa verimliliği hipotezinin reddidir. Çalışmanın sonucunda testler spot ve vadeli döviz kurları arasındaki ilişkiyi karakterize eden birkaç alternatif hipotezle tutarsız bulunmuştur.

Blanchard. (1982) çalışmasında, spekülasyon balonlarının finansal piyasalardaki rasyonel davranışları ve ekonomi üzerindeki olası gerçek etkileri üzerine durmuştur. Çalışmada bazı baloncukların, bir sınıf rasyonel beklentiler modelinin ima ettiği varyans sınırlarının ihlaline neden olacağını gösterilmiştir. Bu sınırların ihlal edildiğini gösteren ampirik kanıtlar sunulmaktadır. Ayrıca diğer alternatiflerin ihlale neden olacağı belirtilmiştir. Çalışmada yalnızca fiyat verileri mevcut olduğunda diğer kabarcık testleri de önerilmiştir. Bu testlerin düşük güce sahip olabileceği ifade edilmiştir.

Diba ve Grossman (1983) çalışmalarında, rasyonel beklentileri içeren modellere ve stokastik fiyat köpüğü üzerine çalışmışlardır. Çalışmada rasyonel fiyat köpüğü varlığı için ekonometrik testlerin uygulanmasının sorunlarını tartışmakta ve bu testlere alternatif olarak, zaman serilerinin durağanlık özelliklerinin "tanısal kontrolünü" önermektedir. Bu amaçla çalışmada ilk olarak fiyat seviyesinin zaman içinde değiştiği doğrusal bir RE modeli geliştirilmiş ardından fiyat köpüğü ile ilgili ekonometrik çalışmalar araştırılmıştır. Çalışmada fiyat köpüğü ile ilgili ekonometrik çalışmaların temel bileşenler hakkında ortak bir hipoteze sahip olması gerektiği önermesi verilmiştir.

Chan vd. (1998), 1975 ve 1994 yılları arasında haftalık ve aylık bazda getiriler kullanılarak S&P 500 ile birçok Asya hisse senedi piyasasını (Hong Kong, Japonya, Güney Kore, Malezya, Tayland ve Tayvan) incelemişlerdir. Süre bağımlılığı olmayan testler kullanılarak yapılan çalışmanın sonucunda bu piyasalar ilişkin incelenen dönemde rasyonel balonlara ilişkin istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar elde edilmemiştir.

Kelleher vd. (2001) çalışmalarında, Kore borsasında fiyat köpüğünün varlığını test etmek için çeşitli markov-anahtarlama modelleri kullanmışlardır. Bu amaçla çalışmada Kore hisse senedi fiyat endeksi (KOSPI) ve diğer makroekonomik değişkenler kullanılarak ADF testi ve eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Çalışmada KOSPI'nin diğer makroekonomik değişkenlerle bütünleşik olduğu ve Kore borsasında fiyat köpüğü varlığının olduğu bulgularına ulaşılmıştır.

Qin ve Tan (2006) alışmalarında, Hong Kong Ve Seoul’da emlak piyasalarındaki fiyat dalgalanmalarını 1986-2003 dönemleri aralığında incelemişlerdir. alışmada Phillips-Perron ve genişletilmiş Dickey-Fuller testleri ile Markov-rejimi AR (p) modelleri kullanılmıştır. alışmada kullanılan testlerin her fiyat serisinde periyodik olarak öken bir balonun varlığını tespit etmede başarılı olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Altay (2008), 1998 ile 2006 yılları arasında doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testleri kullanarak Borsa İstanbul için 7 farklı endekste rasyonel balonun varlığını incelemiştir. Bu incelemenin ilk aşamasında ADF birim kök ve KPSS durağanlık testleri ile yapmış olduğu alışmada rasyonel köpüklerin lehine sonuçlar tespit etmiştir. Ayrıca logaritmik doğrusal modeller ile yapılan alışmalarda önceki analizleri destekler nitelikte sonuçlar sunmuştur. Benzer periyodlarda 1998 ile 2006 yılları arasında doğrusal olmayan modeller ile yapılan alışmalar bize tüm endekslerde rasyonel köpüğün varlığına ilişkin kanıtlar sunmuştur.

Taşçı ve Okuyan (2009), İMKB’de spekülatif şişkinliklerin varlığını McQueen ve Thorley (1994)’un süre bağımlılığı testleri ile İMKB 100, Teknoloji, Hizmet ve Sınai endeksleri bazında incelemişlerdir. Yapılan alışmaların sonucunda elde edilen parametrik ve parametrik olmayan veriler, İMKB’de gerek genel gerek de sektörel bazda rasyonel olmayan fiyatlama sürecinin oluşmadığını ortaya koymaktadır.

Jung ve Hassan (2010) alışmasında, doğrusal olmayan zaman serilerini kullanarak Orta Doğu ve Kuzey Afrika borsalarında rasyonel spekülatif balonların varlığını incelemiştir. alışmada borsalarda son dönemde yaşanan dalgalanmalara rağmen; otoregresif kesirli olarak entegre hareketli ortalama modellerine dayanan kesirli entegrasyon testleri, fiyat köpüğü olasılığını desteklemediği sonucuna ulaşılmıştır.

Yanık ve Aytürk (2011), Türk hisse senedi piyasasında 2002 yılı sonrasında yaşanan aşırı yükseliş ve öküşlerin sonucunda, hisse senetlerine ilişkin oluşan fiyatların spekülatif bir balon içerip içermediğini analiz etmeyi amaçlamışlardır. Bu duruma ilişkin yapılan alışmalarında süre bağımlılığı testini 2002 ile 2010 yılları

arasında Türk hisse senedi piyasasını incelemek için kullanmışlardır. Elde etmiş oldukları veriler ışığında Borsa İstanbul 100 endeksinde rasyonel balonların var olmadığı yani bu dönem boyunca hisse senetlerinin temel değerlerini yansıttıkları sonucuna varmışlardır.

Phillips vd (2012) çalışmalarında, doğrusal olmayan piyasaların karmaşıklığı nedeniyle fiyat köpüğünün tanımlanmasının önemi üzerinde durmuşlardır. Çalışmada merkez bankaları ve mali düzenleyiciler tarafından uygulanabilecek pratik uygulama sistemleri geliştirme amaçlanmıştır. Çalışmada PWY³ test prosedürünün ve tarihleme algoritmasının çoklu fiyat köpüğünün nasıl etkilendiğini ve tutarlı olamayabileceğini ekonometrik testler ile gösterilmiştir. Ardında çalışmada sup-ADF testinin geliştirilmiş bir versiyonunu önerilmiştir. Geliştirilen yeni modelin, önemli artış ve çöküş olayını tanımlamada başarılı olduğu iddia edilmiştir.

Bozoklu ve Zeren (2013), geleneksel ve saklı eşbütünleşme testleri ile 1998 ile 2013 yılları arasında Borsa İstanbul hisse senedi piyasasına ilişkin rasyonel köpüklerin varlığını incelemişlerdir. Yapılan araştırmanın sonucunda hisse senedi ve getiri endeksi arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığı tespit edilmiş olup, bu piyasada finansal sistemde oluşabilecek olan problemlerin bir yansıması olan rasyonel köpüğe ilişkin bir kanıt tespit edilememiştir.

Caspi (2013) çalışmasında, varlık fiyat kabarcıklarını tespit etmek için zaman serisi tabanlı testlerin yapılmasını kolaylaştıran bir EViews eklentisi olan Rtadf (Sağ Kuyruk Artırılmış Dickey-Fuller) kullanmıştır. Eklentiler için uygulanan testler; : standart ADF, hareketli ADF, supremum ADF (SADF) (Phillips, Wu ve Yu 2011) ve geliştirilmiş SADF (GSADF)'tir. Bu testlerin hepsinde temel hipotezin reddedilmesi, bir varlık fiyat balonu için ve SADF durumunda ampirik kanıt olarak kullanılmıştır.

Chen ve Funke (2013) çalışmasında, Çin için spekülasyon fiyat balonlarının erken uyarı sistemi geliştirilerek tahmin edilmesi amaçlanmıştır. Çalışmada Çin konut

³ Bkz; Phillips, Wu and Yu (2011)

fiyatlarını ölçmek ve karşılaştırmak için, veri kümeleri ve konut fiyatının aşırı değerlenmesine ilişkin ölçümler sunulmuştur. Bu amaçla Phillips ve Yu (2011) tarafından geliştirilen test stratejisi kullanılmıştır. Çalışmada 2009–10 hariç gerçek konut fiyatlarının temelden önemli ölçüde kopuk olmadığı bulgusuna ulaşılmıştır.

Liu vd. (2013) çalışmalarında, tarımsal emtia fiyatlarında spekülative köpüklerin olup olmadığı araştırılmıştır. Çalışmada tarımsal fiyatların periyodik olarak çöken kabarcıklar içerdiği hipotezini test etmek için rejim değiştirme regresyon modeli uygulanmıştır. Altı tarımsal emtia için günlük vadeli işlem fiyatları kullanılmıştır. Çalışma sonucunda, gözlenen fiyatlar ile temel değerleri arasında belirgin sapmalar olduğu tespit edilmiştir. Ancak altı metadan beşi için periyodik ve kısmen çökmekte olan spekülative baloncukların varlığına dair kanıt bulanamamıştır.

Gonzales vd. (2015), çalışmasında Kolombiya konut piyasalarındaki fiyat köpüğü oluşumunu incelemişlerdir. Çalışmada Phillips, Shi ve Yu (2012) tarafından geliştirilen ekonometrik yaklaşım kullanılmıştır. Ampirik sonuçlar, Kolombiya konut piyasasının 2012 yılının ikinci yarısında başlayan bir fiyat balonu yaşadığını göstermiştir. Fiyat köpüğü bölümleri, bu yaklaşım çerçevesinde, nominal varlık fiyatının piyasa getirilerinin gelişimi ile açıklanmayan patlayıcı davranış dönemlerinden oluştuğu bulgusuna varılmıştır.

Chang vd. (2016) çalışmalarında, Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika (BRICS) borsalarında birden fazla fiyat köpüğü olup olmadığını araştırmışlardır. Bu amaçla Phillips vd. (2015) tarafından önerilen yeni bir özyinelemeli test olan genelleştirilmiş Augmented Dickey-Fuller testini uygulanmıştır. Çalışmada aylık veriler ile hisse senedi fiyat-temettü oranları kullanılmıştır. Ampirik sonuçlara göre; BRICS'in borsalarında çoklu kabarcıkların var olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Çağlı ve Mandacı (2017), 2006 ile 2016 yılları arasında BİST-TÜM, BİST-100 olmak üzere toplam 21 endekse ilişkin spekülative balon incelemesi yapmıştır. Araştırmanın yapıldığı dönem aralığında çeşitli krizlerin yaşanmasından dolayı özyinelemeli esnek tahminleme aralıkları algoritmasına dayalı ekonometrik yöntemler

kullanılarak yapılan incelemeler sonucunda BİST-TÜM, BİST 100 VE Mali sektörler hariç diğer tüm sektörler de piyasa fiyatlarının temel değerlerine ilişkin devamlı ve sistematik sapmayı ifade eden rasyonel balon varlığına rastlanmıştır.

Hu ve Oxley (2018) çalışmasında, 1980-90 dönemi Japonya varlık piyasalarındaki fiyat köpüğü olgusunu incelemiştir. Doğrusal olmayan zaman serisinin kullanıldığı çalışmada, Phillipps (2015) sağ-kuyruklu birim kök testi ile emlak ve borsa piyasaları arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Çalışmanın sonucunda; her iki pazarda da önemli ekonometrik tabanlı fiyat köpüğü olduğu bulgusuna varılmıştır.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

FİNANSAL ZAMAN SERİLERİNDE FİYAT KÖPÜĞÜ

OLGUSUNUN BİRİM KÖK VE KOENTTEGRASYON TESTLERİ

İLE ANALİZİ

Finansal piyasalarda yatırım yapan yatırımcıların dikkat etmesi gereken önemli konulardan birisi de fiyat köpüğü olgusudur. Geçmişte birçok örneği mevcut olan bu olgunun başlangıç aşamasında boğa piyasası mevcut olduğu için herkesin kazandığı bir ortam mevcuttur. Bu durum piyasayı cazip kıldığı için başka oyuncuların da zamanla buraya dahil olmasını ve piyasada oluşan fiyatların iktisadi bazlı değil, oyuncuların talebi ile oluştuğu bilinmektedir. Bu olgunun son aşamasında talebin azalması ile beraber hızlı bir çöküş durumu oluşacaktır. Bu bölümde fiyat köpüğü olgusuna ve geçmiş dönemde meydana gelmiş olan örneklerinin yanı sıra köpük türleri, finansal zaman serileri ve bu serilere ilişkin olasılık dağılımları hakkında bilgi verilecektir. Bölümün en sonunda ise KSS (2006) ve Hepsağ (2019) doğrusal olmayan koentegrasyon analizi ile gerekli sonuçlar elde edilip, yorumlanacaktır.

3.1. Fiyat Köpüğü Olgusu

Fiyat köpüğü, piyasada bir varlığa ilişkin fiyatın iktisadi bir temele dayanmadan aşırı yükseliş göstererek, gerçek değerinden sapması olarak ifade edilebilir. Fiyat köpükleri meydana geldiğinde, varlık fiyatlarında ilk başlarda ciddi artışlar gözlemlenmektedir fakat bu sürecin son evrelerinde, başlarda meydana gelen artışları, çöküş dönemleri izlemektedir. Bir fiyat köpüğünün meydana gelmesinin temelinde çeşitli nedenler vardır. Bu nedenlerden ilk olarak yatırımcıların geçmiş dönemlerde meydana gelen çeşitli fiyat köpüklerini unutarak, göz önünde

bulundurmamasını ele alabiliriz. Geçmişte meydana gelmiş olan birçok fiyat köpüğü örneği bir sonraki kuşak ile unutulacaktır ve piyasada yatırım yapan oyuncular bu geçmiş olguları göz önünde bulundurmadan sadece karlarını maksimize etme peşinden giderek, fiyat köpüklerinin oluşumuna destek vereceklerdir. Diğer bir neden ise meydana gelen teknolojik gelişmeler ya da finansal piyasalarda meydana gelen önemli bir değişimdir (Yaşar, 2008: 147-153). Piyasalarda meydana gelen likidite bolluğu da fiyat köpüklerinin oluşumu destekleyen diğer bir neden olarak gösterilebilir. Bu dönemlerde faizlerin düşük seviyelerde olması ve kredilere ulaşım kolay olduğu için yatırımcılar derinlemesine analizler gerçekleştirmeden kredi çekerek yatırım yapmayı tercih etmektedirler. Örneğin Mortgage Krizi öncesinde, emlak fiyatları sürekli bir yükselişe girdiği için yatırım yapmak isteyen bireyler kar elde etme güdüsü ile bankalardan kredi çekerek ev almak ve bunların fiyatlarında meydana gelen artış ile varlıklarında artış hedeflemektedirler. Fakat piyasada yer alan yatırımcılar çekmiş oldukları kredileri ileride olabilecek en küçük bir sorunda nasıl ödeyecekleri konusunda derinlemesine düşünmemişlerdir. Bir başka sebepte, piyasalarda meydana gelen canlanma sonrası kulaktan dolma bilgi ile hareket eden çok sayıda rasyonel olmayan yatırımcı piyasaya giriş yapar. Bu girişlerle meydana gelen alımlarda fiyat köpüğü oluşumunu ciddi oranda desteklemektedir. Bu gibi olguların sonucunda piyasalarda fiyat köpükleri oluşmaktadır.

Etkin piyasa hipotezine (EPH) göre piyasada var olan varlık fiyatları, mevcut tüm bilgileri eksiksiz yansıtmaktadır. Varlık fiyatlarının oluşumunda etkili olan bilgi tüm yatırımcılara ve piyasaya eksiksiz olarak ulaşacaktır. Bu bilgiler ışığında rasyonel davranış gösteren yatırımcılar, varlığın fiyatını yeni bilgiler ışığında gerçek değerine yakınlaştıracaktır. Bu varsayımlar doğrultusunda piyasada var olan bir varlık sürekli olarak gerçek değerine yakınmasa gösterecektir (Lardic ve Priso, 2004). Piyasada oluşan karlılık karşısında rasyonel olmayan yatırımcılarda kar elde etme amacı ile bu piyasaya giriş yaptıklarında, bir süre sonra rasyonel yatırımcılar gerekli pozisyonları alarak piyasanın dengeye gelmesini sağlayacak ve varlığın fiyatını gerçek değerine yaklaştıracaktır. Kısacası EPH'ye göre piyasa oluşan fiyatlar sadece ekonomik temellere dayalı olarak oluşmaktadır. Yani gelecekte oluşacak olan fiyatların geçmiş fiyat hareketlerinden, spekülatif davranışlardan ya da stop-loss gibi yatırımcıların

kendini korumak için almış oldukları önlemlerden etkilenmediğini savunmaktadır. Fakat bu hipotezin varsayımları gerçek hayatla pek bağdaşmamaktadır. Örneğin bilginin piyasada tüm yatırımcıya ulaşması söz konusu olamayabilir. Çünkü hiçbir yatırımcı bir firma hakkında o firmanın sahibi gibi her bilgiye sahip olamayacaktır. Ya da rasyonel yatırımcılar fiyat artışlarındaki durum söz konusu iken bu periyod boyunca elde edecekleri kazancın balonun patladığı dönemdeki kayıplarından yüksek olacağına ilişkin bir düşünce veya inanışları mevcut ise fiyat farkından oluşabilecek olan karlarını maksimize etmek için piyasada kalmaya devam edeceklerdir. Bu sebeple EPH'nin varsayımının aksine belki de rasyonel yatırımcılar fiyat köpüğünün oluşmasına destek vereceklerdir. Ayrıca piyasada işlem yapan yatırımcıların birçoğu teknik analiz yöntemleri ile piyasa fiyatı hakkında işlem yapılabilir ya da riskli olduğu yönünde karar alırken ya da kayıp yaşadıkları dönemde fiyatlar düşerken kendilerini olası kayıplara karşı korumak için satım yaparak (stop-loss) piyasa fiyatlarının değişimine doğrudan etki ettikleri için EPH'nin varsayımları uyuşmamaktadır. Son olarak kar elde edilebilecek bir piyasa söz konusu olduğu sürece yatırımcıların bireysel karlarını ön planda bulundurma güdüsü ile spekülatif fiyat hareketleri olacaktır ve bu hareketlerde ekonomik temellere dayanmadan ya da piyasada herhangi bir haber giriş olmadan fiyat seviyelerinde değişimlere neden olacaktır.

Fiyat köpüklerinin oluştuğu dönemlerde finansal varlık fiyatlarında ciddi artışlar meydana gelmektedir. Bu fiyat artışları nedeniyle, yatırımcılar fiyat köpüğünün hangi evresinde piyasaya dahil olsalar da, kâr elde edeceklerdir. Bu elde edecekleri kâr ile yatırımcıların özgüvenlerinde meydana gelen artış olası birçok rasyonel olmayan davranışı beraberinde getirecektir. Bu dönemde yine bankaların agresif kredi verme davranışlarından dolayı ileride oluşabilecek, olası birçok batık kredi durumuna zemin hazırlayacaktır. Bu tür dönemlerde yatırımcılar finansal bir varlığa yatırım yaparken ileride daha yüksek fiyata satacağı düşüncesi ile gerçek değerinin üzerinde bir fiyata da alım yapacaktır. Bu tür dönemlerde fiyatlara ilişkin artışlar çok ciddi ve sert olacaktır. Bir piyasada finansal bir varlığa ileride daha yüksek fiyata ulaşarak kâr sağlayacağı öngörüsü ile gerçek değerinin üzerinde yatırım yapılıyorsa, o piyasada köpük olgusunun varlığından bahsedebilmektedir. Örnek olarak bu duruma; Lale çılgınlığı ve Mortgage Krizi verilebilmektedir. Lale çılgınlığında fiyatların artacağı

düşüncesi irrasyonel kararlar alınmasına neden olmuştur. Örneğin o dönemde Fransa’da bir bira fabrikası satılmıştır. Amerika’da meydana gelen Mortgage Krizi’nde emlak fiyatları sürekli artış gösterirken, insanlar ileride daha da artacak düşüncesi ile bankalardan herhangi bir analiz yapmadan ya da konuyu derinlemesine ele almadan, kredi çekip gerçek değerinin çok üzerinde satılan konutlara yatırım yapmışlardır. İşte ekonomik temellere dayalı olmayan bu fiyat değişimleri, rasyonel olmayan yatırımcıların piyasada artış göstermesi, kredilere kolay ulaşılabilir olması ve aşırı özgüven gibi sebeplerin olduğu durumlarda fiyat köpüğünden bahsedebiliriz.

Fiyat köpüklerinin önlenmesinden bahsetmek çok mümkün olmamaktadır. Çünkü en basit örnekle birçok rasyonel yatırımcı, meydana gelen birçok köpüğün oluşumunda rol oynamaktadırlar. Fiyat köpüğünün oluşumu ile birlikte fiyatlarda meydana gelen artışları karşısında piyasada satış yapmak yerine bu sürecin daha belli bir süre devam edeceği görüşü ile pozisyonlarını koruma yönünde karar almışlardır. Bu da neoklasik iktisat varsayımları ile bağdaşmamaktadır. Ayrıca bilginin piyasalarda homojen dağılımı da söz konusu olmadığı için köpüklerin oluşumunda engel teşkil etmemektedir. Köpüklerin oluşumunda rasyonel olmayan yatırımcıların piyasada sayılarının artışından, ekonomik büyümeye kadar birçok değişkenin etkisi vardır. Bu sebeple bu köpükleri önlemek değil bunlardan minimum zarar görmekten bahsedebiliriz.

3.1.1. Fiyat Köpüğü Türleri

Piyasalarda bir varlığın fiyatının gerçek değeri olan beklenen nakit akımlarının iskontolu değerlerinden sapması olarak ifade edilen fiyat köpüğünü 2 ana başlık altında ele alınmaktadır. Bunlar; rasyonel ve spekülasyon kaynaklı olarak meydana gelmektedir.

3.1.1.1. Rasyonel Fiyat Köpüğü

Rasyonel fiyat köpükleri, finansal bir varlığın rasyonel olmayan yatırımcıların olmadığı bir piyasada (Blanchard ve Watson, 1982), rasyonel yatırımcılar tarafından

gerçek deęerinin üzerinde bir fiyat düzeyinin kabul edilmesiyle ortaya çıkmaktadır (Komaromi, 2006).

Yatırım yapılabilecek varlık sayısının sınırlı olması ve bu varlıklara yatırım yapacak yatırımcı sayısında bir sınırlama söz konusu deęilse fiyat köpüklerinin oluşması olasıdır. İşte bu sebeple rasyonel yatırımcıların bir finansal varlığa gelecekte daha yüksek fiyata satacağı için gerçek deęerinin üzerinde bir bedel ödemeye razı olmaları durumunda piyasada oluşan yüksek fiyatlar rasyoneldir (Boucher, 2003: 2).

Rasyonel köpük oluşumu, negatif fiyat köpüklerinin oluşmayacağı, zaman içinde oluşan bu köpüklerin ortadan kaybolmayacağı ve bu köpüğün patlaması sonucunda finansal varlıklara ait fiyatların gerçek deęerine doğru yaklaşarak bu deęere geri döneceğı kabullerini yapısında bulundurmaktadır (Bozoklu ve Zeren, 2013). Rasyonel köpükler varsayımları doğrultusunda Lale Çılgınlığı, Güney Deniz Köpüğü gibi çeşitli geçmiş dönemde meydana gelmiş olan fiyat köpükleri incelendiğinde, rasyonel köpüklere ilişkin ciddi bir delil elde edilememiş olup euro-dolar paritesi üzerine yapılan çalışmalarda bu köpüklere ilişkin şüpheleri arttırmıştır (Yaşar, 2008: 153-156).

3.1.1.2. Spekülatif Köpükler

Spekülatif köpükler, rasyonel olmayan yatırımcıların bulunduğu piyasada bu tarz yatırımcıların spekülatif davranışları sonucunda finansal bir varlığın fiyatının gerçek deęeri üzerinde hızlı yükseliş ve düşüşünü göstermektedir (Barron, 2007: 54). Bu tarz köpüklerin bulunduğu piyasada arbitrajcı ve rasyonel olmayan hareketler gösteren yatırımcılar bulunmaktadır. Bu iki tarz yatırımcı arasındaki bakış açılarının en temel ayrıldığı nokta yatırıma bakış açıları süresidir. Rasyonel olmayan yatırımcılar, rasyonellere göre yapmış oldukları yatırım beklentisi daha yüksektir. Bunun yanı sıra finansal varlıkların fiyat deęerlendirmesi açısından rasyonel olmayan yatırımcılar sistematik hatalar yaptıkları için fiyatlar gerçek deęerin üzerinde gerçekleşir. Ayrıca fiyatlardaki artış sonucunda bu durum yatırımcıları psikolojik olarak etkilemektedir. Bu etki sonucunda gerçek deęerin üzerinde deęerlenmiş olan

varlıkların ileride daha yüksek fiyatlara satılacağı öngörüsü ile yatırım yapılmaktadır. Bu gibi durumlarda fiyatlarda meydana gelen uzun süreli artış sonrasında rasyonel yatırımcılarda daha fazla tepkisiz kalamayarak piyasaya giriş yaparlar İşte bu gibi etkiler sonucunda piyasada köpükler oluşmaktadır.

Bu fiyat artışları sonsuza kadar devam etmeyeceği için bir süre sonra fiyatlardaki artışlar sona erer ve buna bağlı olarak talepteki artışta sonra ereceği için köpük patlamış olup, çöküşler başlar (Shiller, 2001: 4). Çünkü buradaki fiyat artışları reel ekonomik temellere dayanmayıp, spekülasyon olarak gerçekleşmektedir. Zaten spekülasyon fiyat köpükleri güçlü bir yükselişin ardından köpüğün patlaması ve ekonomik çöküş olarak sonlanmaktadır.

3.1.2. Bugünkü Değer Modeli

Bir finansal varlık için fiyat köpüğü gerçek değeri ile piyasa değeri arasındaki fark fiyat köpüğü olarak ifade edilmişti. Fiyat köpüğünü anlamak için gerçek değer doğru bir şekilde hesaplanması önem arz etmektedir. Fakat gerçek değer hesaplanması oldukça zor hatta imkânsız olarak ifade edilmektedir. Bu sebeple gerçek değere yönelik hesaplama yapmak için bugünkü değer modeli kullanılacaktır.

Finansal bir varlığın $t+1$ dönemi getiri cari dönemden $t+1$ dönemine kadar geçen sürede elde edilen sermaye kazancı ve kar payının toplamına eşittir.

$$R_{t+1} = \frac{P_{t+1} - P_t + D_{t+1}}{P_t} \quad (3.1)$$

R_{t+1} : t ile $t+1$ dönemi arasındaki toplam getiri

P : Fiyat

D : Kar Payı

$$R_{t+1} = \frac{P_{t+1}}{P_t} + \frac{D_{t+1}}{P_t} - 1 \quad (3.2)$$

$$P_t = E_t \left[\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{1 + R_{t+1}} \right] \quad (3.3)$$

$$P_t = E_t \left[\sum_{i=1}^k \left(\frac{1}{1 + R_{t+k}} \right)^i D_{t+i} \right] + E_t \left[\left(\frac{1}{1 + R_{t+k}} \right)^k P_{t+k} \right] \quad (3.4)$$

$$\beta = \left(\frac{1}{1 + R_{t+k}} \right) \quad \text{ise};$$

$$P_t = E_t \left[\sum_{i=1}^k \beta^i D_{t+i} \right] + E_t \left[\beta^k P_{t+k} \right] \quad (3.5)$$

Model [3.5] bize finansal varlığın t anındaki gerçek değerini vermektedir. Piyasa fiyatı sonsuza giderken, modelin beklenen bugünkü değeri de sıfıra yaklaşacaktır. Aşağıdaki eşitlikte görüleceği gibi.

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E_t \left[\beta^k P_{t+k} \right] = 0 \quad (3.6)$$

Bu modelde limit sonsuza giderken bugünkü değerin sıfıra yaklaşması için büyüme oranının iskonto oranından düşük olması gerekmektedir. Aksi halde halde sonsuz çözüm söz konusu olacaktır. Büyüme oranı iskonto oranından küçükse model aşağıdaki gibi olacaktır.

$$P_t = \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E_t [D_{t+i}] \quad (3.7)$$

$$F_t = P_t + B_t \quad (3.8)$$

F_t : Finansal varlığın t zamanındaki piyasa değeri

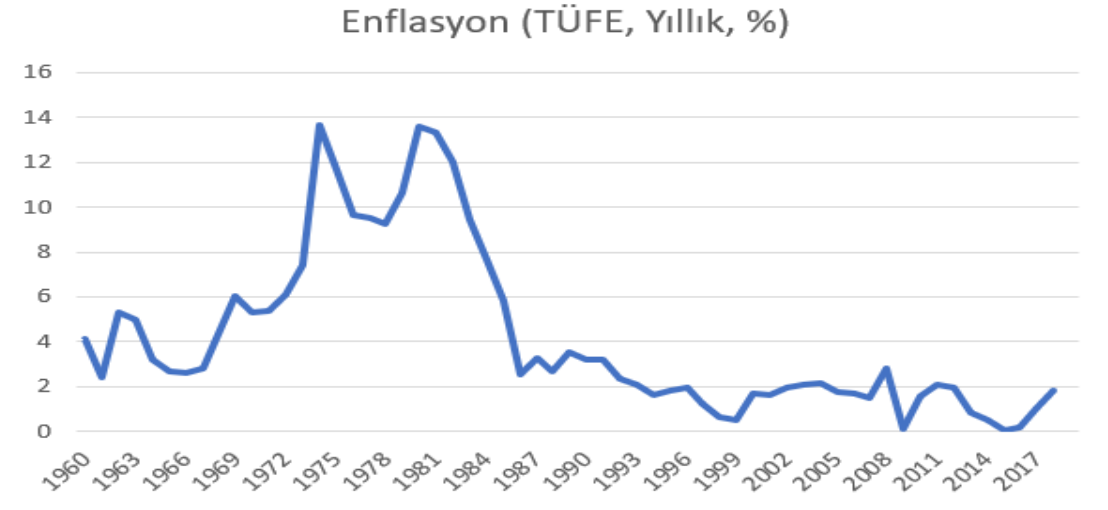
P_t : Finansal varlığın t zamanındaki gerçek değeri

B_t : t zamanındaki fiyat köpüğü

3.2. Finansal Zaman Serileri

Finansal varlıklara ilişkin zaman içinde meydana gelen ve ardışık biçimde birbirini takip eden verilerin meydana getirdikleri serilere, finansal zaman serisi denir. Bu serilere örnek olarak hisse senedi fiyatlarında zaman içinde meydana gelen değişim, kira sertifikalarına ilişkin değerler, Altın gibi kıymetli madenlerinde içinde bulunduğu emtia piyasası, verilebilir. Kısacası finansal zaman serileri zaman içinde meydana gelen varlık değerlemesi ve teorileri ile ilgilenmektedir. Bu seriler deneysel olmaların yanı sıra iktisadi alanlarda belli çıkarsamalar yapmak için temel oluşturmaktadırlar. Bu serilerin en önemli ayırt edici özellikleri belirsizlik unsurunu içermeleridir. Bunun yanı sıra istatistiksel teori ve metotlar bu tarz zaman serilerinde önemli rol oynamaktadır (Ruey, 2005: 1).

Şekil 3.1: 1960 İle 2017 Yılları Arasında Fransa’da Meydana Gelen Yıllık Enflasyon Oranı



Kaynak: <https://data.worldbank.org/> veritabanı kullanılarak tarafımızca hazırlanmıştır (Erişim: 18.11.2019).

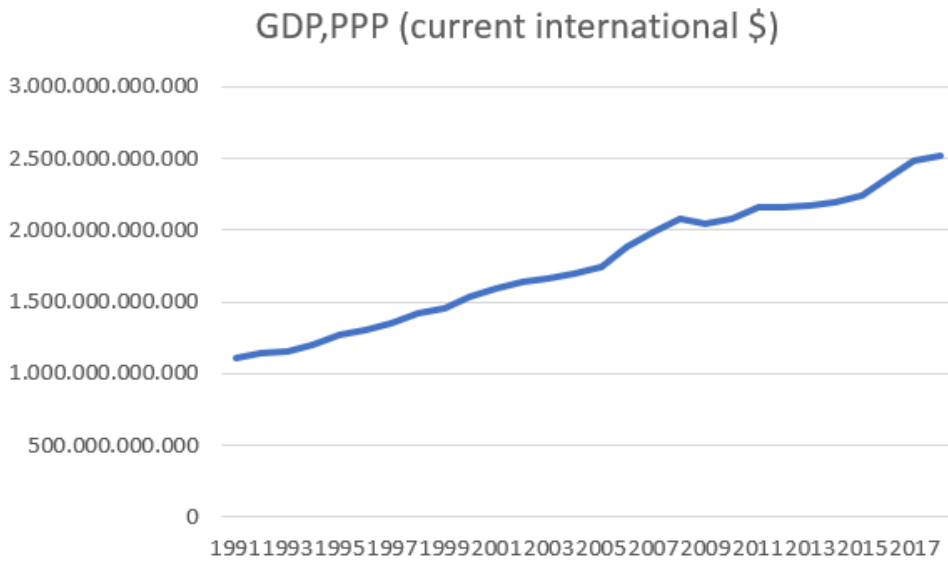
3.2.1. Finansal Varlık Getirileri

Birçok finansal ampirik çalışmada, araştırmacılar varlıkların fiyatları yerine getirilerini tercih etmektedir. Temel olarak bu seriler ile çalışılırken fiyat yerine getirilerin tercih edilmesinin iki sebebi vardır.

Bu sebeplerin ilki finansal piyasalarda yatırım yapan yatırımcılar için getiri serileri yatırım fırsatları açısından tam bilgi sağlamanın yanında ölçek bağımsız olmasıdır. Örnek vermemiz gerekirse x bankasına ilişkin bir kira sertifikası yıllık %10 getiri sağlıyorsa, bu alanda yatırım yapan kişi 100 TL’lik bir yatırım ile yıl sonunda 10 TL kazanç elde edeceğini bilir. Bu örnekte de görüleceği üzere fiyat serileri ölçü içerir iken getiri serisinin ölçekten bağımsız olarak şekillenmektedir.

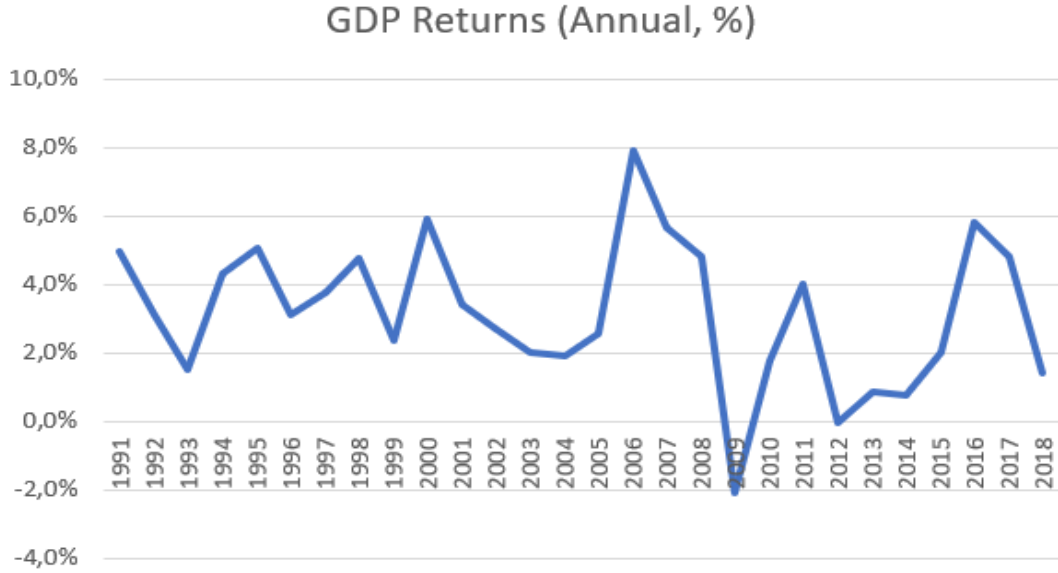
İkinci sebebi ise getiri serilerinin fiyat serilerine göre daha kolay idare edilmesidir. Çünkü fiyat serileri genellikle durağan olmayan özelliğe sahiptir. Fakat getiri serileri, fiyat serilerinin tam tersi genel olarak durağanlık şartlarını yerine getirmektedir.

Şekil 1.2: 1991 ile 2017 Yılları Arasında İtalya’nın Kişi Başı Milli Gelir Verileri



Kaynak: <https://data.worldbank.org/> veritabanı kullanılarak tarafımızca hazırlanmıştır (Erişim: 18.11.2019).

Şekil 3.3: 1991 ile 2017 Yılları Arasında İtalya'nın Kişi Başı Milli Gelir Yıllık Bazda Değişim



Kaynak: <https://data.worldbank.org/> veritabanı kullanılarak tarafımızca hazırlanmıştır (Erişim: 18.11.2019)

3.2.1.1. Tek Dönemlik Basit Getiri

Finansal piyasalarda yer alan yatırımcıların t-1 dönemden t döneme kadar, ellerinde tuttıkları varlıktan fiyat değişimi sonucunda elde ettikleri getiriye ifade etmektedir. Diğer bir ifade ile finansal verilere ilişkin değer artış hızı olarak ele alabiliriz.

$$1 + R = \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad (3.9)$$

[3.9] numaralı modelin sol tarafı bize kesikli bileşik faiz faktörünü sunarken, sağ tarafı ise fiyat değişimini sunmaktadır.

$$P_t = P_{t-1}(1 + R_t) \quad (3.10)$$

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (3.11)$$

[3.11] numaralı model, basit getiriye sunmaktadır. Kısa dönemli yatırımlar için bu model yeterli iken uzun dönemli finansal varlık yatırımı yapıldığı zaman eksik kalmaktadır. Örneğin bir hisse senedine ilişkin fiyat değişimlerinin yanında her yıl ödenen temettü getirisi de söz konusudur. Bu koşullar altında yüksek temettü getirisi sunan hisse senetleri, temettü ödemesi yapmayan ya da az yapan hisse senetler karşısında dezavantaja sahiplerdir. Bu durumda model [3.11] hisselerin getirileri üzerinde saptırıcı bir etkiye sahip olmaktadır. Model [3.11]'e temettü getirisi eklersek

$$1 + R_t = \frac{P_t + D_t}{P_{t-1}} \quad (3.12)$$

$$R_t = \frac{P_t + D_t}{P_{t-1}} - 1 \quad (3.13)$$

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} + \frac{D_t}{P_{t-1}} \quad (3.14)$$

Model [3.14]'i elde ederiz. Burada yer alan $(P_t - P_{t-1})/P_{t-1}$ bize finansal varlığı t-1 döneminden t dönemine kadar elde tuttuğumuz takdirde elde edeceğimiz sermaye kazancını sunarken D_t/P_{t-1} ise bu dönemde hisse senedine sahip olduğumuz için elde ettiğimiz temettü getirisini sunmaktadır (Çil Yavuz, 2015: 9-11).

3.2.1.2. Çok Dönemli Basit Getiri

Bir varlığın k ($k > 1$) dönem elde tutulması sonucunda, yatırımcının k sayıda tek dönemlik basit getirinin geometrik toplamı olarak elde etmiş olduğu kazançtır.

$$1 + R_t(k) = \frac{P_t}{P_{t-k}} = \frac{P_t}{P_{t-1}} \times \frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \times \dots \times \frac{P_{t-k+1}}{P_{t-k}} \quad (3.15)$$

$$= (1 + R_t)(1 + R_{t-1}) \dots (1 + R_{t-k+1}) \quad (3.16)$$

$$= \prod_{j=0}^{k-1} (1 + R_{t-j}) \quad (3.17)$$

Birden çok dönemde elde edilen bileşik getiri yukarıdaki model (3.17)'deki gibi hesaplanmaktadır.

3.2.1.3. Sürekli Bileşik Getiri

Bu getiri türü basit toplam getirinin doğal logaritmasıdır (Gourieroux ve Jasiak, 2001: 12). Bu yöntemin belli avantajları mevcuttur. İlk olarak tek dönemlik sürekli getirilerin toplamından elde edilebilmesi olup ikincisi de istatistiksel özellikler açısından daha kolay elde edilebilirdir.

$$r_t = \ln(1 + R_t) = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad (3.18)$$

$$= \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad (3.19)$$

$$r_t(k) = \ln(1 + R_t(k)) = \ln[(1 + R_t)(1 + R_{t-1}).....(1 + R_{t-k+1})] \quad (3.20)$$

$$= \ln(1 + R_t) + \ln(1 + R_{t-1}) + + \ln(1 + R_{t-k+1}) \quad (3.21)$$

$$= r_t + r_{t-1} + + r_{t-k+1} \quad (3.22)$$

Bu hesaplamalar yapılırken dikkat edilmesi gereken konu logaritması alınmış verilerin toplanması ile toplanmış verilere ilişkin logaritma almak aynı sonucu vermeyecektir (Çil Yavuz, 2015: 17). Sürekli bileşik getiri için ayrıca logaritmik getiri ifadesinide kullanabiliriz.

3.2.1.4. Aşırı Getiri

Aşırı getiri, finansal bir varlığın getirisi ile genellikle risksiz olduğu kabul edilen hazine bonusu gibi referans varlığın arasındaki fark olarak ifade edilir.

$$Z_{it} = R_{it} - R_{0t} \quad (3.23)$$

$$Z_{it} = r_{it} - r_{0t} \quad (3.24)$$

Yukarıda yer alan [3.23] numaralı model aşırı getiri, [3.24] numaralı model ise log aşırı getiri ifade etmektedir. Kısacası aşırı getiri arbitraj portföyünde, net yatırım olmadan elde edilen kazanç olarak ifade edebiliriz.

3.3. Uygulama

Etkin piyasa hipotezi (EPH) bizlere piyasada oluşan fiyatların, ekonomik temellere bağlı olarak, piyasada var olan bilgilerin bir sonucu olarak oluştuğunu ve piyasaya yeni bir bilgi gelene kadar denge durumunun süreceğini ifade etmektedir. Fakat gerçek hayatta durum böyle değildir. En yalın ifade ile teknik analiz yöntemleri; bir hissenin fiyatına ilişkin, geçmiş dönem verileri ile geleceğe yönelik tahmin yapılmaya çalışılırken; gelecekte oluşması muhtemel fiyat olgusunu, geçmiş dönem fiyat hareketleri ile açıklamaya çalışmaktadır. Bunun yanı sıra piyasa oyuncularının kendilerini koruma yöntemlerinden *stop-loss* ve *dynamic hedging* yöntemleri de EPH'nin aksine, fiyatlar düşerken hisseleri ilişkin satışı veya yükselirken de alışı ifade etmektedir. Eğer piyasa kuralları EPH'de ifade edildiği gibi olsaydı fiyatlar denge fiyatın altındayken, düşüş trendinde bile olsa, piyasaya giren yeni bir bilgi yok ise belli bir süre sonra denge fiyatına dönecek olmasından dolayı rasyonel yatırımcılar, *stop-loss* emirlerinin aksine bu durumda pozisyonlarını alış olarak belirleyeceklerdi. Piyasada mevcut olan varlıklara ilişkin fiyatlar yukarıda bahsetmiş olduğumuz EPH denge fiyatlarını yansıtmayacaklardır. Çünkü piyasada var olan oyuncuların karar alırken içsel ve dışsal faktörlerin etkisi altında kalmaları, finans teorilerinde bahsedilen rasyonel davranış kavramını zedelemektedir. Çünkü insanlar, piyasa koşulları, geçmiş tecrübeleri ve bilgi birikimleri doğrultusunda hareket etmektedir. Bu tarz rasyonel olmayan ya da istikrar bozucu davranışlar ile işlemler yapmaktadırlar.

Rasyonel fiyat köpüğüne ilişkin Blanchard ve Watson (1982) tarafından önerilen modelde değişkenler arasında doğrusal bir ilişki ortaya konulmuştur. Fakat beklenen getirinin zaman içerisinde sabit değil, değiştiği kabul edildiğinde aslında doğrusal olmayan bir ilişki ortaya çıkmaktadır. Daha önceki bölümlerde ele aldığımız getiri fonksiyonundan hareketle eşitlikler şu şekilde oluşturulmaktadır (Bozoklu ve Zeren, 2013: 22-23);

$$R_t = \frac{P_t + D_t}{P_{t-1}} - 1 \quad (3.25)$$

$$R_t + 1 = \frac{P_t + D_t}{P_{t-1}} \quad (3.26)$$

$$\log(R_t + 1) = \log\left(\frac{P_t + D_t}{P_{t-1}}\right) \quad (3.27)$$

$$r_{t+1} = \log(R_t + 1) \text{ ise;}$$

$$r_{t+1} = \log(P_t + D_t) - \log(P_{t-1}) \quad (3.28)$$

$$\log(D_t) = d_t \text{ ve } \log(P_t) = p_t \text{ ise,}$$

$$r_{t+1} = p_t - p_{t-1} + \log[1 + \exp(d_t - p_t)] \quad (3.29)$$

Model (3.29)'da elde edilen eşitliğe Taylor açılımı uygulandıktan sonra model (3.30) elde edilecek olup, ardından $\lim_{j \rightarrow \infty} \lambda^j p_{t+j} = 0$ durumu ile fiyat köpüğünün yokluğu ifade edilmiştir. Eşitlik (3.31) ve (3.32)'de ortaya konan parametreler ile gerekli değişiklikler yapıldıktan sonra eşitlik (3.33) elde edilecektir.

$$r_{t+1} \approx \alpha + \lambda p_{t+1} + (1 - \lambda)d_t - p_{t-1} \quad (3.30)$$

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \lambda^j p_{t+j} = 0 \text{ ise;}$$

$$\lambda = \frac{1}{(1 + \exp(d - p))} \quad (3.31)$$

$$\alpha = -\log(\lambda) - (1 - \lambda) \log[1/\lambda - 1] \quad (3.32)$$

$$d_t - p_t = -\frac{\alpha}{1 - \lambda} + E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j [-\Delta d_{t+1+j} + r_{t+1+j}] \right] \quad (3.33)$$

Yukarıda elde ettiğimiz eşitlik bize logaritmik kâr payı ve logaritmik fiyat değişkenleri arasında koentegre bir ilişki olması durumunda, fiyat köpüğünün olmadığını göstermektedir. Aksi bir durumda fiyat köpüğü olgusuna rastlandığı ifade edilecektir.

Bu çalışmanın, piyasalarda bir varlığın fiyatının gerçek değeri olan beklenen nakit akımlarının iskontolu değerlerinden sapması olarak ifade edilen fiyat köpüklerinin saptanması ve piyasada yatırım yapacak olan yatırımcıların kendilerini koruması için, bir öngörü sağlaması amaçlanmaktadır. Bunun yanında finansal iktisat alanında fiyat köpüklerinin doğrusal olmayan koentegrasyon analizleri ile var olup, olmadıklarının sınanması ve elde edilen sonuçlar ile literatüre katkı yapılması düşünülmektedir.

Çalışmada Borsa İstanbul'a ilişkin banka, bilişim, holding ve yatırım iletişim, sigorta, sınai, spor ve teknoloji gibi çeşitli sektörleri kapsayan 24 endeks ile çalışılmıştır. Bu endekslere ilişkin aylık bazdaki veriler, Borsa İstanbul veri tabanından alınmıştır. Çalışmanın yapıldığı endekslere ilişkin gözlem dönemi tablosu aşağıda yer alan (3.1) numaralı tabloda gösterilmiştir. Bu tabloda da görüleceği üzere endeksler büyük bir kısmı 1997 yılı itibari ile başlamış olup, tüm endekslere ilişkin son veri 2019 yılı itibari sonlandırılmıştır. Bu 24 endekse ilişkin olarak kâr payı ve fiyat endeksleri çalışmamızın konusu oluşturan değişkenler olup, serilere ilişkin verilerin doğal logaritmaları ile çalışılmıştır.

Tablo 3.1. Sektörlere Ait Kar Payı ve Fiyat Endeksi Değişkenlerinin Gözlem Dönemleri

SEKTÖRLER	GÖZLEM DÖNEMİ
BANKA	1997:2-2019:6
BİLİŞİM	2000:8-2019:6
ELEKTRİK	1997:2-2019:6
FİNANSAL KİR. FAK.	1997:2-2019:6
GAYRİMENKUL Y. O.	2000:2-2019:6
GIDA İÇECEK	1997:2-2019:6
HİZMETLER	1997:2-2019:6
HOLDİNG VE YATIRIM	1997:2-2019:6
İLETİŞİM	2000:8-2019:6
KİMYA PETROL PLASTİK	1997:2-2019:6
MALİ	1997:2-2019:6
MENKUL KIYMET Y. O.	1997:2-2019:6
METAL	1997:2-2019:6
METAL EŞYA MAKİNA	1997:2-2019:6
ORMAN KÂĞIT BASIM	1997:2-2019:6
SİGORTA	1997:2-2019:6
SİNAİ	1997:2-2019:6
SPOR	2004:5-2019:6
TAŞ TOPRAK	1997:2-2019:6
TEKNOLOJİ	2000:8-2019:6
TEKSTİL DERİ	1997:2-2019:6
TİCARET	1997:2-2019:6
TURİZM	1997:2-2019:6
ULAŞTIRMA	1997:2-2019:6

Alınan bu veriler doğrultusunda sektörlere ilişkin kâr payı (d_t) ve fiyat endeksi (p_t) değişkenleri arasındaki uzun dönem denge ilişkisinin saptanması aşamasında öncelikle ADF doğrusal birim kök testi, KSS ve Sollis doğrusal olmayan birim kök testleri ile durağanlık durumuna ilişkin analiz gerçekleştirilmiştir.

Tablo 3.2. Kar Payı ve Fiyat Endeksi Değişkenlerinin Düzeylerine Uygulanan ADF, KSS ve Sollis Birim Kök Testleri Sonuçları

SEKTÖRLER	d_t			p_t		
	ADF	KSS	Sollis	ADF	KSS	Sollis
BANKA	-1.7236(14)	-1.9433(15)	2.1299(15)	-2.5706(0)	-1.8285(15)	1.7153(15)
BİLİŞİM	-2.8106(11)	-0.7572(15)	2.6183(15)	-3.1904(0)	-1.3828(15)	2.2991(15)
ELEKTRİK	-3.6898*(11)	-4.3254*(15)	12.1050*(15)	-3.3783(0)	-4.4283*(15)	12.8950*(15)
FİNANSAL KİR. FAK.	-2.5776(14)	-2.7213(14)	3.6949(14)	-3.3575(0)	-3.2436(10)	5.2639(14)
GAYRİMENKUL Y. O.	-2.3482(6)	-3.6880*(15)	6.7734*(15)	-2.4606(0)	-3.4305*(15)	5.8780(15)
GIDA İÇECEK	-0.9653(14)	-1.2086(14)	0.8734(14)	-1.8993(0)	-1.3332(15)	1.0845(15)
HİZMETLER	-3.6174*(6)	-2.0477(14)	4.5576(14)	-3.2335(9)	-1.9293(14)	7.7880*(9)
HOLDİNG VE YATIRIM	-2.9430(10)	-2.5416(14)	3.4302(14)	-3.2217(0)	-2.4055(14)	2.9899(14)
İLETİŞİM	-1.3765(4)	-2.5123(15)	3.2208(15)	-1.3742(5)	-2.8863(15)	4.6933(15)
KİMYA PETROL PLASTİK	-3.5836*(10)	-2.9692(14)	5.3548(14)	-3.7149*(0)	-2.5942(14)	4.3940(14)
MALİ	-1.9360(14)	-2.2635(15)	3.0065(15)	-2.7384(0)	-2.0187(15)	2.1117(15)
MENKUL KIYMET Y. O.	-2.6113(12)	-2.5968(14)	3.3759(14)	-3.4772*(3)	-2.5834(14)	3.3648(14)
METAL	-2.9053(10)	-2.8801(14)	4.3552(14)	-3.4070(3)	-2.4624(15)	3.0217(15)
METAL EŞYA MAKİNA	-3.0605(10)	-2.6925(15)	3.8409(15)	-3.6755*(3)	-2.7160(15)	4.6383(15)
ORMAN KÂĞIT BASIM	-2.1796(13)	-2.0687(14)	2.6189(14)	-2.5904(0)	-1.9275(14)	2.2009(14)
SİGORTA	-2.4862(11)	-2.5024(15)	3.4140(15)	-2.8153(0)	-2.3118(15)	2.7522(15)
SİNAİ	-2.6854(10)	-2.4095(14)	2.8910(14)	-2.7486(0)	-2.3201(14)	2.7677(14)
SPOR	-1.9982(11)	-1.8190(14)	1.9981(14)	-1.7523(1)	-2.2051(14)	3.9746(14)
TAŞ TOPRAK	-1.6458(10)	-1.4091(14)	1.3691(14)	-2.3871(3)	-1.5373(15)	1.4701(15)
TEKNOLOJİ	-2.4175(11)	-1.9099(15)	2.7066(15)	-3.4669*(2)	-1.5940(15)	2.3603(15)
TEKSTİL DERİ	-3.1995(12)	-1.8642(14)	3.8842(14)	-4.2943*(9)	-1.9004(14)	4.4438(14)
TİCARET	-3.0211(7)	-1.9329(14)	2.3698(14)	-3.6933*(5)	-1.6275(14)	2.0449(14)
TURİZM	-2.8311(10)	-2.3313(15)	3.5713(15)	-3.6354*(2)	-2.2951(15)	3.0779(15)
ULAŞTIRMA	-3.9115*(14)	-2.8139(15)	7.1452*(15)	-4.0344*(15)	-2.8727(15)	6.7545*(15)

Notlar: * %5 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezi olan birim kökün reddedildiğini göstermektedir. Parantez içindeki değerler Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılarak belirlenen uyum gecikme uzunluklarıdır.

Bu analiz aşamasında doğrusal olmayan testlerin eklenmesinin amacı genellikle doğrusal olmayan yapıya sahip finansal seriler ile çalışılırken uygulanacak olan doğrusal testler, bizlere yanıltıcı sonuçlar sunmaktadır.

Yukarıda tablo (3.2)'de elde edilen sonuçlar incelendiğinde 24 sektörün 20'si düzeyde durağan değildir. Düzeyde durağan olan sonuçlar ise analizin bir sonraki

aşamasında yer almayacaktır. Düzeyde durağan olmayan 20 sektörün verilerine ilişkin birinci farklar alınarak ADF testi ile tekrar durağanlık analizleri yapılmıştır.

Tablo 3.3. Kar Payı ve Fiyat Endeksi Değişkenlerinin Birinci Farklarına Uygulanan ADF Birim Kök Testi Sonuçları

	Δd_t	Δp_t
SEKTÖRLER	ADF	ADF
BANKA	-4.3560*(10)	-16.2625*(0)
BİLİŞİM	-4.1230*(10)	-15.7751*(0)
ELEKTRİK	-	-
FİNANSAL KİR. FAK.	-5.3213*(15)	-16.6433*(0)
GAYRİMENKUL Y. O.	-	-
GIDA İÇECEK	-4.1173*(8)	-17.6132*(0)
HİZMETLER	-	-
HOLDİNG VE YATIRIM	-5.2857*(9)	-16.0045*(0)
İLETİŞİM	-9.3368*(3)	-5.7905*(10)
KİMYA PETROL PLASTİK	-5.2215*(9)	-16.7705*(0)
MALİ	-4.3895*(10)	-16.1176*(0)
MENKUL KIYMET Y. O.	-5.1395*(12)	-15.4493*(0)
METAL	-4.9220*(9)	-15.1104*(0)
METAL EŞYA MAKİNA	-5.1624*(9)	-15.2678*(0)
ORMAN KÂĞIT BASIM	-5.2006*(9)	-7.8078*(4)
SİGORTA	-4.0631*(10)	-15.7198*(0)
SİNAİ	-4.9385*(9)	-15.6165*(0)
SPOR	-3.0610*(10)	-15.3417*(0)
TAŞ TOPRAK	-4.7777*(9)	-7.6018*(2)
TEKNOLOJİ	-3.8956*(10)	-15.4016*(0)
TEKSTİL DERİ	-5.5840*(11)	-5.7981*(13)
TİCARET	-5.5577*(6)	-7.0374*(4)
TURİZM	-5.6996*(12)	-5.1199*(14)
ULAŞTIRMA	-	-

Notlar: * %5 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezi olan birim kökün reddedildiğini göstermektedir. Parantez içindeki değerler Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılarak belirlenen uygun gecikme uzunluklarıdır.

Bir önceki bölümde düzey durağan endeksler hariç, birinci farkları sonrası incelemeye alınan 20 sektörün tamamı durağanlaşmıştır. Durağan olmayan serilerin birinci

dereceden farkları alınarak çalışmaya devam edilmiştir. Sonraki aşamada ise; birinci dereceden durağan olan serilerin aralarındaki uzun dönemli ilişkinin tespit edilmesi için doğrusal olmayan KSS (2006) ve Hepsağ (2019) testleri kullanılmıştır.

Tablo 3.4. KSS ve Hepsağ Doğrusal Olmayan Koentegrasyon Testleri Sonuçları

SEKTÖRLER	$F_{NEC,t}$	$F_{NEC,t}^*$	$F_{ANEG,t}$	$F_{ANEC,t}$
BANKA	1.9919 (15)	2.9179 (15)	0.8554 (15)	0.5582 (15)
BİLİŞİM	1.4706 (1)	1.7180 (1)	5.3933(15)	1.7941 (1)
ELEKTRİK	-	-	-	-
FİNANSAL KİR. FAK.	6.7621 (3)	8.5699 (3)	9.0811 (14)	0.0838 (3)
GAYRİMENKUL Y. O.	-	-	-	-
GIDA İÇECEK	1.5649 (14)	2.3568 (14)	1.4351 (15)	0.5281 (14)
HİZMETLER	-	-	-	-
HOLDİNG VE YATIRIM	1.5506 (13)	1.7941 (13)	0.4497 (15)	0.7173 (13)
İLETİŞİM	1.7537 (1)	2.1465 (1)	5.9573 (15)	0.2380 (1)
KİMYA PETROL PLASTİK	1.4089 (14)	1.4251 (14)	0.7092 (14)	0.6860 (14)
MALİ	3.2438 (15)	4.6698 (15)	0.4616 (15)	0.3121 (15)
MENKUL KIYMET Y. O.	10.2450* (14)	11.4711* (14)	1.6961 (15)	14.6667* (14)
METAL	0.2028 (1)	0.3020 (1)	1.3692 (15)	0.1319 (1)
METAL EŞYA MAKİNA	2.4763 (14)	3.6348 (14)	0.8156 (15)	0.5084 (14)
ORMAN KÂĞIT BASIM	2.2289 (13)	1.1965 (13)	2.5761 (14)	3.6271 (13)
SİGORTA	1.2118 (13)	1.6990 (13)	0.8307 (15)	1.0497 (13)
SİNAİ	2.1061 (14)	1.6978 (14)	0.3456 (15)	1.9001 (14)
SPOR	0.3824 (13)	0.2206 (13)	6.1332 (14)	0.3591 (13)
TAŞ TOPRAK	0.9029 (13)	1.0037 (13)	0.1020 (15)	0.9021 (13)
TEKNOLOJİ	1.2330 (1)	1.8576 (1)	2.3006 (15)	0.0169 (1)
TEKSTİL DERİ	1.6357 (13)	1.6303 (13)	0.4273 (15)	1.2533 (13)
TİCARET	2.4382 (13)	3.6538 (13)	1.0075 (14)	1.3260 (13)
TURİZM	1.0910 (15)	0.0636 (15)	10.4458* (15)	0.5518 (15)
ULAŞTIRMA	-	-	-	-

Notlar: * %5 anlamlılık düzeyinde koentegrasyon olmadığını ifade eden sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Parantez içindeki değerler Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılarak belirlenen uygun gecikme uzunluklarıdır.

Yukarıda tablo (3.4) doğrusal olmayan KSS (2006) ve Hepsağ (2019) koentegrasyon sonuçları incelendiğinde %5 anlamlılık düzeyinde yalnızca “Menkul Kıymetler Y.O.” endeksi için uzun dönem dengesinin olmadığını ifade eden, temel hipotez reddedilebilmiştir. Diğer tüm endeksler için uzun dönem dengesinin olmadığını ifade

eden temel hipotez kabul edilmiştir. Bu sebeple çalışmada “Menkul Kıymetler Y.O.” endeksi hariç diğer tüm endekslerde fiyat köpüğü olgusuna rastlanmıştır.

SONUÇ

Finansal piyasalarda işlem yapan yatırımcıların dikkat etmesi gereken önemli konulardan bir tanesi fiyat köpüğü olgusudur. Fiyat köpüğü kısaca, piyasada bir varlığa ilişkin fiyatın iktisadi bir temele dayanmadan aşırı yükseliş göstererek, gerçek değerinden sapması olarak ifade edilebilir.

Çalışmada, Türkiye borsasındaki fiyat köpüğünün araştırılması amaçlanmıştır. Bu kapsamda Borsa İstanbul'da yer alan banka, bilişim, holding ve yatırım iletişim, sigorta, sınai, spor ve teknoloji gibi çeşitli sektörleri kapsayan 24 endeksin 1997-2019 dönemleri incelenmiştir. İncelenen bu endekslere ilişkin logaritmik veriler kullanılmıştır.

Çalışma boyunca yapılan analizlerde doğrusal koentegrasyon testleri yerine doğrusal olmayan testler kullanılmıştır. Doğrusal olmayan koentegrasyon testlerinin kullanılma nedeni; doğrusal testlerin rasyonel köpükleri saptamada yetersiz kalmasıdır. Ayrıca analizin yapıldığı dönemin şartları ele alındığında; 2001, 2008 Mortgage Krizi ve 2009 Avrupa borç krizlerinin yaşanması sonucu oluşan rejim değişikliklerini dikkate alan testler ile çalışılması daha güvenilir sonuçlar verdiği için doğrusal olmayan KSS (2006) ve Hepsağ (2019) testleri ile çalışılmıştır.

Yapılan ampirik analizler doğrultusunda; doğrusal olmayan KSS (2006) ve Hepsağ (2019) testleri ile elde edilen sonuçlar; Borsa İstanbul'da var olan 24 endeksten, 1 sektör endeksi hariç koentegre ilişkiye rastlanılmamıştır. Bu sonuca göre; piyasalarda meydana gelebilecek rasyonel olmayan fiyat hareketlerinin, fiyat köpüğünün varlığından dolayı ortaya çıkabileceği kanısına ulaşılmaktadır. Endekslerde meydana gelen balonlar fiyat istikrarını etkilediği için, politika yapıcılar bu fiyat hareketlerine karşı tedbirler almalıdırlar. Finansal piyasalarda işlem yapan yatırımcıların yatırım kararı aşamasında bu tarz balon risklerini gözeterek hareket etmeleri ve riski paylaştırmaları gerekmektedir. Ayrıca bu piyasaların işlem hacmini arttırıcı aksiyonlar alınarak, piyasaların mihtemel fiyat köpüklerine karşı daha güvenilir ve dirençli olması sağlanmalıdır.

KAYNAKÇA

- Akgül, I. (2003). *Geleneksel Zaman Serisi Yöntemleri*. İstanbul: Der Yayınları.
- Altay, E. (2008). *Rational Bubbles in Istanbul Stock Exchange: Linear and Nonlinear Unit Root Tests*. L. Beridze, *Economics of Emerging Markets* New York: Nova Science Publishers.
- Ashley, R., Patterson, D. (2001). Nonlinear Model Specification/Diagnostics: Insights From A Battery Of Nonlinearity Tests. *Working Paper of Virginia Polytechnic Institute and State University*.
- Blanchard, O. J., Watson, M. W. (1982). Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets. *National Bureau of Economic Research Working Paper*, 1-30.
- Bozoklu, Ş., Zeren, F. (2013). Türkiye Hisse Senedi Piyasasında Rasyonel Köpükler: Saklı Eşbütünleşme Yaklaşımı. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 17-31.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics For Finance*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Caspi, Itamar (2013): Rtdf: Testing for Bubbles with EViews. *Munich Personal RePec Archive Paper*, No: 58791.
- Chan, K.S. (1993). Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model. *The Annals of Statistics*, 21(1), 520-533.
- Chan, K., McQueen, G& Thorley, S. (1998). Are There Rational Speculative Bubbles İn Asian Stock Market? *Pacific Basin Finance Journal*, 125-151.
- Chang, T., Vd. (2016). Testing For Bubbles İn The BRICS Stock Markets, *Journal of Economic Studies*, 43(4), 646-660.

- Chen, J. (2012). Crisis, Capital Controls and Covered Interest Parity: Evidence from China in Transformation. *Paris-Jourdan Sciences Economiques*, No: 1
- Chen, X., Funke, M. (2013). Real-Time Warning Signs of Emerging and Collapsing Chinese House Price Bubbles. *National Institute Economic Review*, Doi: <https://doi.org/10.1177/002795011322300105> (Eriřim: 30.12.2019).
- Çaęlı, E. Ç., Mandacı, P. E. (2007). Borsa İstanbul’da Rasyonel Balon Varlığı: Sektör Endeksleri Üzerine Bir Analiz. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar Dergisi*, 63-75.
- Çil Yavuz, N. (2004). Duraęanlığın Belirlenmesinde KPSS ve ADF Testlerin İİMKB Ulusal-100 Endeksi ile Bir Uygulama. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*, 54(1), 240-246.
- Çil Yavuz, N. (2011). Duraęanlığın Belirlenmesinde KPSS ve ADF Testleri: İİMKB Ulusal-100 Endeksi ile Bir Uygulama. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*, 240-246.
- Çil Yavuz, N. (2015). *Finansal Ekonometri* (2. baskı). İstanbul: Der Yayınları.
- Diba, B. T., Grossman, H. (1983). The Theory Of Rational Bubbles In Stock Prices, *Economic Journal*, 98(392), 746-754.
- Enders, W., Granger, C.W.J. (1998). Unit Root Tests and Asymetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates, *Journal of Business and Economic Statistics*, 16 (5).
- Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series* (3. baskı). New York: Wiley.
- Esteve, V. Vd. (2006). Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment Between Goods And Services Inflation In The United States. *Economic Modelling*, (23), 1033-1039.
- Franke, J., Hardle, W. K.& Hafner, C. M. (2008). *Statistics of Financial Markets: An Introduction*. (1. baskı). München: Springer.

- Gonzales, J., vd. (2015). Testing for Bubbles in the Colombian Housing Market: A New Approach. Doi: <https://doi.org/10.13043/dys.75.5>. (Eriřim: 30.12.2019).
- Gourieroux, C., Jasiak, J. (2001). *Financial Econometrics: Problems, Models and Methods*. New Jersey: Princeton University Press.
- Granger, C., Newbold, P. (1977). *Forecasting Economic Time Series*. London: Academic Press.
- Gujarati, D. N. (1995). *Basic Econometrics* (3 b.). New York: McGraw-Hill.
- Güriř, S., Çağlayan, E. (2013). *Ekonometri Temel Kavramlar*. İstanbul: Der Yayınları.
- Güriř, B., Yařgöl, Y.& Tırařoğlu, M. (2017). "E7 Ülkelerinde Satınalma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri ile Analizi" DOI: <http://dx.doi.org/10.17336/igusbd.387999>.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis* (11. Baskı). New Jersey: Princeton University Press.
- Hansen, L., Hodrick, R. (1980). Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis *Journal of Political Economy* 88(5), 829-853.
- Hansen, B. (1996). Estimation of TAR Models *Boston College Working Papers in Economics* No: 325.
- Hansen, B., Seo, B. (2002). Testing Two Regime Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models. *Journal of Econometrics*, (110), 293-318.
- Hansen, B., Seo, B. (2011). Threshold Autoregression in Economics *Statistics and Its Interface*. (4), 123–127.
- Harvey, D.I., Mills, T.C. (2000). Unit Roots and Double Smooth Transitions. *Economic Research Paper* No: 00/10.

- Hepsağ, A., Akçalı, B. (2015). Zayıf Formda Piyasa Etkinliğinin Asimetrik Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi ile Analizi: G-7 ve E-7 Ülkeleri Örneği. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 9 (2), 73-90.
- Hepsağ, A. (2019a). Orta Gelir Tuzağı Hipotezine Asimetrik Doğrusal Olmayan Koentegrasyon Yaklaşımı. *Uluslararası Akademik Araştırmalar Kongresi*, https://www.researchgate.net/publication/336890506_ORTA_GELIR_TUZA_GI_HIPOTEZINE_ASIMETRIK_DOGRUSAL_OLMAYAN_KOENTEGRASYON_YAKLASIMI (Erişim: 02.12.2019).
- Hepsağ, A. (2019b). Testing for Cointegration in Nonlinear Asymmetric Smooth Transition Error Correction Models. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 1-13.
- Hu, Y., Oxley L. (2018). Bubble Contagion: Evidence From Japan's Asset Price Bubble Of The 1980-90s, *Journal of the Japanese and International Economies, Elsevier*- 50(C), 89-95.
- Johnston, J., Dinardo, J. (1997). *Econometric Methods* (4. baskı). New York: McGraw-Hill.
- Jung, Y., Hassan, K. (2010), Rational Speculative Bubbles İn MENA Stock Markets, *Studies in Economics and Finance*, 27(3), 247-264.
- Kapetanios, G., Yongcheol S.& Andy, S. (2003). Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework. *Journal of Econometrics*, Vol.112, 359-379.
- Kapetanios, G., Shin, Y.& Snell, A. (2006) Testing for Cointegration in Nonlinear Smooth Transition Error Correction Models. *Econometric Theory*, 22(2), 279-303.
- Kelleher, D., Kim, G.& Kim, S. (2001). Evidence of Bubbles in the Korean Stock Markets. Doi: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.268922> (Erişim: 31.12.2019).

- Kesgingöz, H. (2013). Türk Sanayisinin Konjonktürel Analizi. Doktora Tezi, 16. Afyonkarahisar: Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Knight, K. (2000). *Mathematical Statistics*. London: Chapman & Hall/CRC.
- Komaromi, G. (2006). *Anatomy of Stock Market Bubbles*. India: The ICFAI University Press, India.
- Kruse, R. (2011). A New Unit Root Test Against ESTAR Based on a Class of Modified Statistics. *Statistical Papers*, 52(1), 71-85.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics* (52), 159-178.
- Lardic, S., Priso, A. M. (2004). Rational Stock Price Bubbles: Is There any. *Finance India*, 18, 559-576.
- Lawler, G. (2006). *Introduction to Stochastic Processes* (2. baskı). Florida: CRC Press.
- Leybourne, S., Newbold, P. & Vougas, D. (1998). Unit Roots and Smooth Transitions. *Journal of Time Series Analysis* 19, 83–97.
- Liu, X., Filler, G. & Odening, M. (2013), Testing For Speculative Bubbles In Agricultural Commodity Prices: A Regime Switching Approach, *Agricultural Finance Review*, 73(1), 179-200.
- Makridakis, S., Wheelwright, S. C. (1973). *Forecasting Methods For Management*. New York: John Wiley Sons. Inc.
- Narayan, S., Narayan, P. K. (2004). Determinants of Demand for Fiji's Exports: An Empirical Investigation. *The Developing Economies*, 42 (1), 95-112.
- Orhunbilge, N. (1999). *Zaman Serileri Analizi ve Fiyat İndeksleri*. İstanbul: Tunç Matbaası.

- Parasız, İ., & Bildirici, M. (2014). Modern Konjonktür Teorileri, Konjonktürel Dalga Tahminleri Konjonktürel Dalgalanmalar Tarihi. <https://www.researchgate.net/publication/265165228> (Erişim: 05. 10. 2019)
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). *Testing for Unit Roots in Time Series Regression*. Biometrika Oxford: Oxford University Press.
- Phillips, P., Shi, S.& Yu, J. (2012). Testing for Multiple Bubbles. Cowles Foundation Discussion Paper No. 1843.
- Pindyck, R. S., & Rubinfeld, D. L. (1991). *Econometric Models and Economic Forecast* (3. baskı) New York: McGraw-Hill International Edit.
- Potter, S. (1995). A Nonlinear Approach to US GNP. *Journal of Applied Econometrics*, 10 (2), 109-125.
- Qin, X., Tan, R. (2006). Markov-Switching Unit Root Tests: A Study of Property Price Bubbles in Hong Kong and Seoul. *Economic Growth Centre Working Paper Series*, No: 0602.
- Richard, H., & Robert, S. (2003). *Applied Time Series Modelling and Forecasting* (1. baskı). Hoboken: John Wiley & Sons.
- Ruey, S. T. (2005). *Analysis of Financial Time Series* (2. baskı). New Jersey: Wiley.
- Ryan, T. P. (2007). *Modern Engineering Statistics*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Serper, Ö. (2004). *Uygulamalı İstatistik 2* (5. baskı). Bursa: Ezgi Kitapevi.
- Sevüktekin, M., Çınar, M. (2014). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi: Eviews Uygulamaları* (4. baskı). Bursa: Dora Yayınları.
- Shiller, R. J. (2001). Bubbles, Human Judgment and Expert Opinion. *Cowles Foundation Discussion Paper*, 1-16.

- Sollis, R. (2009). A Simple Unit Root Test Against Asymmetric STAR Nonlinearity With an Application To Real Exchange Rates İn Nordic Countries. *Economic Modelling*, 26(1), 118–125.
- Şimşek, T. (2015). Modern Konjonktür Teorileri Çerçevesinde Ekonomik Dalgalanmalar: Politik İstikrarın Etkileri Üzerine Panel Veri Analizi. Doktora Tezi, 15. Ankara: Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Taşçı, H. M., Okuyan, H. A. (2009). İMKB’de Spekülatif Şişkinlerin Test Edilmesi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 2(10), 272-283.
- Taylor, S. J. (2007). *Modelling Financial Time Series* (2. baskı). Singapore: World Scientific.
- Tiwari, A., Mutascu, M. (2016). The Revenues-Spending Nexus İn Romania: A TAR And MTAR Approach. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja* 29(1), 735-745.
- Tong, H. (1983). *Non-linear Time Series A Dynamical System Approach*. USA: Oxford University Press.
- Tsay, R., Cao, C. (1992). Nonlinear Time-Series Analysis Of Stock Volatilities, *Journal Of Applied Econometrics*, (7). 165-182.
- Tsay, R. S. (2010). *Analysis Of Financial Time Series*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Yanık, S., & Aytürk, Y. (2001). Rational Speculative Bubbles in Istanbul Stock Exchange.” *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 175-189.
- Yaşar, B. (2008). Davranışsal Finans ve Fiyat Köpüğü: İMKB Endekslerinde Fiyat Köpüğüyle İlgili Mevsimsel Birim Kök Araştırması. Yüksek Lisans Tezi. İstanbul: İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.

Yıldırım, H., Karaca, E. (2013). "Üretim Sürecinde İstatistiksel Proses Kontrol (IPK) Uygulamaları ve Elektronik Sektöründe Bir İnceleme." *Öneri Dergisi*, 1300-0845, 77-87.