



AKDENİZ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ



İnci Sinem ŞİRİN

STAR Eşbütünleşme Analizi ile Sağlık Harcamaları, CO₂ Emisyonu ve Ekonomik Büyüme
Arasındaki Dinamik İlişkiler

Ekonometri Anabilim Dalı
Yüksek Lisans Tezi

Antalya, 2022



AKDENİZ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ



İnci Sinem ŞİRİN

STAR Eşbütünleşme Analizi ile Sağlık Harcamaları, CO₂ Emisyonu ve Ekonomik Büyüme
Arasındaki Dinamik İlişkiler

Danışman

Dr.Öğr. Üyesi Ayça BÜYÜKYILMAZ ERCAN

Ekonometri Anabilim Dalı

Yüksek Lisans Tezi

Antalya, 2022

Akdeniz Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğüne,

İnci Sinem Şirin'in bu çalışması, jürimiz tarafından Ekonometri Anabilim Dalı Tezli Yüksek Lisans Programı tezi olarak kabul edilmiştir.

Başkan : Prof.Dr. Adil KORKMAZ

Üye (Danışmanı) : Dr.Öğr. Üyesi Ayça BÜYÜKYILMAZ ERCAN

Üye : Doç.Dr. Atilla GÖKÇE

Tez Başlığı:	STAR Eşbütünleşme Analizi ile Sağlık Harcamaları, CO ₂ Emisyonu ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Dinamik İlişkiler
--------------	--

Tez Savunma Tarihi : 10/05/2022

Mezuniyet Tarihi : 02/06/2022

AKADEMİK BEYAN

Yüksek lisans tezi olarak sunduğum “STAR Eşbütünleşme Analizi ile Sağlık Harcamaları, CO₂ Emisyonu ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Dinamik İlişkiler” adlı bu çalışmanın, akademik kural ve etik değerlere uygun bir biçimde tarafımdan yazıldığını, yararlandığım bütün eserlerin kaynakçada gösterildiğini ve çalışma içerisinde bu eserlere atıf yapıldığını belirtir; bunu şerefimle doğrularım.

İmza

İnci Sinem ŞİRİN





T.C.
AKDENİZ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ



25 / 04 / 2022

TEZ ÇALIŞMASI ORJİNALLİK RAPORU BEYAN BELGESİ

Öğrenci Bilgileri	
Adı-Soyadı	İnci Sinem ŞİRİN
Öğrenci Numarası	20175244001
Anabilim Dalı	Ekonometri
Programı	Tezli Yüksek Lisans
Danışman Öğretim Üyesi Bilgileri	
Unvanı, Adı-Soyadı	Dr.Öğr.Üyesi, Ayça BÜYÜKYILMAZ ERCAN
Yüksek Lisans Tez Başlığı	STAR Eşbütünleşme Analizi ile Sağlık Harcamaları, CO ₂ Emisyonu ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Dinamik İlişkiler
Turnitin Bilgileri	
Ödev Numarası	1839910418
Rapor Tarihi	25.04.2022
Benzerlik Oranı	Alıntılar hariç: %13 Alıntılar dâhil: %13
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE, Yukarıda bilgileri bulunan öğrenciye ait tez çalışmasının a) Kapak sayfası, b) Giriş, c) Ana Bölümler ve d) Sonuç kısımlarından oluşan toplam 67 sayfalık kısmına ilişkin olarak Turnitin adlı intihal tespit programından Sosyal Bilimler Enstitüsü Tez Çalışması Orijinallik Raporu Alınması ve Kullanılması Uygulama Esaslarında belirlenen filtrelemeler uygulanarak yukarıdaki detayları verilen ve ekte sunulan rapor alınmıştır. Danışman tarafından uygun olan seçenek işaretlenmelidir: (X) Benzerlik oranları belirlenen limitleri aşmıyor ise: Yukarıda yer alan beyanın ve ekte sunulan Tez Çalışması Orijinallik Raporunun doğruluğunu onaylarım. () Benzerlik oranları belirlenen limitleri aşıyor, ancak tez/dönem projesi danışmanı intihal yapılmadığı kanısında ise: Yukarıda yer alan beyanın ve ekte sunulan Tez Çalışması Orijinallik Raporunun doğruluğunu onaylar ve Uygulama Esaslarında öngörülen yüzdelik sınırlarının aşılmasına karşın, aşağıda belirtilen gerekçe ile intihal yapılmadığı kanısında olduğumu beyan ederim.	
Gerekçe:	
Benzerlik taraması yukarıda verilen ölçütlere uygun olarak tarafımda yapılmıştır. İlgili tezin orijinallik raporunun uygun olduğunu beyan ederim.	
Danışman Öğretim Üyesi Dr.Öğr.Üyesi Ayça BÜYÜKYILMAZ ERCAN	

İÇİNDEKİLER

ŞEKİLLER LİSTESİ.....	iii
TABLolar LİSTESİ.....	iv
KISALTMALAR LİSTESİ.....	v
ÖZET.....	vii
SUMMARY.....	viii
ÖNSÖZ.....	ix

BİRİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL VE DOĞRUSAL OLMAYAN, ZAMAN SERİLERİ

1.1.Doğrusal ve Doğrusal Olmama Kavramı.....	1
1.2.Doğrusal Zaman Serisi Analizi	2
1.2.1. Box Jenkins Modelleri	2
1.3.Doğrusal Dışılık Testleri	4
1.3.1.Mcleod-Li Testi.....	4
1.3.2. Keenan Testi.....	5
1.3.3. BDS Testi	6
1.3.4. TSAY Testi	7
1.3.5. RESET Testi.....	8
1.4. Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Analizi.....	8
1.4.1. Rejim Değişimi Kavramı	9
1.4.1.1.Rejim Değişimi Kavramının Sınıflandırılması	11
1.4.2.Threshold Otoregresif (TAR) Modelleri	13
1.4.2.1.TAR Modellerinde Parametre Tahmini.....	16
1.4.2.2.TAR Modelleri Doğrusallık Testleri	17
1.4.3.Yumuşak Geçişli Otoregresif (STAR) Modelleri	19
1.4.3.1.Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif Modelleri (LSTAR)	24
1.4.3.2.Üstel Yumuşak Geçişli Otoregresif Modelleri (ESTAR)	29
1.4.3.3.STAR Model Tahmin Süreci.....	31
1.4.3.4.STAR Tipi Doğrusal Dışılık Testleri	32
1.4.3.5.LSTAR ve ESTAR Model Seçimi	36
1.4.4.Markov Rejim Değişimi Modelleri (MSA).....	36

İKİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİLERİNDE EŞBÜTÜNLEŞME

2.1. Geleneksel Birim Kök Testleri.....	38
2.2. Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri	38
2.2.1. Enders ve Granger (1998) Birim Kök Testi	39
2.2.2. Caner ve Hansen (2001) birim kök testi.....	40
2.1.3. STAR Birim Kök Testleri	43
2.1.3.1. Kapetanios, Shin ve Snall (2003) Birim Kök Testi.....	43
2.3. Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Testleri.....	45
2.3.1. TAR Eşbütünleşme Testleri	46
2.3.1.1. Balke ve Fomby (1997).....	46
2.3.1.2. Lo ve Zivot (2001)	48
2.3.1.3. Hansen ve Seo (2002)	51
2.3.1.4. Enders – Siklos (2001)	52
2.3.2.1. Kapetanios, Shin ve Snell (KSS) Eşbütünleşme Testi	53

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

3.1. Ekonomik Büyüme, Karbon Emisyonu ve Sağlık Harcamaları İlişkisi.....	56
3.2. Literatür Taraması	56
3.3. Çalışmada Kullanılan Veriler.....	59
3.4. Birim Kök Testleri	61
3.5. Doğrusallık Testleri.....	63
3.6. Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri	64
3.7. KSS Eşbütünleşme Testi	65
SONUÇ	66
KAYNAKÇA	68
ÖZGEÇMİŞ.....	73

ŞEKİLER LİSTESİ

Şekil 1.1 Örnek Bir Rejim Değişimi Grafiği	10
Şekil 1.2. Lojistik Fonksiyon Grafiği	25
Şekil 1.3.SETAR modelinden üretilen dört seri.....	26
Şekil 1.4.SETAR modelinden oluşturulan dört serinin dağılım.....	27
Şekil 1.5. Üstel Geçiş Fonksiyonu	30
Şekil 3.1. Türkiye 2000-2018 CO ₂ Emisyonu	60
Şekil 3.2. Türkiye 2000-2018 Sağlık Harcamaları	60
Şekil 3.3. Türkiye 2000-2018 GSYİH	61
Şekil 3.4. Logaritmik ve I(1) Derecesinde Verilerin Grafikleri.....	63

TABLolar LİSTESİ

Tablo 1.1.Box, Jenkins, Reinsel	4
Tablo 1.2 Rejim deęiřimi olan regresyon modeli tiplerinin sınıflandırılması	13
Tablo 1.3. LSTAR ve ESTAR modelleri için hipotez tablosu	36
Tablo 3.1. Tanımlayıcı İstatistikler	59
Tablo 3.2. ADF Birim Kök Testi	61
Tablo 3.3. Philips-Perron Birim Kök Testi	62
Tablo 3.4. BDS Doğrusallık Testi Sonuçları	63
Tablo 3.5. Terasvirta(1994) Doğrusallık Testi	63
Tablo 3.6. KSS Birim Kök Testi	64
Tablo 3.7. Sollis & Cook ve Vougas Birim Kök Testleri	64
Tablo 3.8. KSS(2006) Eřbütünleřme Testi	65

KISALTMALAR LİSTESİ

ADF	:	Augmented Dickey-Fuller
ADF	:	Geneleştirilmiş Dickey Fuller Testi
AIC	:	Akaike Bilgi Kriteri
AR	:	Otoregresif
ARMA	:	Hareketli Otoregresif Ortalama
ARIMA	:	Bütünleşik Hareketli Otoregresif Ortalama
ARCH	:	Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
BAND-TAR	:	Band Eşik Otoregresif Model
BDS	:	Brock, Dechert ve Scheinkman Testi
CO ₂	:	Karbon Emisyonu
DF	:	Dickey Fuller Testi
ECM	:	Hata Düzeltme Modeli
EKK	:	En Küçük Kareler
ESTAR	:	Üstel Yumuşak Geçişli Otoregresif
EQ-TAR	:	Equilibrium Eşik Otoregresif Model
GSYİH	:	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
KSS	:	Kapetanios, Shin ve Snall
LM	:	Breusch-Godfrey Testi
LR	:	Olabilirlik Oranı
LSTAR	:	Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif
M	:	Eşik Momentum Otoregresif
MA	:	Hareketli Ortalama
MSA	:	Markov Rejim Değişimi Modelleri
MTAR	:	Momentum Eşik Otoregresif Modeli
NLSS	:	Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler
RD-TAR	:	Geri Dönen Eşik Otoregresif Model
SETAR	:	Yumuşak Geçişli Eşik Otoregresif Model
SIC	:	Schwartz Bilgi Kriteri
STAR	:	Yumuşak Geçişli Otoregresif
SETAR	:	Yumuşak Geçişli Eşik Otoregresif Model
TAR	:	Eşik Otoregresif Modeli

TVAR	:	Eşik Vektör Otoregresif Model
TVECM	:	Vektör Hata Düzeltme Modeli
PP	:	Plilips-Perron
VAR	:	Vektör Otoregresif



ÖZET

Bu çalışmada doğrusal ve doğrusal olmayan zaman serileri modelleri incelenmiştir. Ekonomik büyüme, sağlık harcamaları ve CO₂ emisyonu arasında ilişkiler doğrusal olmayan yöntemler ile incelenmiştir.

Çalışmamızda önce ekonomik büyüme, sağlık harcamaları ve CO₂ emisyonu değişkenlerinin durağanlığı incelenmiş ve üç değişkende I(1) derecede entegre olmuşlardır. Daha sonra doğrusallık testlerinden BDS testi ve STAR modelleri için önerilen Terasvirta (1994) testi uygulanmış ve değişkenlerimizin doğrusal olmadığı sonucuna varılmıştır. Terasvirta (1994) tarafından önerilen çalışmada test sonuçlarına göre uygun STAR modeli belirlenmiştir. Uygun STRA modeli LSTAR modeli seçilerek LSTAR modeli için geliştirilmiş birim kök testleri uygulanmıştır. Daha sonra STAR modeller için uygun olan doğrusal olmayan KSS eşbütünleşme testi uygulanmıştır.

SUMMARY
DYNAMIC RELATIONSHIPS BETWEEN STAR COINTEGRATION
ANALYSIS AND HEALTH EXPENDITURES, CO₂ EMISSIONS AND ECONOMIC
GROWTH

In this study, linear and nonlinear time series models are examined. The relationships between economic growth, health expenditures and CO₂ emission were examined dec nonlinear methods.

In our study, the stasis of economic growth, health expenditures and CO₂ emission variables were examined first and they were integrated at I(1) degree in three variables. Then, the BDS test and the Terasvirta (1994) test proposed for STAR models were applied from the linearity tests and it was concluded that our variables were not linear. In the study proposed by Terasvirta (1994), the appropriate STAR model was determined according to the test results. Unit root tests developed for the LSTAR model were performed by selecting the appropriate STAR model LSTAR model. Then, the nonlinear cointegration test of KSS, which is suitable for STAR models, was applied.

ÖNSÖZ

Dünyada sanayi devrimi ile birlikte ekonomik faaliyetlerde hızlı bir artış olmuştur. Bu hızlı artış çevre kirliliğini önemli oranda artmasına neden olmuştur. Dünyada son zamanlarda artan sanayileşme, kentleşme ve nüfus artışı nedeni ile enerji tüketimi de önemli oranda artmaktadır. Ülkelerin büyüme hızlarını artırmak istemeleri, enerji tüketimini artırırken, birincil enerji kaynağı olan fosil yakıt tüketiminde artmasına sebep olmuşlardır (Şahin: 2018,49).

Sağlık harcamaları ekonomik büyümenin önemli göstergelerindendir. Dünyada ülkelerin gelişmişlik seviyelerini gösteren göstergelerden bir tanesi sağlık sektöründeki gelişmelerdir.

Çalışmamızda sağlık harcamaları ve CO₂ emisyonunun ekonomik büyümeye etkisi doğrusal olmayan yöntemler kullanılarak incelenecektir. STAR modelleri için geliştirilmiş doğrusallık testleri kullanılarak değişkenlerin doğrusallığı incelenmiştir. Doğrusal olmayan modellerden STAR modeli için geliştirilmiş birim kök testleri ve eşbütünleşme testleri kullanılmıştır.

BİRİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL VE DOĞRUSAL OLMAYAN, ZAMAN SERİLERİ

1.1.Doğrusal ve Doğrusal Olmama Kavramı

Ekonometri'nin temel amaçlarından biri; iktisadi değişkenlerin gelecekte alacakları değerleri tahmin etmektir. Geleceğe dair tahmin yapabilmek için kullanılan zaman serisi modelinden incelenen değişkendeki değişimler, değişkenin kendi geçmiş değerlerindeki değişimlerden yararlanılarak yapılmaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2005: 32).

Doğrusal olmayan zaman serisi yapılarını anlamak için öncelikle doğrusal ve doğrusal olmama kavramları açıklanacaktır. Doğrusallık kavramı bağımlı değişkenin koşullu beklenen değerinin bağımsız değişkenin doğrusal bir fonksiyonu olması olarak tanımlanabilir (Gujarati, 1999: 37). Kısaca doğrusallık kavramı sabit eğim ve eğimin kareleri, karekökleri ve çarpımlarının bir fonksiyonu olmamasıdır. Bir regresyon fonksiyonunda eğim sabitken, diğer bir ifadeyle X'deki bir birim değişimin Y'e olan etkisi X'in değerine bağlı ise doğrusaldır. Ancak, X'deki değişimin Y'e olan etkisi bağımsız değişkenlerden birinin ya da birkaçının değerlerine bağlı ise kitle regresyon doğrusu doğrusal olmayacaktır (Stock ve Watson, 2011: 255).

Doğrusal olan zaman serisi modelleri, birçok veri analizi yöntemleri içinde her ne kadar analiz açısından doğrusal olmayana göre daha kolay olsa da yapısal olarak oldukça sade olması bu modellerin zayıf bir noktasıdır. Gerçek hayatta karşılaştığımız veriler daha karmaşık bir yapıya sahip olduklarından dolayı doğrusal modeller yetersiz kalmaktadır. Doğrusal olmayan modeller ile yapılan çalışmalarda farklı zaman serilerindeki ortalamayı, doğrusal olan modellere göre daha iyi modellediği farklı çalışmalar ile ispatlanmıştır. Doğrusal yapıya sahip olmadığı halde, doğrusal olarak kabul edilen zaman serilerinde yanlış sonuçlar verdiği gösterilmiştir (Scheinkman ve LeBaron, 1989:317).

Zaman serisi modelleri ile öngörü yapabilmek için George Box ve Gwilym Jenkins (1970) tarafından geliştirilen, Box-Jenkins modelleri kullanılmaktadır. Bu yöntem öngörü yapabilmek için öngöründe bulunulacak değişkenin geçmiş değerlerinden yararlanan bir yöntemdir (Kennedy, 2006: 350). Öngörü yapabilmek için eşit zaman aralıklarında gözlemlenen zaman serisi verilerine ihtiyaç duyulmaktadır. Box-Jenkins yöntemlerinden otoregresif (AR) modeli, hareketli ortalama (MA) modeli ve hareketli otoregresif (ARMA) modelleri, sürecin sabit bir ortalama etrafından dengede kaldığını varsayan durağan modellerdir. Stokastik modellerin

önemli bir bölümünü oluşturmaktadır. Box-Jenkins yöntemi zaman serileri modellerinde Y_t , Y 'nin kendi gecikmeli değerleri ve olasılıklı hata terimleri ile açıklanmaktadır. Durağan olmayan bir seri için fark alınması gerektiğinde ARMA süreci, bütünleşik hareketli otoregresif (ARIMA) süreci haline dönüşmektedir. Otoregresif (AR), hareketli ortalama (MA), otoregresif - hareketli ortalama (ARMA) ve farkı alınmış otoregresif - hareketli Ortalama (ARIMA) süreçleri doğrusal zaman serisi modellerindendir. Bu modellerden AR, MA ve ARMA doğrusal durağan modellerken, ARIMA doğrusal ancak durağan olmayan modellerindendir.

1.2.Doğrusal Zaman Serisi Analizi

1.2.1. Box Jenkins Modelleri

Box ve Jenkins yöntemlerinin gelişmesi 1921 yıllarında Yule tarafından AR modelleri üzerine çalışması ile başlamıştır. Shutsky tarafından 1927'de MA modelleri oluşturulmuş ve 1954'te Wold tarafından oluşturulan AR ve MA'nın birleşimi olan ARMA modelleri kullanılmaya başlanmıştır. 1970-1976 yıllarında ise Box ve Jenkins tarafından ARIMA modelleri geliştirilmiştir. (Çevik,1999: 39).

Zaman serilerinin modellenmesinde Y_t gibi bir değişkenin, geçmiş değerlerini içeren bir bilgiye sahip olunması, gelecek değerlerinin tahmini konusunda oldukça önemli bir fayda sağlar. AR süreci, bir zaman serisi Y_t 'nin kendisinden önceki değerleri ve beyaz gürültü sürecindeki hata ile açıklandığı regresyon modelidir. Birinci dereceden bir otoregresif süreç şöyle gösterilebilir;

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + e_t \quad t=1,2,3,\dots,T \quad (1.1)$$

Yukarıdaki AR modelinde δ bir kesme parametresini, ϕ_1 sadece -1 ve +1 arasında yer alan bilinmeyen parametre, e_t ise ortalaması sıfır, varyansı sabit ve otokorelasyonsuz hata terimini ifade eder. (1.1) denklemi AR(1) sürecini ifade eder. Çünkü Y_t sadece kendinden bir önceki döneme ve rastgele hata terimine bağlıdır.

AR modellerini tahmin edebilmek için bazen bir önceki gecikme yeterli olmayacaktır. Otoregresif sürecin, her zaman kendinden bir önceki döneme bağlı olmaya bilir, bazı durumlarda kendinden iki ya da daha fazla geçmiş döneme de bağlı olabilir. Bu bağlı olduğu geçmiş dönem sayısı p ile gösterilmektedir. Bu durumu p 'inci dönem olarak modellemek istersek; AR(p) modelimiz aşağıdaki gibi olacaktır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007: 45).

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (1.2)$$

AR modellerinde p gecikme sayısı göstermektedir ve otokorelasyon ile belirlenir.

Hareketli ortalama süreci (MA), bir zaman serisinde incelenen değişkenin t dönemdeki değerini, t zamandaki rastgele bir değişken olan hata teriminin ve hata teriminin gecikmeli değerlerinin ağırlıklı ortalamasıdır. Bir başka ifadeyle q'uncu dereceden bir MA sürecinde Y_t gibi her gözlem değeri, q değerine kadar gecikmesi uzanan hata terimlerinin ağırlıklı ortalamasıdır.(Kutlar, 2009: 270). Y_t , ağırlıkların beyaz gürültü terimleri ile birlikte işleme sokularak elde edilen ve Y_{t+1} 'in ise aynı ağırlıkların bir dönem kaydırılmış beyaz gürültü terimleri kümesi ile ilişkilendirilerek elde edilmesinden dolayı sürece, hareketli ortalamalar denilmiştir (Akgül, 2003: 67).

Birinci dereceden bir hareketli ortalama şu şekilde gösterilmektedir;

$$Y_t = e_t - \theta_1 e_{t-1} \quad (1.3)$$

Ma(1) olarak isimlendirilir. Burada $\{e_t\}$, sıfır ortalamalı ve sabit varyansa sahip bir beyaz gürültü sürecidir ve Y_t 'de sabit ortalamaya sahiptir. Hareketli ortalama süreci bir ya da birden fazla dönem geriye doğru rastgele hataların ağırlıklı ortalaması olarak Y_t 'ye ait gözlemlerle de oluşturulabilir. Hareketli ortalama sürecide geriye doğru kaç dönem olduğunun derecesi q harfi ile gösterilmektedir. Buradan yola çıkarak, MA(q) süreci;

$$Y_t = \mu + e_t + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + \dots + \theta_d e_{t-d} \quad (1.4)$$

şeklinde gösterilebilir. (Wei, 2000: 47,48)

Zaman serileri ile ilgili bazı çalışmalarda çalışılan model için uygun model seçimi, AR modelleri için kısmi otokorelasyon fonksiyonuna, MA modelleri için otokorelasyon fonksiyonlarına bakılarak karar verilir. Ancak bazı durumlarda otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarına bakılarak model derecesinin belirlenemeyebilir. Modelin hem otokorelasyon hem de kısmi otokorelasyon içermesi durumunda çok sayıda parametrelili bir otoregresif veya hareketli ortalama modelleri kullanmak yerine, daha az sayıda parametreyle bir ARMA(p,q) modeli oluşturulabilir. ARMA modellerinde “p” AR, “q” ise MA modelin derecesini göstermektedir. Bir ARMA(1,1) modeli şu şekilde gösterilebilir;

$$y_t = \delta + \theta_1 y_{t-1} + e_t + \theta_1 e_{t-1} \quad (1.5)$$

ARMA modellerini AR ve MA modellerine bağlı olduğu için dereceleri değişebilir. Genel bir ARMA(p,q) modeli şu şekilde gösterilebilir;

$$y_t = \theta_0 + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q} + \varepsilon_t \quad (1.6)$$

(Box, Jenkins ve Reinsel, 1994: 82,84)

Tablo 1.1.Box, Jenkins, Reinsel

	AR	MA	ARMA
	Her zaman Ters Çevrilebilir Her zaman durağan değil	Her zaman durağan Her zaman ters çevrilebilir değil	AR ve MA fonksiyonlarının taşıdıkları özelliklere göre ters çevrilebilir veya durağandır.
Otokorelasyon Fonksiyonu	Üstel ve/veya sinüs eğrisi şeklinde azalır (sonsuz)	q gecikme sonra sıfırlanır (sonlu)	p ve q gecikmesinden sonra Üstel ve/veya sinüs eğrisi şeklinde azalır (sonsuz)
Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu	p gecikmeden sonra sıfırlanır (sonlu)	Üstel ve/veya sinüs eğrisi şeklinde azalır (sonsuz)	p ve q gecikmesinden sonra üstel ve/veya sinüs eğrisi şeklinde azalır (sonsuz)

1.3.Doğrusal Dışılık Testleri

Buraya kadar zaman serilerinde doğrusal ve doğrusal olmama kavramlarından, doğrusal olan zaman serilerinin tahmin yöntemlerinden bahsedildi. Çalışmamızın bu kısmında ise zaman serisi modellerinin doğrusallığını test etmek için kullanılan yöntemler incelenecektir.

1.3.1.Mcleod-Li Testi

Doğrusal dışılık testlerinden biri olan Mcleod-Li testi literatürde oldukça sık kullanılan uygulaması kolay olan ve parametrik olmayan bir testtir. Bu test yöntemi, McLeod ve Li tarafından 1983 yılında öne sürülmüştür. Bu test yönteminde, doğrusal ARMA modeli varsayımından hareketle modelleme süreci kontrolü için, karesi alınmış artık otokorelasyonları kullanmak olmuştur.

Granger ve Andersen (1978), otoregresif hareketli ortalama (ARMA) modelleri için artıklardaki istatistiksel bağımlılığın, doğrusal olmayan, kareli artık otokorelasyonlardan daha yararlı olabileceğini öne sürmüştür. Bazı zaman serisi modellerinden, artıkların kare değerlerinin, artıkların kendisiyle karşılaştırıldığında yüksek oranda ilişkili olduğu gözlenmiştir. McLeod ve Li (1983), ARMA modellerinin kare artıklarının otokorelasyonunu analiz etmişlerdir ve hata kare otokorelasyonlara dayalı bir test geliştirmişlerdir. Bu testte büyük örneklem boyutu için, kare artıkların otokorelasyonu asimptotik olarak normal olarak sıfır ve birim kovaryans matrisi ile dağılır (Nisa ve Iqbal, 2018: 32).

Ljung–Box Q testi (Box-Pierce Q istatistiğinin düzeltilmiş hali) testi istatistiğinde, otokorelasyonlar artık karelerinden hesaplanır. Hesap sonuçları ile McLeod ve Li'nin önerdiği Q istatistiği elde edilmiş olur. Bu Q_{LB} değerini

$$Q_{LB} = n(n+2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{r}_a^2(k)}{n-k} \quad (1.7)$$

formülü ile hesaplanabilir. Bu eşitlikte yer alan artık tahmincilerinin karelerinin otokorelasyon fonksiyonunu $\hat{r}_a^2(k)$ ise

$$\hat{r}_a^2(k) = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (\hat{e}_t^2 - \hat{\sigma}^2)(\hat{e}_{t+k}^2 - \hat{\sigma}^2)}{\sum_{t=1}^n (\hat{e}_t^2 - \hat{\sigma}^2)^2} \quad (1.8)$$

bu şekilde hesaplanabilir. Burada $\hat{e}_t$ 'ler, ARMA modelleme süreci sonunda elde edilen artıkları göstermektedir ve eğer e_t serisi bağımsız ve özdeş dağılmışsa, Q_{LB} 'nin asimptotik dağılımı k serbestlik dereceleri ile χ^2 dağılımına uygundur (Panagiotidis, 2002: 3). $\hat{\sigma}^2$, artık varyanslarını gösterir ve

$$\hat{\sigma}^2 = \sum_{t=1}^n \hat{e}_t^2 / n \quad (1.9)$$

formülü ile hesaplanır. k ise gecikme uzunluğunu göstermektedir. Q_{LB} testi k serbestlik derecesi ile hesaplandığında kritik değerden büyük olması durumunda, $\hat{e}_t$ 'lerin bağımsız olduğunu belirten temel hipotez reddedilir ve alternatif hipotez kabul edilir. Alternatif hipotezin kabul edilmesi durumunda, incelenilen zaman serisinin doğrusal dışı bir yapıya sahip olduğu sonucuna ulaşılır (McLeod ve Li, 1983: 269, 273).

1.3.2. Keenan Testi

Daniel Macrae Keenan tarafından, 1985'de literatüre kazandırılan, doğrusallık dışı test yöntemi olan Keenan testi bir portmanto testidir. Keenan testinde ikinci dereceden Volterra açılımından yararlanılır.

Bu modeller ikinci dereceden Volterra açılımı şu şekilde gösterilir;

$$Y_t = \mu + \sum_{u=-\infty}^{\infty} a_u \varepsilon_{t-u} + \sum_{u,v=-\infty}^{\infty} a_{uv} \varepsilon_{t-u} \varepsilon_{t-v} + \sum_{u,v,w=-\infty}^{\infty} a_{uvw} \varepsilon_{t-u} \varepsilon_{t-v} \varepsilon_{t-w} + \dots \quad (1.11)$$

y'ler gözlemi ifade ederken ε_t 'ler $(-\infty < t < \infty)$ sabit bir süreçtir, çünkü ortalama sıfır, bağımsız ve özdeş şekilde dağılmış bir seri olarak kabul edilir. Eğer denklemimizde denklemin sağ tarafı 0'a eşitse serimizin Y_t serisinin doğrusal olduğu sonucuna ulaşılmış olunur.

Keenan testinin hipotezleri ise şu şekilde ifade edilebilir,

$$H_0 = Y_t = \text{ARMA}(p,q)$$

$$H_0 = Y_t = \text{ARMA}(p,q) .$$

Eğer H_0 reddedilirse Y_t serimiz doğrusallık dışı bir dağılıma sahip olduğu sonucuna ulaşmış oluruz. Y_t serimizin doğrusallık dışı bir süreç izlediğini, herhangi bir doğrusal çözüm yöntemlerinden olan AR(p) ya da MA(q) yöntemleri ile analiz edilemeyeceği sonucuna ulaşılır (Keenan, 1985: 39,44).

1.3.3. BDS Testi

Brock, Dechert ve Scheinkman tarafından 1987 yılında doğrusal olmama durumunu test etmekte kullanılan bir diğer testtir. BDS testi zaman serilerinin dinamiklerini yakalayan, parametrik modeller için yanlış tanımlama testi olarak yaygın olarak kullanılmaktadır. BDS testi parametrik olmamasına rağmen sıfır varyanslı normal dağılıma sahip korelasyon integralinin hesaplanması ile elde edilir. Bu testte esas olarak x_t 'nin ikinci veya üçüncü dereceden özelliklerine odaklanır ve temel fikri, kaotik zaman serisi analizinde popüler olan “korelasyon integrali” ni kullanmaktır (Tsay, 2002, 154).

BDS testinde yokluk hipotezi, artıkların bağımsız ve özdeş biçimde dağıldığı (idd) varsayımı altında kurulurken, alternatif hipotez ise doğrusal olmayan bağımlılığı test etmektedir.

BDS test istatistiği hesaplanırken öncelikle bir k-boyutlu zaman serisi X_t ve gözlemler göz önüne alındığında $(X_t)_{t=1}^{T_k}$ korelasyon integrali,

$$C_k(\delta) = \lim_{T_k \rightarrow \infty} \frac{2}{T_k(T_k - 1)} \sum_{i < j} I_\delta(X_i, X_j), \quad (1.12)$$

olarak tanımlanır. Burada $I_\delta(u, v)$, $|u-v| < \delta$ ise bir gösterge değişkenidir ve aksi halde sıfırdır. Korelasyon integrali, birbirinden δ uzaklıkta olan $\{X_t\}$ veri çiftlerinin oranını ölçer. Bir diğer adım olarak k'nın geçmiş değerleri ile $(X_t^k = x_t, x_{t+1} + \dots + x_{t+k-1})'$ k boyutlu

denklemler oluşturulur. BDS testinde bir k -geçmişini k -boyutlu uzayda bir nokta olarak ele alınır. Eğer $(x_t)_{t=1}^T$ gerçekten bağımsız ve özdeş dağılmış (idd) rastgele değişkenler ise, k 'nın geçmiş değerleri $(X_t)_{t=1}^{T_k}$ k boyutlu uzayda bir örüntü göstermemelidir. Yani iid varsayımı altında, $[a, b] \times [a, b]$ alt uzayında beklenen 2 geçmiş değeri, $[a, b]$ cinsinden beklenen x_t sayısının karesine eşit olmalıdır. Bu yöntem ile korelasyon integrallerinin örnekleri incelenebilir. Sonuç olarak BDS test istatistiği daha sonra şu şekilde tanımlanır;

$$D_k(\delta, T) = \sqrt{T} \{C_k(\delta, T) - [C_1(\delta, T)]^k\} / \sigma_k(\delta, T), \quad (1.13)$$

C ve N sırasıyla $C_1(\delta, T)$ ve $N(\delta, T)$ ile değiştirildiği zaman $\sigma_k(\delta, T)$, $\sigma_k(\delta)$ 'den elde edilir. BDS test istatistiği standart normal sınırlama dağılımına sahiptir. Bu test istatistiği özellikle k 'nın büyük olduğunda modellerde kullanılması önerilmiştir. (Tsya, 2002: 154,155)

1.3.4. TSAY Testi

Tsay (1986) testi, Keenan (1985) testinin genelleştirilmiş halidir. k dönemlerine ikinci dereceye kadar gecikmeli terimler kullanarak, verilerde ikinci dereceden seri bağımlılığının varlığını araştırır. Tsay testi, doğrusal olmayan davranışı temsil etmek için eklenen değişkenlerin dâhil edilmesini kontrol ederken, BDS testi pürüzsüzlük özelliklerine dayanır. İncelendiğimiz BDS testi ve Tsay testide, kare artıklara dayanmaktadır. McLeod ve Li testi ise tahmin edilen otokorelasyonların asimptotik örnek dağılımını kullanır.

Sabit bir zaman serisi genel haliyle;

$$Y_t = \mu + \sum_{i=-\infty}^{\infty} b_i e_{t-i} + \sum_{i,j=-\infty}^{\infty} b_{ij} e_{t-i} e_{t-j} + \sum_{i,j,k=-\infty}^{\infty} b_{ijk} e_{t-i} e_{t-j} e_{t-k} + \dots, \quad (1.14)$$

burada μ , Y_t 'nin ortalama seviyesidir ve $\{e_t, -\infty < t < +\infty\}$, bağımsız ve özdeş dağılmış rastgele değişkenlerin kesin olarak durağan bir işlemidir. Yüksek mertebe katsayılarından herhangi biri $\{b_{ij}\}$, $\{b_{ijk}\}$, ... sıfırdan farklıysa Y_t doğrusal değildir. Daha sonra, doğrusal modelin artıkları, ikinci dereceden doğrusal olmayan bir terim olan $Y_{t-1}Y_{t-2}$ ile aralarında ilişki bulunursa, bu doğrusal dışılık, uygun bulunan doğrusal modelin belirlenmesinde yardımcı olmaktadır (Tsay, 1986: 462,464). Tsay(1986) testinde:

$$x_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^K \gamma_i \hat{v}_{t,i} + \eta_t \quad (1.15)$$

Burada $\gamma_i, \dots, \gamma_K$ normal en küçük kareler uygulanarak tahmin edilir. Yokluk hipotezi $\gamma_i, \dots, \gamma_K$ 'nın sıfıra eşit olması F test istatistiği yardımı ile sınıranır (Ashley ve Patterson, 2012:274).

1.3.5. RESET Testi

RESET testi, regresyonda sabit varyans ve tanımlama hatalarını incelememize yardımcı olan bir test yöntemidir. Ramsey'in 1969'da literatüre kazandırdığı RESET (Regression Specification Error Test) testi, doğrusallık dışılığı da test etmek amacı ile kullanılabilir. RESET testi, tanımlama hatası olduğu alternatif hipotezi altında elde edilen artıkların dağılımı ile doğru olduğu hipotezi altında artıkların dağılımını karşılaştırarak geliştirilmiştir. RASET testi, q_1 ile karesi alınmış artıkların sıralaması arasında bir sıra korelasyon testidir.

RESET testi uygulayabilmek için en iyi doğrusal tahmin elde eden model kurulur. Elde edilen tahmin hataları hesaplanır ve bu tahmin hataları bağımlı değişken olarak alınır. Birinci denklemde kullanılan bağımsız değişkenler ve tahmini y değerlerinin kuvvetleri $\sum_{i=2}^s \beta_i \hat{y}^i$ (1.16)

ile test edilir. Daha sonra F testi yapılarak ikinci denklemin açıklama gücüne bakılır. Eğer açıklama gücü yoksa denklemimiz doğrusaldır (Ramsey, 1969: 2-19).

$$F_{g, t-p-g} = \frac{(KKT1 - KKT2)/g}{KKT2/(t - p - g)} \quad g = s + p \quad (1.17)$$

KKT1: Birinci denklemin artık kareler toplamı

KKT2: İkinci denklemin artık kareler toplamı

p: İlk denklemdaki parametre sayısı

1.4. Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Analizi

İstatistik ve ekonometrik araştırmalarda daha çok doğrusal modeller tercih edilmektedir. Nedeni bu modellerde parametre tahminleri, testlerin ve kullanımlarının daha kolay yapılabilmesidir. Ancak bu modellerin oldukça sade olmaları gerçek hayatta karşılaştığımız çoğu verinin karmaşık yapısını açıklamakta yetersiz kalmaktadır. Bunun için 1970'lerde doğrusal olmayan zaman serisi modelleri ile ilgili literatürde çalışmalar başlamıştır. 1978'de Tong tarafından eşiksel otoregresif model (TAR) ve Granger ve

Andersen tarafından bilineer modeller, 1980’de Priestley tarafından, duruma bağılı model ve 1989’da Hamilton tarafından, Markov rejim deęiřim modelleri örnek olarak gösterilebilir.

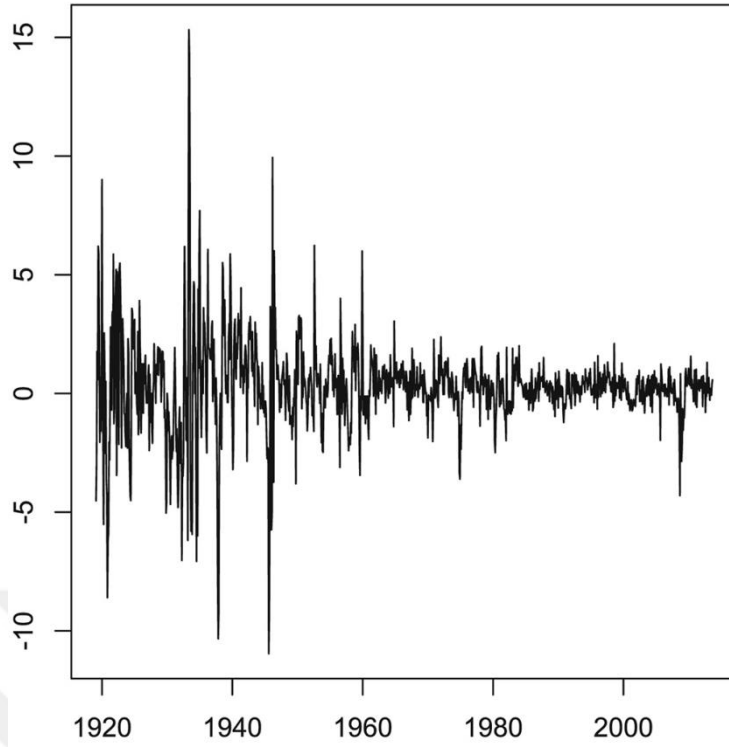
Son yıllarda zaman serisi metodolojisinde de önemli ilerleme sağlamıştır. Birçok doğrusal olmayan ve gauss olmayan model için teori ve yöntemler geliştirilmiştir. İstatistiksel literatürde Tong (1990), bilinear modeller ve eşik otoregresif (TAR) modeller gibi doğrusal olmayan modellerdeki son gelişmelerin mükemmel bir özetini sunmuştur (Tsay, 2000: 638,643).

Doğrusal olmayan bir verinin analiz edilmesi için, en uygun doğrusal olmayan model seçilmelidir. Doğrusal olmayan bir modele yanlış bir doğrusal olmayan modelin seçilmesi durumunda, hatalı sonuçlar elde edilebilir. Doğrusal olmayan modeller arasında en çok tercih edilenleri Rejim Deęiřim Modelleridir (Regime Switchg Models). Rejim Deęiřim Modelleri; Eşik Otoregresif Modeller(Threshold Autoregressive Models, TAR), Markov Rejim Deęiřim Modelleri (Markov Regime Switching Models) ve Yumuřak Geçiřli Otoregresif Modelleridir (Smooth Transition Models, STAR). Bu modellerde temel düşünce, basit parametrik doğrusal olmayan fonksiyonlara göre koşullu ortalama deęeri μ_t ’nin zamanla deęiřimine olanak sağlanmasıdır (Tsay, 2005: 605).

Çalışmamızın ikinci bölümünde yukarda bahsedilen doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden bahsedilecektir.

1.4.1. Rejim Deęiřimi Kavramı

Birçok finansal ve ekonomik zaman serilerinde serinin davranışı, ortalama deęeri, oynaklığı veya řu anki deęerinin, önceki deęeriyle ne kadar ilişkili olduęu açısından zaman içinde deęiřebilir. Serinin davranışındaki deęiřme, zaman dilimi içinde sadece bir kez ve bütün seri için deęiřiyorsa yapısal kırılma olarak adlandırılır. Ancak seri orijinal davranışına geri dönmeden veya başka bir davranış tarzına geçmeden önce belirli bir süre deęiřebiliyorsa rejim deęiřikliği olarak adlandırılmaktadır.



Şekil 1.1 Örnek Bir Rejim Değişimi Grafiği

Serinin davranışı 500. gözlem civarında belirgin bir şekilde değişmektedir. Seri sadece eskisinden çok daha dengesiz hale gelmekle kalmıyor, aynı zamanda ortalama değeri de önemli ölçüde artırmaktadır. Burada gerçek verilerden yararlanılmamış olsa bile, gerçek verilerde bu tür ‘rejim değişiklikleri’ karşısında, doğrusal model ile tahmin etmek uygun olmayacaktır. Bu soruna olası bir yaklaşım, elimizdeki verileri bölmek ve her bir bölüm için uygun modellerle tahmin etmek olacaktır.

Örneğin, yukarıda i 500. değerinde rejim değişikliği olan modele AR(1) uygun görülürse, şu şekilde iki model tahmin edilebilir:

$$y_t = \mu_1 + \phi_1 y_{t-1} + u_{1t} \quad 500. \text{ Gözlemden önce} \quad (2.18)$$

$$y_t = \mu_2 + \phi_2 y_{t-1} + u_{2t} \quad 500. \text{ gözlemden sonra} \quad (2.19)$$

Şekil durumunda, bu sadece ortalamadaki değişimi içermektedir. Bu denklemler, parçalı doğrusal model olarak bilinen şeyin çok basit bir örneğini temsil eder, model bir bütün olarak algılandığında doğrusal olmasa da, bütünü oluşturan parçalı modellerden her biri doğrusal bir modeldir.

Bu yöntem literatürde geçerli olsa bile pratikte çok tercih edilmemektedir. Başlıca sebeplerinden biri ise yeterli gözlem sayısının bulunmaması ve bu durumun verimlilik

kaybına yol açmasıdır. Ayrıca, serinin yalnızca bir özelliğinin değişmiş olması da söz konusu olabilir. Örneğin, serinin koşulsuz ortalama değeri değişmiş olabilir ve diğer özelliklerini, bir değişime rastlanmamış olabilir. Bu tarz modellerde gerekli olan, bir serideki tüm gözlemlerin bir modeli tahmin etmek için kullanılmasına izin veren bir dizi modeldir. Aynı zamanda modelin zaman içinde farklı noktalarda farklı davranış türlerine izin verecek kadar esnek olmasıdır. Literatürde bunun gerçekleşmesine izin veren iki rejim modeli vardır. Bunlardan biri Markov rejim değişimi modelleri, diğeri ise eşik otoregresif modellerdir (Brooks, 2008: 451, 453).

Zivot ve Andrews (1992), yapısal kırılmanın tüm olası zamanlamaları boyunca hesaplanan, en büyük negatif ADF test değerini kullanarak bulunabileceğini öne sürmüştür. Daha sonra bu alanda Gregory ve Hansen (1996) , Hansen (2001), Vogelsang ve Perron (1998) alternatif test yöntemlerini araştırmışlardır. Kim (1997) ise, BIC kriterini kullanarak yapısal kopma sayısını belirlemeyi önermiştir. Hansen (1992), durağan olmayan verilerle yapısal kırılmalar için test araçlarını incelemiştir. Maddala ve Kim, bütünleşmiş değişkenler ve eşbütünleşme bağlamında yapısal kırılmalar konusunda araştırmalar yapmıştır. Oluşturulan alternatif araştırma yöntemleri, birden fazla yapısal kırılmaya izin veren, ekonomiyi bir rejimden diğere geçiş olarak modelleyen yöntemler olmuştur. Hamilton (1989) tarafından başlatılan Markov rejim değişimi modelleri, eşik otoregresif (TAR) modelleri ve geçiş sırasında iki rejimin kümülatif bir dağılım fonksiyonu kullanılarak ağırlıklandırıldığı yumuşak geçiş otoregresif (STAR) modellerdir (Kennedy, 2008: 95, 106).

Bu çalışmada uygulamada yaygın olarak kullanılan, ama bütün haliyle doğrusal olmayan modellerin tahmininde yetersiz kalan doğrusal otoregresif (Autoregressive - AR) modeli yerine, Markov rejim değişimi modelleri ve eşik otoregresif (Threshold Autoregressive - TAR) ve düzgün geçişli otoregresif (Smooth Transition Autoregression - STAR) modellerinden bahsedilecektir.

1.4.1.1.Rejim Değişimi Kavramının Sınıflandırılması

Rejim değişim modellerinin sınıflandırılması ile ilgili birçok çalışma bulunmaktadır. Bu bölümde bu sınıflandırmalar ve yöntemler hakkında bilgi verilecektir.

Tong'un 1978 yılındaki TAR modellerini anlattığı çalışmadan sonra, bu yönteme iki temel yaklaşım geliştirilmiştir. Bunlar klasik ve Bayesyen yaklaşımlarıdır. Klasik yaklaşım altında yapılmış çalışmalar arasında Tong (1983), Tsay (1989), Chan (1993) çalışmaları

sayılabilir. Tong (1983) tarafından, Kendinden Uyarımlı Eşik Otoregresif (Self-Exciting Threshold AutoRegressi ve SETAR) modelnii geliştirilmiştir.

Knüpling (1997) yaptığı çalışmada, farklı tipte modelleme yöntemlerinin çoğu durumda belirli bir model tipinin kullanımı, istatistiksel gerekçelerle uyuşmadığı için, bu modellerin daha genel bir model içine yerleştirilmesine ve bu tür modellerin, farklı türleri arasında, test etmek için yeni bir prosedür önermiştir.

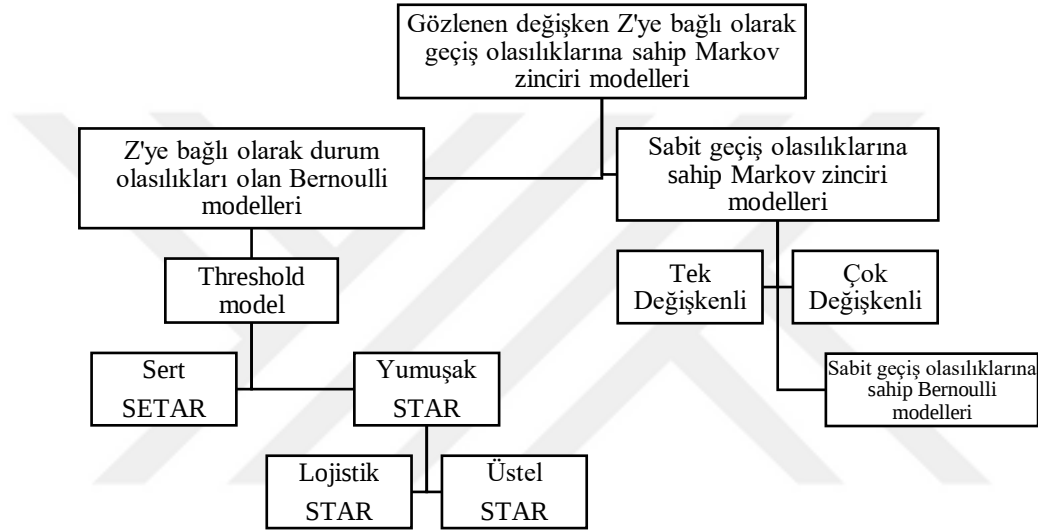
1970'li yılların başından bu yana ekonometri alanındaki çalışmalar, rejim değiştirme modelleri olarak adlandırılan, farklı zaman dilimlerinde, farklı şekilde değişen parametre değerlerini kabul eden çeşitli genelleştirilmiş regresyon modelleriyle ilgilenmişlerdir. Goldfeld ve Quandt (1973) tarafından tanıtilan ve kategorize edilen modeller aşağıdaki gibi sınıflandırılmıştır:

- Rejimdeki değişimin gözlemlenen bir değişken tarafından belirlendiği modeller. Bu modeller eşik otoregresif (SETAR) modelleridir. Gözlemlenen bir değişken z_t , bir eşiği C 'yi geçtiğinde durumun değiştiği eşik modelleridir. Bu model tipinin ilk ekonomik uygulaması Fair ve Jaffee'dir (1972) tarafından yapılmıştır.
- Rejimdeki değişimin doğrudan gözlenemediği modeller. Değişim gözlenemediği zaman, gözlemlenen değişkenlerden ayrı olarak (bağımsız olarak) modellenmesi gerekmektedir.
 - Mevcut durumun diğer durumlardan bağımsız olduğu ve mevcut durumun olasılığının zamanla değişmediği modeller. (Bernoulli, basit değişim veya i.i.d. değişim modelleri) Goldfeld ve Quandt bu modelleme stratejisini " λ -yöntemi" olarak adlandırır (λ durumlardan birinin olasılığıdır).
 - Mevcut durumun sadece önceki duruma bağlı olduğu modeller, yani durumu bir Markov zincirini takip eder. Bu yöntem τ -yöntemi denmektedir. Bu yöntemin ekonometrik uygulamaları Goldfeld ve Quandt (1973) veya Cosslett ve Lee (1985) tarafından yapılmıştır.

Bu mekanizmaları birleştiren hibrit modellerde bulunmaktadır. Genellikle λ durum olasılığının gözlemlenen z değişkenine bağımlılığı, bir lojistik fonksiyon veya bir olasılık dağılımının kümülatif yoğunluk fonksiyonu (c.d.f.) ile parametrelendir. Goldfeld ve Quandt (1973), Bernoulli ve Markov modellerini, gözlemlenen bir değişken z 'ye bağlı olarak sırasıyla belirli bir durum olasılığına sahip geçiş olasılığını önermişlerdir (Goldfeld ve Quandt, 1973: 3, 16).

Verileri bir rejim deęiřtirme modeli ile modellemeden önce, genellikle birkaç durumun varlığının gerçekten istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını kontrol etmeli, iç içe geçmiş boş hipotezler test edilmelidir. Bu tür testlerin oluşturulmasında, modelin bazı parametrelerinin boş hipotezler altında tanımlanmadığı, zor bir problemle karşı karşıya kalınmaktadır. Bu soruna, çoğunlukla Davies'in (1977, 1987) yaklaşımını benimseyen birçok araştırma yapılmıştır. Eşik modellerine karşı testler ise örneğin Tsay (1989), Chan (1990), Tong (1990), ve Hansen (1996) tarafından yapılmıştır. Garcia (1995), eşik modelleri için Hansen (1995) tarafından geliştirilen prosedürü Markov modellerine uyarlamıştır.

Tablo 1.2 Rejim deęiřimi olan regresyon modeli tiplerinin sınıflandırılması



1.4.2.Threshold Otoregresif (TAR) Modelleri

Doęrusal olmayan zaman serisi modellerinin popüler sınıflarından biri, muhtemelen ilk olarak Tong (1978) tarafından önerilen ve Tong (1990) 'da ayrıntılı olarak tartışılan eşik otoregresif (TAR) modelleridir. TAR modelleri basit ve anlaşılması kolay, ancak karmaşık doğrusal olmayan dinamikler üretecek kadar zengindir. Bu yüzden TAR modelleri sıklıkla tercih edilir. Örneğin, TAR modellerinin sınır döngülerine sahip olabileceği ve bu nedenle periyodik zaman serilerini modellemek veya doğrusal bir zaman serisi modeli tarafından yakalanamayan asimetriler ve atlama fenomenleri üretmek için de kullanılabilir.

Tong tarafından başlatılan eşik otoregresif (TAR) modeli, Obstfeld ve Taylor (1997), o'Connell ve Wei (1997), Michael ve ark. (1997), Balke ve Wohar (1998), Baum ve Karasulu (1998), Enders ve Falk (1998), Martens ve ark. (1998), o'Connell (1998), Baum ve ark. (2001), Lo ve Zivot (2001) ve Taylor (2001). Lo ve Zivot (2001) bu büyüyen literatürün kapsamlı bir incelemesini bize sunmuşlardır (Hansen, 2002: 294).

Durum uzayın farklı bölgelerinde, farklı doğrusal formlar varsayar. Doğrusal olmayan bir seri doğrusal serilerde oluşmaktadır. Doğrusal olmayan serinin doğrusal parçalara bölünmesi bir eşik değişkeni yardımı ile yapılır.

Tong ve Lim tarafından 1980 yılında ele alınan TAR modelleri şu şekilde tanımlanmıştır; $\{X_n\}$, k boyutlu bir zaman serisi ele alındığında ve her n için olan J değerleri, gözlemlenebildiğinde (gösterge) , rastgele değişken, tamsayı değerleri olarak $\{1,2, \dots,1\}$.

$$X_n = B^{(Jn)}X_n + A^{(Jn)}X_{n-1} + \varepsilon_n^{(Jn)} + C^{(Jn)} \quad (1.20)$$

şeklinde gösterilebilir. Burada, $J = j$, A^j ve B^j , k x k (rastgele olmayan) matris katsayılarıdır, C^j sabitlerin k x 1 vektörüdür ve $\{\varepsilon_n^{(j)}\}$ diyagonal kovaryans matrisine sahip bağımsızlık rastgele vektörlerinin k boyutlu katı beyaz gürültü dizisidir. Ayrıca $\{\varepsilon_n^{(j)}\}$ ve $\{\varepsilon_n^{(j)'}\}$ 'nin $j=j'$ için bağımsız olduğu varsayılmaktadır.

İlk olarak, $\{r_0, r_1, \dots, r_j\}$ reel sayıların doğrusal olarak sıralı bir alt kümesini gösterebilir, sonra $r_0, < r_1 < \dots, r_j\}$, burada r_0 ve r_1 sırasıyla $-\infty$ ve $+\infty$ olarak alınır. Gerçek satır R'nin bir bölümünü tanımlarlar, yani;

$$R = R_1 \cup R_2 \cup \dots \cup R_I \quad (1.21)$$

bize $R_i = (r_{i-1}, r_i)$ nerde olduğunu söyler.

$$X_n = (X_n, X_{n-1}, \dots, X_{n-k+1})^T, \quad (1.22)$$

$$A^{(j)} = \left[\frac{a_1^{(j)} a_2^{(j)} \dots a_{k-1}^{(j)}}{I_{k-1}} \quad a_k^{(j)} \right] \text{ (eşlik eden matris)}, \quad (1.23)$$

$$B^{(j)} = 0, \quad \varepsilon_n^{(j)} = (\varepsilon_n^{(j)}, 0, \dots, 0), \quad C^{(j)} = (a_0^{(j)}, 0, \dots, 0), \quad (1.24)$$

şeklinde ifade edilirse $R_j^{(k)} = R \times R \times \dots \times R \times R_j \times R \times \dots \times R$ burada k gerçek çizgilerinin kartezyen sonucudur ve dth koordinat uzayına sahip R_j aralığında ($d, \{1,2,\dots,k\}$ 'ye ait bazı tamsayı değerleri) ayarlanan bir silindiridir. Burada $J_n = j$, $X_{n-1} \in R_j^{(k)}$ ise, $X_{n-d} \in R_j$; $j = 1,2, \dots, I$ koşuluna bağlı olarak

$$X_n = a_0^{(j)} + \sum_{i=1}^k a_i^{(j)} X_{n-i} + \varepsilon_n^{(j)}, \quad (1.25)$$

modelini elde ederiz. $\{J_n\}$ artık $\{X_n\}$ 'in kendisinin bir fonksiyonu olduğundan; denklem tarafından verilen tek değişkenli zaman serisine $\{X_n\}$, k'nin 1 kez tekrarlandığı, kendiliğinden

heyecan verici bir eşik otoregresif düzen modeli $(I; k, \dots, k)$ veya SETAR $(I; k, \dots, k)$ diyoruz. Eğer $j = 1, 2, \dots, I$ için

$$a_i^{(j)} = 0 \text{ ise } i = k_j + 1, k_j + 2, \dots, k, \quad (1.26)$$

ise, $\{X_n\}$, bir SETAR $(I, k_1, k_2, \dots, k_l)$ modeli olmaktadır. Eşikleri $r_1, \dots, r_{l-1}$ olarak adlandırılır. Bir SETAR $(1; k)$ modeli sadece k sırasının doğrusal bir AR modelidir.

$(X_n Y_n)$, gözlemlenebilir çıktı olarak $\{X_n\}$ ve gözlemlenebilir girdi olarak $\{Y_n\}$ olan bir açık döngü eşik otoregresif sistemi olarak adlandırılır, eğer;

$$X_n = a_0^{(j)} \sum_{i=1}^{m_j} a_i^{(j)} X_{n-i} + \sum_{i=0}^{m_j'} b_i^{(j)} Y_{n-i} + \varepsilon_n^{(j)}, \quad (1.27)$$

$Y_{n-d} \in R_j; j(j = 1, \dots, I)$ 'ye bağlıysa, burada $\varepsilon_n^{(j)}; j = 1, \dots, I$, sıfır ortalama ve sonlu varyansları olan ve her biri $\{Y_n\}$ 'den bağımsız olan katı beyaz gürültü dizeleridir (Tong ve Lim, 1980: 248, 249).

Tong tarafından 2010'da yapılan bir çalışmada eşik otoregresif modelin genel bir formu veya kısaca bir TAR modeli şu şekilde açıklamıştır;

$$X_t = a_0^{(Jt)} + \sum_{i=1}^p a_i^{(Jt)} X_{t-i} + b^{(Jt)} \varepsilon_t, \quad (1.28)$$

burada ε , iid $(0, \sigma^2)$ ve $\{J_t\}$, $\{1, 2, \dots, J\}$ cinsinden değerleri alan bir (gösterge) zaman serisidir. Gösterge zaman serisi anahtarlama mekanizması olarak işlev görür. TAR modelinin, $b^{(Jt)} \varepsilon_t$ 'yi $\sum_{j=0}^a b_j^{(Jt)} \varepsilon_{t-j}$ ile değiştirerek eşik otoregresif hareketli ortalama modeline (kısaca ARMA modeli) kolayca genişletilebilmektedir.

Eşik modelinin temel fikri, gösterge zaman serilerinin $\{J_t\}$ tanıtılmasıyla parçalı doğrusallaştırmadır. Bu olay eşik ilkesi olarak adlandırılır.

Genellikle sadece en basit / düşük sıralı durumları, yani $p = 1$ veya $p = 2$ 'yi göstermektedir. TAR modellerinde $\{J_t\}$, zaman serisi gözlemlenebilir veya gizli olabilir. Hatta bazı serilerde $\{J_t\}$, zaman serisi hem gözlemlenebilir hem de gizli olabilmektedir.

SETAR modeli: $J = 2$ olduğunu varsayıldığında, gecikme parametresi olarak adlandırılan bazı gerçek eşik r değeri ve bazı pozitif tamsayı d değeri için, $X_{t-d} \leq r$ ve $J_t = 2$ ise $X_{t-d} > r$ ise $J_t = 1$ olduğunda Bu durumda bu model SETAR modeli haline gelmektedir. Bu SETAR modeli aşağıdaki eşdeğer biçimde de ifade edilebilir:

$$X_t = \begin{cases} \alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t & X_{t-d} \leq r \\ \gamma + \delta X_{t-1} + \emptyset \varepsilon_t & X_{t-d} > r \end{cases} \quad (1.29)$$

burada α , β , γ , δ ve $\emptyset$ gerç k sabitlerdir. Ayrıca SETAR modeli

$$X_t = (\alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t)I(X_{t-d} \leq r) + (\alpha + \delta X_{t-1} + \emptyset \varepsilon_t)(1 - I(X_{t-d} \leq r)), \quad (1.30)$$

biçimin de de yazılabilir; burada $I(A)$, A meydana gelirse $I(A) = 1$, aksi takdirde $I(A) = 0$ olacak şekilde bir gösterge işlevidir. Bazı uygulamalarda ‘yumuşak eşikleme’ nedeniyle ‘sert eşikleme’yi’ değiştirmek daha uygun olabilmektedir. İkincisini etkilemenin bir yolu, adım fonksiyonunu $J(X_{t-d} \leq r)$ yeterince düzg n bir fonksiyonla değiştirmektir (Chan ve Tong, 1986:187). S rekli bir k m latif dağılım fonksiyonu,  rneğ n $F((X_{t-d} \leq r) / \sigma)$; ikincisi, σ sıfıra alındığında ilkini sınırlayıcı bir durum olarak i erir. Chan ve Tong (1986a), bu yumuşak eşikleme modellerini yumuşak ge işli otoregresif (STAR) modelleri adı altında  alıřma yapan ve geliřtiren ilk kiřilerdendir. Bu modellerin olasılıksal yapısı ve istatistiksel  ıkarımı hakkında daha kapsamlı anlatımı  alıřmamızın ileri b l mlerinde yapılacaktır.

1.4.2.1. TAR Modellerinde Parametre Tahmini

Ekonometri literat r nde TAR modelleri i in Tsay modelleme prosed r n  kullanacağız (1989, 1991). Bu prosed r n ana fikri, doğrusal regresyon analizinde bir TAR modelini d zenli bir ge işim noktası problemine d n řt rmektir. Bu, ‘d zenlenmiř otoregresyon’ ve ‘yerel tahmin’ kavramları kullanılarak ger ekleřtirilir. Burada yerel tahmin, g zlem sayısını kontrol eden sabit uzunlukta bir pencere ile sıralı bir tahmin ger ekleřtirdiğimiz anlamına gelir. Ancak, zaman dizisini kullanmak yerine, d zenlenmiř otoregresyon, pencerenin veri akışını denetlemek i in eřik deėişkeni Y_{t-d} ‘nin b y kl ğ n  kullanır. B ylece eřik problemini, model deėişikliklerini test etmek ve s recin dinamik yapısını arařtırmak i in istatistiklerin t retilebileceėi bir anahtarlama regresyon problemine etkili bir şekilde d n řtir l r.

AR katsayılarının eřik deėişkeni Y_{t-d} ‘ye karřı yerel tahminlerinin dağılım grafiklerini g z  n nde bulundurulur. Dağılım grafikleri, rejimin deėiřtiėi eřik deėişkeninin deėerlerini g steren sıçramalarla bir adım işlevi gibi g r nmelidir. Uygulamada, kullanılan pencereler sırayla  st  ste bindiėinden,  izimler bir rejimden diėerine yumuşak bir ge iş g sterme eėiliminde olabilir. Bu, model belirtiminde ciddi bir sorun deėildir,   nk  d zenlenmiř otoregresyonun temel amacı eřik deėişkeninin alanının olası b l mleri hakkında bilgi saėlamaktır. Eřik deėerleri yerleřtirildikten sonra, alanı birkaç rejime b lebilir ve her rejimde

uygun bir sıraya sahip AR modelini tahmin edebilir. Ayrıca, tahmini TAR modelini bazı bilgi ölçütlerine göre hassaslaştırmak için eşik değerlerini ayarlayabiliriz (Örneğin AIC ölçütü).

Özetle, Cao ve Tsay (1992) tarafından literatüre kazandırılmış TAR modelleme prosedürü aşağıdaki adımlardan oluşmaktadır;

1. Modele uygun geçici bir AR(p) modeli ve bir dizi olası eşik değişkeni seçilir.
2. Dikkate alınan her eşik değişkeni için doğrusal olmayan testler, özellikle eşik doğrusal olmayan testler uygulanır.
3. Adım 2'nin test sonuçlarına göre Y_{t-d} için en uygun eşik değişkenini seçilir.
4. Olası eşik değerlerini bulmak için düzenlenmiş bir otoregresyon gerçekleştirilir.
5. Belirtilen TAR modelini koşullu en küçük karelerle tahmin edilir.
6. Tahmini TAR modeli kontrol edilir.

Bu bir prosedürün ayrıntıları ve örnekleri için Tsay (1982) çalışmalarına bakılabilir (Cao ve Tsay, 1992: 165, 185).

1.4.2.2. TAR Modelleri Doğrusallık Testleri

Bu bölümde Hansen(1996) tarafından önerilen test metodolojisini gözden geçireceğiz. TAR modellerinde doğrusallık testinde TAR modelinin doğrusal bir AR (p) 'ye göre istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığı araştırılır. İlgili boş hipotez $H_0: \alpha = \beta$ 'dır. Doğrusallık araştırılırken kurulan TAR modeli alternatifine karşı sıfır hipotezi her iki rejimdeki otoregresif parametrelerin eşitliğini ifade ederken, alternatif hipotez ise en az bir farklı parametrenin varlığı şeklinde ifade edilebilir. Modelde hatalar Davies (1977,1987) ve Anderws-Ploberger teorilerinden normal dağıldığı varsayımı altında, boş hipotezden alternatiflere karşı en uygun güce yakın test hipotezlerini test etmek amacıyla standart F istatistiği kullanılmaktadır.

$$F_n = n \left(\frac{\tilde{\sigma}_n^2 - \hat{\sigma}_n^2}{\hat{\sigma}_n^2} \right), \quad (1.31)$$

Burada, artık varyansı;

$$\tilde{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - x_t' \tilde{\alpha})^2 \quad (1.32)$$

$$\tilde{\alpha} = \left(\sum_{t=1}^n x_t x_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n x_t y_t \right) \quad (1.33)$$

$\alpha = \beta$ varsayımı altında α bu şekilde hesaplanır. F_n , $\hat{\sigma}_n^2$ 'nin tek düzey bir fonksiyonu olduğundan,

$$F_n = \sup_{\gamma \in \Gamma} F_n(\gamma) \quad (1.34)$$

burada

$$F_n(\gamma) = n \left(\frac{\tilde{\sigma}_n^2 - \hat{\sigma}_n^2(\gamma)}{\hat{\sigma}_n^2(\gamma)} \right) \quad (1.35)$$

γ bilindiğinde alternatif $H_1: \alpha \neq \beta$ karşısında noktasal F istatistiğidir.

Γ tanımlanmadığından, F_n 'nin asimptotik dağılımı X^2 değildir. Hansen (1996), asimptotik dağılımın aşağıdaki önyükleme prosedürü ile yaklaşılabileceğini göstermektedir. Burada u_t^* , $t = 1, \dots, n$ normal dağılımlı $N(0, 1)$ rasgele değişken olduğunda $y_t^* = u_t^*$ yerine koyulur x_t , $t = 1, \dots, n$ gözlemlerini kullanarak, artık varyansı $\hat{\sigma}_n^{*2}$ elde etmek için x_t 'de y_t^* 'yi, artık varyansı $\hat{\sigma}_n^{*2}(\gamma)$ elde etmek için $x_t(\gamma)$ dönüştürülür ve

$$F_n^*(\gamma) = n(\tilde{\sigma}_n^{*2} - \hat{\sigma}_n^{*2}(\gamma))/\hat{\sigma}_n^{*2}(\gamma) \quad (1.36)$$

ve

$$F_n^* = \sup_{\gamma \in \Gamma} F_n^*(\gamma) \quad (1.37)$$

oluşturulur. F_n 'nin dağılımının β için yerel alternatifler altında F_n 'nin boş dağılımına olasılık olarak zayıf bir şekilde yaklaştığını, böylece F_n 'den tekrarlanan (önyükleme) çekimlerinin F_n 'nin asimptotik boş dağılımına yaklaşmak için kullanılabileceğini göstermektedir. Testin asimptotik p değerine bootstrap yaklaşımı, F_n 'nin gözlemlenen F_n 'yi aştığı bootstrap örneklerinin yüzdesini sayarak oluşturulur.

e_t şartlı olarak heteroskedastiksedir ve F istatistiği $F_n(\gamma)$ 'nın heteroskedastisite tutarlı bir Wald veya Lagrange çarpan testi ile değiştirilmesi gerektiğini söyler. Örneğin, $R = (I - M_n(\gamma))$, $M_n(\gamma) = \sum x_t(\gamma)x_t(\gamma)'$ ve $V_n(\gamma) = \sum x_t(\gamma)x_t(\gamma)' \hat{e}_t^2$

(1.38)

ayarlanırsa, noktasal Wald istatistiği

$$W_n(\gamma) = [R\hat{\theta}(\gamma)]'[R(M_n(\gamma)^{-1}V_n(\gamma)M_n(\gamma)^{-1}R')^{-1}.R\hat{\theta}(\gamma), \quad (1.39)$$

ve uygun H_0 testi

$$W_n = \sup_{\gamma \in I} W_n(\gamma) \quad (1.40)$$

şeklinde olacaktır. Kritik değerleri elde etmek için verileri daha önce olduğu gibi önyüklenir ve bunun yerine $y_t^* = \hat{e}_t u_t^*$ değeri ayarlanır. Hansen (1996), bu işlemin bu model sınıfı için asimptotik olarak doğru dağılımı ürettiğini söylemektedir (Hansen, 1997:1, 14).

1.4.3.Yumuşak Geçişli Otoregresif (STAR) Modelleri

Yumuşak geçişli otoregresif modeli (STAR) ilk olarak Bacon ve Watts (1971) tarafından yumuşak geçiş fikri ortaya atılarak ortaya çıkmıştır. Bacon ve Watts doğrusal olmayan modellerin tahmininde geçişin ani olmadığını, düz yani doğrusal olmayan bir modelin iki farklı doğrusal rejimin arasında geçişin yumuşak olduğunu ilk kez ortaya koymuşlardır. Daha sonraları yumuşak geçişli otoregresif modelleri (STAR) adı altında Chan ve Tong (1986) tarafından literatüre kazandırılmış ve Terasvirta (1994) tarafından da geliştirilmiştir. Brown, Durbin ve Evans (1975) hakkındaki tartışmasında Quandt, bir rejimden diğer rejime, zaman içindeki değişiminde bir miktar yumuşatarak, sorunun çözülebileceğini öne sürmüştür. Bu konuda, Tong 1983’de lineer alt modellerin seçiminde bir bulanıklık getirerek benzer bir yumuşatmayı kısaca tanıtmış ve önermiştir. Yumuşak geçişli otoregresif modelleri üzerine Tong (1990), Potter (1999), Chan ve Tong (1986), Hall, Skalin ve Terasvirta(2001), Dijk (2002), Terasvita, Vab Dijk ve Franses(2002), Chen(2003), Lundbergh, Terasvirta ve Van Dijk(2003), Zivot ve Wang (2006) ve Terasvirta ve Yong(2014) bu modelleme yönteminin gelişmesinde katkı sağlamışlardır.

Son yıllarda çalışmalarda, oldukça farklı doğrusal olmayan zaman serisi modelleri önerilmiştir. Bu alternatif model zenginliği, bir uygulayıcı için sorun yaratır, çünkü verili bir veri kümesine, hangi tip modelin uyacağına karar vermek genellikle zordur. Verilerden uygun bir model veya model ailesini belirtmek ve uygulanabilir prosedürler oluşturmak için, gerçek spesifikasyona girişmeden önce, seçimi daraltmak gereklidir. Haggan, Heravi ve Priestley (1984), verileri üreten modelin, duruma bağlı modeller ailesinin bir üyesi olduğunu varsaydılar (Priestley 1988, s. 99-131). Bu aile, bilinear, üstel otoregresif (EAR), otoregresif eşik (TAR) ve yumuşak geçiş otoregresif (STAR) modelleri gibi birçok iyi bilinen lineer olmayan modeli içerir. Yazarlar, doğrusal bir durum-uzay modelinin, parametre tahminlerinin dizileri için grafikleri incelemeye dayanan bir teknik oluşturdular. Tahminler, parametrelerin

rastgele bir yürüyüş izlediği varsayımı altında özyinelemeli tahminle elde edilir. Ancak grafikleri yorumlamak çoğu zaman kolay görünmemekte, bu da yöntemin pratik modelleme durumlarında uygulanmasını zorlaştırmaktadır.

Bu bölümde STAR modelleri açıklanacak ve iki farklı STAR modelini ele alınacaktır. Lojistik STAR (LSTAR) modeli ve üstel STAR (ESTAR) modeli. LSTAR ailesi, özel bir durum olarak tek eşikli TAR modelini içerir. ESTAR modeli, Haggan ve Ozaki'nin (1981) EAR modelinin hafif bir genellemesidir. Ayrıca çift eşikli TAR modelinin özel bir durumunun genellemesi olarak da görülebilir. Mevcut yaklaşım tamamen parametriktr.

Yumuşak geçişli otoregresif modellerde, eşik değişkeni ve eşik değeri tanımının yanı sıra, rejimlerin anında birinden diğerine geçtiğini varsayan standart bir yapısal değişim modeline benzer. Sorunsuz bir geçişe izin vermek için Terasvirta (1994), Yumuşak Geçiş Otoregresif (STAR) modelini önermiştir (Tresvirda, 1994: 208, 18).

Tong tarafından tanıtılan doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden aşağıdaki fark denklemleriyle SETAR modeli şu şekilde tanımlanabilir;

$$X_t = a_0 + a_1X_{t-1} + \dots + a_pX_{t-p} + (b_0 + b_1X_{t-1} + \dots + b_pX_{t-p})H(X_{t-d} - r) + e_t \quad (1.41)$$

burada d (bir tamsayı) ≥ 1 , p (bir tamsayı) ≥ 0 , $\{e_t\}$, e_t 'nin X_s 'den bağımsız olduğu bir iid rastgele değişkenler dizisidir, $s < t$ ve H , Heaviside işlevidir, yani

$$H(x) = \begin{cases} 1 & \text{if } x > 0, \\ 0 & \text{if } x \leq 0. \end{cases} \quad (1.42)$$

Doğrusal olmayan model, iki doğrusal alt modelden, yani iki "rejimden" oluşur; "değişim noktası" (gerçek değerli) eşik parametresi, r ile belirlenir. Benzer bir fikir, zaman içinde sabitliğin analizinde ve regresyon analizinde kullanılmıştır. Yukarıdaki modelde ve doğrusal olmayan model tahminlerinde ortak olan, değişim noktalarının tahmin edilmesindeki problemdir.

$F(*)$ standart normal dağılımın dağılım fonksiyonunu gösterebilir, aşağıdaki düzgün eşik otoregresif (STAR) modelini göz önünde bulundurulur;

$$X_t = a_0 + a_1X_{t-1} + \dots + a_pX_{t-p} + (b_0 + b_1X_{t-1} + \dots + b_pX_{t-p})F\left(\frac{X_{t-d}-r}{Z}\right) + e_t, \quad (1.43)$$

burada e_t sonlu ikinci momente ve sıfır ortalamaya sahip olduğu varsayılmaktadır. Gerçek z parametresinin oynadığı rol, yumuşatmadır. Z ne kadar büyük olursa, $(a_0, a_1, \dots, a_p)$

tarafından belirtilen doğrusal alt modelden $(a_1 + b_1, \dots, a_p + b_p)$ tarafından belirtilene geçiş o kadar yumuşak olur.

STAR modelini sağlayan durağan bir stokastik sürecin ne zaman olduğunu bilmek önemlidir. $X_{t-d} \rightarrow \mp\infty$ olduğunda, sırasıyla a_j 'ler ve $a_j + b_j$ 'ler tarafından verilen katsayılarla esasen doğrusal hale gelir.

Chan ve Tong tarafında önerilen eğer biri

$$I. \quad p = 1, \quad d = 1, \quad a_1 < 1, \quad a_1 + b_1 \text{ ve } a_1(a_1 + b_1) < 1 \quad (1.44)$$

ise veya

$$II. \quad \sup_{0 \leq \theta \leq 1} (\sum_{i=1}^p |a_i + \theta b_i|) < 1 \quad (1.45)$$

ise o zaman $\{X_t\}$ yukarıdaki şekilde tanımlanır ve ergodiktir ve bu formülleri karşılayan benzersiz bir durağan süreç vardır. Ayrıca, e_t 'nin s'inci mutlak momentinin varlığı, durağan dağılıma işaret eder.

I koşulu, $p = 1$ ve $d = 1$ olduğunda $\{X_t\}$ 'in ergodikliği için neredeyse gerekli ve yeterlidir. Çünkü $a_t > 1$ veya $a_t + b_t > 1$ veya $a_t(a_t + b_t) > 1$ ise, o zaman $\{X_t\}$ ergodik değildir. Koşul II Daha güçlü bir yapıya sahiptir ve bu konuda daha çok araştırma yapılmaktadır.

Sabitler a , b , r ve d için z , bir Markov Zinciri $\{X_{t,z}\}$ ağırlık indeksler. Bu STAR modelleri ağırlığın ($z > 0$) sınırlayıcı SETAR modeline ($z = 0$ 'da) ne kadar iyi yaklaştığını görmek için, Chan ve Yong şu şekilde açıklamışlardır. Eğer e_t , sınırlı ve düzgün sürekli bir yoğunluk fonksiyonu $\phi(\cdot)$ ile mutlak olarak sürekli olduğu varsayılırsa. Her $z = 0$ için, $\{X_{t,z}\}$ 'nin değişmez dağılımı, $g_z(\cdot)$ ile gösterilen yoğunluk fonksiyonu ile kesinlikle sürekli hale gelir ve $g_z(y)$ y'de sürekli, eşit olarak sınırlanmıştır ve z üzerinde eşit tutarlıdır. Ayrıca $g_z(\cdot) \rightarrow g_0(\cdot)$ her yerde $z \rightarrow 0$ olur.

STAR modellere bakıldığında $\{X_t\}$ 'nin tatmin edici bir zaman serisi olduğu varsayıldığında, yani, katsayılar olarak a_j 'ler ve b_j 'ler, eşik parametresi r ve düzgünlük parametresi z olan p mertebesindeki bir yıldız modeli tarafından verilir. Tüm b_j 'lerin sıfır olması durumunda, r ve z 'nin tanımlanamayacağı sonucuna varılır. Tanımlanabilir durumla ilgilenildiği için tüm b_j 'lerin sıfır olmadığı varsayılır. İzin verilir;

$$\theta = (a_0, a_1, \dots, a_p, b_0, \dots, b_p, r, z)'. \quad (1.46)$$

O halde, θ 'in gerçekte uzayı $\Omega = \cup_{i=1}^{p+1} \Omega_i$ 'dir, burada ;

$$\Omega_i = R \times \dots \times R \times R \times \dots \times (R \setminus \{0\}) \times \dots \times R \times R \times R^+, \quad (1.47)$$

$$R^+ = \{x: x > 0 \text{ and } x \in R\},$$

ve R reel sayıların toplamıdır.

Gerçek parametre Θ olsun. Verilen bir dizi X_t , $t = 1, 2, \dots, n$ göz önüne alındığında,

$$Q_n(\theta) = \sum_{t=m}^{n-1} (X_{t+1} - g(\theta, \mathcal{F}_t))^2 \quad (1.48)$$

karelerinin koşullu toplamını en aza indirerek Θ 'ı tahmin ediyoruz, burada $m = \max(d, b)$,

$g(\theta, \mathcal{F}_t) = E_\theta(X_{t+1} | \mathcal{F}_t)$ ve $\mathcal{F}_t = X_1, \dots, X_t$ tarafından oluşturulan sigma alanı olur.

Burada $\hat{\theta}$, $Q_n(\hat{\theta}) = \min_{\theta} Q_n(\theta)$ olacak şekilde olsun ve e_t, σ^2 'nin varyansı

$$\hat{\sigma}_n^2 = \frac{Q_n(\hat{\theta})}{n} \quad (1.50)$$

ile tahmin edilir.

$\hat{X}_n(s)$, X_n, X_{n-1} gözlemleri verilen X_{n-s} 'nin koşullu beklentisini (var olduğu varsayılır) gösterdiğinde. Yinelemeli olarak aşağıdaki gibi tahmin edilebilir:

$$\hat{X}_n(1) = E(X_{n+1} | X_n, X_{n-1}, \dots) \quad (1.51)$$

$$= a_0 + a_1 X_n + \dots + a_p X_{n+1-p} - (b_0 + b_1 X_n + \dots + b_p X_{n+1-p}) F\left(\frac{X_{n+1-p} - r}{z}\right)$$

$s \leq d$ İçin,

$$\hat{X}_n(s) = E(X_{n+s} | X_n, X_{n-1}, \dots) \quad (1.52)$$

$$= E(E(X_{n+s} | X_{n+s-1}, X_{n+s-2}, \dots) | X_n, X_{n-1}, \dots)$$

$$= a_0 + a_1 \hat{X}_n(s-1) + \dots + a_p \hat{X}_n(s-p)$$

$$+ (b_0 + b_1 \hat{X}_n(s-1) + \dots + b_p \hat{X}_n(s-p)) \cdot F\left(\frac{\hat{X}_n(s-p) - r}{z}\right) \quad (1.53)$$

burada $\hat{X}_n(s) = X_{n+s}$, $s \leq 0$ için.

Parametrelerin tahmini için algoritma $\theta_- = (a_0, a_1, \dots, a_p, b_0, b_1, \dots, b_p)' = (\theta_1, \dots, \theta_{2p+2})'$ diyelim ve $\gamma = (r, z)'$ olsun. O zaman $\theta = (\theta' \rightarrow \gamma')'$ olur ve $Q_n(\theta) = Q_n(\theta, \gamma)$ karelerinin koşullu toplamının genel minimumunu bulmak gerekir. Sabit γ için $Q_n(\theta)$ sadece θ_- 'in bir fonksiyonudur.

$$Q_n(\theta, \gamma) = \sum_{i=m}^{n-1} \left(X_{i+1} - \sum_{j=1}^{2p+2} \theta_j \phi_{i-m+1,j}(\gamma) \right)^2 \quad (1.54)$$

$$\phi(\gamma) = \begin{pmatrix} 1 & X_m & X_{m-1} & \dots & X_{m+1-p} & F_{m+1} & X_m F_{m+1} & \dots & X_{m+1-p} F_{m+1} \\ 1 & X_{m+1} & X_m & \dots & X_{m+2-p} & F_{m+2} & X_{m+1} F_{m+2} & \dots & X_{m+2-p} F_{m+2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{n-1} & X_{n-2} & \vdots & X_{n-p} & F_n & X_{n-1} F_n & \dots & X_{n-p} F_n \end{pmatrix}$$

burada

$$F_t = F\left(\frac{X_{t-d+r}}{z}\right) \quad (1.55)$$

ve

$$X = (X_{m+1}, \dots, X_n)' \quad (1.56)$$

olduktan sonra;

$$Q_n(\theta_-, \gamma) = \|X - \phi(\gamma)\theta_-\|^2 \quad (1.57)$$

Burada $\| \cdot \|$, varsayılan Öklid formunu ifade eder (Chan ve Tong, 1986: 179,190).

Chan ve Tong tarafından 1986'da temelleri oluşturulan STAR modelleri daha sonraları Franses ve Dijk tarafından 2000 çalışmasında STAR modelleri şu şekilde verilmiştir;

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p})(1 - G(s_t; \gamma, c)) \\ + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p})G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (1.58)$$

en genel haliyle;

$$y_t = (\phi'_1 x_t (1 - G(s_t; \gamma, c)) + \phi'_2 x_t (1 - G(s_t; \gamma, c)) + \varepsilon_t. \quad (1.59)$$

burada $G(s_t; \gamma, c)$ 0 ile 1 arası değer alabilen geçiş fonksiyonunu ifade eder ve sürekli fonksiyondur, bir rejimden diğer bir rejime geçişin, yumuşak bir şekilde gerçekleştiğini

göstermektedir. Geçiş fonksiyonunun aldığı sınır değerlere göre birbirinden ayrı özelliklere sahip rejimler oluşur. Bu rejimlerde bir t zamanda, hangi rejimde bulunduğu geçiş fonksiyonu ile belirlenir. Yumuşaklık derecesi de γ , rejimler arası geçişin hızını belirler. Ayrıca geçiş değişkeni içsel değişkenin gecikmelisi, dışsal bir değişken ve zaman trendi de olabilir. y_t içsel değişkeni ifade ederken $x_t = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$ sabit terim ve içsel değişkenin gecikmeli değerlerini ifade eder. p , otoregresif yapının kaçınıcı dereceden olduğunu göstermektedir. ϕ_i tahmin edilecek parametreleri ve s_t durağan bir geçiş değişkenini ifade eder. Bu değişken içsel değişkenin gecikmeli değerlerinden herhangi biri olabilir. Son olarakta γ yumuşaklık parametresi, c 'de eşik değerini ifade etmektedir.

SETAR modelleri, iki rejim arasındaki sınırın, eşik değişkeni y_{t-1} 'in belirli bir değeri tarafından verildiğini varsayar. $I[y_{t-1} > c]$ gösterge fonksiyonunun, 0'dan 1'e yumuşak bir şekilde değişen sürekli bir $G(y_{t-1}; \gamma, c)$ fonksiyonu ile değiştirilmesiyle, farklı rejimler arasında daha kademeli bir geçiş elde edilebilir. y_{t-1} arttıkça ortaya STAR modeli çıkmaktadır. (Franses ve Dijk, 2000: 70,80).

STAR modelleri kabaca doğrusal ve doğrusal olmayan kısım diye iki bölüme ayrılabilir.

$$y_t = \underbrace{\phi'x_t}_{\text{Doğrusal kısım}} + \underbrace{\phi'x_t(1 - G(s_t; \gamma, c))}_{\text{Doğrusal olmayan kısım}} + \varepsilon_t \quad (1.60)$$

Modelin doğrusal kısımda geçiş fonksiyonu sıfıra eşittir $G(s_t; \gamma, c) = 0$ yani geçiş fonksiyonundan doğrudan etkilenmediğini ifade ederken, doğrusal olmayan kısımda ise geçiş fonksiyonu $G(s_t; \gamma, c) > 0$ haline gelmektedir.

STAR Modellerinde geçiş fonksiyonun aldığı şekle bağlı olarak iki tip geçiş fonksiyonu vardır. Bunlar lojistik ve üstel geçiş fonksiyonlarıdır.

1.4.3.1. Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif Modelleri (LSTAR)

STAR modellerinde geçiş fonksiyonu 0 ile 1 arasında değerler arasında yer alır. Geçiş fonksiyonu $G(s_t; \gamma, c) = 0$ veya $G(s_t; \gamma, c) = 1$ olması durumları bir rejimden diğer rejime geçişin düz olduğu durumudur. Ancak $0 < G(s_t; \gamma, c) < 1$ durumlarında ise bir rejimden diğerine geçiş, lojistik veya üstel olmak üzere iki tip şeklinde olmaktadır. Bir LSTAR modeli şu şekilde gösterilebilir;

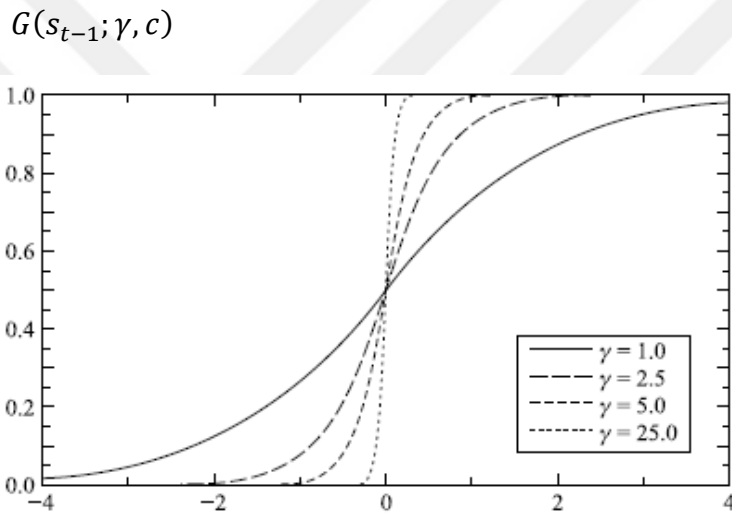
$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p})(1 - G(s_{t-1}; \gamma, c)) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p})G(s_{t-1}; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (1.61)$$

burada $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ sözde geçiş fonksiyonu için lojistik fonksiyon;

$$G(s_{t-1}; \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma[s_{t-1} - c])} \quad (1.62)$$

ve sonuçta elde edilen model Lojistik STAR modelidir. Burada c parametresi, $G(s_{t-1}; \gamma, c) = 0$ ve $G(s_{t-1}; \gamma, c) = 1$ 'e karşılık gelen iki rejim arasındaki eşik olarak yorumlanabilir. Lojistik fonksiyon y_{t-1} arttıkça 0'dan 1'e monoton olarak değişim gösterir. $G(c; \gamma, c) = 0,5$ ise γ parametresi, lojistik fonksiyonun değerindeki değişimin düzgünlüğünü ve dolayısıyla bir rejimden diğerine geçişi gösterir.

Düzgünlük parametresi γ 'nin çeşitli farklı değerleri için lojistik fonksiyonun bazı örneklerini gösterildiğinde.



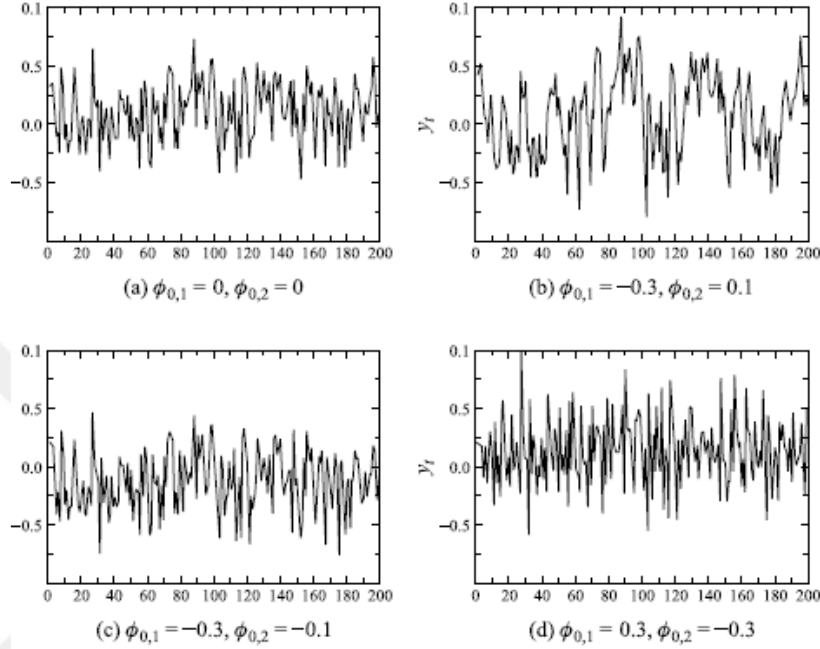
Şekil 1.2. Lojistik Fonksiyon Grafiği

Düzgünlük parametresi γ ve eşik $c = 0$ 'ın çeşitli değerleri için verilen lojistik fonksiyon $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ örnekleri Şekil 1.2'de verilmiştir.

Bu grafikten, γ çok büyüdükçe, $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ 'nin 0'dan 1'e değişiminin $s_{t-1} = c$ 'de neredeyse anlık hale geldiği ve sonuç olarak lojistik fonksiyon $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ gösterge fonksiyonu $I[s_{t-1} > c]$ 'ye yaklaşır. Bu nedenle, SETAR modeli, LSTAR modeli ile isteğe bağlı olarak yaklaştırılabilir. $\gamma \rightarrow 0$ olduğunda, lojistik fonksiyon bir sabite (0.5'e eşit) eşit olur ve $\gamma = 0$ olduğunda, STAR modeli lineer bir modele indirgenir (Franses ve Dijk, 2000: 60-90).

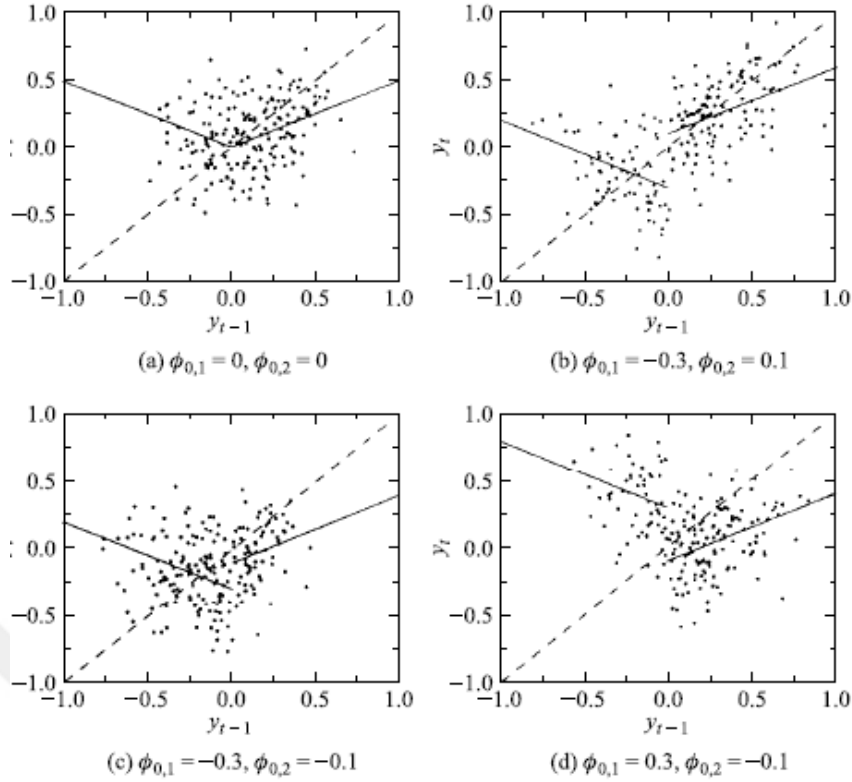
SETAR ve STAR modellerinin gerçekten rejim değiştirme davranışını yakalayabildiğini görmek için, SETAR modelinde, s_t 'nin birinci mertebeden otokorelasyonunun sırasıyla $s_{t-1} \leq c$ veya $s_{t-1} > c$ olmasına bağlı olarak $\phi_{1,1}$ veya $\phi_{1,2}$

olduđuna dikkat edilmelidir. STAR modelinde, birinci mertebeden otokorelasyon, s_{t-1} arttıkça kademeli olarak $\phi_{1,1}$ 'den $\phi_{1,2}$ 'e deđiřir. Aslında SETAR modeli gibi basit bir model ile parametreler uygun řekilde seilerek olduka geniř eřitlilikte dinamik modeller oluřturulabilir. Olasılıklar hakkında biraz fikir vermek iin, $\phi_{1,1} = -0.5$, $\phi_{1,2} = 0.5$, $c = 0$ ve $\varepsilon_t \text{ NID}(0, 0.252)$ ile $n = 200$ gzlemin drt gerekleřtirmesini gsterilirse;



řekil 1.3.SETAR modelinden retilen drt seri

$\phi_{1,1} = -0.5, \phi_{1,2} = 0.5, c = 0$ ve $\varepsilon_t \text{ NID}(0, 0.252)$



Şekil 1.4.SETAR modelinden oluşturulan dört serinin dağılım

$\Phi_{1,1} = -0.5$, $\phi_{1,2} = 0.5$, $c = 0$ ve ε_t iid(0, 0.252) ile SETAR modelinden oluşturulan dört serinin dağılım grafikleri, düz çizgiler modelin iskeletidir, kesikli çizgi 45 derecelik çizgidir.

Tüm seriler $s_0=0$ ile başlatılırken, ε_t , $t=1, \dots, n$ şokları için aynı değerler sonraki gözlemleri oluşturmak için kullanılır. $\phi_{0,1}$ ve $\phi_{0,2}$ kesişimleri, farklı davranışlar oluşturmak için değiştirilir. s_t 'ye karşılık s_{t-1} 'in karşılık gelen dağılım grafikleridir. (Franses ve Dijk, 2000: 60, 90)

Terasvirta, Van Dijk ve Franses'in birlikte yaptığı bir çalışmada LSTAR modeli tahmini için bir LSTAR modeli

$$y_t = \phi_1' x_t + (\phi_2 - \phi_1)' x_t + G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (1.63)$$

olarak yeniden yazıldığında ve $\{\varepsilon\} \sim i.i.d(0, \sigma^2)$ varsayılmaktadır. Luukkonen(1988), $G(s_t; \gamma, c) = 1/(1 + \exp\{-\gamma(s + c)\})$ lojistik fonksiyonunu $\gamma = 0$ civarında birinci dereceden bir Taylor yaklaşımıyla tahmin etmeyi önermektedir;

$$y_t = \beta_0' x_t + \beta_1' x_t + s_t + c_t \quad (1.64)$$

yardımcı regresyonu ile sonuçlanır. Burada $\beta_i = (\beta_{i,0}, \beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,p})'$, $i = 0, 1$ ve $e_t = \varepsilon_t + (\phi_2 - \phi_1)' x_t R_1(s_t; \gamma, c)$, $R_1(s_t; \gamma, c)$ Taylor açılımından kalan terimdir. Boş hipotez altında,

$R_1(s_t; \gamma, c) = 0$ ve $e_t = \varepsilon_t$ 'dir. Sonuç olarak, bu kalan terim, sıfır hipotezi ve dolayısıyla asimptotik dağılım teorisi altındaki hataların özelliklerini etkilemez. Yardımcı regresyondaki $\beta_i, i = 0, 1$, parametreleri, STAR modelindeki parametrelerin fonksiyonlarıdır, öyle ki $\gamma = 0$ kısıtlaması $i = 0, \dots, p$ için $\beta_0, i \neq 0$ ve $\beta_1, i = 0$ anlamına gelir. Bu nedenle, $H'_0: \gamma = 0$ (veya $H_0: \phi_1 = \phi_2$) boş hipotezini test etmek, $H''_0: \beta_1 = 0$ boş hipotezini test etmeye eşdeğerdir. Bu hipotez, standart bir değişken ekleme testi ile basit bir şekilde test edilebilir. LM_1 testi olarak ifade edilen test istatistiği, $p + 1$ serbestlik dereceli asimptotik X^2 dağılımına sahiptir. Doğrusallığın sıfır hipotezi altında, LM_1 istatistiği orijinal boş hipotez $H'_0: \gamma = 0$ 'ı değil, yardımcı boş hipotezi $H''_0: \beta_1 = 0$ test ettiğinden, bu teste genellikle LM tipi istatistik denir.

Belirli $1 \leq d \leq p$ tamsayıları için $s_t = y_{(t-d)}$ durumunda, mükemmel çoklu doğrusallıktan kaçınmak için $\beta_{1,0}s_t$ yardımcı regresyondan çıkarılmalıdır (Luukkonen ve ark. 1988). Bu geçiş değişkeni seçimi için, LM_1 istatistiğinin, rejimler arasında yalnızca kesmenin değiştiği durumlarda, yani $\phi_{1,0} \neq \phi_{2,0}$ ama $\phi_{1,i} = \phi_{2,i}$ için $i = 1, \dots, p$ olduğu durumlarda gücü yoktur. Bu problem, $G(s_t; \gamma, c)$ geçiş fonksiyonuna üçüncü dereceden bir Taylor yaklaşımı ile yaklaşılarak çözülebilir. Bu yardımcı regresyon

$$y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t s_t + \beta'_2 x_t s_t^2 + \beta'_3 x_t s_t^3 + \varepsilon_t \quad (1.65)$$

$e_t = \varepsilon_t + (\phi_2 - \phi_1)x_t R_3(s_t; \gamma, c)$ ve $\beta_i, i = 1, 2, 3$ 'ün yine ϕ_1, ϕ_2, γ ve c parametrelerinin fonksiyonları olduğu yardımcı regresyon verir. Kesin ilişkilerin incelenmesi, $H'_0: \gamma = 0$ boş hipotezinin şimdi yine standart bir LM tipi testle test edilebilen $H''_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ 'a karşılık geldiğini gösterir. Doğrusallığın sıfır hipotezi altında, LM_3 olarak ifade edilecek test istatistiği, $3(p + 1)$ serbestlik derecesine sahip asimptotik bir X^2 dağılımına sahiptir. Yine, belirli $d \leq p$ tamsayıları için $s_t = y_{t-d}$ ise, $\beta_{i,0}s_t^i, i = 1, 2, 3$ terimleri yardımcı regresyondan çıkarılması önerilmiştir.

Burada $\beta_i, i = 1, 2, 3$ 'ün ϕ_1, ϕ_2, γ ve c cinsinden ifadesi de, s_t 'nin $\tilde{x}_t$ 'ye dâhil edilmemesi durumunda, $\phi_{1,0}$ ve $\phi_{2,0}$ sabitlerine bağlı olan parametrelerin sadece $\beta_{1,0}, \beta_{2,0}$ ve $\beta_{3,0}$ olduğunu ortaya koymuşlardır. Dolayısıyla, LM_3 istatistiğinin ekonomik bir versiyonu, yardımcı regresyonun s_t^2 ve s_t^3 regresörleri, yani;

$$y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t s_t + \beta_{2,0}s_t^2 + \beta_{3,0}s_t^3 + e_t \quad (1.66)$$

ile arttırılması ve $H''_0: \beta_1 = 0$ ve $\beta_{1,0} = \beta_{2,0} = 0$ boş hipotezinin test edilmesiyle elde edilebilir. LM_3^e ile gösterilen sonuçtaki test istatistiği, $p + 3$ serbestlik derecesine sahip

asimptotik bir X^2 dağılımına sahiptir. LM_3^e istatistiğinin, LM_2 istatistiğine göre avantajı, önemli ölçüde daha az serbestlik derecesi gerektirmesidir. Belirli $d \leq p$ için $s_t = y_{t-d}$ olması durumunda, yardımcı regresyonda $\phi_{1,0}$ ve $\phi_{2,0}$ hakkında bilgi veren tek parametreler $\beta_{2,d}, \beta_{3,d}$ 'dır ve yardımcı regresyonun y_{t-d}^3 ve y_{t-d}^4 ile artırılmasıyla LM_3^e istatistiği elde edilir.

Bazen alternatifin altındaki uygun geçiş değişkeni s_t açık olmayabilir. Seçimin $y_{t-1}, \dots, y_{t-p}$ arasında olması durumunda, $\alpha = (0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0)'$ ile $s_t = \alpha' \tilde{x}_t$ doğrusal kombinasyonunu tanımlayabilir, burada tek birlik elemanının konumu belirtilmeden bırakılır. LM_1 , LM_3 ve LM_3^e istatistikleri daha sonra gecikme parametresi d 'nin bilinmediği varsayılarak $s_t = y_{t-d}$ ile LSTAR' a karşı LM tipi testler haline gelir. Bu durumda LM_1 istatistiğinin hesaplanmasında kullanılan yardımcı regresyonun

$$y_t = \beta_0' x_t + \sum_{i=1}^p \sum_{j=i}^p \beta_{ij} y_{t-i} y_{t-j} + e_t \quad (1.67)$$

olduğu sonucu çıkmaktadır (Dijk, Franses ve Terasvirta, 2000: 1,41).

1.4.3.2. Üstel Yumuşak Geçişli Otoregresif Modelleri (ESTAR)

STAR modelinin geçiş fonksiyonunun analizinde kullanılan diğer bir yöntem, Üstel STAR (ESTAR) modelleridir. Bu bölümde ESTAR modelinin tanımı ve tahmininde izlenilecek adımlar verilecektir. Öncelikle Terasvirta tarafında 1994'de ESTAR modelleri şu şekil de verilmiştir;

$$G(s_t; \gamma, c) = 1 - \{\exp(-\gamma(s_t - c)^2)\}, \quad \gamma > 0 \quad (1.68)$$

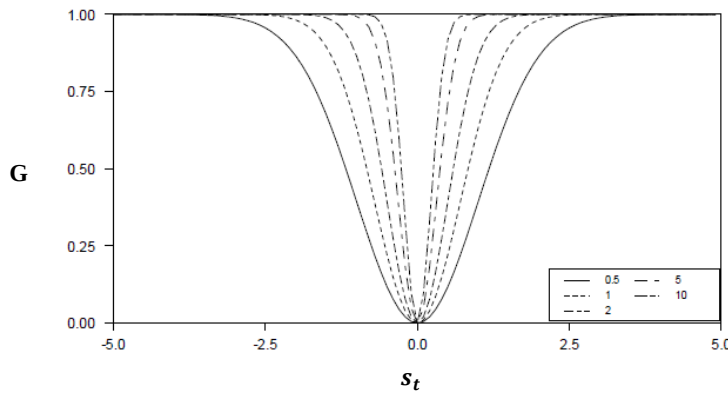
ESTAR modeli LSTAR modelinden farklı olarak SETAR modeline dönüştürülememektedir. Ancak ESTAR modellerinde $\gamma \rightarrow 0$ ve $\gamma \rightarrow \infty$ değerlerine giderken ESTAR modeli bir sabit değere yakınsayacağından geçiş fonksiyonu $G(s_t; \gamma, c) = 0$ ve $G(s_t; \gamma, c) = 1$ olacaktır ve durum ESTAR(p) modelini AR(p) modeline dönüştürmektedir. SETAR modele dönüştürülememesinin sebebi ise ESTAR modeli her iki durumda da aynı sabite yakınmasıdır. Bundan kaynaklı ESTAR modelinin tahmininde γ parametresi tahmininin değeri model için önem taşımaktadır.

Geçiş fonksiyonu $0 < G(s_t; \gamma, c) < 1$ arasında değer alabilmesi, γ parametresi $0 < \gamma < \infty$ aralığında aldığı değerler için $(s_t - c)$ 'nin aldığı değerlere bağlı olarak gerçekleşir.

Geçiş fonksiyonu ($s_t - c$) etrafında simetrik bir yapıya sahiptir ve $(s_t - c) \rightarrow \pm\infty$ giderken geçiş fonksiyonu bire yaklaşır $G(s_t; \gamma, c) \rightarrow 1$ yakınsarken, $(s_t - c) \rightarrow 0$ giderken veya geçiş fonksiyonu sıfıra yaklaşır $G(s_t; \gamma, c) \rightarrow 0$. ayrıyeten $\gamma \rightarrow \infty$ giderken $G(s_t; \gamma, c) \rightarrow 1$ tekrardan bire yakınsarken, eğer $s_{t-d} = c$ iken $\gamma \rightarrow \infty$ durumunda $G(s_t; \gamma, c) \rightarrow 0$ gider. Aralarında açılan bu farkın fazla olması durumunda dış rejim, fark kapanmaya başladığında ise orta rejim olarak adlandırılan farklı durumlar ortaya çıkmaktadır. ESTAR modelinde bir orta rejim, bu rejimin üstünde ve altta kalan iki dış rejimle beraber toplamda üç rejim bulunmaktadır. Toplamda üç rejimin modellenebileceğini göstermektedir. Bu iki dış rejim genişleme, daralma evrelerinin süreleri ve geçiş hızları açısından birbiriyle benzer özelliklere sahiptirler.

ESTAR ve LSTAR modelleri arasındaki diğer bir fark ise LSTAR modeli genişleme ve daralma dönemleri aynı hızda olan zaman serilerine uygulanmaktadır. ESTAR modeli üç rejimden oluşsa bile dış rejimler ortak özellikler taşıdığından, kaynaklı iki rejimli bir model olarak değerlendirilmektedir.

Üstel geçiş fonksiyonu bir ters çan biçimindedir. Ancak eşik değeri c eşik değeri ($c=0$ kabul edilerek) solunda kalan alanda gözlem bulunmaması durumunda, lojistik fonksiyon biçiminde bir şekle sahip olabilmektedir. Modelde gözlemlerin çoğu eğer eşik değerinin bir tarafında ağırlıklıysa ESTAR modelinin LSTAR modeline yaklaştığını belirtmiştir.



Şekil 1.5. Üstel Geçiş Fonksiyonu

Üstel geçiş fonksiyonu, grafiğinde görüldüğü üzere simetrik yapıya sahiptir. Grafikte $c=0$ kabul edilmiş ve γ 'nın farklı değerleri için geçiş fonksiyonunun geçiş değişkenine göre grafiği çizilmiştir. γ 'nın aldığı değer arttıkça geçiş sertleşmeye, γ 'nın değer azaldıkça geçiş yumuşamaktadır. Yani γ 'nın aldığı değer, eşik değerine yakın ya da uzak kalmasına göre oluşan rejimler arası geçişi etkilemektedir (Terasvirta, 1994: 208,218).

1.4.3.3.STAR Model Tahmin Süreci

Hem ESTAR hem de LSTAR modelleri (koşullu) maksimum olabilirlik ile tahmin edilebilir. Log-olasılık işlevi, standart düzenlilik koşullarını karşılar. Bununla birlikte, tutarlılık gibi maksimum olabilirlik tahmincilerinin özellikleri genel olarak bilinmemektedir,

STAR modellerinin tahmini basittir ancak eğim parametresi büyük olduğunda sayısal problemler ortaya çıkabilmektedir. Sorun , geçiş hızlı olduğunda doğru tahmin, c'nin komşusunda çok sayıda gözlem gerektirir (konum parametresi). Ayrıca, diğer parametrelerden çok daha yüksek büyüklük sırasına sahip γ 'ye sahip olmak, optimizasyon algoritmasının yakınsama hızını yavaşlatır.

Leybourne, Newbold ve Vougas (1998), γ ve c sabit olduğunda modelin parametrelerde doğrusal olması gerçeğinden yararlanılarak, tahminin daha verimli yapılabileceğine dikkat çekmiştir (Leybourne, Newbold ve Vougas, 1998: 83, 97.). Bu durumda, $\emptyset$ ve θ parametreleri doğrusal en küçük kareler ile tahmin edilebilir. Bu tahminlere bağlı olarak γ ve c için sonraki tahminler elde edilebilir. Her yinelemeyi bu iki adıma bölmek, doğrusal olmayan tahmin probleminin boyutunu önemli ölçüde azaltır ve yakınsamayı hızlandırır (Terasvirta, 2005: 1,28).

STAR modelinin tahmin adımları diğer doğrusal olmayan modellerin tahmini ile benzerlik gösterir. STAR modelli tahminin temel aşamaları şu şekildedir;

- Araştırılacak zaman serisi için Box- Jenkins yöntemi kullanılarak en uygun doğrusal ARMA modelinin AIC kriterine göre oluşturulması.
- Oluşturulan modele STAR modellerine uygun doğrusal olmama testlerinin uygulanması.
- Uygun geçiş değişkeninin belirlenmesi. Yani geçiş fonksiyonun tipine göre LSTAR ya da ESTAR modellerinin hangisinin uygun olduğu belirlenmesi.
- Seçilen ESTAR ya da LSTAR modelinde geçiş değişkeninin seçimi yapılması. STAR modeli anlamlılık seviyesini en fazla arttıran (p-değerini en fazla azaltan) değişkenin geçiş değişkeni olarak seçilmesi ve seçilen STAR modelindeki parametrelerinin doğrusal olmayan en küçük kareler (NLSS) yöntemi ile tahmin edilmesi.
- STAR modelinin tanımlayıcı testler ile değerlendirilmesi ve gerekirse modelin değiştirilmesi (Terasvirta, 1994:120,218).

1.4.3.4. STAR Tipi Doğrusal Dışılık Testleri

STAR modeli için uygun AR(p) modeli oluşturulduktan sonra doğrusallık testi yapılır. STAR modeli parametreleri sıfır hipotezi altında tanımlı olmadıklarından kaynaklı, doğrusal hipotez alternatifi olan STAR modeline karşı test edilmektedir. Bu bölümde STAR modelin doğrusal dışılık Terasvirta (1994) ve Luukkonen (1988) tarafından geliştirilmiş testler tarafından incelenecektir.

Doğrusallığın STAR modeline karşı test edilmesi, STAR modelinin doğrusal bir AR modeline dönüşmesini sağlamak için birden fazla kısıtlamanın kullanılabilmektedir. Ayrıca tanımlanamayan parametrelerin sorunlarını farklı bir şekilde gösterme fırsatı sunar. İki rejimde AR parametrelerinin eşitliğinin yanı sıra, $H_0: \phi_1 = \phi_2$, doğrusallığın sıfır hipotezi alternatif olarak $H_0': \gamma = 0$ olarak ifade edilebilir. $\gamma = 0$ ise, Y_{t-1} 'in tüm değerleri için lojistik fonksiyon 0,5'e eşit olur ve STAR modeli, $(\phi_1 + \phi_2)/2$ parametrelerine sahip bir AR modeline dönüşür. Boş hipotezin hangi formülasyonu kullanılırsa kullanılsın, model tanımlanamayan parametreler içermeye devam edecektir. H_0 'nın doğrusallığın sıfır hipotezini karakterize etmek için kullanıldığı durumlarda, geçiş fonksiyonundaki γ ve c parametreleri, tanımlanamayan rahatsız edici parametrelerdir. H_0' kullanıldığında, eşik c ve ϕ_1, ϕ_2 parametreleridir. İkincisini görmek için, H_0' altında, ϕ_1 ve ϕ_2 ortalamaları aynı kaldığı sürece herhangi bir değer alabilmektedir.

Bir STAR modelinin alternatifine karşı test yapılması durumunda, asimptotik bir χ^2 dağılımına sahip bir Lagrange Çarpanı (LM) istatistiğini kullanılmaktadır. Bu istatistiği kullanmanın temel avantajı, modeli alternatif hipotez altında tahmin etmenin gerekli olmamasıdır (Dijk ve Franses, 2000: 1001, 1110).

STAR modelini tekrar şu şekilde yeniden yazıldığında;

$$y_t = (\phi_1' x_t (1 - G(s_t; \gamma, c)) + \phi_2' x_t (1 - G(s_t; \gamma, c))) + \varepsilon_t, \quad (1.69)$$

$$H_0: \phi_1 = \phi_2,$$

$$H_1: \phi_{1,i} \neq \phi_{2,i} \quad i \in (0, 1, \dots, p)$$

Doğrusallık boş hipotezi, iki rejimdeki parametrelerin aynı olduğunu ifade etmektedir. Reddedilememesi durumunda geçiş fonksiyonu anlamını yitirdiğinden, doğrusal AR(p) modeline dönüşmektedir.

Tanımlanamayan parametre sorununu gidermek için geçiş fonksiyonuna uygun bir Taylor açılımı uygulamaktadır (Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta, 1988:161,175). Taylor açılımı uygulandığında geçiş fonksiyonumuz doğrusallaşır ve tanımlanamayan parametre probleminin giderilmesine yardımcı olmaktadır. Bu sayede doğrusallık testinde standart dağılımlar da kullanılabilir (Eitrheim ve Teräsvirta, 1996:59,75; Teräsvirta, 2004:222,242). Taylor açılımı modelde tanımlanamayan parametre sorununu ortan kaldırsa da bu sefer de geçiş fonksiyonuna uygulandığından kaynaklı model için uygun olan ESTAR ve ya LSTAR modelleri farklı sonuçlar verebilmektedir.

Modelimizin lojistik dağılıma sahip olduğu varsayıldığında bu LSTAR modeline Taylor açılımı şu şekilde uygulanır;

$$y_t = \phi_1' x_t + (\phi_2 - \phi_1)' x_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t. \quad (1.70)$$

birinci dereceden Taylor açılımı uygulanır. $\gamma = 0$ kabul ettiğimizde, $G^*(s_t; \gamma, c) + 0,5 = G(s_t; \gamma, c)$ olur ve

$$G^*(s_t; \gamma, c) = G(s_t; \gamma, c) - \frac{1}{2} = (1 + \exp(-\gamma(s_t - c)))^{-1} - \frac{1}{2} \quad (1.71)$$

düzenlenen geçiş fonksiyonu yerine konur

$$y_t = \frac{1}{2}(\phi_1' + \phi_2') x_t + (\phi_2' - \phi_1') x_t + G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t. \quad (1.72)$$

Geçiş fonksiyonuna $\gamma = 0$ civarında birinci derece Taylor açılımı uygulandığında adım adım şu şekilde gösterilebilir;

$$G^*(s_t; \gamma, c) \cong G^*(s_t; \gamma, c) + (\gamma - 0) \left(\frac{\partial G^*}{\partial \gamma} \right) \quad (1.73)$$

$$G^*(s_t; 0, c) = \frac{1}{2} - \frac{1}{2} = 0 \quad (1.74)$$

$$\frac{\partial G^*}{\partial \gamma} = \frac{(s_t - c) \exp(-\gamma(s_t - c))}{1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\}^2} \quad (1.75)$$

$$\gamma = 0 \rightarrow \frac{\partial G^*}{\partial \gamma} = \frac{s_t - c}{4} \quad (1.76)$$

$$G^*(s_t; \gamma, c) \cong \frac{\gamma(s_t - c)}{4}. \quad (1.77)$$

Geçiş fonksiyonu yeniden yerine yazıldığında;

$$y_t = \frac{1}{2}(\phi'_1 + \phi'_2)x_t + (\phi'_2 - \phi'_1)x_t \frac{\gamma(s_t - c)}{4} + \varepsilon_t \quad (1.78)$$

$$\begin{aligned} y_t = & \frac{1}{2}(\phi_{1,0} + \phi_{2,0})x_t + \frac{1}{4}\gamma c(\phi_{2,0} - \phi_{1,0}) \\ & + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^p(\phi_{1,i} + \phi_{2,i})x_{t-i} + \frac{1}{4}\gamma c\sum_{i=1}^p(\phi_{2,i} - \phi_{1,i})x_{t-i} \\ & + \frac{1}{4}\gamma\sum_{i=1}^p(\phi_{2,i} - \phi_{1,i})x_{t-i}s_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1.79)$$

$$\begin{aligned} y_t = & \frac{1}{2}(\phi_{1,0} + \phi_{2,0}) - \frac{1}{4}\gamma c(\phi_{2,0} - \phi_{1,0}) \\ & + \sum_{i=1}^p \left[\frac{1}{2}(\phi_{1,i} + \phi_{2,i}) - \frac{1}{4}\gamma c\sum_{i=1}^p(\phi_{2,i} - \phi_{1,i}) \right] x_{t-i} \\ & + \frac{1}{4}\gamma\sum_{i=1}^p(\phi_{2,i} - \phi_{1,i})x_{t-i}s_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1.80)$$

$$y_t = \beta_0 + \beta'_1\tilde{x}_t + \beta'_2\tilde{x}_ts_t + \varepsilon_t. \quad (1.81)$$

Denklemden β'_1 parametresi doğrusal kısımda yer alan ϕ'_1 parametre vektörünün temsildir ve β'_2 ise ϕ'_2 ve γ, c parametrelerinin temsili bir fanksiyonu olarak kabul edilir. STAR modeline özgü doğrusallık testi için, $H_0: \beta_1 = 0$ boş hipotezi olarak tanımlanır. Sonuç olarak elde ettiğimiz LM(1) test istatistiği p serbestlik derecesine sahip, asimptotik X^2 dağılımına sahiptir. Bu durum çalışılan modelde yalnız sabit terimlerden kaynaklı doğrusal olmama durumunda test gücünü kaybedebilmektedir. Luukkonen (1988) tarafından bu problem için, üçüncü mertebeden Taylor yaklaşımı kullanılarak oluşturulan LM(3) test istatistiği önerilmiştir.

LSTAR modeli için üçüncü mertebeden Taylor yaklaşımı;

$$y_t = \beta_0 + \beta'_1\tilde{x}_t + \beta'_2\tilde{x}_ts_t + \beta'_3\tilde{x}_ts_t^2 + \beta'_4\tilde{x}_ts_t^3 + \varepsilon_t \quad (1.82)$$

şeklinde gösterilir. Elde edilen LM(3) test istatistiği boş hipotezi $H_0: \beta'_2 = \beta'_3 = \beta'_4 = 0$ olarak tanımlanır.

Üstel geçiş fonksiyonu ESTAR için doğrusallık testi yapmak için birinci mertebeden Taylor açılımı uygulandığında;

$$G(s_t; \gamma, c) = 1 - \{\exp(-\gamma(s_t - c)^2)\}, \quad \gamma > 0 \quad (1.83)$$

$$G(s_t; \gamma, c) \cong G(s_t; 0, c) + (\gamma - 0) \frac{\partial G}{\partial \gamma} \quad (1.84)$$

$$G(s_t; \gamma, c) = I - I = 0 \quad (1.85)$$

$$\frac{\partial G}{\partial \gamma} = (s_t - c)^2 \{\exp(-\gamma(s_t - c)^2)\} \quad (1.86)$$

$$\gamma = 0 \rightarrow \frac{\partial G}{\partial \gamma} = (s_t - c)^2 \quad (1.87)$$

Geçiş fonksiyonu yerine yazıldığında;

$$y_t = \phi'_1 x_t + (\phi'_2 - \phi'_1) x_t (\gamma((s_t - c)^2)) + \varepsilon_t \quad (1.88)$$

$$y_t = \phi'_1 x_t + (\phi'_2 - \phi'_1) x_t (\gamma((s_t^2 - 2s_t c + c^2)^2)) + \varepsilon_t \quad (1.89)$$

$$y_t = \phi'_1 x_t + (\phi'_2 - \phi'_1) \gamma c^2 x_t - 2(\phi'_2 - \phi'_1) \gamma c x_t s_t + (\phi'_2 - \phi'_1) \gamma x_t s_t^2 + \varepsilon_t \quad (1.90)$$

$$y_t = \beta_0 + \beta'_1 \tilde{x}_t + \beta'_2 \tilde{x}_t s_t + \beta'_3 \tilde{x}_t s_t^2 + \varepsilon_t \quad (1.91)$$

ESTAR modelinin $H_0: \beta'_2 = \beta'_3 = 0$ boş hipotezidir. $LM_{(1)}$ test istatistiği elde edilmiştir ve yöntem bu şekilde takip ederse $LM_{(2)}$ test istatistiği 2p serbestlik derecesine sahip asimptotik X^2 dağılımlıdır. STAR modellerde doğrusal dışılık testlerinde boş hipotezi sınamak için şu adımlar izlenir;

- Modelin $\tilde{x}$ ve y_t tahmin edilerek kurulması ve artıkların e_t ve hata kareler toplamının hesaplanması $SRR_0 = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2$.
- $\hat{e}_t$ hata terimleri, $\tilde{x}_t$ ve $\tilde{x}_t^i$, $i = 1, 2, 3$ ile tahmin edilir ve $\hat{e}_t = \beta_0 \tilde{x}_t + \beta'_1 x_t s_t + \beta'_2 x_t s_t^2 + \beta'_3 x_t s_t^3 + v_t$ yardımcı regresyonun tahmin edilmesi ve hata kareler toplamının hesaplanması $SRR_1 = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T \hat{v}_t^2$.
- $LM(3)$ test istatistiğinin X^2 ya da F versiyonlarının hesaplanması.

$$LM(3) \text{ test istatistiğinin } X^2 \text{ versiyonu: } LM = \frac{T(SRR_0 - SRR_1)}{SRR_1} \quad (1.92)$$

$$LM(3) \text{ test istatistiğinin F versiyonu: } LM_F = \frac{T(SRR_0 - SRR_1)/3p}{SRR_1/(T-4p-1)} \quad (1.93)$$

(Terasvirta, 1994: 120-218, Franses ve Dijk, 2000:100-110).

1.4.3.5.LSTAR ve ESTAR Model Seçimi

Çalışılan zaman serisi modelinde doğrusallık hipotezi reddedildiğinde, modelin hangi STAR modeli olduğuna karar vermek gerekmektedir. Granger ve Terasvirta (1993) tarafından çalıştığımız zaman serisinin LSTAR ve ESTAR modeline mi uygun olduğunu anlamamız ve bu modeller arasında seçim yapabilmek için aşağıdaki hipotezleri geliştirmişlerdir;

$$H_{03}: \beta'_3 = 0$$

$$H_{02}: \beta'_2 = 0 | \beta'_3 = 0 \quad (1.94)$$

$$H_{01}: \beta'_1 = 0 | \beta'_2 = \beta'_3 = 0$$

H_{02} 'nin en küçük olasılık değeri vermesi ESTAR modelinin reddedilememesi, H_{03} 'ün reddedilmesi yani sıfırdan farklı kabul edilmesi LSTAR modelinin reddedilememesidir. Ancak H_{03} reddedilememesi H_{02} reddedilmesi ESTAR modelinin, H_{03} ve H_{02} 'nin reddedilmesi ve H_{01} 'in reddedilememesi LSTAR modeli olduğu sonucuna varılır. Bütün boş hipotezlerin reddedilememesi durumunda en düşük p-değerine sahip F testi tercih edilmektedir (Granger ve Terasvirta, 1993: 211; Terasvirta, 1997: 111).

Tablo 1.3. LSTAR ve ESTAR modelleri için hipotez tablosu

H_{01}	H_{02}	H_{03}	
		Reddedilmesi	LSTAR
	Reddedilmesi	Reddedilememesi	ESTAR
Reddedilememesi	Reddedilmesi	Reddedilmesi	LSTAR
Reddedilememesi	Reddedilememesi	Reddedilememesi	En düşük p-değerine sahip F testi tercih

1.4.4.Markov Rejim Değişimi Modelleri (MSA)

Çalışmamızda buraya kadar, doğrusal olmayan zaman serisi analizlerinde doğrudan gözlemlenebilen bir değişkenin etkisiyle oluşan dalgalanma dönemlerinin arasında geçişin olduğu yapılar, eşik modelleri kullanılarak yapılan analiz yöntemleri anlatılmıştır. Bu bölümde gözlemlenemeyen stokastik bir değişkenin etkisiyle, rejimler arasında geçişlerin incelenmesine olanak sağlayan Markov rejim değişim modelleri ele alınacaktır. Markov rejim değişim modellerinde geçiş değişkeni gözlemlenemeyen rassal bir durum değişkeni tarafından

belirlenir yani zamanın bilinmeyen bir noktasında hangi rejimin etkili olduğu tam olarak bilinmemektedir.

Hamilton'un 1990'da literatüre kazandırdığı MSA modeli, sadece mevcut durumun sonraki gelecek durumları etkilediği rastgele bir süreçtir ve gelecekteki durumların dağılımı, sistemin mevcut duruma nasıl ulaştığına değil, yalnızca mevcut duruma bağlıdır. (İbe, 2013: 49, 57)

İki rejimli ve bu rejimlerin AR(1) olduğu bir varsayıldığı bir y_t zaman serisinde MSA modeli şu şekilde gösterilebilir;

$$y_t = \begin{cases} \phi_{0,1} + \phi_{1,2}y_{t-1} + \varepsilon_{1t} & s_t = 1 \text{ iken} \\ \phi_{0,2} + \phi_{1,2}y_{t-1} + \varepsilon_{2t} & s_t = 2 \text{ iken} \end{cases} \quad (1.95)$$

Genel gösterimi;

$$y_t = \phi_{0,s_t} + \phi_{1,s_t}y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (1.96)$$

Model sisteminde yer alan s_t zaman içinde değişen, araştırmacılar tarafından gözlemlenemeyen durum değişkenini ifade etmektedir ve s_t 'nin birinci mertebeden bir Markov süreci izlediği varsayılır. Birinci dereceden MSA süresi geçiş olasılıkları aşağıdaki gibi yazılabilir;

$$p_{11} = [s_t = 1 | s_{t-1} = 1] = p$$

$$p_{12} = [s_t = 2 | s_{t-1} = 1] = 1 - p \quad (1.97)$$

$$p_{21} = [s_t = 1 | s_{t-1} = 2] = q$$

$$p_{22} = [s_t = 2 | s_{t-1} = 2] = 1 - q.$$

Olasılık değerlerine göre elde edilen geçiş matrisi şu şekilde verilebilir;

$$p = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix}. \quad (1.98)$$

Geçiş matrisinde sistem t döneminde yer alırken, $t-1$ döneminde ikinci rejime geçme olasılığını göstermektedir. $t-1$ zamanında 1 ve 0 durumlarının satırları sırasıyla birleştirilir ve iki rejim arasında geçiş olasılıklarını tanımlar (Hamilton, 1994: 678).

İKİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİLERİNDE EŞBÜTÜNLEŞME

2.1. Geleneksel Birim Kök Testleri

Zaman serisi verilerinde temel gereksinimlerden biride kullanılan çalışmalarda serilerin durağan olması gereksinimidir. Çalışılan ekonomik serinin aslında durağan olmayan görünüme sahip olmasına rağmen, durağan kabul edilmesi yanlış sonuçlara yol açmaktadır. Çalışmalarda durağanlık kavramı birim kök testleri yardımı ile tespit edilmektedir. Bu bölümümüzde doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testleri ile durağanlık incelenecektir.

Zaman serileri durağan ve durağan olmayan zaman serileri diye iki ana başlıkta incelenebilir. Çalışan modeldeki değişkenlerin durağan olduğu yani ortalama ve varyanslarının zaman değişmediği varsayılır. Durağan olmamanın nedenleri, serinin ortalamasının zamana bağlı olması ve serinin otokorelasyonlarının zamana bağlı olmasıdır.

Durağanlı incelemek için zaman serisinde birim kökün varlığı test edilmelidir. Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen DF testi literatürde en sık karşımıza çıkan testlerden biridir. Daha sonraları Genelleştirilmiş Dickey ve Fuller (ADF) testi ile bağımlı değişkeni de modelle dâhil etmişlerdir. Genleştirilmiş Dickey ve Fuller testi en genel formuyla şu şekilde gösterilebilir;

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (2.1)$$

Yokluk hipotezleri de şu şekildedir;

$$H_0: \delta = 0 \text{ (birim kök içerir)}$$

$$H_0: \delta = 1 \text{ (birim kök içermez)} \quad (2.2)$$

yokluk hipotezi reddedildiğinde, birim kök içerdiğinden kaynaklı seri durağan olmayacaktır. Bu sorunu gidermek için ADF testinde, modele dâhil edilecek gecikme sayısını belirlemek için AIC veya SIC gibi bilgi kriterleri kullanılabilir (Dickey ve Fuller, 1981: 1057,1070).

2.2. Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri

Doğrusal yapıya sahip olmayan zaman serilerinde birim kökün varlığını incelemek için çeşitli çalışmalar yapılmıştır. Dickey ve Fuller (1979) tarafından DF testi birim kökün

varlığı sınamak için literatüre kazandırılmış olsa bile daha sonraları Blake ve Fomby (1977) DF testinin gücünün eşik parametrelerinde düşük olduğunu saptamıştır. Pippenger ve Georing (1993) tarafından da DF testinin doğrusal olmayan zaman serileri analizinde başarısız olduğu sonucuna varılmıştır. Daha sonraları Enders ve Granger(1998), Leybourne, Newbold ve Vougas (1998), Dijk ve Berben (1999), Caner ve Hensan(1999), Park ve Shintani (2005) ,Lo ve Zivot (2019) e Kapetanios Shin, Snell (2003) bu konu üzerinde çalışmalar yapmıştır.

Çalışmamızın bu kısmında Enders ve Granger (1998) birim kök testi, Caner ve Hansen (2001) birim kök testi ve STAR tipi birim kök testlerinden Kapetanios, Shin ve Snall (2003) testleri incelenecektir.

2.2.1.Enders ve Granger (1998) Birim Kök Testi

Ender ve Granger 1998 yılında yaptığı çalışmayla DF test istatistiğinin özellikle TAR modelleri için başarısız sonuçlar verdiğini, Monte Carlo deneyi yaparak ortaya koymuştur. Bir TAR modelinin alternatifine karşı bir birim kökün, sıfır hipotezini test etmek için kullanılabilecek Monte Carlo deneyi yapmak için;

$$y_t = \beta y_{t-1} + e_t \quad (2.3)$$

alternatif olarak modeline karşılık

$$\Delta y_t = I_t p_1(y_{t-1} - \gamma) + (1 - I_t) p_2(y_{t-1} - \gamma) + e_t \quad (2.4)$$

modeli sınanmaktadır. Burada I_t gösterge fonksiyonu olarak tanımlanır,

$$I_t = \begin{cases} y_{t-1} \geq \gamma & \text{ise } 1 \\ y_{t-1} < \gamma & \text{ise } 0 \end{cases} \quad (2.5)$$

Bu modeller TAR modelini tanımlarken alternatifleri;

$$I_t = \begin{cases} \Delta y_{t-1} \geq \gamma & \text{ise } 1 \\ \Delta y_{t-1} < \gamma & \text{ise } 0 \end{cases} \quad (2.6)$$

şeklinde gösterilebilir. Bu şekilde bir değişim serinin bir tarafının diğer tarafından daha fazla momentum özelliği sergilediği anlamına gelebilmektedir. Oluşturulan modeller momentum eşiği otoregresif (M) olarak adlandırılabilir. (2.6)'da yer alan model, eğer diğer modellerle ilişki içeriyorsa artık MTAR modeli olmaktadır. Daha sonra işlemde y_t serisini arındırılır ve buradan elde edilen yeni $\hat{y}_t$ serisi ile

$$\Delta y_t = I_t p_1(y_{t-1} - \bar{y}) + (1 - I_t) p_2(y_{t-1} - \bar{y}) + e_t \quad (2.7)$$

denklemini tahmin edilip yokluk hipotezi

$$H_0: p_1 = p_2 = 0 \quad (2.8)$$

ile sınanır. Burada $\hat{y}$ örnek ortalamasını göstermektedir. Bu işlemler sonrası F istatistiği yardımı ile hesaplanan kritik değerlerden büyük olması durumunda birim kökün varlığı reddedilememektedir (Enders ve Granger, 1998: 304-311).

2.2.2. Caner ve Hansen (2001) birim kök testi

Durağan olmayan ve/veya doğrusal olmayan zaman serilerinin analizine yardımcı olmak için, her iki etkiye de aynı anda izin veren istatistiksel bir testtir. Caner ve Hansen otoregresif birim kökü olan iki rejimli bir TAR(k) modelini incelemişlerdir. Bu modelde, bir eşik etkisi (doğrusal olmama durumu için) Wald testleri ve durağan olmama Wald ve t testleri üzerinde çalışmışlardır. Genel otoregresif dereceye izin verip, katsayıları rejimler ile kısıtlamamışlardır. Bir eşik için Wald testi, standart olmayan asimptotik bir dağılıma sahiptir. Asimptotik dağılımı oluşturan birim kökün varlığı ve durağan durumda bulunan deneysel süreçle aynı olan ve sorunlu parametreye bağlı olmasıdır.

Dağılım teorileri, iki parametrelili Brown hareketine zayıf bir şekilde yakınsayan çift endeksli deneysel bir süreç kullanan yeni bir asimptotik araçlar setine dayanmaktadır. Bu iki parametrelili sürece göre tanımlanan stokastik bir integrale zayıf yakınsaklık oluşturmaktadır.

Caner ve Hansen'in önerdiği TAR modeli;

$$\Delta y_t = \theta'_1 x_{t-1} I\{Z_{t-1} < \lambda\} + \theta'_2 x_{t-1} I\{Z_{t-1} \geq \lambda\} + e_t \quad (2.9)$$

$t=1, \dots, T$ ve $I\{\cdot\}$, gösterge fonksiyonudur ve $x_{t-1} = (y_{t-1} r'_t \Delta y_{t-1} \dots \Delta y_{t-k})'$ bir gösterge işlevidir, e_t hata terimidir ve ıdd olduğu varsayar. Bazı $m \geq 1$ için $Z_t = y_t - y_{t-m}$ 'dir ve r_t , bir kesişme noktasıdır. Doğrusal zaman eğilimi dâhil olmak üzere deterministik bileşenlerin bir vektörüdür. Eşik değeri olan γ bilinmemektedir. $P(Z_t \leq \lambda_1) = \pi_1 > 0$ ve $P(Z_t \leq \lambda_2) = \pi_2 < 1$ olacak şekilde λ_1 ve λ_2 'nin seçildiği $\lambda \in \Lambda = [\lambda_1, \lambda_2]$ aralığındaki değerleri alır.

Modelde γ bilinmemektedir ve θ_1 ve θ_2 bileşenlerine ait vektörler;

$$\theta_1 = \begin{pmatrix} p_1 \\ \beta_1 \\ \alpha_1 \end{pmatrix}, \theta_2 = \begin{pmatrix} p_2 \\ \beta_2 \\ \alpha_2 \end{pmatrix}, \quad (2.11)$$

bu şekildedir. Burada p_1 ve p_2 , y_{t-1} değişkenine ait eğim katsayılarıdır. β_1 ve β_2 deterministik bileşenlere ait eğim katsayılarını, α_1 ve α_2 her iki rejimdeki $(\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})$ değişkenlerine ait eğim katsayılarını bize göstermektedir.

Model (2.9), tüm eğim katsayılarının rejimler arasında geçiş yaptığını belirtir, ancak bazı uygulamalarda katsayıların yalnızca bir alt kümesinin rejime bağlı olması istenebilmektedir.

e_t , sınırlı yoğunluk fonksiyonuna sahip bir iid ortalama-sıfır dizisidir ve bazı $\gamma < 2$ olduğu durumlarda $E|e_t|^{2\gamma} < \infty$. Bazı δ_T matrisleri ve sürekli vektör fonksiyonu $r(s)$ için, $\delta_T r_{[Ts]} \rightarrow r(s)$ ilişkisi bulunur. Sabitler μ_1 ve μ_2 için, $\beta_1' r_t = \mu_1$ ve $\beta_2' r_t = \mu_2$ ve $|\alpha_1'| < 1$ ve $|\alpha_2'| < 1$ kısıtlamaları geçerliiyken $p_1 = p_2 = 0$ eşitliği vardır ve burada l birlerden oluşan k -boyutlu bir vektördür.

Her $\lambda \in \Lambda$ için sıradan en küçük kareler EKK ile tahmin edildiğinde;

$$\Delta y_t = \hat{\theta}_1(\lambda)' x_{t-1} I_{\{z_{t-1} < \lambda\}} + \hat{\theta}_2(\lambda)' x_{t-1} I_{\{z_{t-1} \geq \lambda\}} + \hat{e}_t(\lambda) \quad (2.12)$$

daha sonra;

$$\hat{\sigma}^2(\lambda) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t(\lambda)^2 \quad (2.13)$$

sabit λ için σ^2 'nin EKK tahmini olsun. λ 'nin en küçük kareler tahmini olup, $\sigma^2(\lambda)$ 'yi en aza indirerek bulunmaktadır;

$$\hat{\lambda} = \underset{\lambda \in \Lambda}{\operatorname{argmin}} \hat{\sigma}^2(\lambda). \quad (2.14)$$

Daha sonra diğer parametrelerin EKK tahminleri, $\hat{\lambda}$ parametresinin nokta tahmini bulunmaktadır. $\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(\hat{\lambda})$ ve $\hat{\theta}_2 = \hat{\theta}_2(\hat{\lambda})$, tahmini modeli, EKK artıklarını da tanımlayan;

$$\Delta y_t = \hat{\theta}_1' x_{t-1} I_{\{z_{t-1} < \hat{\lambda}\}} + \hat{\theta}_2' x_{t-1} I_{\{z_{t-1} \geq \hat{\lambda}\}} + \hat{e}_t \quad (2.15)$$

olarak yazılır ve $\hat{\sigma}^2(\lambda) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t$ 'nin EKK tahminindeki artık varyansını göstermesine izin verilir.

Model (2.15)'de standart Wald ve t istatistiklerini kullanarak model (2.9) parametreleriyle ilgili çıkarım yapmak için kullanılabilir. İstatistikler standart olsa da, olası

tanımlanamayan parametrelerin varlığı ve durağanlığı nedeniyle örnekleme dağılımları standart olmamaktadır.

Caner ve Hansen (2001) tarafından önerilen eşik etkisi testi $H_0: \theta_1 = \theta_2$ boş hipotezi ile $H_0: \theta_1 \neq \theta_2$ alternatif hipotezini test eden bir standart Wald test istatistiği şu şekildedir;

$$W_T(\lambda) = T \left(\frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}^2(\lambda) - 1} \right). \quad (2.16)$$

Burada T toplam gözlem sayısını, $\hat{\sigma}_0^2$ eşik etkisinin olmadığı boş hipotezde tanımlı olan elde edilen doğrusal modelin artık varyansını ve $\hat{\sigma}^2$ ise model (2.15)'in tahmininden elde edilen artıkların varyansını bize vermektedir.

$$\hat{\sigma}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2 \quad (2.17)$$

görüldüğü üzere boş hipotezin altında eşik etkisi görülmemektedir.

Çalışılan zaman serisi y_t sürecinin durağanlığını test etmek için boş hipotez $H_0: p_1 = p_2$ ile sınılanır. Boş hipotezin alternatifleri, $H_1: p_1 < 0$ ve/veya $H_2: p_2 < 0$ şeklindedir. Ancak bazı durumlarda kısmi birim kök söz konusudur ve bu durumlarda alternatif hipotezler;

$$H_3: p_1 < 0 \text{ ve } p_2 = 0 \quad (2.18)$$

$$H_4: p_1 = 0 \text{ ve } p_2 < 0 \quad (2.19)$$

şeklinde tanımlanmıştır. H_3 ve H_4 hipotezlerinin reddedilememesi durumunda y_t serisinin rejimlerinden birinde birim kök barındırırken diğer rejim durağan olduğu anlamına gelmektedir ve y_t serisi kısmi durağandır.

Boş hipotez H_0 hipotezini test etmek için tek taraflı Wald istatistiği;

$$R_{2T} = t_1^2 + t_2^2. \quad (2.20)$$

Buradaki t_1 ve t_2 , (2.15) denkleminde EKK ile tahmininden elde edilen $\hat{p}_1$ ve $\hat{p}_{12}$ parametreleri için t istatistiği değerleridir. Boş hipotezin tek taraflı alternatifi olan $p_1 < 0$ ve/veya $p_2 < 0$ hipotezlerinin tek taraflı Wald istatistiği;

$$R_{1T} = t_1^2 I_{\{\hat{p}_1 < 0\}} + t_2^2 I_{\{\hat{p}_2 < 0\}} \quad (2.21)$$

şeklinde hesaplanır. R_{1T} ve R_{2T} testleri H_1 ve H_2 alternatif hipotezlere karşı güçlü sonuçlar vermektedir. H_1 ve H_2 hipotezlerinden hangisinin reddedilip reddedilmediğini anlamak için

t_1 ve t_2 istatistikleri iki rejimde de birim kök testi yapmasına olanak sağlamaktadır. $-t_1$ ve $-t_2$ istatistiklerinden ikisi de anlamlı ise H_2 alternatifinin tutarlı olduğu ve H_1, H_2 ve H_0 alternatifleri arasında seçim yapılabileceği anlamına gelmektedir.

Caner ve Hansen (2001) test istatistiklerinde çalışılan zaman serisinde eşik etkisinin var olduğu, bilindiği ve bilinmediği iki durum altında incelemek için bootstrap dağılımı geliştirmişlerdir. Eşik etkisinin olmadığı kısıtlı bootstrap durumu ($\theta_1 = \theta_2$) denir ve bu durum altında her iki test istatistiği için asimptotik kritik değerler üretmişlerdir. Eşik değerinin varlığı söz konusunda ($\theta_1 \neq \theta_2$) iki bootstrap metodunun karşılaştırılması için Monte Carlo simülasyonu yapmışlardır (Caner ve Hansen, 2001: 1555-1596).

2.1.3. STAR Birim Kök Testleri

2.1.3.1. Kapetanios, Shin ve Snall (2003) Birim Kök Testi

Kapetanios, Shin ve Snall (2003) tarafından yapılan çalışmada birim kök testlerine bir alternatif oluşturmuşlardır. Çalışmalarında birim kök test prosedürleri için doğrusal olmayan dinamiğin varlığının etkilerini analiz edilir. Doğrusal olmayan bir üstel yumuşak geçişli otoregresif alternatifine karşı, birim kök sürecinin boş hipotezini test etmek için alternatif sunmuşlardır. STAR modellerindeki doğrusal olmama etkisini göz ardı eden geleneksel eşbütünleşme veya birim kök testlerinin uzun dönemde doğru sonuçlar vermediği ileri sürmüşlerdir. Özellikle ESTAR modelleri için özel olarak tasarlanmış bir test prosedürü geliştirmişlerdir.

Birinci dereceden bir tek değişkenli yumuşak geçiş otoregresif STAR(1) modeli;

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} \theta(\theta; y_{t-1}) + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad \varepsilon_t \sim \text{idd}(0; 2) . \quad (2.22)$$

Burada β ve γ denklemin bilinmeyen parametrelerdir. y_t 'nin ortalama sıfır, stokastik bir süreç olduğunu varsayılmaktadır. STAR modeli üstel geçiş fonksiyonu ile birlikte tanımlanınca;

$$\theta(\theta; y_{t-d}) = 1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2) \quad (2.23)$$

burada $\theta \geq 0$ ve $d \geq 1$ 'nin gecikme parametresidir. Üstel geçiş fonksiyonu sıfır ile bir arasında yer almaktadır ve $\theta: R \rightarrow [0,1]$ şu özelliklere sahiptir:

$$\theta(0) = 0; \quad \lim_{x \rightarrow \pm\infty} \theta(x) = 1. \quad (2.24)$$

Sıfır civarında simetrik olarak U şeklindedir. (2.22)'deki denklemde (2,23)' denklemini kullanırsak üstel bir STAR (ESTAR) modeli elde ederiz;

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)] + \varepsilon_t. \quad (2.25)$$

Uygun bir şekilde yeniden yazılabilir;

$$\Delta y_t = \emptyset y_{t-1} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)] + \varepsilon_t, \quad (2.26)$$

burada $\emptyset = \beta - 1$ şeklindedir. Eğer θ değeri pozitif olduğu zaman ortalamaya dönme hızını etkin olarak belirleyebilmektedir. Modelimizde $\emptyset \geq 0$ mümkün olduğu durumlarda bile sürecin durağan olması için $\gamma < 0$ ve $\gamma + \emptyset < 0$ koşullarına da sahip olmamız gerekmektedir. Koşullar altında y_{t-d}^2 değerinin küçük olması durumunda süreç birim kök içerebilir. Ancak y_{t-d}^2 değerinin büyük olması durumunda kararlı bir dinamiğe sahip olur ve sonuç olarak geometrik olarak ergodik bir yapıya sahip olur.

Genellikle gecikme parametresi d'nin değeri ile ilgili çok az teorik bilgi olmasından kaynaklı, $d = \{1, 2, \dots, d_{max}\}$ 'ın üzerinde uyum iyiliğini maksimize etmek istendiğinden, bugüne kadar ki ampirik uygulamaya uygun olarak $d = 1$ alınmıştır. Rejimde bir birim kökün varlığı varsayılarak (2.26) numaralı denklemede $\emptyset = 0$ ve $d=1$ olması durumunda ESTAR modeli;

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-1}^2)] + \varepsilon_t. \quad (2.27)$$

Çalışan zaman serisi durağan ancak doğrusal olmadığından kaynaklı ADF testinin güçlü olmayacağı öne sürülmüştür. Bu nedenle bir test çerçevesi geliştirilmiştir. Bu yöntemde doğrudan sıfırın altında sıfır ve alternatifin altında pozitif olan belirli bir parametre olan θ parametresine odaklanılır. Hipotezleri şu şekildedir;

$$H_0: \theta = 0 \quad (2.28)$$

$$H_1: \theta > 0. \quad (2.29)$$

(2.28)'de boş hipotezin sıfırın altında tanımlanamadığından doğrudan test edilmemektedir. Bunun için bir t-tipi test istatistiği elde edilir. Sıfır altında ESTAR modeline birinci dereceden bir Taylor serisi yaklaşımı hesaplanarak, yardımcı regresyon elde edilmiş olur

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + error. \quad (2.30)$$

Bu denklemi bize $\delta = 0$ t istatistiğini $\delta > 0$ 'a karşı şu şekilde elde edebileceğimizi gösterir:

$$t_{NL} = \hat{\delta} / s.e.(\hat{\delta}), \quad (2.31)$$

burada $\hat{\delta}$, δ 'nin OLS tahminidir ve s.h. ($\hat{\delta}$), $\hat{\delta}$ 'nin standart hatasını temsil etmektedir. Yardımcı regresyonun, $\theta = 0$ 'da değerlendirilen ESTAR modelinin yarı-olasılık fonksiyonundan alınan puan vektörünün önemi test edilir ve durağan süreç için doğrusal olmayana karşı doğrusallığın test edilmesi durumundan farklı olarak, t_{NL} testi asimptotik bir standart normal dağılıma sahip olmamaktadır (Kapetanios, Shin ve Sneel, 2003: 359,379).

Kılıç (2011) tarafından literatüre kazandırılan KSS test istatistiği ile hemen hemen aynıdır. Bu test istatistiği KSS testinden ayıran temel iki fark göstermektedir. Bunlardan ilki, geçiş değişkeni olarak s_t değeri yerine Δy_{t-1} değerini kullanılmasıdır;

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} G(\Delta y_{t-1}, \gamma) + \varepsilon_t \quad (2.32)$$

diğer fark ise farklı γ değerleri taranır ve sonucunda elde edilen regresyonda δ için bulunan en küçük t istatistiği seçilmesidir (Kılıç, 2011: 274,302).

Literatüre bakıldığında ESTAR ve LSTAR modelleri için farklı birim kök testleri geliştirilmiştir. ESTAR model yapısına uygun birim kök testleri de şu şekildedir, Kruse (2011), Hu ve Chen (2016), Kılıç (2011) vb. LSTAR modelleri için geliştirilen birim kök testleri de Cook ve Vougas (2009), Harvey ve Milis (2002) ve Leybourne, Newbold ve Vougas (1998) testleri örnek gösterilebilir. Sollis (2004) birim kök LSTAR modeli için bir birim kök testi geliştirmiş, daha sonra Sollis (2009) çalışmasında ESTAR modelindeki birim kökün varlığını test etmek içinde bir test istatistiği geliştirmiştir.

2.3.Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Testleri

Zaman serilerinde doğrusal ve doğrusal olmama kavramları ile birlikte eşbütünleşme ilişkisi de önemli bir yer tutmaktadır. Durağan olmayan değişkenler arasında uzun dönemde ilişki olup olmadığını ilk çalışma Engel ve Granger (1987) tarafından yapılmışlardır. Daha sonraları Balke ve Fomby (1997), Engle ve Yoo (1987), Johansen (1988, 1995), Johansen ve Juselius (1990),Phillips ve Ouliaris (1990), Lo ve Zivot(2001), Hansen ve Seo (2002) ve Kapetanios, Shin ve Snell (2003) tarafından da çalışmalar yapılmıştır.

Eşbütünleşme kavramı, durağan olmayan değişkenlerin uzun vadeli denge ilişkilerine sahip olabileceği ve bu nedenle uzun vadede birlikte hareket etme eğilimine sahip olabileceği fikrini yakalamak için kullanılır (Balke ve Fomby. 1997: 627-645). Engel ve Granger (1987) yaptıkları çalışmalarında iki aşamalı koentegrasyon yöntemi kurmuşlardır. Bu yönteminin uygulanabilmesi için, analize kullanılacak her değişkenin en az birinci farkında durağan olmaları gerekmektedir. Ayrıca bu değişkenlerin aynı zamanda durağan oldukları seviyelerin

de eşit olmalıdırlar. Eğer her iki değişkende aynı seviye durağan ise iki değişken arasındaki koentegre ilişkisi yani eşbütünleşme ilişkisinden söz edilebilir (Engle ve Granger, 1987: 251,276).

Bu bölümde TAR eşbütünleşme ve STAR eşbütünleşme testleri üzerinde durulacaktır. TAR eşbütünleşme için Balke ve Fomby (1997), Lo ve Zivot (2001), Hansen ve Seo (2002), Enders – Siklos (2001) tarafından geliştirilen testler ve STAR eşbütünleşme için STAR ECM ve Kapetanios, Shin ve Snell (KSS) testleri anlatılacaktır.

2.3.1.TAR Eşbütünleşme Testleri

2.3.1.1. Balke ve Fomby (1997)

Balke ve Fomby (1997) Eşik değerli eşbütünleşme kavramı ilk kez çalışmışlardır. Yaptıkları çalışmaya göre eşbütünleşme ilişkisinin varlığı için hata düzeltme modelleri kullanılmalıdır ve hata düzeltme eşikte oluşan sapmaya verilen tepkiyi ifade etmektedir. Bu doğrusal olmayan eşbütünleşme testinde hata düzeltme mekanizmasında sürekli bir düzeltme söz konusu değildir, onun yerine sapmanın olduğu durumlarda hata düzeltme mekanizması devreye girer.

Eşik eşbütünleşme ile neyi kastettiğimiz konusunda kesin olmak için, Engle ve Granger (1987) çalışmasına benzer basit bir iki değişkenli sistem (y_t, x_t) :

$$y_t + \alpha x_t = z_t \quad z_t = p^{(i)} z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.33)$$

$$y_t + \beta x_t = \beta_t \quad \beta_t = \beta_{t-1} + n_t \quad (2.34)$$

ε_t ve n_t i.i.d., sıfır ortalamalı rastsal değişkenler, β_t y_t , ve x_t ortak stokastik trendini ve z_t değişkeni de denge koşulundan sapmaları göstermektedir. Denklem (2.33)'de y_t , ve x_t arasındaki denge ilişkisini temsil etmektedir. Ayrıca z_t değişkeni eşbütünleşme vektörü $(1, \alpha)$ ile birlikte dir.

Sabit parametrelere sahip doğrusal bir otoregresyon yerine, dengeden (z_t) sapmaların bir eşik otoregresyonunu takip ettiği varsayılır. Özellikle,

$$p^{(i)} = 1 \quad |z_{t-1}| \leq \gamma \quad (2.35)$$

$$p^{(i)} = |p| < 1 \text{ ise } p \quad |z_{t-1}| > \gamma \quad (2.36)$$

ilişkisi barındırmaktadır. Burada γ eşik değerini ifade etmektedir. $|z_{t-1}| \leq \gamma$ olduğu sürece, z_t birim kök varmış gibi davranır ve sonuç olarak sistemin denge ilişkisine geri kayma eğilimi

oluşmamaktadır. $|z_{t-1}| > \gamma$, bir kez z_t , sabit bir ortalamaya geri dönme eğiliminde olan durağan bir otoregresyon haline gelir. Bu nedenle, eğer denge hatası eşik değerinden küçükse, o zaman y_t ve x_t 'nin bir dengeye dönme eğilimi yoktur, yani eşbütünleşme yoktur. Eğer denge hatası eşikten büyükse, o zaman y_t ve x_t bir dengeye doğru hareket etme eğilimindedir, yani eşbütünleşmenin varlığı söz konusudur. Bazı durumlarda z_t birim köke sahip olduğunda ($|z_{t-1}| \leq \gamma$ olduğunda), seri durağan olabilmektedir.

(2.33) ve (2.34) denklemleriyle verilen sistemi şu şekilde yeniden yazabiliriz:

$$\Delta y_t = \gamma_1^{(i)} z_{t-1} + u_{1t} \quad (2.37)$$

$$\Delta x_t = \gamma_2^{(i)} z_{t-1} + u_{2t} . \quad (2.38)$$

Burada $\gamma_1^{(i)} = -(1 - p^{(i)})\beta/(\beta - \alpha)$, $\gamma_2^{(i)} = -(1 - p^{(i)})/(\beta - \alpha)$, $u_{1t} = [\beta/(\beta - \alpha)]\varepsilon_t - [\alpha/(\beta - \alpha)]n_t$, $u_{2t} = \left[\frac{1}{\beta - \alpha}\right](n_t - \varepsilon_t)$ ve $z_{t-1} = y_{t-1} + \alpha x_{t-1}$ şeklinde gösterilmektedir. Modeldeki hata düzeltme terimi z_{t-1} , dengedeki hatayı veya dengeden sapmayı temsil etmektedir ve $\gamma_1^{(i)}$ ve $\gamma_2^{(i)}$ parametreleri y_t ve x_t 'in denge ilişkisinden sapmalara nasıl tepki verdiğini bize gösterir. Denge koşulundan sapmalar eşikten küçük olduğunda, hata düzeltme parametreleri $\gamma_1^{(i)}$ ve $\gamma_2^{(i)}$ sıfırdır ve y_t ve x_t denge koşulundan sapmalara yanıt vermez. Yalnızca sapmalar eşikten büyük olduğu zaman $\gamma_1^{(i)}$ ve $\gamma_2^{(i)}$ sıfırdan farklıdır ve y_t ve x_t dengeden sapmalara yanıt verir. Kesişmelerin sıfır olmadığı ve asimetric ilişkilere izin vererek, denge hatasını gideren daha genel bir model;

$$\mu^{(u)} + p^{(u)}(L)z_{t-1} + \varepsilon_t^{(u)}, \quad \theta^{(u)} < z_{t-d} \quad (2.39)$$

$$z_t = \mu^{(m)} + p^{(m)}(L)z_{t-1} + \varepsilon_t^{(m)}, \quad \theta^{(1)} \leq z_{t-d} \leq \theta^{(u)} \quad (2.40)$$

$$\mu^{(l)} + p^{(l)}(L)z_{t-1} + \varepsilon_t^{(l)}, \quad \theta^{(l)} > z_{t-d} \quad (2.41)$$

şeklinde gösterilebilir. Ayrıca burada $p^{(i)}(L)$ gecikme polinomlarını ve $\varepsilon_t^{(i)}$ ($i = l, m$ ve u) sıfır ortalamalı ve rassal hata terimini ifade etmektedir. Burada z_t , z_{t-d} değerine bağlı olarak $\sigma^{(i)}$ standart sapmalı bir otoregresyon izler. d tamsayısı, hata düzeltme sürecindeki gecikmeyi temsil eder ve iktisadi olayların veya kontrolörlerin dengeden sapmalara gecikme ile tepki verme olasılığını yansıtır.

Balke ve Fomby (1997) denge hatasını gösteren z_t için üç tane alternatif eşik otoregresif (TAR) modeli önermişlerdir. Bu modeller;

1. Equilibrium-TAR (EQ-TAR): $z_t = z_{t-1} + \varepsilon_t$ ise $|z_{t-1}| \leq \theta$
 $= pz_{t-1} + \varepsilon_t$ ise $|z_{t-1}| > \theta$; (2.42)
2. Band-TAR (B-TAR): $z_t = \theta(1-p) + pz_{t-1} + \varepsilon_t$ ise $z_{t-1} > \theta$
 $= z_{t-1} + \varepsilon_t$ ise $|z_{t-1}| \leq \theta$
 $= -\theta(1-p) + pz_{t-1} + \varepsilon_t$ ise $z_{t-1} < -\theta$; (2.42)
3. RD-TAR: $z_t = -\mu + z_{t-1} + \varepsilon_t$ ise $z_{t-1} > \theta$
 $= z_{t-1} + \varepsilon_t$ ise $|z_{t-1}| \leq \theta$
 $= \mu + z_{t-1} + \varepsilon_t$ ise $z_{t-1} < -\theta$. (2.43)

şeklindedir. Hata düzeltme parametreleri de;

$$\mu'_x = (\alpha')^{-1} \begin{pmatrix} \mu^{(i)} \\ \mu_B \end{pmatrix}, \gamma^{(i)} = (\alpha')^{-1} \begin{pmatrix} p^{(i)}(1) - 1 \\ 0 \end{pmatrix}, v_t^{(i)} = (\alpha')^{-1} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{(i)} \\ n_t \end{pmatrix} \quad (2.44)$$

ve

$$C^{(i)}(L) = \begin{pmatrix} \alpha' \\ \beta' \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} p^{*(i)}(L) & 0 \\ 0 & B(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha' \\ \beta' \end{pmatrix}. \quad (2.45)$$

Burada $p^{*(i)}(L) = (p^{(i)}(L) - p^{(i)}(1))/(1-l)$ şeklindedir.

EQ-TAR modeli, $[-\theta, \theta]$ bölgesinin dışındayken sürecin bir denge değerine (burada sıfır) yöneldiği yeri göstermektedir. Aralarında ilişki bulunan hata düzeltme modeli, denge ilişkisinden sapmalara yanıt verir ve hata düzeltme etkisinin gücü, kısmen değişkenin denge ilişkisinden ne kadar uzak olduğuna bağlıdır. Kontrol etmek için, kontrol edilen değişkeni belirli bir denge değerine geri döndürmeye çalışılır ve mutlaka bir denge noktasına geri dönmesi gerekmez. Band-TAR modeli, sürecin bir denge noktasından ziyade bir denge bandına $[-\theta, \theta]$ döndüğü durumu temsil etmektedir. RD-TAR modeli, her rejimde bir birim kökün mevcut olduğu, ancak süreç eşiklerin dışındayken sürüklenme parametrelerinin süreci denge bandına geri götürdüğü yerdir. RD-TAR modeli aynı zamanda bir denge noktasından ziyade bir denge bandına doğru geriye doğru sürüklenme özelliğine de sahiptir (Balke ve Fomby, 1997: 627,645).

2.3.1.2. Lo ve Zivot (2001)

Balke ve Fomby (1997) tarafından yapılan çalışmadan sonra Lo ve Zivot (2001) bu çalışmayı geliştirmişlerdir. Balke ve Fomby (1997) yönteminde çok değişkenli durumun

açıklanmaması ve TAR modellerinde model seçme sürecinin mevcut olmaması gibi iki önemli eksik bulunmaktaydı. Lo ve Zivot(2001) çalışmalarında bu eksiklikler üzerinde durmuş ve yöntemlerinde üç aşamadan oluşan bir test istatistiği geliştirmişlerdir.

Üç rejimli BAND-TAR ve EQ-TAR modelleri yeniden ele alındığında;

$$\Delta z_t = \begin{cases} z_{t-1} > \gamma, & ise \quad \emptyset(z_{t-1} - \gamma) + n_t \\ -\gamma \leq z_{t-1} \leq \gamma, & ise \quad n_t \\ z_{t-1} < -\gamma, & ise \quad \emptyset(z_{t-1} + \gamma) + n_t \end{cases} \quad (2.46)$$

$$\Delta z_t = \begin{cases} z_{t-1} > \gamma, & ise \quad \emptyset z_{t-1} + n_t \\ -\gamma \leq z_{t-1} \leq \gamma, & ise \quad \emptyset z_{t-1} + n_t \\ z_{t-1} < -\gamma, & ise \quad \emptyset z_{t-1} + n_t \end{cases} \quad (2.47)$$

(2.46)'da gösterilen model simetrik üç rejimli BAND-TAR modelidir. Burada z_t , t zamandaki logaritmik farkı göstermektedir. n_t her iki modelde de bağımsız özdeş hata terimidir ve $[-\gamma, \gamma]$ çalışmada simetrik işlem maliyeti bandını temsil etmektedir. $\emptyset$, $-2 < \emptyset < 0$ aralığında yer alıp ayar hızı parametresidir. $z_{t-1} \leq \gamma$ değeri z_t değişkeninin rasgele yürüyüş izlediğini, $z_{t-1} > \gamma$ durumunda $z_{t-1}, z_{t-1} > \gamma$ ve $z_{t-1} < -\gamma$ bağlı olarak z_t değişkeninin $\pm\gamma$ ortalama ile birinci dereceden durağan olduğunu yani AR(1) sürecini takip ettiğini bize söylemektedir. (2.47)'de gösterilen model ise simetrik üç rejimli denge EQ- TAR modelidir. Burada $\emptyset_0 \approx 0$ ve $\emptyset_1 < \emptyset_0$ olması beklenir, böylece büyük sapmalar küçük sapmalardan daha az kalıcı olmalıdır. EQ-TAR modeli BAND-TAR modelinde farklı olarak $|z_{t-1}| > \gamma$ dengeden sapmaların belirli bir bant aralığına değil, dengeye dönme durumu söz konusudur. Sonuç olarak EQ-TAR modelinde verilen $\emptyset$ ve γ , z_t değerleri için BAND-TAR modelinden daha az kalıcılık gösterir.

Lo ve Zivot (2001) çok değişkenli eşik eşbütünleşme ilişkilerini modellemek için bir prosedür geliştirmişlerdir. Bu prosedürde eşik vektör hata düzeltme modelinin (TVECM) tanıtılmasıyla, eşik hata düzeltme modelinin uzun vadeli denge ilişkisini ve uzun vadeli kısa vadeli dengesizlik ayarlama sürecini yakalanabilmektedir.

Öncelikle bir TVAR modeli;

$$q_t = (q_{1t}, q_{2t}) \quad (2.48)$$

olmak üzere $\gamma^{(j-1)} \leq z_{t-d} \leq \gamma^{(j)}$ koşulu ile

$$q_t = \alpha^{(j)} + \phi_1^{(j)} q_{t-1} + \phi_2^{(j)} q_{t-2} + \dots + \phi_k^{(j)} q_{t-k} + \epsilon_t^{(j)} \quad (2.49)$$

şeklindedir. Burada k , gecikme uzunluğu ve d , z_t değişkeni için gecikme uzunluğu, $t = 1, \dots, T$, $j = 1, 2, 3$ bize vermektedir. $\epsilon_t^{(j)}$ serisel korelasyon olmayan, sıfır ortalamalı, $\Sigma^{(j)}$ kovaryans matrisine sahip hata terimini ifade etmektedir. z_t eşik değişkeni sürekli dağılıma sahiptir ve bilindiği ancak $d, k, \gamma^{(1)}$ ve $\gamma^{(2)}$ değerlerinin bilinmediği varsayılır. Bu özelliklerle TVAR modeli;

$$\Delta q_t = \alpha^{(j)} + \prod^{(j)} q_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \psi_i^{(j)} q_{t-i} + \epsilon_t^{(j)} \quad (2.50)$$

şeklinde gösterilmektedir. TVECM₁ modeli $\gamma^{(j-1)} \leq z_{t-d} \leq \gamma^{(j)}$ koşulu altında;

$$\Delta q_1 = \alpha^{(j)} + \gamma^{(j)} \beta' q_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \psi_i^{(j)} \Delta q_{t-i} + \epsilon_t^{(j)} \quad (2.51)$$

şeklinde gösterilebilir. TVECM, $\beta' q_t$ uzun vadeli denge ilişkisine yönelik ayarlamaların rejime özgü olduğunu belirtmektedir. $k = 1$ ve $d = 1$ olan TVAR modeli bize $k = 0$ olan bir TVECM modelini ifade etmektedir.

TVECM modeli $k = 0$ olan ve $\beta' q_t$ eşbütünleşme hatası olduğu durumda olan AR(1) veya TAR modeli;

$$\beta' q_t = \delta^{(j)} + p^{(j)} \beta' p_{t-1} + n_t^{(j)} \quad (2.52)$$

$$p^{(j)} = 1 + \beta' \gamma^{(j)} = 1 + \gamma_1^{(j)} - \beta_2 \gamma_2^{(j)} \quad (2.53)$$

şeklindedir. $\delta^{(j)} = \beta' \alpha^{(j)}$ ve $n_t^{(j)} = \beta' \epsilon_t^{(j)}$ şeklinde ilişkilidir. Dolayısıyla, eğer $|p^{(j)}| = |1 + \gamma_1^{(j)} - \beta_2 \gamma_2^{(j)}| < 1$ ise her rejimde kararlıdır. Bu kararlılık koşulu sağlandığında, eşbütünleşme rejime özgü ortalaması

$$\mu^{(j)} = \frac{\beta' \alpha^{(j)}}{\beta' \gamma^{(j)}} = \frac{\delta^{(j)}}{1 - p^{(j)}} \quad (2.54)$$

ve p_t 'deki kaymayı ortadan kaldırmak için rejime özgü sabitler, $\alpha^{(j)} = -\mu^{(j)} \gamma^{(j)}$ hata düzeltme terimiyle sınırlandırılır. Bu koşullar altında TVECM modeli daha sonra;

$$\Delta q_1 = \gamma^{(j)} (\beta' q_{t-1} - \mu^{(j)}) + \epsilon_t^{(j)} \quad (2.55)$$

şeklinde de ifade edilebilir.

Kısıtlı sabit TVECM'nin özel bir durumu, orta rejimde p_t eşbütünleşik olmadığına, ancak sapma olmadan $I(1)$ süreci söz konusu olmaktadır ve bu duruma BAND-TVECM durumu denmektedir. Bu durumda, $\gamma_{(2)} = 0$ ve $\alpha_{(2)} = 0$ ve BAND-TVECM yapısı;

$$\Delta q_t = \begin{cases} z_{t-1} > \gamma^{(2)}, & \text{ise } \gamma^{(3)}(z_{t-1} + \mu^{(3)}) + \epsilon_t \\ -\gamma^{(1)} \leq z_{t-1} \leq \gamma^{(2)}, & \text{ise } \epsilon_t \\ z_{t-1} < -\gamma^{(1)}, & \text{ise } \gamma^{(1)}(z_{t-1} + \mu^{(1)}) + \epsilon_t \end{cases} \quad (2.56)$$

$\emptyset^{(j)} = p^{(j)} - 1$ olması halinde;

$$\Delta z_t = \begin{cases} z_{t-1} > \gamma^{(2)}, & \text{ise } \emptyset^{(3)}(z_{t-1} + \mu^{(3)}) + n_t \\ -\gamma^{(1)} \leq z_{t-1} \leq \gamma^{(2)}, & \text{ise } n_t \\ z_{t-1} < -\gamma^{(1)}, & \text{ise } \emptyset^{(1)}(z_{t-1} + \mu^{(1)}) + n_t \end{cases} \quad (2.57)$$

üç rejimli BAND-TVECM modeli olmaktadır.

Bu modellerde eşbütünleşme ilişkisi için, doğrusal olmayan eşbütünleşme ilişki sıfır hipotezine karşı, alternatif hipotez olan doğrusal eşbütünleşme sınanır (Lo ve Zivot, 2001: 533,576).

2.3.1.3. Hansen ve Seo (2002)

Hansen ve Seo (2002) çalışmasında hata düzeltme terimindeki eşik etkisini ve TVECM modeli geliştirmişlerdir. Bu teste sıfır hipotezi doğrusal eşbütünleşmeyi, alternatif hipotez ise doğrusal olmayan eşbütünleşmeyi en yüksek olabilirlik tahmini kullanarak test etmektedir.

Doğrusal model baz alındığında iki rejimli eşik eşbütünleşme modeli;

$$\Delta x_t = \begin{cases} A_1' X_{t-1}(\beta) + u_t & \text{eğer } w_{t-1}(\beta) \leq \gamma \\ A_2' X_{t-1}(\beta) + u_t & \text{eğer } w_{t-1}(\beta) > \gamma \end{cases} \quad (2.58)$$

Şeklinde gösterilebilir. Burada yer alan

$$X_{t-1}(\beta) = \begin{pmatrix} 1 \\ w_{t-1}(\beta) \\ \Delta x_{t-1} \\ \Delta x_{t-2} \\ \vdots \\ \Delta x_{t-l} \end{pmatrix} \text{şeklinde ifade edilebilir.} \quad (2.59)$$

Ayrıca y ($p \times 1$) eşbütünleşik p boyutlu bir zaman serisini ifade eder ve $w_t(\beta) = \beta' x_t$ $I(0)$ hata düzeltme modelini göstermektedir. Eşik değerini γ ve A_i , $i=1,2$ ise her rejimdeki

dinamikleri göstermektedir. Hansen ve Sao (2002) değişen varyans sorununa karşı iki tane LM test istatistiği sunmuşlardır. Bu iki LM istatistiği şu şekilde gösterilebilir;

$$SupLM^0 = \sup_{\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U} LM(\beta_0, \gamma) \quad (2.60)$$

Burada β , β_0 'ın bilinen değeridir. Doğru eşbütünleşme ilişkisinin bilinmediği, yani β_0 eşbütünleşme vektörünün bilinmediği durumlarda;

$$SupLM^0 = \sup_{\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U} LM(\tilde{\beta}_0, \gamma) \quad (2.61)$$

modeli kullanılır. Burada β_0 tahmin değerini $\tilde{\beta}_0$ ve $[\gamma_L, \gamma_U]$ terimleri w_{t-1} 'in π_0 ve $1 - \pi_0$ kadar yüzdesini göstermektedir. Eğer modelde π_0 'ın sıfıra yakın bir değer çıkması durumunda testin gücünü düşüreceğinden kaynaklı tercih edilmez. Son olarak asimptotik kritik değerler ve olasılık değerleri için iki tane bootstrap tekniği ile elde edilir (Hansen ve Seo, 2002: 293, 318).

2.3.1.4. Enders – Siklos (2001)

Enders ve Siklos (2001) Standart eşbütünleşik ilişkiyi, uzun dönemli ilişkinin varlığını, doğrusallık ve simetrik ayarlamayı varsayar. Birçok eşbütünleşme testi için temel olarak kullanılan basit doğrusal ilişki;

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + u_t \quad (2.62)$$

şeklindedir ve burada x_t tümü 1. dereceden entegre rasgele değişkenlerden oluşan bir $(n \times 1)$ vektörüdür, π bir $(n \times n)$ matrisi ve u_t , eş zamanlı olarak ilişkilendirilebilen normal dağılımlı hataların $(n \times 1)$ vektörünü göstermektedir.

Dickey Fuller (1979) ADF birim kök testini aşağıdaki gibi genişletmişlerdir;

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + u_t. \quad (2.63)$$

Burada p değeri modelde gecikmeli fark terimlerinin sayısını ifade eder ve AIC ve SIC gibi bilgi kriterlerine göre belirlenir.

Enders ve Siklos (2001) kukla değişkenleri modele dâhil ederek yeni bir regresyon denklemi oluşturmuşlardır ve burada uzun dönem dengesine yaklaşma sürecinde bir asimetri olup olmadığı incelenmiştir. Kukla değişkenlere oluşturulan yeni regresyon denklemi;

$$\Delta\mu_t = I_t p_1 \mu_{t-1} + (1 - I_t) p_2 \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta\mu_{t-i} + u_t. \quad (2.64)$$

$\Delta\mu_t$ 'nin gecikmeli değışikliklerine asimetrik ayarlama göstermesine izin vermek mümkündür. Örneğin, her γ_i 'nin büyüklüğü $\Delta\mu_{t-1}$ 'nin pozitif veya negatif olmasına bağılı olabilir. Ayrıca I_t değışkeni modelin TAR ya da MTAR modeli olarak nitelendirilmesini sağılayan değışkenidir

$$I_t = \begin{cases} 1, & \mu_{t-1} \geq \gamma \\ 0, & \mu_{t-1} < \gamma \end{cases}. \quad (2.65)$$

Burada γ eşik değeri ve u_t sıfır ortalamalı, sabit varyanslı iid rasgele değışkenlerin bir dizisidir

$$I_t = \begin{cases} 1, & \Delta\mu_{t-1} \geq \gamma \\ 0, & \Delta\mu_{t-1} < \gamma \end{cases}. \quad (2.66)$$

Her iki modelde γ eşik değeri bilinmemesinden dolayı p_1 ve p_2 katsayıları tahmin edilmelidir. Sıfır hipotezi de;

$$H_0: p_1 = p_2 = 0 \quad (2.67)$$

şeklinde kurulup F test istatistiğı ile test edilir. Burada sıfır hipotezi reddedilememesi durumunda değışkenler arasında eşikli eşbütünleşmenin varlığından söz edilebilir

$$H_0: p_1 = p_2. \quad (2.68)$$

Sıfır hipotezi ise değışkenler arasında asimetrik etkiyi inceler. Sıfır hipotezinin reddedilememesi uzun dönem dengeye yaklaşımda bir asimetrik etkinin varlığını göstermektedir (Enders ve Siklos, 2001:166,176).

2.3.2. STAR Eşbütünleşme Testleri

2.3.2.1. Kapetanios, Shin ve Snell (KSS) Eşbütünleşme Testi

SETAR modelleri için anlatılan eşbütünleşme testlerinin aksine STAR modellerinde, geçiş yumuşak olduğundan kaynaklı Kapetanios, Shin ve Snell (KSS-2003) tarafından geliştirilen çalışmada ESTAR modeli için eşbütünleşme ilişkisinin varlığını sınamak için bir test yöntemi ve hata düzeltme modeli geliştirmişlerdir. Geliştirdikleri modelde öncelik bir VAR modeli kurmuşlar ve STAR ECM sistemi oluşturmuşlardır. Bu sistem daha sonra genelleştirilmiş doğrusal olmayan STAR ECM sistemi halinde yeniden kurulmuştur.

KSS testinde öncelikle x_t ve y_t , $I(1)$ sürecine sahip olduğunda, doğrusal eşbütünleşme analizi için doğrusal regresyon modeli şu şekilde gösterilebilir;

$$y_t = \beta' x_t + u_t . \quad (2.69)$$

Hata terimi;

$$u_t = y_t - \beta' x_t \quad (2.70)$$

şeklinde ifade edilebilir. Ayrıca u_t sıfır ortalamaya sahip ve sabit varyanslı normal dağılıma sahiptir. Burada doğrusal regresyon modelinin birinci farklarını alırsak oluşan hata düzeltme modeli,

$$\Delta y_t = \beta' \Delta x_t + p u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.71)$$

olarak ifade edilebilir.

Kapetanios, Shin ve Snell (2003) çalışmalarında Engel ve Granger(1987) testlere ek olarak doğrusal olmamayı da modele dahil etmişlerdir. Hata terimi kullanılarak geliştirilen denklem,

$$\Delta \hat{u}_t = p \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.72)$$

şeklinde gösterilebilir ve bu denkleme $p=0$ sıfır hipotezi tek taraflı t istatistiği kullanılarak test edilir ve eşbütünleşme ilişkisi incelenir. Reddedilememesi durumunda ise bir fark almanın yeterli olduğu doğrusal bir modele dönüşür ve bu durum aralarında bir eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını da ifade etmektedir. Ayrıca modele dâhil edilen doğrusal olmama durumu için geliştirdikleri fonksiyonel form şu şekilde genel haliyle gösterilebilir,

$$\Delta \hat{u}_t = F(u_{t-1}) + \varepsilon_t. \quad (2.73)$$

ESTAR modeli için hata düzeltme modelinin fonksiyonel formu,

$$\Delta u_t = \gamma u_{t-1} (1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}) + \beta' \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (2.74)$$

şeklinde olacaktır. Genel hali gecikmelerinde katılmasıyla şu şekildedir,

$$\Delta y_t = \gamma u_{t-1} (1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}) + \alpha' \Delta x_t + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_j' \Delta x_{t-j} + e_t. \quad (2.75)$$

Burada eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını gösteren sıfır hipotezi $H_0: \theta = 0$ ve doğrusal olmayan ESTAR eşbütünleşme ilişkisi alternatif hipotezine $H_0: \theta > 0$ karşı sınanır. Belirlenme sorunu nedeniyle Taylor açılımı önerilmiştir ve aşağıdaki genelleştirilmiş doğrusal olmayan ESTAR ECM modeli elde edilmiştir. Kapetanios, Shin ve Snell, (2003)

çalışmalarında STAR ECM için ilk olarak hata terimlerinin $u_t = y_t - \beta'x_t$ elde edilmesi ve daha sonra elde edilen hata terimleriyle,

$$\Delta y_t = \delta u_{t-1}^3 + \omega' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \Psi'_i \Delta x_{t-i} + e_t \quad (2.76)$$

modelinin tahmin edilmesi üzere iki aşamadan oluşan bir test istatistiği geliştirmişlerdir. Burada x_t ve y_t , z_t eşittir. Bu modelde sıfır hipotezi $H_0: \delta = 0$, alternatif hipotez $H_0: \delta = 0$ 'e karşı sınanır. Sıfır hipotezi eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını, alternatif hipotez ise doğrusal olmayan ESTAR eşbütünleşme ilişkisinin varlığını göstermektedir. t istatistiği kullanılarak oluşturulan test istatistiği,

$$t_{NLECM} = \frac{\hat{u}_{-1}^{3'} Q_1 \Delta y}{\sqrt{\hat{\sigma}^2 \hat{u}_{-1}^{3'} Q_1 \hat{u}_{-1}^{3'}}} \quad (2.77)$$

ve burada,

$$\hat{\sigma}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \left(\Delta y_t - \delta \hat{u}_{-1}^{3'} - \hat{\omega}' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \hat{\Psi}'_i \Delta z_{t-i} \right)^2. \quad (2.80)$$

Ayrıca burada

$$\hat{u}_{-1}^3 = (\hat{u}_0^3, \dots, \hat{u}_{T-1}^3)',$$

$$Q_1 = I_t - S(S'S)^{-1}S',$$

$$S = (\Delta X, \Delta Z_{-1}, \dots, \Delta Z_{-p}),$$

$$\Delta X = (\Delta x_1, \dots, \Delta x_T)',$$

$$Z_{-i} = (\Delta Z_{-i}, \dots, \Delta Z_{T-i})' \text{ ve}$$

$$\Delta y = (\Delta y_1, \dots, \Delta y_T) \text{ şeklinde tanımlanmıştır (Kapetanios, Shin ve Snel, 2003: 359,379).}$$

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

Bu çalışmada 2000-2018 yılları arası Türkiye için CO₂ emisyonu ve sağlık harcamalarının ekonomik büyüme ile aralarındaki ilişki doğrusal olmayan yöntemler ile incelenmiştir. Çalışmada kullanılacak verilere durağanlık testleri ve doğrusallık testleri uygulanacaktır. Değişkenlerin hangi STAR model yapısına uygun olduğu belirlenip, seçilen STAR modeline uygun birim kök testleri ile test edilecektir. CO₂ emisyonu ve sağlık harcamalarının ekonomik büyüme ile aralarındaki ilişki doğrusal olmayan KSS eşbütünleşme testi ile incelenecektir.

3.1. Ekonomik Büyüme, Karbon Emisyonu ve Sağlık Harcamaları İlişkisi

Ekonomik büyümeye en büyük katkılardan biri beşeri sermayedir. Sağlık harcamaları beşeri sermayenin temel öğelerindendir. Çevre kirliliğinin neden olduğu iklim değişiklikleri küresel ısınmanın yanında çevresel risk faktörlerinin de oluşmasına neden olmaktadır. Çevresel risk faktörleri toplum sağlığının yanında ekonomik kalkınma için de risk oluşturmaktadır. Bundan kaynaklı olarak toplumun sağlık seviyesinin düşmesi, beşeri sermaye birikimini de önemli anlamda etkilemektedir.

Dünyada gelişmiş ülkeler CO₂ salınımının da büyük bir paya sahiptir. Türkiye gelişmekte olan ülke sınıfında olmasına rağmen CO₂ salınımı dünya ortalamasına yakındır. Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)'in yayımladığı son sera gazı emisyonu envanterine göre 2019 yılında toplam emisyonlar 506,1 milyon (Mt) ton sera gazı CO₂ olarak gerçekleştirmiştir ve dünyada toplam CO₂ emisyonlarının 1.1'ini oluşturmaktadır. Kişi başı emisyonlara bakıldığında 4.7 ton (OECD ortalamasının 9 ton altında) ve dünya ortalamasına yakındır (TÜİK rapor:2021, 42).

3.2. Literatür Taraması

Sağlık sektörü ülkelerin gelişmişlik seviyesini karşılaştıran önemli bir göstergelerden biridir. Ülkelerin gelişmişlik düzeyleri ve ekonomik farklılıkları bu sektöre yatırımları değiştirmektedir. İktisadi açıdan beşeri sermayenin ve ekonomik büyümenin üzerinde pozitif etkileri vardır. İnsan sağlığı ve dolayısıyla sağlık harcamaları beşeri sermayenin besleyicisidir. Özellikle son yıllarda daha çok araştırılmaya başlayan çevre kirliliği konusu literatürde önemli bir yer almaya başlamıştır. Çevresel tahribat ve bozulma sonucu ortaya

çıkan sağlık sorunları beşeri sermayeyi de etkilemektedir. Ancak dünyada artan sanayileşme, CO₂ emisyonunun artmasına sebep olurken özellikle gelişmekte olan ülkelerde büyüme hızını da artırdığı sonucuna ulaşılan çalışmalarda bulunmaktadır. Ekonomik büyüme ve çevre tahribatını ele alan bazı çalışmalarında ekonomik büyüme çevre tahribatı arasındaki ilişki teorik ve ampirik olarak desteklenmiştir. Bu alandaki çalışmalara Gangadharan ve Valenzuela(2000), Drabo (2010), Bloom (2001), Selden ve Song, (1994), Grossman ve Krueger (1995) örnek gösterilebilir

Karamıklı ve Şaşmaz (2021) Türkiye’yi kapsayan 1995-2015 yılları arası, yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyüme ve sağlık harcamaları üzerine etkisini incelemiştir. Zivot-Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi (1992) ve Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testlerini kullanarak nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Sonuç olarak yenilenebilir enerji tüketiminin sağlık harcamalarına etkisi görülmüş ve tek yönlü nedensellik olduğu gözlemlenmiştir.

Bloom vd. (2004) 1960-1990 yıllarını kapsayan, 104 ülke için Panel veri analizi yöntemi kullanarak sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme arasında ki ilişkiyi incelemiştir ve sonuç olarak pozitif ilişki tespit etmiştir.

Dağ ve Kızılkaya (2021) Türkiye için sağlık harcamaları, CO₂ emisyonları ve ekonomik büyüme ilişkisini Fourier Eşbütünleşme ve Fourier Nedensellik testi ile incelemiştir ve sonuç olarak Türkiye’nin 1975-2019 değişkenleri ele alındığında CO₂ emisyonundan sağlık harcamalarına tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu gösterilmiştir.

Ecevit ve Çetin (2016) ekonomik büyüme ve çevre kirliliğinin sağlık üzerindeki etkisini Johansen-Juselius ve Philips-Ouliaris eşbütünleşme metotları ile Granger nedensellik testi kullanarak incelemiştir. Sonuç olarak değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisinin varlığını ortaya koymuştur

Vasudeva Murthy ve Albert Okunade 2016 senesinde ‘ABD Sağlık Harcamalarının Belirleyicileri: Otoregresif Dağıtılmış Gecikme (ARDL) Yaklaşımından Eşbütünleşmeye Kanıtları’ üzerine ARDL, Johansen ve Juselius Eşbütünleşme testlerini kullanmışlardır. Sonuç olarak kişi başına düşen nüfus yüzdesinin ve sağlık hizmetlerinin sağlık teknolojisi düzeyine göre eşbütünleşik olduğu belirlenmiştir.

Kelly (1997), 73 ülke için 1970-1980 yıllarını arası veriler ile yaptığı çalışmada sağlık harcamalarının ekonomik büyümeye anlamlı bir katkısının olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Bhargava vd. (2000), geliřmekte olan ve geliřmiř lkelerde, 1965-1990 yıllarını kapsayan, panel veri analizi kullanılarak ekonomik byme saėlık harcamaları arasında ki iliřkiyi incelemiřtir. Sonu olarak ekonomik byme ile saėlık arasında pozitif ancak zayıf bir iliřkinin varlıėını ortaya koymuřlardır.

Heshmati (2001), OECD lkeleri iin 1970-1992 yıllarını kapsayan ait, GSYİH ile kiři bařına dřen saėlık harcamaları arasındaki iliřkiyi geniřletilmiř ve saėlık ile ekonomik byme arasındaki nedensellik iliřkisini arařtırmıřtır. Sonu olarak saėlıėın ekonomik byme zerinde pozitif bir etkisinin olduėunu gstermiřtir.

Dreger ve Remers (2005), 21 OECD lkesi iin 1975-2001 yıllarını kapsayan, saėlık harcamaları ile ekonomik byme arasında uzun dnemli iliřkinin olup olmadıėını panel eřbtnleřme yntemi ile analiz etmiřtir. Sonu olarak saėlık ile ekonomik byme arasında bir uzun dnemli iliřki tespit edilmiřtir.

Koying ve Young-Hsiang (2006), 15 OECD lkesi iin, ekonomik byme ile saėlık harcamaları arasında uzun dnemli bir iliřkinin varlıėını ele almıřtır. alıřmadan elde edilen ampirik sonulara gre, ekonomik byme ile saėlık harcamaları arasında pozitif ve istatistik olarak anlamlı bir iliřki tespit edilmiřtir.

Weill (2006), saėlıėın ekonomik byme zerindeki etkisini yatay-kesit regresyonlar yardımıyla incelemiřtir. Sonuları, iki deėiřken arasında istatistik olarak anlamlı bir iliřki olduėunu gstermektedir.

Saboori vd. (2012), 1980-2009 yılları iin Malezya iin evresel Kuznets eėrisi hipotezini ARDL yntemi ile test etmiřlerdir. Sonular kiři bařına karbon emisyonu ile kiři bařına GSYİH arasında uzun dnemli bir iliřkinin var olduėunu ortaya koymuřtur. Kısa ve uzun dnemde evresel Kuznets eėrisi hipotezini doėrular nitelikte karbon emisyonu ile ekonomik byme arasında ters U biiminde bir iliřki tespit edilmiřtir.

Saati ve Dumrul (2011), 1950-2007 dnemini ele aldıkları alıřmalarında Trkiye’de evre kirliliėi ile ekonomik byme arasında uzun dnemde bir koentegrasyon iliřkisi olduėunu tespit etmiřlerdir.

Apergis ve Jebli (2015) 42 Afrika lkesini 1995-2011 dnemleri arasında, CO₂ emisyonu, ekonomik byme, yenilenebilir enerji tketimi ve saėlık harcamaları arasındaki iliřkiyi incelemiřlerdir. Analiz sonucuna gre uzun dnemde iliřkili olduėu grlmřtir.

Aydın ve Esen (2017), 1974 – 2014 döneminde Türkiye için kişi başına karbondioksit emisyonu ile kişi başına gelir arasındaki ilişkiyi incelemiş ve kalkınmanın ilk safhasında çevre kirliliğinin büyüme ile birlikte arttığını belirtmişlerdir. Ancak kişi başına gelir 8,022 doları aştıktan sonra kirlilik artış oranının yavaşladığı sonucuna varmışlardır.

Bayramoğlu ve Yurtkur (2016), 1960-2010 dönemleri için doğrusal olmayan eşbütünleşme analizi kullanmış ve karbon emisyonu ve ekonomik büyüme arasında doğrusal olmayan bir ilişki bulmuşlardır

Kasperowicz (2015), 1995-2012 dönemleri için 18 AB ülkesi için panel veri analizi uygulamış ve uzun dönemde büyüme ve karbon salınımı arasında negatif bir ilişki olduğu sonucuna varmıştır.

Knight ve Schor (2014), 1991-2008 dönemleri için yüksek gelir kategorisindeki 29 ülke için, ekonomik büyümenin karbon salınımının yükselişi ile ilişkili olduğu yönünde bulgular elde etmiştir.

Wang vd. (2011), 1995-2007 dönemlerini kapsayan Çin'in 28 şehri için, Johansen eşbütünleşme testi ile analiz etmiştir. Sonuç olarak; ekonomik büyüme ve karbon emisyonu arasında çift yönlü uzun dönemli bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir.

3.3.Çalışmada Kullanılan Veriler

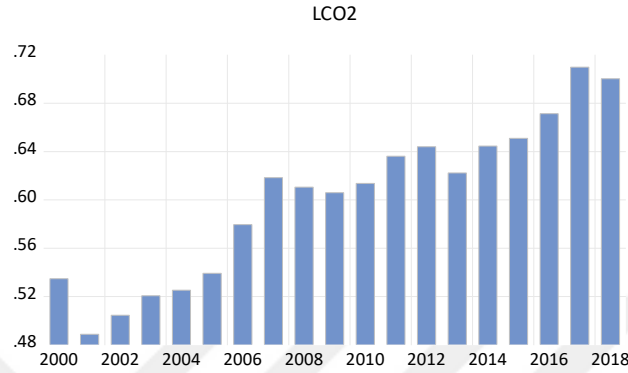
Çalışmada kullanılan veriler Türkiye için 2000-2018 dönemini kapsayan yıllık verilerden oluşmaktadır. Bu çalışmada kişi başı gayri safi yurtiçi hâsıla(GSYİH- Cari ABD doları), karbondioksit (CO₂) emisyonu (kişi başı metrik ton) ve kişi başı cari sağlık harcamaları (cari ABD doları) verileri kullanılmıştır. Çalışmaya ait veriler Dünya bankasından (World Bank) elde edilmiştir. Değişkenlere logaritmik dönüşüm uygulanmıştır.

Tablo 3.1. Tanımlayıcı İstatistikler

	LGSYİH	LSH	LCO₂
Ortalama	3.3137	2.5874	0.6010
Median	3.9908	2.6562	0.6136
Max	4.1008	2.7565	0.7098
Min	3.4973	2.1864	0.4887
Standart Hata	0.1847	0.1781	0.0658
Çarpıklık	-1.0414	-1.0833	-0.1714
Basıklık	2.6972	2.7967	1.9758
Jarque-Bera	3.5070	0.9234	0.9234

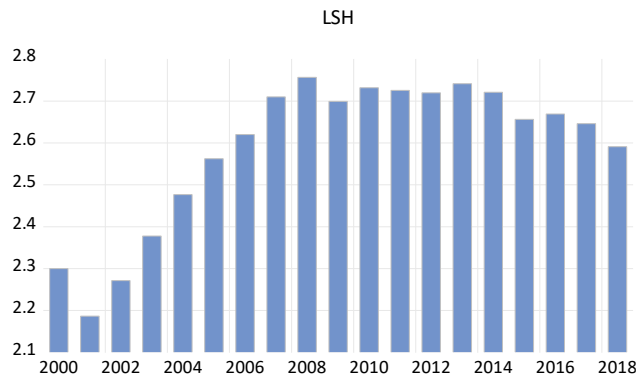
Olasılık	0.1731	0.6301	0.6301
-----------------	--------	--------	--------

Değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 3.1’de verilmiştir. Çalışmamızda kullanılacak olan ekonomik büyüme sağlık harcamaları ve CO₂ emisyonu verileri için 2000-2018 yılları arası grafiklerini incelediğimizde;



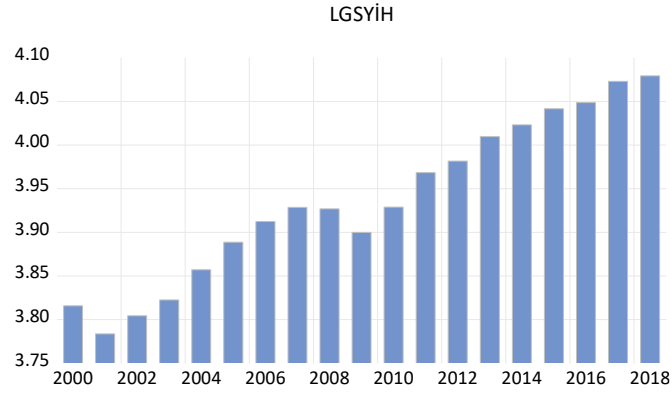
Şekil 3.1. Türkiye 2000-2018 CO₂ Emisyonu

Görüldüğü üzere Türkiye için CO₂ emisyonunda artış görülmektedir. Ancak Türkiye’nin de taraf olacağını söylediği 2015 yılında düzenlenen Paris Anlaşması ile insan kaynaklı sera gazı salımlarının neden olduğu küresel sıcaklık artışını uzun vadede azaltmayı hedeflemektedir.



Şekil 3.2. Türkiye 2000-2018 Sağlık Harcamaları

Görüldüğü üzere sağlık harcamalarında artış görülmektedir. Sağlık harcamalarındaki artış ekonomik büyüme üzerindeki rolü genellikle teşvik edici özelliktedir. (Mushkin:1962, 129). Ayrıca Bloom ve Canning (2000)’e göre de sağlık harcamaları ekonomik refah ve büyüme üzerinde etkiye sahiptir. Sağlıklı bireyler daha verimlidir, beşeri sermayeyi pozitif etkiler ve Ortalama yaşam süresinin fazla olması fiziksel yatırımların artmasını sebep olur. Artan sağlık harcamaları ile birlikte ortalama yaşam süresinin artması, uzun dönem büyümeyi arttırmaktadır (Bloom, Canning: 2000,287).



Şekil 3.3. Türkiye 2000-2018 GSYİH

Türkiye için GSYİH grafiği verilmiştir. Tüm dünyada da etkilerini gösteren 2008 krizi sonrası ekonomik büyüme de negatif yönlü bir etki olduğu grafikte görülmektedir ancak 2000-2018 dönemleri için incelendiğinde genel bir artış trendine sahip olduğu görülmektedir.

3.4. Birim Kök Testleri

Birçok ekonometrik analizde ele alınacak serilerin güçlü bir trendde sahip olması nedeniyle değişkenler arasında anlamlı bir ilişki olmasa dahi ilişkili bulunmaktadır. Gözlenen yüksek R² iki değişken arasındaki gerçek ilişkiden ziyade bu eğilimden kaynaklanmaktadır. Bu nedenle regresyonun gerçek bir ilişkiyi mi yoksa sahte bir ilişkiyi mi ifade ettiği, zaman serilerinin durağan olup olmamasıyla yakından ilgilidir (Gujarati, 1995: 709).

Ekonomik büyüme sağlık harcamaları ve CO₂ emisyonu verilerinin logaritmaları alınmış ve serilerin durağanlığının incelenmesi için Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Philips-Perron (PP) birim kök testleri uygulanmıştır. Ekonomik büyüme sağlık harcamaları ve CO₂ emisyonu verilerinin hepsinin düzeyde durağan olmadığı görülmüştür. Birinci farkları alınarak uygulanan birim kök testlerinden ADF birim kök testi Tablo 3.2’de ve Philips-Perron (PP) birim kök testi Tablo 3.3’de gösterilmektedir.

Tablo 3.2. ADF Birim Kök Testi

	Δ LGSYİH		Δ LCO ₂		Δ LSH	
	t-değeri	p-Değeri	t-değeri	p-Değeri	t-değeri	p-Değeri
Sabitli-Trendiz	-4.5264	0.0028	-5.0583	0.0010	-0.8560***	0.7728
Sabitli-Trendli	-4.2508	0.0193	-3.5542*	0.0674	-6.7299	0.0002
Sabitsiz-Trendsiz	-2.5153	0.0154	-3.7114	0.0010	-1.3168***	0.1655

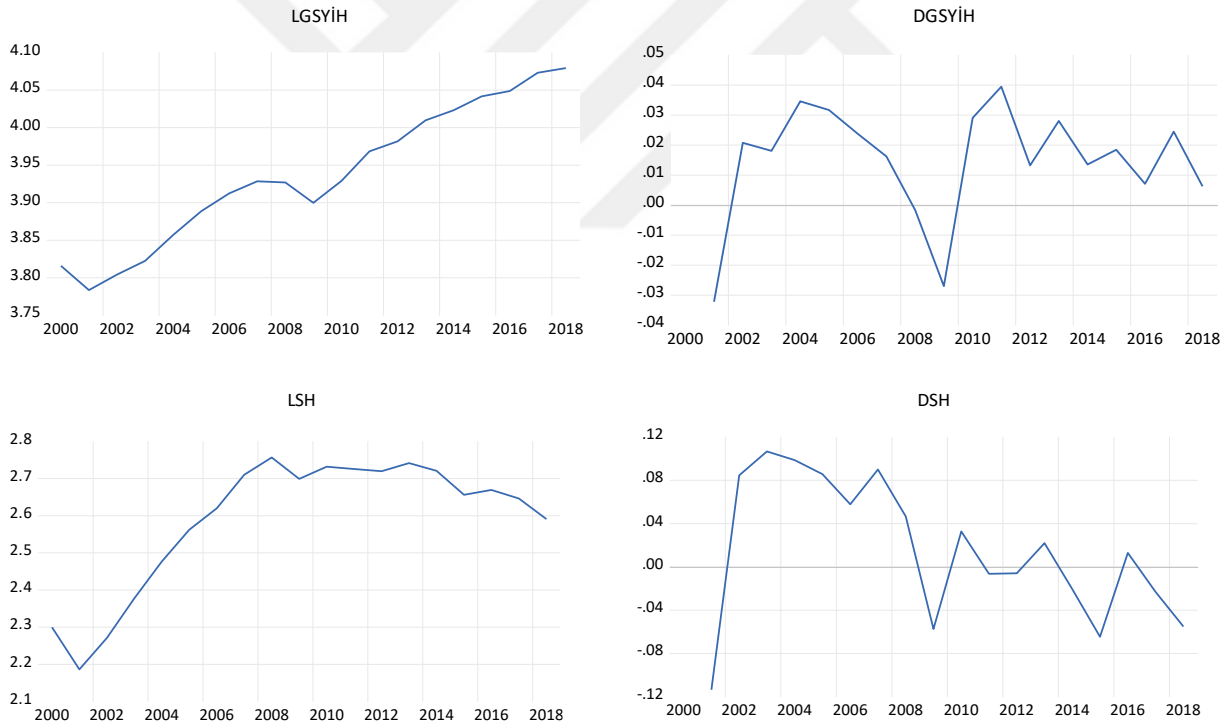
Not: * %1, ** %5, *** %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

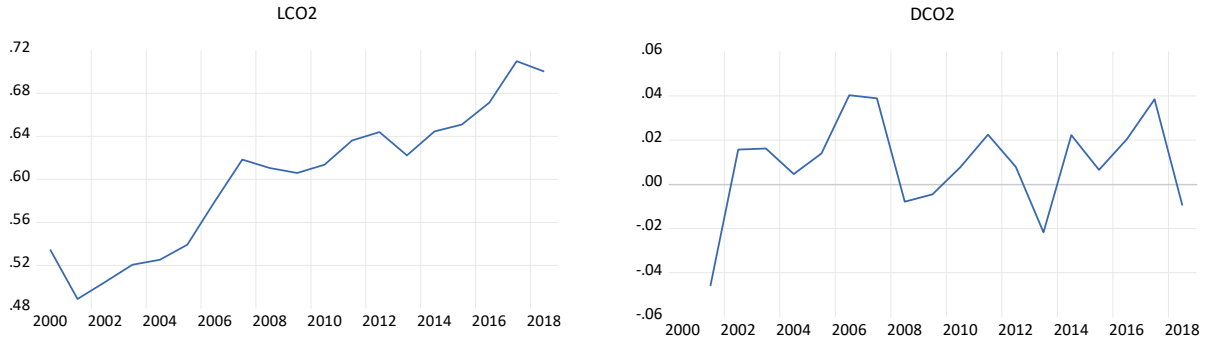
Tablo 3.3. Philips-Perron Birim Kök Testi

	Δ LGSYİH		Δ LCO ₂		Δ LSH	
	t-değeri	p-Değeri	t-değeri	p-Değeri	t-değeri	p-Değeri
Sabitli-Trendiz	-4.4718	0.0032	-6.4595	0.0001	-3.2748*	0.0329
Sabitli-Trendli	-4.2741	0.0185	-8.2297	0.0000	-11.125	0.0000
Sabitsiz-Trendsiz	-2.5627	0.0139	-3.7114	0.0010	-3.0188	0.0049

Not: * %1, ** %5,*** %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

ADF ve Philips-Perron birim kök testi sonuçları verilmiştir. AIC bilgi kriterine göre 12 alınmış ve otokorelasyon sorunun ortadan kalktığı gözlemlenmiştir. Çalışmada kullanılan verilerimizin birinci dereceden yani I(1) dereceden entegre olduğu belirlenmiştir. Serilerin birimci farkı alınmadan ve alındıktan sonraki grafikleri Şekil 3.2’ de verilmiştir.





Şekil 3.4. Logaritmik ve I(1) Derecesinde Verilerin Grafikleri

3.5. Doğrusallık Testleri

Zaman serilerinin geleneksel analiz yöntemleri doğrusal olmayan davranışların belirlenmesinde, özellikle değişen varyansın belirlenmesinde yetersiz kullanıma sahiptir (Brooks, 2002: 109). Zaman serilerindeki doğrusal olmayan davranışların ve özelliklerin belirlenmesinde birçok çeşitli testler bulunmaktadır. Bu çalışmada genel testlerden olan BDS testi ve özel testlerden olan, STAR modelleri için Terasvirta(1994) tarafından önerilen Terasvirta(1994) testleri uygulanacaktır.

Doğrusallığın test edilmesi için Brock, Dechert ve Scheinkman (1987) tarafından geliştirilen BDS testi uygulanmıştır.

Tablo 3.4. BDS Doğrusallık Testi Sonuçları

	p-Değeri
LGSYİH	0.0000
LCO₂	0.0000
LSH	0.0000

BDS testi sonuçlarına göre olasılık değerleri 0.5’den küçük olduğundan seri bağımsız ve eş dağılıma sahip değildir yani doğrusallıktan bahsedilemez sonucuna ulaşılmaktadır.

Terasvirta(1994) tarafından önerilen doğrusallık testi uygulanmıştır. Ayrıca Terasvirta(1994) test istatistiği sonucuna göre lojistik STAR (LSTAR) ve üstel STAR (ESTAR) modelleri arası seçim yapabilmek için de önerilmiştir.

Tablo 3.5. Terasvirta(1994) Doğrusallık Testi

Geçiş değişkeni	H ₀	H ₁	H ₂	H ₃
ΔGSYİH(-1)	0.04352	0.0056	0.6298	0.3872

H₀ %5 anlamlılık düzeyinde reddedildiği için model doğrusal değildir ve uygun model tipi LSTAR modeli olarak belirlenmiştir.

3.6.Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri

Terasvirta(1994) çalışmasında önerdiği üzere hesaplanan farklı hipotez değerleri ile model için en uygun model LSTAR modeli olarak belirlenmiştir. Modelimiz için STAR modellerine dayanan KSS birim kök testi ve LSTAR modellerine dayanan birim kök testlerinden Soliss birim kök testi ve Cook ve Vougas birim kök testleri AIC bilgi kriteri seçilerek, maksimum gecikme 12 alınarak uygulanmıştır.

Tablo 3.6. KSS Birim Kök Testi

	Durum=1	Durum=2	Durum=3
LGSYİH	3.2250	-1.6744	-2.3626
LSH	1.6150	-1.7604	-3.0231
LCO₂	-0.1473	-4.2003***	-3.3581

Durum=1 ham veriyi, durum=2 ortalamadan arındırılmış veriyi ve durum=3 ortalamadan ve trendden arındırılmış veriyi ifade etmektedir. KSS kritik değerleri durum=1 için %1’de -2.82, %5’de -2.22 ve %10’da -1.92, durum=2 için %1’de -3.48i %5’de -2.93 ve %10’da -2.66 ve durum=3 için %1’de -3.93, %5’de -3.40 ve %10’sa -3.13. KSS doğrusal olmayan birim kök testi sonucuna göre serilerin birim kök vardır hipotezi reddedilememiştir.

Tablo 3.7. Sollis & Cook ve Vougas Birim Kök Testleri

	LGSYİH		LCO₂		LSH	
	t-değeri	AIC	t-değeri	AIC	t-değeri	AIC
Sollis Birim Kök Testi	6.4002	1	1.0338	1	4.5048	1
Cook ve Vougas Birim Kök Testi	8.5443	1	0.8751	1	4.5807	1

Sollis birim kök testleri için Sollis (2004) çalışmasında yer alan kritik değerleri %1 için 13.759 %5 için 9.971 ve %10 için 13.759 olarak verilmiştir ve bu durumda üç kritik değer içinde birim kök temel hipotezi kabul edilmektedir. Cook ve Vougas (2009) çalışmasında yayınladığı kritik değerleri %1 için 13.269, %5 için 10.063 ve %10 için 8.620 olarak verilmiştir ve bu durumda üç kritik değer içinde birim kök temel hipotezi kabul edilmektedir. İki test istatistiğinde Akaike bilgi kriteri ile uygun gecikme uzunluğu 1 olarak seçildiği görülmektedir.

3.7. KSS Eşbütünleşme Testi

Kapetanios, Shin ve Snell(2006) çalışmalarında rejimler arası geçişin yumuşak olduğu STAR modellerine dayanan eşbütünleşme test istatistiği geliştirmişlerdir. KSS eşbütünleşme testi için ortalama ve trenden arındırılmış veri kullanılmış ve maksimum uzunluk 12 alınmıştır. AIC bilgi kriterine göre oluşturulan sonuçlar;

Tablo 3.8. KSS(2006) Eşbütünleşme Testi

	Test İstatistiği
GSYİH-SH	-3.8294
GSYİH-CO₂	-1.8034

Sonuçlar incelendiğinde Kapetanios, Shin ve Snell(2006) çalışmalarında yayınladığı kritik değerler %1'de -4.26, %5'de -3.71 ve %10'da -3.41 şeklindedir. Sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme aralarında eşbütünleşme ilişkisi olduğu görülmektedir. CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında da eşbütünleşme ilişkisinin bulunmamasını ifade eden temel hipotez kabul edilmektedir.

SONUÇ

Bu çalışmada 2000-2018 yılları arası Türkiye için CO₂ emisyonu ve sağlık harcamalarının ekonomik büyüme ile aralarındaki ilişkisi incelenmiştir. İlk önce serilerin durağanlığı incelenmiş ve birinci mertebede durağanlaştığı gözlemlenmiştir. İkinci kısımda BDS testi ile doğrusallık incelenmiş ve serilerimizin doğrusal olmadığına karar verilmiştir. STAR model seçimi için Terasvirta (1994) testi kullanılmış ve LSTAR modeli seçilmiştir. Üçüncü aşamada LSTAR modeli için önerilen birim kök testleri uygulanmış ve STAR modeli için önerilen KSS eşbütünleşme testi uygulanmıştır.

Dünyada sanayi devrim ile birlikte artan çevresel riskler, küresel ısınma ve iklim değişimleri 1990 yıllarından sonra hız kazanmıştır. Birleşmiş Milletler öncülüğünde 1997 yılında hazırlanan Kyoto Protokolü çevresel risk faktörleri azaltılmaya çalışılsa da gün geçtikçe dünyada CO₂ emisyonu artmaya devam etmektedir. Çalışmamıza Türkiye için 2000-2018 yılları için ekonomik büyüme ve CO₂ emisyonu arasında bir ilişki bulunmamıştır. Literatürde yapılan çalışmalar incelendiğinde uzun dönemde ilişki bulurken kısa dönemde ilişkiye rastlanmamıştır. Bu çalışmada farklı olarak doğrusal yapıya sahip olmayan seriler için geliştirilmiş test yöntemleri ile incelendiğinde Türkiye için CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasındaki eşbütünleşme ilişkisi test edildiğinde anlamlı bir sonuca ulaşılamamıştır.

Beşeri sermaye, bireylerin zaman boyunca edindikleri bilgiler, beceriler ve tecrübeler şeklinde ifade edilmektedir. Geniş kapsamlı bakıldığında, toplumdaki bireylerin üretim süreçleri ile ilgili olarak bir yandan sahip oldukları bilgilerinin, becerilerinin, yeteneklerinin ve tecrübelerinin, işine olan duygusal bağlılığının, davranışlarının ve değerlerinin ulaştığı düzeyi; diğer yandan bedensel ve zihinsel zindeliğini ya da sağlamlığını ifade eden bir kavram olarak tanımlanmaktadır (Keskin, 2011: 128). Dünya Sağlık Örgütü'nün sağlık tanımına göre sağlık, fiziksel ve zihinsel olarak optimum olma durumunu olarak tanımlanmaktadır. Bu kapsamda çalışan Lustig (2006), sağlığın içsel bir değişken olduğunu ve bireyler için araçsal bir değer ifade ettiğini, sağlığın ekonomik büyümeyi dolaylı yollardan etkilemesi şeklinde ifade etmektedir.

Sağlık harcamaları beşeri sermayenin besleyicisidir. Sağlık harcamalarının ekonomiyi önemli derecede etkilediği literatürde yapılan çalışmalarda görülmektedir. Ülkelerin sağlık harcamaları, ekonomik büyümeyi doğrudan etkileyen harcamalar olarak değerlendirilir. Sermaye iktisatta salt fiziki ve teknik bir süreç olarak tanımlanır. Ancak Heterodoks iktisat,

beşeri, toplumsal ve tarihsel bir olgu olarak karşımıza çıkmaktadır. İktisatta 1980’de başlayan beşeri sermaye kavramı, üretim faktörlerinin daha verimli kullanılmasını sağlayan tecrübe, bilgi, beceri gibi değerlerin toplamı olarak kabul edilir. Öncü iktisatçılardan Romer (1988) ve Lucas (1986) beşeri sermaye ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkisinin olumlu olduğunu ve sağlık harcamalarının beşeri sermayenin iyileşmesi için en önemli etkenlerden olduğunu öne sürmüşlerdir. Bu kapsamda yaptığımız çalışmada sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki, literatürde bulunun sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisini inceleyen diğer çalışmalardan farklı olarak doğrusal olmayan yöntemler ile incelenmiştir. Sonuç olarak doğrusal olmayan yöntemleri ile analiz edildiğinde sağlık harcamaları ve ekonomik büyüme arasında eş bütünleşme ilişkisi çıkmış ve yapılan çalışmalarla paralellik göstermiştir.



KAYNAKÇA

- Akgül, I. (2003). *Zaman Serilerinin Analizi ve ARIMA Modelleri*. Der Yayınları, İstanbul.
- Ashley, R.A. ve Petterson, D.M. (2012). "Evaluating the Effectiveness of State-Switching Time Series Models for U.S. Real Output". *Journal of Business and Economic Statistics*, 24: 276-274.
- Balke, N. S. Ve Fomby, T.B.(1997). "Threshold Cointegration". *International Economic Review*, 38(3): 627-645.
- Bloom, D.E., ve Canning, D. (2000),“The Health and Wealth of Nations”, *Science’s Compass, Policy Forum: Public Health*, 287:1207–1209.
- Box, G.E.P., Jenkins, G. ve Reinsel, G.C. (1994). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Prentice-Hall Inc. Third Editions, New Jersey.
- Brooks, C. (2002). *Introductory econometrics for finance*, chris brooks. Cambridge University Press, İngiltere.
- Caner, B. ve HANSEN, B. E. (2001). “Threshold Autoregression With a Unit Root”. *Econometrica*, 69(6): 1555-1596.
- Cao, C. Q. ve Tsay, R.S. (1992). "Nonlinear time-series analysis of stock volatilities". *Journal of Applied Econometrics*, 7(S1): 165–185.
- Chan, K. S. ve Tong, H. (1986). "On Estimating Thresholds In Autoregressive Models". *Journal of Time Series Analysis*, 7(3): 179-190.
- Cook, S. (2009). "Unit root testing against an ST-MTAR alternative: finitesample properties and an application to the UK housing market", *Applied economics*, 41(11):1397-1404
- Çevik O. (1999). Zaman Serileri Analizinde Box-Jenkins Yöntemi Ve Turizm Verileri Üzerine Bir Uygulama. Kırıkkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı Doktora Tezi.
- Dickey, D.A. ve Fuller, W.A. (1981). “The Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With a Unit Root”. *Econometrica*, 49(4):1057-72.

- Dijk, V.D.Teräsvirta, T. ve Franses, P.H.(2002). "Smooth Transition Autoregressive Models: A Survey of Recent Developments". *Econometric Reviews*, 21: 1-47.
- Eitrheim, Ø. ve T, Teräsvirta. (1996), "Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models", *Journal of Econometrics*, 74(1): 59-75.
- Enders, W. ve. Granger, C.W.J.(1998). "Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment With an Example Using the Term Structure of Interest Rates". *Journal of Business and Economic Statistics*, 16(3): 304 – 311.
- Enders W ve Siklos, P.L. (2001). "Cointegration and Threshold Adjustment", *Journal of Business and Economic Statistics*, 19: 166-176.
- Engle, R.F. ve Granger, C.W.J. (1987). "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing". *Econometrica*, 55(2); 251-276.
- Franses, P.H. ve Dick, V.D. (2000). *Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance*. Cambridge Üniversitesi Yayınları, Birleşik Krallık
- Grossman, G. M. ve Krueger A. (1995), "Economic Growth and the Environment", *Quarterly Journal of Economics*, 110(2):353–377.
- GUJARATI, D. N. (1995), *Temel Ekonometri*. İstanbul, Literatür Yayınları,33.
- Leybourne, S. Newbold, P. ve Vougas, D. (1998). "Unit Roots and Smooth Transitions". *Journal of Time Series Analysis*, 19(1), 83-97.
- Luukkonen, R. Saikkonen, P. ve Terasvirta, T. (1988). "Testing Linearity in Univariate Time Series Models". *Scandinavian Journal of Statistics*, 15(3):161-175.
- Mushkin, S.J., (1962), "Health as an Investment", *Journal of Political Economy*, 70(5):129–157.
- Granger, C.W.J. ve Terasvirta T.(1993). *Modelling Non-Linear Economic Relationship*. Oxford, Oxford University Press.
- Goldfeld S. M. Quandt R. E.(1973). "A Markov Model for Switching Regressions". *Journal of Econometrics*, 1: 3–16.
- Gujarati D. N. (1999). *Temel Ekonometri*. Literatür Yayıncılık, İstanbul.

- Gul Nisa, Ferhat Iqbal, "Bootstrapping the Li-mak and McLeod-Li Portmanteau Tests for GARCH Models". *The Journal of Middle East and North Africa Sciences*, 4(01); 32-38.
- Hamilton, J.D. (1990). "Analysis Of Time Series Subject To Changes In Regime". *Journal of Econometrics*, 45(1-2); 39-70.
- Hamilton, J.D. (1994) *Time Series Analysis*. Princeton University Press, ABD.
- Hansen, B.e. (1997), "Inference in TAR Models". *Studies in Nonlinear Dynamics ve Econometrics*, 2(1): 1-14.
- Hansen, B.E. ve Seo, B.(2002). "Testing For Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models". *Journal of Econometrics*, 110. 293-318.
- Ibe, O.C.(2009). *Markov Processes for Stochastic Modeling*. Elsevier Academic Press, ABD.
- Kapetanios, G. Shin, Y.G ve Snel,A. (2003). "Testing for an Unit Root in the Nonlinear STAR Framework". *Journal of Econometrics*, 112: 359-379
- Kapetanios, G. Shin, Y. ve Snell, A. (2006) "Testing for Cointegration in Nonlinear Smooth Transition Error Correction Models". *Econometric Theory*, 22(2): 279-303.
- Keenan, D.M. (1985). *A Tukey nonadditivity-type test for time series nonlinearity*. Oxford University Press, İngiltere.
- Kennedy, P. (2008). *A Guide to Econometrics, Sixth Edition*. Blackwell Publishing, ABD.
- Kılıç, R. (2011). "Testing for unit root in a stationary ESTAR process". *Econometric Reviews*, 30(3): 274-302.
- Kutlar, A. (2009). *Uygulamalı Ekonometri*. Nobel Kitabevi, Ankara
- Lo, M. C. Ve Zivot, Z. (2001). "Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price". *Macroeconomic Dynamics. Cambridge University Press*, 5(4): 533-576.
- McLeod, A.I. ve Li, W. K .(1983). "Diagnostic Checking ARMA Time Series Models Using Squared Residual Autocorrelations". *Journal of Time Series Analysis*, 4(4):269- 273.
- Panagiotidis, T.(2002). "Testing the assumption of Linearity". *Economics Bulletin AccessEcon*, 3(29):1-9.

- Priestley, M. B. (1988). *Non-linear and non-stationary time series analysis*. Academic Press, ABD.
- Ramsey, J. B. (1969). "Tests for specification error in classical linear least-squares regression analysis". *Journal of the Royal Statistical Society*, B31(2); 252.
- Scheinkman, J.A. ve LeBaron, B. (1989). "Nonlinear Dynamics and Stock Returns". *The Journal of Business*, 62(3), 311-337.
- Sevüktekin M. ve Nargeleçekenler, M. (2005). *Zaman Serileri Analizi*. Nobel Yayın, Ankara.
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2007). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi: EViews Uygulamalı*. Nobel Yayın Dağıtım, Ankara.
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2007). "Türkiye’de İMKB ve Döviz Kuru Arasındaki Dinamik İlişkinin Belirlenmesi", VIII. Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri. Malatya, 1-17.
- Sollis R. (2004), "Asymmetric Adjustment and Smooth Transitions: a Combination of Some Unit Root Tests". *Journal of Time Series Analysis*, 25(3):409-417
- Sollis R. (2009) "A simple unit root test against asymmetric STAR nonlinearity with an application to real exchange rates in Nordic countries", *Economic Modelling*, 26: 118-125
- Stock J.H. ve Watsonçv M.W. (2011). *Ekonometriye Giriş*. Efil Yayın Evi, Ankara.
- Şahin B. "D-8 Ülkelerinde Finansal Gelişme ve Ticariİ Açıklığın Çevresel KaliteE Üzerine Etkisi: Panel Veri Analizİ" *Dicle Üniversitesi iktisadi ve idari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(15),48-67.
- Terasvirta, T. (1994). "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models". *Journal of the American Statistical Association*, 89(425):120-218.
- Teräsvirta, T. (1997), "Smooth transition models" Eds. C. Heij, J. M. Schumacher, B. Hanzon and K. Praagman, System dynamics in economic and financial models, New York
- Teräsvirta, T. (2004). "Nonlinear Smooth Transition Modeling". H. Lütkepohl ve M. Krätzig (Ed), *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge, 222-242.

- Teräsvirta, T. (2005). "Univariate nonlinear time series models". *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*. Stockholm School of Economics, 593:28.
- Tong, H. ve Lim, K.S. (1980). "Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data". *Journal of the Royal Statistical Society*, B42(3): 245 -292.
- Tsay, R.S. (1986). "Nonlinearity Tests for Time Series". *Biometrika*, 73(2): 461- 466.
- Tsay, R.S. (2000). "Time Series and Forecasting: Brief History and Future Research". *Amerikan İstatistik Derneği Dergisi*, 95(450): 638-643.
- Tsay, R.S. (2002). *Analysis of Financial Time Series Financial Econometrics*. USA: John Wiley & Sons.
- Tsay, R.S. (2005). *Analysis of Financial Time Series*. John Wilye Sons Inc. Publicaiton, Kanada
- Wei, W. W. S. (2006). *Time series analysis*. Addison Wesley Publishing Company, New York.

ÖZGEÇMİŞ

Adı ve SOYADI	İnci Sinem ŞİRİN
EĞİTİM DURUMU	
Mezun Olduğu Lise	Ege Anadolu Lisesi
Lisans Diploması	Gazi Üniversitesi
Tez/ Dönem Projesi Konusu	STAR Eşbütünleşme Analizi ile Sağlık Harcamaları, CO ₂ Emisyonu ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Dinamik İlişkiler
Yabancı Dil / Diller	İngilizce