

TC
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANA BİLİM DALI
İKTİSAT DOKTORA PROGRAMI

DOKTORA TEZİ

**TÜRKİYE’DE ÜCRET – ÜRETİM İLİŞKİSİNE
DOĞRUSAL OLMAYAN EŞBÜTÜNLEŞME
ANALİZİ İLE YAKLAŞIM**

Elçin AYKAÇ ALP
3711203

TEZ DANIŞMANI
Prof. Dr. Ercan EREN

İSTANBUL
2008

TC
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANA BİLİM DALI
İKTİSAT DOKTORA PROGRAMI

DOKTORA TEZİ

**TÜRKİYE’DE ÜCRET – ÜRETİM İLİŞKİSİNE
DOĞRUSAL OLMAYAN EŞBÜTÜNLEŞME
ANALİZİ İLE YAKLAŞIM**

Elçin AYKAÇ ALP
3711203

TEZ DANIŞMANI
Prof. Dr. Ercan EREN

İSTANBUL
2008

TC
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANA BİLİM DALI
İKTİSAT DOKTORA PROGRAMI

DOKTORA TEZİ

TÜRKİYE’DE ÜCRET – ÜRETİM İLİŞKİSİNE
DOĞRUSAL OLMAYAN EŞBÜTÜNLEŞME
ANALİZİ İLE YAKLAŞIM

Elçin AYKAÇ ALP

3711203

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih:

Tezin Savunulduğu Tarih:

Tez Oy birliği / Oy çokluğu ile başarılı bulunmuştur.

Unvan

Ad Soyad

İmza

Tez Danışmanı : Prof. Dr. Ercan EREN

Jüri Üyeleri :

Prof. Dr. Işıl AKGÜL

Prof. Dr. Melike E. BİLDİRİCİ

Prof. Dr. Mehmet GENÇELİ

Prof. Dr. Münevver TURANLI

İSTANBUL

2008

ÖZ

TÜRKİYE’DE ÜCRET – ÜRETİM İLİŞKİSİNE DOĞRUSAL OLMAYAN EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ İLE YAKLAŞIM

Elçin AYKAÇ ALP

Nisan, 2008

Ekonometrik modellerin temel amaçlarından biri olan doğru öngörülere ulaşmak ancak modelin doğru kurulması ile olabileceği için doğrusallık varsayımı ile kurulan modellerle istenilen amaca ulaşılammış ve doğrusal olmayan modeller ve bunların katsayı tahminleri üzerine çalışmalar yapılmıştır. 20 yy’ın ilk yarısında doğrusal olmayan modellerin gerekliliği ve tahmini üzerine yapılan çalışmalar olmakla birlikte konjonktürel dalgalanmaların açıklanabilmesi ve finansal zaman serileri analizlerinin yapılabilmesi için doğrusal olmayan zaman serisi modelleri kullanılması gerekliliği net bir biçimde anlaşılmıştır. Bu noktada öne çıkan çalışmalar ise TAR (Threshold Autoregressive) ve STAR (Smooth Transition Autoregressive) modelleridir.

Çalışma, sanayi üretim endeksi ile reel ücretler arasındaki ilişkiyi incelemeyi amaçlamaktadır. Bu değişkenlerin Türkiye’de doğrusal olmayan bir yapı sergilediği varsayımından hareket edilerek analiz yapılma yoluna gidilmiştir. Bu varsayım doğrultusunda da teorilerin sınanması ve geliştirilmesinin ancak doğrusal olmayan modeller aracılığı ile mümkün olabileceği varsayılmaktadır.

Bu yöntemler üç ana başlık altında incelenmiştir. İlk olarak tek değişkenli doğrusal olmayan zaman serileri modelleri hakkında bilgi verilmektedir. İkinci aşamada doğrusal olmayan zaman serilerinin durağanlık analizi ve doğrusal olmayan zaman serilerinde eşbütünleşme analizi ayrıntılı bir biçimde incelenmektedir. Bu kapsam doğrultusunda teorik açıklamalar yapıldıktan sonra uygulama kısmında ise literatür taraması ve incelenen değişkenler arasındaki ilişki geleneksel birim kök testlerinin yanı sıra TAR birim kök sınaması ve sonrasında TAR eşbütünleşme analizi ile test edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Doğrusal olmama, TAR Birim Kök Analizi, TAR Eşbütünleşme Analizi, Reel Ücret, Üretim.

ABSTRACT

NON LINEAR COINTEGRATION APPROACH TO THE WAGE – PRODUCTION RELATIONSHIP IN TURKEY

Elçin AYKAÇ ALP

April, 2008

Since reaching the right predictions, which is one of the essential objectives of econometric models, could only be possible by the right establishment of the model, desired objective was unable to be achieved in models found by the linearity hypothesis, and studies were carried out on nonlinear models and their coefficient predictions. Although there were studies that conducted in the first half of the 20th century on the necessity and predictions of nonlinear models, the requisite of utilizing nonlinear time series models for bringing an explanation to business cycles and conducting the financial time series analyses is now clearly understood. The studies at this point that become prominent are TAR and STAR models.

The study aims at analyzing the relationship between the industrial production index and real wages. The starting point is that these variables manifest a nonlinear structure. And in the light of this conjecture, it is held that the testing and developing theories could only be possible through nonlinear models. Thus, the relation will be analyzed by nonlinear time series methods.

These methods can be summed under three headings as single-variable nonlinear time series models, stability analysis of nonlinear time series, and the cointegration analysis in nonlinear time series. Following theoretical explanations within this scope, the conducted tests were conventional unit root tests, TAR unit root testing, and then TAR cointegration analysis, all performed in the application section.

Keywords: Non linearity, TAR unit root analysis, TAR cointegration analysis, Real Wage, Production.

ÖNSÖZ

Gerek lisansüstü eğitimimde gerekse bu çalışmanın ortaya çıkmasında bilgi birikimini esirgemeyen ve sonsuz sabırla beni dinleyip daima destek olan değerli hocam Prof. Dr. Melike E. BİLDİRİCİ'ye teşekkürlerimi sunarım. Hocam Prof. Dr. Işıl AKGÜL'ün bilgi ve görüşleriyle çalışmanın her aşamasında önemli katkıları bulunmaktadır. Kendisine teşekkür borçluyum. Her zaman bilgi ve deneyimlerinden yararlandığım, tez danışmanım ve hocam Prof. Dr. Ercan EREN'e teşekkür ederim.

Şüphesiz hayatım boyunca varlıkları ile bana güç veren, her konuda destek olan ailemin, eşim ve meslektaşım Selçuk ALP'in katkıları büyüktür. Kendilerine müteşekkirim.

İstanbul; Mayıs, 2008

Elçin AYKAÇ ALP

İÇİNDEKİLER

ÖZ.....	iii
ABSTRACT	iv
ÖNSÖZ.....	v
İÇİNDEKİLER	vi
TABLolar LİSTESİ.....	viii
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	ix
KISALTMALAR	x
1. GİRİŞ	1
2. DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİSİ MODELLERİ.....	4
2.1. TAR Modelleri	4
2.1.1. Gecikme Parametresinin Tahmini.....	7
2.1.2. TAR Modelleri Doğrusallık Testleri	8
2.2. SETAR Modeli	11
2.3. Temel STAR Modeli.....	14
2.3.1. LSTAR ve ESTAR Modelleri.....	15
2.3.2. Çok Rejimli STAR Modeli	17
2.3.3. STAR Çerçevesinde Doğrusallık Testleri.....	19
2.3.3.1. LSTAR Alternatifinin Test Edilmesi	20
2.3.3.2. ESTAR Karşı Testler	21
2.3.3.3. Hesaplama Yöntemleri.....	22
2.3.3.4. STAR Modellerin Yanlış Tanımlama Testi	22
2.3.3.5. Değişen Varyans ve STAR Doğrusal Olmama Testleri.....	25
2.3.3.6. STAR Doğrusal Olmama İçin Testler.....	25
2.3.3.7. Geçiş Fonksiyonunun Belirlenmesi	27
2.3.3.8. Modelin Tahmini.....	28
3. BİRİM KÖK SINAMASI	33
3.1. Geleneksel Birim Kök Testleri.....	33
3.2. Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri	38
3.2.1. Enders ve Granger (1998) Testi	39
3.2.2. Caner ve Hansen (2001) Birim Kök Testi.....	40
3.2.3. STAR Birim Kök Testleri	46
4. DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİLERİNDE EŞBÜTÜNLEŞME	51
4.1. TAR Eşbütünleşme	51
4.1.1. Balke ve Fomby (1997) TAR Eşbütünleşme Yöntemi	54
4.1.2. Lo ve Zivot (2001) TAR Eşbütünleşme Yöntemi.....	57
4.1.3. Hansen ve Seo (2002) TAR Eşbütünleşme Yöntemi.....	63

4.1.3.1. Eşiğin varlığının testi	66
4.1.3.2. LM Test İstatistiği	67
4.2. STAR Eşbütünleşme	69
4.2.1. Doğrusal Olmayan STAR ECM	69
4.2.2. STAR Eşbütünleşmenin Test Edilmesi	74
5. TÜRKİYEDE ÜCRET VE ÜRETİM İLİŞKİSİNİN ANALİZİ.....	79
5.1 TAR Eşbütünleşme Analizi Literatürü	79
5.2 Ücretler ile Üretim İlişkisi	82
5.3 Reel Ücretler İle Üretim Arasındaki İlişkinin İncelenmesi.....	85
5.3.1 Model 1	87
5.3.1.1. Sanayi Üretim Endeksi ve Reel Ücretler Birim Kök Testleri Sonuçları	87
5.3.1.2. Sanayi Üretim Endeksi Geleneksel Birim Kök Testleri Sonuçları ...	87
5.3.1.3. Caner ve Hansen (2001) Birim Kök Test Sonuçları	91
5.3.1.4. Hansen ve Seo (2002) TAR Eşbütünleşme Sonuçları.....	96
5.3.2 Model 2	104
5.3.2.1 Sanayi Üretim Endeksi ve Reel Ücretler Birim Kök Sonuçları.....	104
5.3.2.2 Geleneksel Birim Kök Testleri Sonuçları	105
5.3.2.3 Caner ve Hansen (2001) Birim Kök Test Sonuçları	108
5.3.2.4 Hansen ve Seo (2002) TAR Eşbütünleşme Sonuçları.....	112
6. SONUÇ.....	121
KAYNAKÇA	125
EKLER.....	136
EK 1. Phillips ve Perron Testi.....	136
Ek 2. Phillips Z İstatistiği.....	138
Ek 3. Tweedie (1975) Yığılım Koşulunun Kullanımı.....	139
Ek 4. Engle ve Granger İki Basamaklı Süreci ve Hata Düzeltme Mekanizması	140
EK 5. Gascoigne (2004) Tahmin Yöntemi	142
ÖZGEÇMİŞ.....	144

TABLÖLAR LİSTESİ

	Sayfa No
Tablo 1: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Testlerinde Sıfır Ve Alternatif Hipotez Seçenekleri	52
Tablo 2: Sanayi Üretim Endeksi Geleneksel Birim Kök testleri.....	88
Tablo 3: Reel Ücret Serisi Geleneksel Birim Kök testleri	90
Tablo 4: Sanayi Üretim Endeksi TAR Model Tahmin Sonuçları	92
Tablo 5: Reel Ücret Serisi TAR Model Tahmin Sonuçları	93
Tablo 6: Sanayi Üretim Endeksi Caner ve Hansen (2001) Test Sonuçları	94
Tablo 7: Reel Ücret Serisi Caner ve Hansen (2001) Test Sonuçları	95
Tablo 8: Farklı Gecikme Uzunlukları İçin Hesaplanan AIC ve BIC değerleri ..	98
Tablo 9: Sanayi Üretim Endeksi Geleneksel Birim Kök Testleri	106
Tablo 10: Reel Ücret Serisi Geleneksel Birim Kök Testleri	107
Tablo 11: Sanayi Üretim Endeksi TAR Model Tahmin Sonuçları	108
Tablo 12: Reel Ücret Serisi TAR Model Tahmin Sonuçları	110
Tablo 13: Sanayi Üretim Endeksi Caner ve Hansen (2001) Test Sonuçları	111
Tablo 14: Reel Ücret Serisi Caner ve Hansen (2001) Test Sonuçları	112
Tablo 15: Farklı Gecikme Uzunlukları İçin Hesaplanan AIC ve BIC değerleri	115

ŞEKİLLER LİSTESİ

	Sayfa No
Şekil 1:	1990:01-2007:06 Döneminde Logaritmik Sanayi Üretim Endeksi 88
Şekil 2:	1990:01-2007:06 Döneminde Logaritmik Reel Ücretler 89
Şekil 3:	Üretim Serisinin Değerlerinin İki Rejim Arasında Dağılımı 91
Şekil 4:	Reel Ücretler Serisinin Değerlerinin İki Rejim Arasında Dağılımı 93
Şekil 5:	γ Eşik Parametresinin Tahmini..... 98
Şekil 6:	β Eşbütünleşme Parametresi Tahmini 99
Şekil 7:	Üretim ve Ücret Değişkenlerinin Hata Düzeltme Etkisi..... 99
Şekil 8:	γ Eşik Parametresinin Tahmini..... 101
Şekil 9:	β Eşbütünleşme Parametresi Tahmini 101
Şekil 10:	Üretim ve Ücret Değişkenlerinin Hata Düzeltme Etkisi..... 102
Şekil 11:	γ Eşik Parametresinin Tahmini..... 103
Şekil 12:	β Eşbütünleşme Parametresi Tahmini 103
Şekil 13:	Üretim ve Ücret Değişkenlerinin Hata Düzeltme Etkisi..... 104
Şekil 14:	1987:01-2007:10 Döneminde Logaritmik Sanayi Üretim Endeksi 106
Şekil 15:	1987:01-2007:10 Döneminde Logaritmik Reel Ücretler 107
Şekil 16:	Üretim Serisi Değerlerinin İki Rejim Arasında Dağılımı 109
Şekil 17:	Reel Ücretler Serisinin Değerlerinin İki Rejim Arasında Dağılımı 109
Şekil 18:	γ Eşik Parametresinin Tahmini..... 114
Şekil 19:	β Eşbütünleşme Parametresi Tahmini 114
Şekil 20:	Üretim ve Ücret Değişkenlerinin Hata Düzeltme Etkisi..... 115
Şekil 21:	γ Eşik Parametresinin Tahmini..... 117
Şekil 22:	β Eşbütünleşme Parametresi Tahmini 117
Şekil 23:	Üretim ve Ücret Değişkenlerinin Hata Düzeltme Etkisi..... 117
Şekil 24:	γ Eşik Parametresinin Tahmini..... 119
Şekil 25:	β Eşbütünleşme Parametresi Tahmini 119
Şekil 26:	Üretim ve Ücret Değişkenlerinin Hata Düzeltme Etkisi..... 119

KISALTMALAR

ADF	:Augmented Dickey – Fuller
AIC	:Akaike Information Criteria
BIC	:Bayesian Information Criteria
DF	:Dickey – Fuller testi
ECM	:Error Correction Mechanism
EKK	:En küçük kareler
ERS	:Elliott, Rothenberg ve Stock
ESTAR	:Exponential Smooth Transition Autoregressive
FPE	:Final Prediction Error
HQ	:Hannan Quin
KPSS	:Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin
KSS	:Kapetanios, Shin ve Snell
LM	:Lagrange Multiplier
LR	:Likelihood Ratio
LSTAR	:Logistic Smooth Transition Autoregressive
MIC	:Modified Information Criteria
ML	:Maximum Likelihood
M-TAR	:Momentum Threshold Autoregressive
NLS	:Nonlinear Least Squares
SC	:Schwards Criterion
SETAR	:Self Exciting Threshold Autoregressive
STAR	:Smooth Transition Autoregressive
TAR	:Threshold Autoregressive
TEFE	:Toptan Eşya Fiyat Endeksi
TÜFE	:Tüketici Fiyat Endeksi
TVECM	:Threshold Vector Error Correction Mechanism
VECM	:Vector Error Correction Mechanism

1. GİRİŞ

Son dönemde yapılan çalışmalar sonucunda doğrusal olmayan zaman serileri analizlerinin makro ekonomik modellerin oluşturulmasında daha başarılı olduğu görülmektedir. Her geçen gün doğrusal olmayan modeller konusundaki teorik literatürün gelişmekte olması iktisat literatüründe de uygulama alanlarının genişlemesine katkıda bulunmaktadır. Bu konuda öne çıkan çalışmalar TAR (Threshold Autoregressive) ve STAR (Smooth Transition Autoregressive) modelleridir. Bu modellerin çıkışı ve popüler hale gelmesinde Tong (1978), Tsay (1989) ve sonrasında Teräsvirta (1994) çalışmalarının önemi büyüktür.

Doğrusal olmayan zaman serilerinin geçmişi çok daha eskiye dayanmasına karşın TAR ailesi modelleri daha yakın bir geçmişe sahiptir. Ancak yukarıda da belirtildiği gibi popüler hale gelmesi ve bu modellere ilgi artışı 1990 sonrasında olmuştur. Bu gecikmenin temel nedenlerinden biri analiz yöntemlerinin karmaşıklığı ve ciddi anlamda ileri bilgisayar teknolojisi gerektirmesi olduğu düşünülebilir. Bu gelişim süreci Balke ve Fomby (1997) çalışmasında TAR eşbütünleşme analizi ile ayrı bir boyut kazanmıştır. Bu tarihten itibaren bir taraftan TAR ailesi modelleri gelişim çizgisini devam ettirirken bir taraftan doğrusal olmayan modellerde uzun dönem analizi düşüncesi ortaya çıkmıştır. Balke ve Fomby'nın çalışmasında teknolojik ilerleme de göz önüne alınırsa oldukça uzun bir süre sonra Lo ve Zivot (2001) çalışması önemli bir yer teşkil etmektedir. Lo ve Zivot (2001), Balke ve Fomby (1997) çalışmasını ayrıntılı bir biçimde uygulamakla kalmayıp bir adım ileriye giderek daha büyük sistemlere uygulanır hale getirmişlerdir. STAR modellerde ECM (Hata Düzeltme Modeli) ve eşbütünleşme uygulamaları da bu tarihten itibaren hız kazanmıştır. Özellikle Lo ve Zivot (2001) çalışmasının birçok çalışmaya yol gösterici nitelikte olduğu görülmektedir. Bu konudaki bir diğer gelişme ise Hansen ve Seo (2002) çalışmasıdır.

Her ne kadar eşbütünleşme analizinin temel taşı oluşturursa da bu gelişim sürecinde birim kök analizinin adeta eşbütünleşme analizinden bağımsız bir gelişim çizgisi olduğu görülmektedir. İlk Enders ve Granger (1989) birim kök testini 1997 yılında ilk versiyonu yayınlanmış 2001 yılında ise son halini almış olan Caner ve Hansen

(2001) birim kök testi takip etmektedir. Bu testlerin yanı sıra STAR modeller için sürecin durağan bir ESTAR süreci mi izlediği yoksa birim kök sürecine mi sahip olduğunu sınavan KSS (Kapetanios, Shin ve Snell (2003a)) testi ya da Bierens (1997) çalışmasında yapmış olduğu, serinin doğrusal olmayan trende sahip olması ile birim köke sahip olması durumunu sınavan çalışmalar mevcuttur. Ancak bu çalışmalara konunun dışında kalmaları nedeniyle yer verilmeyecektir. TAR eşbütünleşme literatürü incelendiğinde doğrusal olmayan birim kök testlerinden Enders ve Granger'ın önermiş olduğu yönteme, eşbütünleşme denkleminde elde edilen hataların durağanlık analizinde başvurulduğu görülmektedir. Bunun dışında doğrusal olmayan birim kök analizi başlı başına bir analiz olarak çalışmalarda yer almakta ve genellikle değişkenlerin durağanlığının ispatlanmasında karşımıza çıkmaktadır.

TAR eşbütünleşme testlerinin uygulandığı çalışmalarda serilerin aynı dereceden durağan olup olmadığının testinde geleneksel birim kök testlerine yer verildiği görülmektedir. Bu noktada uygulanan birim kök testlerinde hassasiyet gösterilen konu ise doğrusal olmayan zaman serilerinin incelenmesi halinde geleneksel birim kök testlerinin gücünün düşüklüğüdür. Bu durumda hangi testin uygulanacağı konusunda ortak bir karar olmamasına karşın eğilim ERS DFGLS ve Ng - Perron testlerinde yoğunlaşmaktadır. Üzerinde durulan bir diğer konu ise gecikme uzunluğunu seçilmesinde dikkate alınması gereken bilgi kriteridir. Bu çalışma tüm bu tartışmalar dikkate alınarak Türkiye'de reel ücretler ve üretim arasındaki ilişkiyi TAR eşbütünleşme analizi ile incelemektedir.

Ücretler ile üretim arasındaki ilişkinin incelenmesinin iki temel nedeni vardır. İlki literatürde ücretler ile verimlilik arasındaki ilişkiyi inceleyen birçok çalışma olmasına karşın reel ücretler ile üretim ilişkisinin incelenmesinde ilgi azlığının söz konusu olmasıdır. İkinci neden ise bu değişkenlerin doğrusal olmayan zaman serileri analizlerine uygunluğudur.

Reel ücretler ile üretim arasındaki ilişkinin verimlilikte yaratacağı artış göz önüne alınması halinde üretimde artış yaratması beklenmektedir. Ancak reel ücretlerdeki artışın istihdamda azalma yaratması halinde üretimde azalış ya da artış yaratma ihtimali söz konusudur. Çalışma incelenen dönemde bu ilişkiyi sorgulamaktadır.

Çalışmanın ikinci bölümünde TAR ailesi modellerinin temel yapısına değinilmektedir. Bu noktada TAR modellerinin yanı sıra eşbütünleşme analizinde paralel gelişim çizgisine sahip olması nedeniyle STAR modellere de kısaca değinilmektedir.

Üçüncü bölümde birim kök testlerinin teorik açıklamasına yer verilmiştir. Uygulama kısmında yer olması ve TAR eşbütünleşme analizinde var olan literatürde uygulanması nedeniyle kısaca geleneksel birim kök testleri açıklanmıştır. İkinci kısımda ise uygulanacak olan Caner ve Hansen (2001) birim kök testinin ayrıntılı teorisinin yanı sıra çalışmalarda sıkça rastlanan Enders ve Granger birim kök testi açıklanmıştır. Ayrıca STAR modellere uygulanan birim kök testine de yer verilmiştir.

Dördüncü bölüm doğrusal olmayan modellerde eşbütünleşme konusunda TAR ve STAR eşbütünleşme analizlerini içermektedir. İlk kısımda TAR eşbütünleşme analizleri bağlamında Balke ve Fomby (1997), Lo ve Zivot (2001) ve uygulamada yer verilecek olan Hansen ve Seo (2002) eşbütünleşme yöntemi açıklanmıştır. İkinci kısımda ise STAR eşbütünleşme yöntemine yer verilmiştir.

Türkiye uygulamasını içeren beşinci ve son bölüm üç temel kısımdan oluşmaktadır. İlk kısımda literatürde TAR eşbütünleşme analizinin uygulanmış olduğu çalışmalara kısaca değinilmektedir. İkinci kısım reel ücretler ve üretim konusundaki literatür hakkında bilgi vermektedir. Üçüncü kısım ise uygulanan iki benzer modelin ayrıntılı sonuçlarından oluşmaktadır. Modellerden ilki 1990-2007 döneminde Türk imalat sanayi üretim endeksi ile çalışanların aldığı reel ücretler arasındaki ilişkiyi incelemektedir. İkinci model ise 1987-2007 döneminde yine Türk imalat sanayi üretim endeksi ile reel asgari ücretler arasındaki ilişkiyi incelemektedir.

Sonuçlar reel ücretler ile üretim arasındaki uzun dönemli doğrusal olmayan ilişkiyi ortaya koymakla birlikte analiz yöntemi olarak TAR eşbütünleşme analizinin seçilmesi halinde ilk adımda geleneksel birim kök testlerinin yanı sıra mutlak surette TAR birim kök testinin de uygulanmasının gerekliliğini ispatlar niteliktedir.

2. DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİSİ MODELLERİ

Bu bölümde TAR, SETAR, STAR modellerinin yapıları ve tahmin yöntemleri incelenecektir.

2.1. TAR Modelleri

TAR modelleri ilk olarak Tong (1978), Tong ve Lim (1980), Tong (1983) çalışmalarında sunulmuş doğrusal olmayan zaman serileri modellerinden biridir. Eşik değişkeninin ve bundan hareketle hesaplanabilecek eşik değerinin bilinmemesi, uygun yöntem konusundaki yetersizlik gibi nedenlerle ilk zamanlar uygulamada hak ettiği yeri bulamamıştır. TAR modellerinin doğrusal olmayan modeller arasındaki popülerliği tahmininin nispeten daha basit olmasından gelmektedir (Tsay, 1989, 231).

Doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden TAR modeli dışındakiler EKK (en küçük kareler) ile tahmin edilememekte, NLS (nonlinear least squares) ya da ML (maximum likelihood) tahmin yöntemlerinin kullanımını gerektirmektedir.

İki rejimli bir TAR modelinin yapısı,

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p})I(q_{t-1} \leq \gamma) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p})I(q_{t-1} > \gamma) + e_t \quad (2.1)$$

olarak tanımlanmaktadır. (2.1) numaralı denklemde $I(\cdot)$ fonksiyonu gösterge fonksiyonu ve $q_{t-1} = q(y_{t-1}, \dots, y_{t-p})$ datanın fonksiyonel yapısıdır. (2.1) numaralı denklemde AR (Autoregressive) derecesi $p \geq 1$ ve γ , eşik parametresidir. $\phi_{1,j}$, $q_{t-1} \leq \gamma$ olması halinde otoregresif eğim parametresi, $\phi_{2,j}$ ise $q_{t-1} > \gamma$ durumunda gerçekleşen eğim parametrelerini ifade etmektedir. e_t hata terimi, y_t değişkeninin geçmiş değerlerine dayanan Martingale fark dizisidir. e_t hata teriminin koşullu değişen varyansa sahip olması beklenirken, teori açısından $e_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ olduğu kabul edilmektedir. $x_t = (1 y_{t-1} \dots y_{t-p})'$, ve $x_t(\gamma) = (x_t' I(q_{t-1} \leq \gamma) \ x_t' I(q_{t-1} > \gamma))'$ olsun, bu durumda (2.1) numaralı denklem,

$$y_t = x_t' \phi_1 I(q_{t-1} \leq \gamma) + x_t' \phi_2 I(q_{t-1} > \gamma) + e_t \quad (2.2)$$

biçiminde yazılabilmektedir. Bu fonksiyon $\theta = (\phi_1' \phi_2')'$ olduğu kabul edilirse,

$$y_t = x_t'(\gamma)' \theta + e_t \quad (2.3)$$

şeklini alacaktır.

Modelin tahmini konusunda Tong ve Lim (1980) çalışması ile Tsay (1989) çalışmasında belirtilmiş olan ve TAR modelinin tahminini kolaylaştırmak adına uygulanabilecek aşağıdaki yöntem önerilmiştir (Tsay, 1989, 235-6),

Uygulanan yöntemde ilk adım, AR derecesi p 'nin ve mümkün eşik değerleri kümesinin belirlenmesidir. Burada seçim, y değişkeninin PACF (partial autocorrelation function) ile yapılması mümkün olabileceği gibi, AIC bilgi kriteri ile de yapılabileceğine değinilmiştir. PACF ile belirleme yönteminin seçilmesi AIC ile belirlenmesinden daha yol gösterici olmaktadır. Bunun nedeni AIC bilgi kriterinin sürecin doğrusal olmaması halinde yanıltıcı olabileceğidir. Ayrıca üçüncü bir seçenek olan (dördüncü adım nedeniyle) AR derecesinin bulunmasının tekrarlanması gerekebileceği de unutulmamalıdır.

İkinci adım; ilk adımda karar verilen AR derecesi “ p ” ve eşik değerleri kümesinin her bir elemanı d için eşik doğrusal olmama testi uygulanır. Sonuçta sürecin doğrusal olmadığı kararına varılırsa d gecikme parametresi seçilir.

Üçüncü adım; seçilen p ve d değerleri için eşik değerlerinin serpilme diyagramı ile belirlenmesidir. AR katsayıları anlamlı olduğu sürece t değerleri dikkate alınabilecektir. Anlamsız katsayılar ile elde edilen serpilme diyagramı genellikle doğru bilgi vermeyecektir. Son adım ise her bir rejim için doğrusal AR teknikleri kullanılarak AR derecesi ve eşik değerleri belirlenmesinden oluşmaktadır. Burada Tsay (1989) çalışmasında değindiği nokta ise yüksek dereceden AR modelleri doğrusal olmayan modele yakınsayabilir ve birinci adımdaki p değerinin seçilmesi önem kazanır. PACF yüksek derece terimlerin seçiminde daha doğru sonuç verirken bilgi kriteri doğrusal zaman serileri modellerinde başarılı sonuç vermektedir. Tahmin edilmek istenen parametreler, θ ve γ dır.

(2.3) numaralı denklem parametrelerde doğrusal olmasa da doğrusal bir regresyon denklemidir ve en uygun tahmin yöntemi de EKK'dir. Hata terimleri $e_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$

varsayımı geçerlidir. Bu varsayımın gerçekleşmesi halinde EKK tahmini ML tahmini ile aynı sonuçları vermektedir. Regresyon denkleminin doğrusal ve sürekli olmaması durumunda EKK tahminlerini en kolay elde etme yolu ise ardışık koşullu EKK yönteminin kullanılmasıdır. Veri bir γ değerinde, θ parametresinin EKK tahmini,

$$\hat{\theta}(\gamma) = \left(\sum_{t=1}^n x_t(\gamma) x_t(\gamma)' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n x_t(\gamma) y_t \right) \quad (2.4)$$

ile elde edilir. Hatalar $\hat{e}_t(\gamma) = y_t - x_t(\gamma)' \hat{\theta}(\gamma)$ ve hata terimleri varyansı,

$$\sigma_n^2(\gamma) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{e}_t(\gamma)^2 \quad (2.5)$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Eşik parametresi γ 'nın EKK tahmini (2.5) numaralı denklemi minimize etmektedir.

$\Gamma = [\underline{\gamma}, \bar{\gamma}]$ olduğu durumda (2.5) numaralı denklem,

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Gamma} \sigma_n^2(\gamma) \quad (2.6)$$

olarak ifade edilebilir. (2.6) numaralı denklemde hata terimleri varyansı $\sigma_n^2(\gamma)$, γ parametresinin farklı değerlerine bağlı olarak, $t=1, \dots, n$ olmak üzere, $\sigma_n^2(q_{t-1})$ ifadesi en fazla n tane farklı değer alabilmektedir. (2.6) numaralı denklemin EKK çözümünü bulmak için aşağıdaki algoritma izlenmektedir,

Her $q_{t-1} \in \Gamma$ için $\gamma = q_{t-1}$ olmak üzere (2.3) numaralı denklem EKK ile çözülür. Her bir regresyon için hata terimleri varyansı $\sigma_n^2(\gamma)$ hesaplanır, minimum varyans değeri seçilir. Elde edilen bu değer aşağıdaki gibi ifade edilebilir,

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{q_{t-1} \in \Gamma} \sigma_n^2(q_{t-1}) \quad (2.7)$$

EKK tahminleri sonucunda θ parametresi, $\hat{\theta} = \hat{\theta}(\hat{\gamma})$ şeklinde bulunur. Benzer biçimde EKK hataları, $\hat{e}_t = y_t - x_t(\hat{\gamma})' \hat{\theta}$ ve örnek varyansları $\sigma_n^2 = \sigma_n^2(\hat{\gamma})$ elde edilir.

2.1.1. Gecikme Parametresinin Tahmini

TAR modelinde bilinmeyen parametrelerden biri de eşik parametresidir. Chan (1993) çalışmasında τ eşik parametresinin süper tutarlı tahmincisinin elde etme yolunu göstermiştir. Öncelikle eşik değeri serinin kestiği bir değer olmalıdır. Serinin asla kesmediği bir değer eşik değeri olarak belirlenmesi anlamsız olacağı için τ serinin maksimum ve minimum değerleri arasında yer almalıdır. Eşik parametresinin seçimi pratikte, serinin en yüksek ve en düşük %15'inin inceleme dışı bırakılıp kalanının test edilmesi şeklinde olabilir. Çok geniş bir veri aralığı mevcutsa minimum ve maksimum %10'luk kısım da analiz dışı bırakılabilir. Kalan değerlerin her birinin eşik değeri olarak belirlendiği ve tahmin edildiği modelin SSR değerleri hesaplanır ve karşılaştırılır. Minimum SSR tahminini veren ve seçilen veri aralığı içinde bulunan τ değeri eşik değeri olarak belirlenir (Chan, 1993, 520-533).

TAR modelinin bir türünde de $\sigma^2(\varepsilon_{1t}) = \sigma^2(\varepsilon_{2t})$ olduğu varsayılmaktadır. I_t gösterge fonksiyonu olması halinde,

$$y_t = \phi_1 I_t y_{t-1} + \phi_2 (1 - I_t) y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

olarak ifade edilen modelde,

$$y_{t-1} > 0 \text{ ise } I_t = 1 \quad (2.9)$$

ve

$$y_{t-1} \leq 0 \text{ ise } I_t = 0 \quad (2.10)$$

koşulları geçerlidir. $I_t y_{t-1}$ ve $(1 - I_t) y_{t-1}$ şeklinde gösterge fonksiyonları oluşturulup EKK ile tahmin edilir.

Eşik değerinin süreksiz olması halinde fonksiyon TAR modelinden STAR modeline genişletilebilmektedir. Bu konudaki temel çalışmalar ise Chan ve Tong (1986), Granger ve Teräsvirta (1993), Teräsvirta, Tjøstheim ve Granger (1994) olarak sıralanabilir. TAR modelinden STAR modeline geçişte iki önemli sorunla karşılaşmıştır. İlki, sıfır hipotezinde doğrusal otoregresif model yer alırken alternatifinde TAR modelinin sınındığı geleneksel testlerde karşımıza çıkmaktadır. Bu tip testlerde standart olmayan dağılımlar nedeniyle eşik parametresi tanımlanamamaktadır. Bu problem ilk Davies (1987) çalışmalarında vurgulanmıştır. Daha sonra ise Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta (1988) çalışmalarında bu

problem için STAR alternatifinde kurulan regresyonda Taylor yaklaştırması kullanarak LM (Lagrange Multiplier) testi yapmayı önermişlerdir. Ayrıca Chan (1990) LR (likelihood ratio test) testinin asimtotik dağılımı için bir uygulama süreci geliştirmiştir. Benzer biçimde Hansen (1996) çalışmasında bu asimtotik dağılım için bootstrap metodu ortaya koymuştur.

İkinci sorun ise, eşik tahmininin örnek dağılımı konusundadır. Chan (1993), çalışmasında EKK tahmincisinin n'inci dereceden tutarlı olduğunu göstermiş ve sınırlayıcı dağılım (limiting distribution) için uygulama süreci oluşturmuştur (Chan, 1993, 520-533).

TAR modelinin sakıncası eşik değerlerin belirlenmesinden sonra rejimler arasında geçişin çok sert olmasıdır. Bu durumda klasik araçların kullanımı yanlış sonuçlar vermektedir. STAR (Smooth Transition Autoregressive) modellerin kullanımı ile hem bu sorun hem de iki rejimli durumda rejimler arası geçiş sorunu ortadan kalkmaktadır.

2.1.2. TAR Modelleri Doğrusallık Testleri

Eşik etkisinin testi için literatürde geliştirilmiş iki tip test olduğu görülmektedir. Bunlar yanlış tanımlama ve tanımlama testleri olarak iki ana gruba ayrılabilir. Yanlış tanımlama testlerine örnek olarak Tsay (1989) çalışmasında geliştirilmiş olan yöntem verilebilir. Petruccielli ve Davies (1986) çalışmasında iki rejimli bir TAR modeli $\gamma^{(\tau-1)} \leq x_{t-d} \leq \gamma^{(\tau)} \leq \gamma^{(\tau)}$ olması halinde;

$$x_t = \beta_0^\tau + \beta_1^\tau x_{t-1} + \beta_2^\tau x_{t-2} + \dots + \beta_p^\tau x_{t-p} + \varepsilon_t^{(\tau)} \quad (2.11)$$

şeklinde ifade edilmiştir. (2.11) numaralı denklemde $\tau \in \{1, 2\}$ ve $\gamma^{(0)} = -\infty$, $\gamma^{(2)} = +\infty$ 'dır. Sıfır hipotezinde parametrelerin rejimlerde sabit olduğu varsayımı test edilmektedir. Bunun için çalışmalarında düzenlenmiş (arranged) regresyon kullanılmıştır. $x_{(i)}$, $(i = 1, 2, \dots, n - p)$ olmak üzere $\{x_{p+1-d}, \dots, x_{n-d}\}$ değişkenleri arasında en küçük gözlemi gösterebilir. Bu durumda eşik değeri x_t 'nin değerlerinden m ile $(m+1)$ 'inci arasında olması halinde (2.11) numaralı denklemin p 'inci dereceden hali aşağıdaki gibi yazılabilmektedir,

$$x_{(i)+d} = \begin{cases} \beta_0^{(1)} + \sum_{l=1}^p \beta_l^{(1)} x_{(i)+d-l} & (i = 1, 2, \dots, m) \\ \beta_0^{(2)} + \sum_{l=1}^p \beta_l^{(2)} x_{(i)+d-l} & (i = m+1, m+2, \dots, n-p) \end{cases} \quad (2.12)$$

Şayet $x_{(i)}$ 'nin ilk s değerleri p 'inci dereceden otoregresif modeli iyi açıklıyorsa doğrusal modeli tanımlayan sıfır hipotez altında hatalar sıfır ortalamalı, sabit varyanslı, özdeş ve bağımsız dağılımlı olacaktır. Ancak (2.12) numaralı modelde $s > m$ olması halinde sürecin doğrusal olmaması tahmin hatalarında sistematik sapmalara neden olacaktır.

Tsay (1989) çalışmasında da düzenlenmiş regresyon kullanarak eşik doğrusal olmama testi yapmıştır. Çalışmasında doğrusallığı gösteren sıfır hipotezinde (2.12) numaralı model baz alınması halinde bir sonraki basamaktan elde edilen standardize edilmiş öngörü (prediction) hataları $i \leq m$ olması halinde saf hata terimi (white noise) ve asimtotik olarak değişkenlere diktir (ortogonal). $i > m$ olması halinde ise bu özellikler var olmamaktadır. (Tsay, 1989, 232)

EKK ile oluşturulan regresyon;

$$\hat{e}_{(i)+d} = \phi_0 + \sum_{j=1}^p \phi_j x_{(i)+d-j} + \eta_{(i)+d} \quad (2.13)$$

olsun. (2.13) numaralı denklemde $\hat{e}_{(i)+d}$ standartlaştırılarak tahmin edilmiş artıklardır ve $i = (b+1), \dots, (n-d-h+1)$ dır. Doğrusal yapıyı içeren sıfır hipotezinde $\hat{e}_{(i)+d}$ ve $x_{(i)+d-j}$ ($j = 1, 2, \dots, p$) birbirine diktir.

F itatistiği;

$$\hat{F}(p, d) = \frac{(\sum \hat{e}_{(i)+d}^2 - \sum \hat{\eta}_{(i)+d}^2) / (p+1)}{\sum \hat{\eta}_{(i)+d}^2 / (n-d-b-p-h)} \quad (2.14)$$

şeklinde hesaplanır. (2.13) numaralı denklemdeki gözlem değerleri $F_{(p+1, n-d-b-p-h)}$ dağılımına sahip olacaktır. Sıfır hipotezi altında parametreler rejimlerin her ikisinde de aynıdır. Bu durumda da Tsay (1989) çalışmasında $\hat{F}_{(p, d)}$ istatistiğinin eşik doğrusal olmamayı test etmek için kullanılmasını önermiştir (Tsay, 1989, 233).

Tsay (1998) çalışmasında ise yukarıda açıklanan doğrusal olmama testini çok değişkenli TAR eşbütünleşme sürecinde doğrusal olmamayı test edecek şekilde geliştirilmiştir.

$t=1, \dots, n$ için veri $\{y_t, x_t, z_t\}$ gözlemleri için y_t 'nin doğrusal olmama testinde model,

$$y_t' = X_{(t-1)}' \Phi + \varepsilon_t' \quad (2.15)$$

şeklinde tanımlanmıştır. Burada $X_{(t-1)}' = (1, z_{t-d}, y_{t-1}, \dots, y_{t-k+1})$, $h = \max\{k, d\}$, $z_{t-d} = \beta' y_{t-d}$ 'dir. Φ , $(k+1) \times p$ boyutlu katsayılar matrisidir.

i 'inci en küçük eleman $z_{(i)}$ olarak gösterilirse, z_{t-d} ile oluşturulan çok değişkenli düzenlenmiş regresyon;

$$y_{(i)+d}' = X_{(i+d-1)}' \Phi + \varepsilon_{(i)+d}', \quad i = 1, \dots, T-h \quad (2.16)$$

olarak ifade edilmektedir.

(2.16) numaralı denklem kullanılarak Φ parametresinin EKK tahmini $\hat{\Phi}_m$ ve, $i=1, 2, \dots, m$ olmak üzere;

$$\hat{\varepsilon}_{(m+1)+d} = y_{(m+1)+d} - \hat{\Phi}_m X_{(m+1)+d-1}' \quad (2.17)$$

olur ve,

$$\hat{v}_{(m+1)+d} = \frac{\hat{\varepsilon}_{(m+1)+d}}{\left[1 + X_{(m+1)+d-1}' V_m X_{(m+1)+d-1}\right]^{1/2}} \quad (2.18)$$

olarak belirlenir. Burada $V_m = \left(\sum_{i=1}^m X_{(i+1)+d-1} X_{(i+1)+d-1}' \right)$ ve $m = m_0 + 1, \dots, T-h$ olmak üzere çok değişkenli regresyon,

$$\hat{v}_{(m+1)+d} = X_{(m+1)+d-1} \Psi + w_{(m+1)+d} \quad (2.19)$$

dır. Eşik doğrusal olmama mevcut ise (2.19) numaralı denklemde Ψ parametresi sıfıra eşittir. Yani sınanan H_0 hipotezi, $H_0 : \psi = 0$ ve alternatif hipotez $H_a : \psi \neq 0$ şeklinde kurulur.

Tsay (1998) çalışmasında test istatistiğini aşağıdaki gibi tanımlamaktadır;

$$c(d) = [T - h - m_0 - (kp + vq + 1)] \times \{ \ln[\det(S_0)] - \ln[\det(S_1)] \} \quad (2.20)$$

Burada d gecikme parametresi testin z_{t-d} eşik değişkenine bağlı olduğunu göstermektedir. “ $\det$ ” determinanı ifade etmektedir. $\hat{w}_{(l)+d}$, (2.19) nolu denklemin EKK tahmininden elde edilen artıklar,

$$S_0 = \frac{1}{T - h - m_0} \sum_{l=m_0-1}^{T-h} \hat{v}_{(l)+d} \hat{v}_{(l)+d}' \quad (2.21)$$

ve

$$S_1 = \frac{1}{T - h - m_0} \sum_{l=m_0-1}^{T-h} \hat{w}_{(l)+d} \hat{w}_{(l)+d}' \quad (2.22)$$

olarak tanımlanmıştır.

2.2. SETAR Modeli

Doğrusal olmayan zaman serileri analizinde en sık kullanılan model tiplerinden biri olarak gelişim çizgisini sürdüren SETAR modellerin sık kullanımı, kaos, düzenli bozulma (harmonic distortion), sıçrama (jump phenomena) ve tersinemezlik (time irreversibility) gibi birçok doğrusal olmayan olguyu modelleyebilmesinden kaynaklanmaktadır. Bu konuda yapılmış olan temel çalışmalar Tong (1990), Tiao ve Tsay (1994), Potter (1995) ve Chan ve Tsay (1998) olarak sıralanabilir. Amerika GSMH serisi üzerine Tiao ve Tsay (1994), Potter (1995), işsizlik üzerine Hansen (1997), Montgomery, Zarnowitz ve Tsay (1998), işsizlik konusunda Rothman (1998), Koop ve Potter (1999), nominal döviz kurları ile ilgili Krager ve Kugler (1993), Peel ve Speight (1994), Chappell, Padmore, Mistry ve Ellis (1996), reel döviz kurları konusunda Obstfeld ve Taylor (1997), O’Connell (1998), faiz oranları üzerine Pflann, Schotman ve Tscherning (1996) çalışmaları mevcuttur.

Tong (1983) çalışması ile doğrusal olmayan zaman serileri literatürüne katılmış olan SETAR modelleri rejim değişikliklerini kendi gecikme parametreleri üzerinden araştırmaktadır. Bu tip modeller $p \geq 2$ olması halinde güçlü bir konjonktür bileşenine sahip olmakta ve konjoktürel yapıyı tanımlamaktadır. Hansen (1997, 1999) çalışmalarında SETAR modeli aşağıdaki gibi tanımlanmıştır,

$$y_t = (\alpha_0 + \alpha_0 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p}) I(y_{t-d} \leq \gamma) + (\beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p}) I(y_{t-d} > \gamma) + \epsilon_t, \quad (2.23)$$

modelde $I(\cdot)$ gösterge fonksiyonudur. $\{\epsilon_t\}$ sıfır ortalamalı sabit varyanslı olması beklenen özdeş ve bağımsız dağılımlı bir dizidir. Modelin AR derecesi $p \geq 1$ dir ve y_{t-d} eşik değişkenidir. γ eşik parametresidir.

$y_t = x_t(\gamma)' \psi + \epsilon_t$ denkleminde $\psi = (\alpha' \beta)'$ olmak üzere, (2.23) numaralı model $x_t = (1 y_{t-1} \dots y_{t-p})'$, $\alpha = (\alpha_0 \alpha_1 \dots \alpha_p)'$, ve $\beta = (\beta_0 \beta_1 \dots \beta_p)'$ olmak üzere aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir,

$$x_t(\gamma) = (x_t' I(y_{t-d} \leq \gamma) x_t' I(y_{t-d} > \gamma))', \quad (2.24)$$

d gecikme parametresi hariç tahmin edilecek parametreler, γ ve ψ parametreleridir. Tahmin yöntemi ise Hansen (1997) de belirtildiği gibi Ardışık EKK dir. Veri γ değerinde ψ parametresinin EKK tahmincisi,

$$\hat{\psi}(\gamma) = \left(\sum_{t=1}^n x_t(\gamma) x_t(\gamma)' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n x_t(\gamma) y_t \right) \quad (2.25)$$

şeklinde elde edilmektedir. Bu şekilde tahmin sorunu sadece SSR'ını (hata kareler toplamı) minimize eden $\hat{\gamma}$ parametresinin bulunmasına indirgenmiş olmaktadır. $\hat{\psi}(\hat{\gamma})$ parametrelerinin bulunması ile de α ve β parametreleri elde edilmektedir. $\hat{\gamma}$ parametresinin bulunması sorunu ise eşik değişkeninin y_{t-d} ye eşitlenmesi ($t=d+1, \dots, n$) $t = (d+1, \dots, n)$ ile örneklem ile sınırlanabilmektedir. $\hat{\gamma}$ parametresinin tahmin sorunu ise $\Gamma = [\gamma_1, \gamma_2]$ sürekli aralığında tanımlanması ve Γ parametresinin de $\tilde{\Gamma} = \{tüm d+1 \leq t \leq n için y_{t-d}\}$ olduğu kabul edilerek $[n-(d+1)]$ elemanlı bir aralığa indirgenmiş olmaktadır. Gecikme parametresi d 'nin tahmini $d \in \mathbb{N}$, $1 \leq d \leq D$ olması nedeniyle araştırmayı genişletmektedir. Bu nedenle SSR $[n-(d+1)]D$ modellerinde $(\hat{\gamma}, \hat{d})$ çiftini minimize eden seçilmelidir.

Doğrusal modellerle eşik modellere uygulanan testler aynı zamanda eşik parametresi için güven aralıklarını da oluşturmada yardımcı olmaktadır. Bu tip bir testte LR-tipi test istatistiği kullanılabilmektedir,

$$F_n = n \left(\frac{\tilde{\sigma}_n^2 - \hat{\sigma}_n^2}{\hat{\sigma}_n^2} \right) \quad (2.26)$$

Burada $\tilde{\sigma}_n^2$, kısıtlı ($\alpha = \beta$) doğrusal modelin hata terimleri varyansıdır. $\hat{\sigma}_n^2$ ise alternatif olan eşik modelin hata terimleri varyansıdır. Veri bir γ parametresi mevcutken $H_0 : \alpha = \beta$ ve $H_1 : \alpha \neq \beta$ alternatif hipotezini test etmek için F istatistiği,

$$F = \sup_{\gamma \in \Gamma} F_n(\gamma) = \sup_{\gamma \in \Gamma} n \left(\frac{\tilde{\sigma}_n^2 - \hat{\sigma}_n^2}{\hat{\sigma}_n^2} \right) \quad (2.27)$$

şeklinde hesaplanır. Bu tip bir istatistik Hansen (1999) çalışmasında da bootstrap yöntemi ile tahmin edilen standart olmayan dağılıma sahiptir. Güven aralıkları ise $F_n(\gamma)$ istatistiğinin katılması ile hesaplanmaktadır., $c(\phi)$, $F_n(\gamma)$ dağılımının ϕ - dereceli kritik değeri olması halinde γ ve $\hat{\Gamma}$ için $100\phi\%$ güven aralığı, $\hat{\Gamma} = \{\gamma : F_n(\gamma) \leq c(\phi)\}$ dır.

Model parametrelerinin tahmini için Tong (1983) çalışmasında, Akaike (1979) çalışmasının kullanımına dayalı bir algoritma önermiştir. γ eşik parametresinin mümkün n değeri için n sayıda farklı model tahmin edilmekte. Minimum Akaike kriteri baz alınarak üç adımdan oluşan tahmin gerçekleştirilmektedir.

İlk adımda, veri d ve γ değerleri için serinin alt örneklemeleri ile AR modelleri kurulur. Her bir modelin $AIC(p_i)$ Akaike kriterini ifade etmek üzere $i=1,2$ iken $\hat{p}_1$ ve $\hat{p}_2$ $AIC(p_1)$, $AIC(p_2)$ değerlerini minimize etmek üzere,

$$AIC(d, r) = AIC(\hat{p}_1) + AIC(\hat{p}_2) \quad (2.28)$$

ifadesi hesaplanır.

İkinci adımda γ eşik parametresi için n sayıda mümkün değerler kümesi d sabit tutularak $i=1, \dots, n$. İken $r = r_i$ için ilk adım tekrarlanır. $AIC(d, r)$ nin minimum değerinin elde edildiği $\hat{r}$ seçilerek,

$$AIC(d) = AIC(d, \hat{r}) \quad (2.29)$$

elde edilmiş olur.

Son adımda ise d için en iyi tahmin $AIC(d)$ ile ilk iki adım tekrarlanarak elde edilir (Dunis, Zhou, 1998, 179-180).

SETAR modelleri doğrusal olmayan zaman serileri literatüründe birçok model tipine nazaran daha eski bir geçmişi olmasına karşın daha önce de ifade edildiği gibi gelişim çizgisini sürdüren modellerdendir. Bu duruma örnek olarak Gonzalo ve Wolf (2005) çalışması SETAR modellerin sürekliliğin test edilmesinin önemi ve test edilmesi üzerinde durmuştur. Bir diğer çalışma ise Yuzhi Cai ve Stender (2007) çalışmasıdır. Çalışma QSETAR (Quantile SETAR) model üzerinedir.

2.3. Temel STAR Modeli

Doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden STAR modellerinin başlıca örnekleri, konjonktürel dalgalanmalardaki doğrusal olmayan yapının incelenmesi çerçevesindedir. İlk olarak Teräsvirta ve Anderson (1992) çalışması ile tanıtılmış olan STAR model daha sonra Teräsvirta (1994) çalışması ile gittikçe popüler hale gelmiştir. Birçok farklı zaman serisinin incelenme yöntemi olarak seçilen bu model tipine ilk örnek olan Teräsvirta ve Anderson (1992) çalışması sanayi üretimini incelemiştir. STAR modellerin kullanılmış olduğu temel çalışmalar arasında Skalin ve Teräsvirta (1999), Skalin ve Teräsvirta (2002), van Dijk ve Franses (1999) çalışmaları sayılabilir. Bunların dışında para talebi konusunda Walters, Teräsvirta ve Lütkepohl (1998), reel döviz kuru çerçevesinde Michael, Nobay ve Peel (1997), Baum, Barkoulas ve Çağlayan (2001) çalışmaları, faiz oranları vade yapısının incelenmesinde van Dijk ve Franses (1997), döviz kurları üzerine Taylor, Peel ve Sarno (2001) çalışması, işsizlik konusunda Skalin ve Teräsvirta (2002) çalışması ve en popülerlerinden biri olan van Dijk, Teräsvirta ve Franses (2002) yapılmış olan başlıca çalışmalardır.

STAR modelini belirlemek için Teräsvirta (1994) tarafından ana hatları çizilmiş yöntem kullanılmaktadır. Bu yöntemin özellikleri daha detaylı araştırılmış ve bazı potansiyel güçlüklerle işaret edilmiştir. İlk olarak Escibano ve Jorda (1997) çalışmasında, uygulamada kullanılan STAR modelinin çeşitli farklı formları arasında ayırım yapmanın mümkün olmaması sorununa değinilmiş ve daha cazip özellikler ile alternatif bir tanımlama yöntemi önerilmiştir. van Dijk, Franses ve Lucas (1999) uç değerlerin varlığında Teräsvirta (1994) spesifikasyon yönteminin temel içeriğini belirleyen Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta (1988) tarafından geliştirilmiş STAR

tipi doğrusal olmamanın LM (Langrange multiplier) testinin davranışını açıklamıştır. Bu tip gözlemlerin test istatistiklerinin dağılım özelliklerini bozacağı vurgulanmıştır. Özellikle testler doğrusallığı test eden sıfır hipotezini reddetmeye doğru eğilimlidir. van Dijk, Franses ve Lucas (1998) uç değerler varlığında doğrusallık testlerin varyantlarını geliştirmiştir. Bu yöntemin temel avantajı uç değerlere karşı testleri muhafaza etmesi, zamanlaması ve varlığı ile ilgili bilgi gerektirmemesidir.

Temel STAR modeli,

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p})(1 - G(s_t; \gamma, c)) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p})G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (2.30)$$

olarak tanımlansın. $\tilde{x}_t' = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$ $x_t = (1, \tilde{x}_t)'$, ve $\phi_i = (\phi_{i,0}, \phi_{i,1}, \dots, \phi_{i,p})'$, $i=1,2$. olmak üzere (2.30) numaralı modelin genel biçimde yazılması halinde,

$$y_t = \phi_1' x_t (1 - G(s_t; \gamma, c)) + \phi_2' x_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (2.31)$$

şeklinde elde edilir. Modele $z_t, \dots, z_{kt}$ gibi dışsal değişkenler ilave edilebilmektedir. Hata terimi ε_t , $\Omega_{t-1} = \{y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{1-(p-1)}, y_{1-p}\}$ ve $E[\varepsilon_t | \Omega_{t-1}] = 0$ ve $E[\varepsilon_t^2 | \Omega_{t-1}] = \sigma^2$ özelliğine sahiptir. $G(s_t; \gamma, c)$, geçiş fonksiyonu 0 ile 1 arasında sürekli bir fonksiyondur. STAR modelinde, geçiş fonksiyonunda s_t değişkeni $d > 0$ olmak üzere $s_t = y_{t-d}$ şeklinde gecikmeli içsel değişken olarak ifade edilebilmektedir. Aksi durumda ise $s_t = z_t$ şeklinde dışsal değişken olarak ifade edilmiştir.

2.3.1. LSTAR ve ESTAR Modelleri

STAR modelinin iki tip yorumu mevcuttur. İlki, STAR model gibi düşünülen geçiş fonksiyonunun uç değerler aldığı ve $G(s_t; \gamma, c) = 0$ ile $G(s_t; \gamma, c) = 1$ şeklinde bir rejimden diğerine geçişin düz olduğu durumdur. İkinci durumda ise STAR model rejimlerin sürekliliğine izin vermektedir. Bu durumda $G(s_t; \gamma, c)$, 0 ile 1 arasında farklı değerler alır. $G(s_t; \gamma, c)$ geçiş fonksiyonu parametrelerinin seçimlerindeki

değişiklik rejim – geçiş davranışının farklı tiplerine neden olur. En sık karşılaşılan ise birinci derece logistik fonksiyon $\gamma > 0$ olmak üzere,

$$G(s_t; \gamma, c) = (1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\})^{-1} \quad (2.32)$$

şeklinde yazılır. c parametresi iki rejim arasındaki eşik gibi düşünülebilir. Bu ifade ile lojistik fonksiyon s_t arttıkça 0 dan 1 e monoton olarak değişir. γ parametresi ise lojistik fonksiyonun değerindeki değişimin yumuşaklığını belirler.

(2.32) numaralı denklemle (2.30) numaralı denklem birleştirilirse, $s_t = y_{t-d}$ özel durumu ile bu model SETAR modeli olur (Tong, 1990).

$\gamma=0$ olursa LSTAR modeli doğrusal AR modeli halini almaktadır. Bunun nedeni $j=0,1,\dots,p$ için,

$$\phi_j = (\phi_{1,j} + \phi_{2,j}) / 2 \quad (2.33)$$

dır. s_t nin küçük ve büyük mutlak değerleri ile birleştirilerek, üstel (exponential) fonksiyona ulaşılır. $\gamma > 0$ olmak üzere,

$$G(s_t; \gamma, c) = (1 - \exp\{-\gamma(s_t - c)^2\}) \quad (2.34)$$

$s_t \rightarrow -\infty$ ve $s_t \rightarrow \infty$ olması halinde $G(s_t; \gamma, c) \rightarrow 1$ özelliğini taşır ve $s_t = c$ için $G(s_t; \gamma, c) = 0$ olması halinde ESTAR (Exponential STAR) modeli oluşur.

LSTAR modelinin ayarlanma davranışı asimetric, ESTAR modelinin ise simetriktir. Dolayısıyla ikisi de ekonominin iki evresi arasında geçişi tanımlarken, STAR model evreler arası geçişin yumuşak olduğunu göstermektedir.

Yumuşak geçiş γ parametresi ile gösterilmektedir, $\gamma \rightarrow \infty$ SETAR (Self – Exciting TAR) modeli oluşmakta $\gamma = 0$ iken de doğrusal model oluşmaktadır. ESTAR modelinin söz konusu olması halinde ise genişleme ve daralma evrelerinin ikisinde de aynı ayarlanma dinamiklerinin olduğu anlamına gelmektedir.

Bu durumda $\gamma = 0$ ve $\gamma \rightarrow \infty$ doğrusal modeli tanımlarken, $s_{t-d} = c$ orta rejimi tanımlamaktadır. Orta rejimde değişkenin davranışı diğer rejimlerdekinden farklıdır. İki farklı rejimde de oluşan bir şok sonucunda tekrar ortalamaya dönme hızının birbirinden farklı olmadığı durumda ESTAR modeli uygundur. İkinci dereceden lojistik fonksiyon $c_1 \leq c_2$ ve $\gamma > 0$ olmak üzere,

$$G(s_t; \gamma, c) = (1 - \exp\{-\gamma(s_t - c_1)(s_t - c_2)\})^{-1} \quad (2.35)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Johansen ve Teräsvirta, $c = (c_1, c_2)'$ olarak kabul etmiştir. Bu durumda, $\gamma \rightarrow 0$ ise, model doğrusal olmaktadır. $\gamma \rightarrow \infty$ ise $c_1 \neq c_2$ dir. Fonksiyon $G(s_t; \gamma, c)$, $s_t < c_1$ ve $s_t > c_2$ için 1'e, arasında ise 0'a eşittir. Bu özel geçiş fonksiyonu ile STAR modeli dış (outer) rejimlerde üç rejimli (SE)TAR model haline gelmektedir. $s_t = (c_1 + c_2)/2$ için ikinci derece lojistik fonksiyonun minimum değeri $\gamma \rightarrow \infty$ olmadığı sürece 0 ile $1/2$ arasında gerçekleşir. Diğer durumlarda minimum değer 0'a eşittir. (2.32) ve (2.35) numaralı denklemlerde gösterilen geçiş fonksiyonlarının n'inci dereceden genelleştirilmiş hali, $c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_n$ ve $\gamma > 0$ olmak üzere,

$$G(s_t; \gamma, c) = \left(1 - \exp\left\{-\gamma \prod_{i=1}^n (s_t - c_i)\right\}\right)^{-1} \quad (2.36) \text{ dir.}$$

Bu fonksiyon iki rejim arasında çoklu geçiş elde etmede kullanılmaktadır (van Dijk, Teräsvirta, Franses., 2000, 4).

2.3.2. Çok Rejimli STAR Modeli

STAR modelinin temel karakteristiklerine ışık tutan (2.31) numaralı modelde y_t zamanın veri noktasında iki AR modelinin ağırlıklı ortalamasıdır. İki modelde işaret edilen ağırlıklar $G(s_t; \gamma, c)$, geçiş fonksiyonunun değerine bağlıdır. STAR model geçiş fonksiyonunun fonksiyonel formu nedeniyle iki rejimden daha fazlasına uygulanamaz. İki rejimden daha fazlasına izin veren STAR modeli elde etmek için iki noktayı ayırmak gerekir. Bunlardan ilki, rejimlerin tek geçiş değişkeni s_t ile ya da $s_{1t}, \dots, s_{mt}$ gibi birkaç değişkenin kombinasyonu tarafından tanımlanıp tanımlanamayacağına bağlıdır. (2.31) ve (2.32) numaralı denklemler yardımıyla,

$$y_t = \phi'_1 x_t + (\phi_2 - \phi_1)' x_t G_1(s_t; \gamma_1, c_1) + \varepsilon_t \quad (2.37)$$

LSTAR modeli şeklinde yazılabilmektedir. Bu bilgiler ışığında üç rejimli bir LSTAR modeli de,

$$y_t = \phi'_1 x_t + (\phi_2 - \phi_1)' x_t G_1(s_t; \gamma_1, c_1) + (\phi_3 - \phi_2)' x_t G_2(s_t; \gamma_2, c_2) + \varepsilon_t \quad (2.38)$$

olarak gösterilebilmektedir. $c_1 < c_2$ olduğu varsayılırsa, bu modeldeki otoregresif parametrelerin s_t nin artan değeri için ϕ_1 parametresinden ϕ_2 ve ϕ_3 parametresine yumuşak geçiş gösterdiği varsayılmaktadır. m rejimli STAR modeli $G_j(s_t) \equiv G_j(s_t; \gamma_j, c_j)$ ve $j=1, \dots, m-1$. olmak üzere,

$$y_t = \phi'_1 x_t + (\phi_2 - \phi_1)' x_t G_1(s_t) + \dots + (\phi_m - \phi_{m-1})' x_t G_{m-1}(s_t) + \varepsilon_t \quad (2.39)$$

(2.32) numaralı denklemin lojistik fonksiyonudur. Bütün yumuşaklık parametreleri çok geniş olduğunda, (2.39) numaralı STAR modeli m rejim ile (SE)TAR modeli olur. Dolayısıyla dört rejim olması halinde model, iki farklı iki rejimli LSTAR modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir,

$$y_t = [\phi'_1 x_t (1 - G_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1)) + \phi'_2 x_t G_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1)] [1 - G_2(s_{2t}; \gamma_2, c_2)] \\ + [\phi'_3 x_t (1 - G_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1)) + \phi'_4 x_t G_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1)] [1 - G_2(s_{2t}; \gamma_2, c_2)] + \varepsilon_t \quad (2.40)$$

y_t ve gecikmeli değerleri arasında etkin ilişki dört doğrusal AR modelinin kombinasyonu ile verilmiştir. $G_1(s_{1t})$ ve $G_2(s_{2t})$ sıfır yada bire eşittir. Bu çok rejimli (multiple rejim) STAR (MRSTAR) modeli kabul edilir. (2.40) numaralı denklemden verilen MRSTAR dört farklı rejim maksimumuna izin vermektedir. Model $m > 2$ olmak üzere 2^m rejimi kapsayarak genişletilebilmektedir.

(2.40) numaralı denklem olan MRSTAR modelinde iki kaynak tarafından belirlenmiş dört rejimli (SE)TAR modeline dönüşür. Bu durumda G_1 ve G_2 lojistik fonksiyonları $I[s_{1t} > c_1]$ ve $I[s_{2t} > c_2]$ gösterge fonksiyonlarına yakınlaştıracak derecede büyük γ_1 ve γ_2 parametreleri mevcuttur. MRSTAR modeli Medeiros, Veiga (2000) çalışmasında düşünülmüş esnek katsayılı yumuşak geçişli zaman serisi modeline yuvalanır. Bu model geçiş değişkenleri s_{1t} ve s_{2t} nin gecikmeli bağımlı değişkenlerinin doğrusal bileşimleri olduğunu varsayarak tahmin edilir. Dolayısıyla

$s_{it} = \alpha'_i \tilde{x}_t$, $i=1,2$ ve $j=0,1,\dots,p$ için $\phi_{4j}^* \equiv \phi_{1j} - \phi_{2j} - \phi_{3j} + \phi_{4j} = 0$ kısıtları yüklenerek model yeniden yazılırsa,

$$y_t = \phi_0^* x_t + \phi_1^* x_t G_1(\alpha'_1 \tilde{x}_t; \gamma_1, c_1) + \phi_2^* x_t G_2(\alpha'_2 \tilde{x}_t; \gamma_2, c_2) + \varepsilon_t \quad (2.41)$$

elde edilir. Burada $\phi_0^* = \phi_1$, $\phi_1^* = \phi_2 - \phi_1$ ve $\phi_2^* = \phi_3 - \phi_1$ olarak tanımlanmıştır.

2.3.3. STAR Çerçevesinde Doğrusallık Testleri

Doğrusallık sınaması STAR modeli kurmaya yönelik en önemli adımlardan birini oluşturmaktadır. Doğrusallığı gösteren sıfır hipotezi (2.31) numaralı STAR modelinin rejimlerinde yer alan otoregresif parametrelerin eşitliğini göstermektedir. Başka bir deyişle, $H_0 : \phi_1 = \phi_2$, alternatif hipotez ise $H_1 : \phi_{1,j} \neq \phi_{2,j}$ dir. Sıfır hipotezinde tanımlanmayan sorunlu (nuisance) parametrelerin varlığı halinde test karmaşık bir hal almaktadır. Sıfır hipotezi $\phi_1 = \phi_2$, olması halinde γ, c gibi geçiş fonksiyonundaki parametreleri sınırlamaz. Fakat H_0 geçerli olduğunda, olasılık γ ve c parametrelerinin değerlerinden etkilenmez (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 11, Franses, van Dijk, 2000, 100).

Sorunlu parametre problemini aşmanın yollarından biri olarak H_0 hipotezini bu parametreleri içerecek şekilde kurmak önerilmiştir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 11). $H_0 : \phi_1 = \phi_2$ hipotezine alternatif olarak $H'_0 : \gamma = 0$ hipotezi ile de doğrusal model sınanabilir. Bu durumda (2.32) numaralı denklemde lojistik fonksiyon tüm s_t değerleri için 0.5 değeri almakta ve (2.31) numaralı STAR modeli $(\phi_1 + \phi_2)/2$ parametreleri ile AR modele dönüşmektedir. Bu durumda görüldüğü gibi H'_0 hipotezinde lokasyon parametresi c ve ϕ_1, ϕ_2 parametreler ile tanımlanmamaktadır. Dolayısıyla H'_0 hipotezi altında ortalamaları sabit olmak koşulu ile ϕ_1, ϕ_2 parametreleri tüm değerleri alabilmektedir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 11, Franses, van Dijk., 2000, 101).

STAR modellerde doğrusallık testine ilk Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta (1988) çalışmalarında değinilmiş ve $G(s_t; \gamma, c)$ geçiş fonksiyonunda Taylor yaklaşması uygulanması önerilmiştir. Bu şekilde tanımlama sorununun aşılabileceği ve LM

istatistiğinin standart asimtotik χ^2 dağılımı ile kullanılabileceği öne sürülmüştür (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 12).

2.3.3.1. LSTAR Alternatifinin Test Edilmesi

LSTAR modeli,

$$y_t = \phi_1'x_t + (\phi_2 - \phi_1)'x_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (2.42)$$

şeklinde tanımlanmakta ve $\{\varepsilon_t\} \square i.i.d.(0, \sigma^2)$ olduğu varsayılmaktadır. Doğrusallık testleri için Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta (1988) çalışmasında $\gamma = 0$ etrafında birinci derece Taylor yaklaşırması ile, $G(s_t; \gamma, c) = 1/[1 + \exp(-\gamma(s_t - c))]$ lojistik fonksiyonun genişletilmesi önerilmiştir. Yardımcı regresyondaki ilk sonuçlar $\beta_i = (\beta_{i,0}, \beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,p})'$, $i=0,1$ ve $e_t = \varepsilon_t + (\phi_2 - \phi_1)'x_t G^1(s_t; \gamma, c)$ ve $G^1(s_t; \gamma, c)$ Taylor yaklaşırmasından artık ifadelerle $G^1(s_t; \gamma, c) \equiv 0$, $e_t = \varepsilon_t$ sıfır hipotezi altında,

$$y_t = \beta_0'x_t + \beta_1'x_t s_t + e_t \quad (2.43)$$

denklemleri elde edilmektedir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 12). Sonuç olarak, bu artık terim sıfır hipotezi altında hatanın özelliğini ve asimtotik dağılım teorisini etkilememektedir. Yardımcı regresyonda β_i , $i=0,1$. STAR modeli (2.42) numaralı denklemlerdeki parametrelerin fonksiyonudur. Öyle ki, sınır $\gamma = 0$ $\beta_{ij} \neq 0$ $\beta_{1j} = 0$ ($ij=0, \dots, p$ için) şeklinde oluşturulur. Oysa, (2.42) numaralı denklemlerde sıfır hipotezin testi $H_0' : \gamma = 0$ (ya da $H_0 : \phi_1 = \phi_2$), (2.43) numaralı denklemlerdeki sıfır hipotezini $H_0'' : \beta_1 = 0$ test etmekle eşdeğerdir. Bu hipotezler, standart değişken ilave testi ile test edilir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 12, Franses, van Dijk., 2000, 103, Granger, Teräsvirta, 1993, 71). LM_1 şeklinde gösterilen test istatistiği doğrusallığı tanımlayan sıfır hipotezi altında $(p+1)$ serbestlik derecesi ile asimtotik χ^2 dağılımına sahiptir. $\phi_{1,0} \neq \phi_{2,0}$ fakat ($j=1, \dots, p$ için) bu alternatifin testi üçüncü derece Taylor yaklaşırması ile $G(s_t; \gamma, c)$ geçiş fonksiyonu yaklaşırılarak elde edilir. Yardımcı Regresyon,

$$y_t = \beta_0'x_t + \beta_1'x_t s_t + \beta_2'x_t s_t^2 + \beta_3'x_t s_t^3 + e_t \quad (2.44)$$

$e_t = \varepsilon_t + (\phi_2 - \phi_1)'x_t R_3(s_t; \gamma, c)$ ve $\beta_{0,0}$ ve β_i , $i=1,2,3$. $\phi_1, \phi_2, \gamma, c$ parametrelerinin fonksiyonudur (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 13, Franses, van Dijk, 2000, 103). Böylece sıfır hipotezi $H'_0: \gamma = 0$ yada $H''_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ olarak gösterilebilir. H''_0 hipotezi altında, LM test istatistiğine uyarak, LM₃ olarak gösterilebilir. LM₃ 3(p+1) serbestlik derecesi ile asimtotik X^2 dağılımına sahiptir. $d \leq p$ durumunda $s_t = y_{t-d}$ ise $\beta_{i,0}s_t^i$, ($i=1,2,3$.) ifadesi yardımcı regresyondan çıkarılacaktır. (2.44) numaralı denklem $\phi_1, \phi_2, \gamma, c$ parametreleri ile ifade edilebilen β_i parametreleri, s_t değişkeninin $\tilde{x}_t$ içinde yer almaması halinde, $\phi_{1,0}$ ve $\phi_{2,0}$ sabitlerine bağlı olan parametrelerin $\beta_{1,0}, \beta_{2,0}, \beta_{3,0}$ parametreleri olduğunu göstermektedir. LM₃'ün bir diğer versiyonu ise s_t^2 ve s_t^3 değişkenleri ile genişletilmiş yardımcı regresyondur (augmenting auxiliary regression) ve,

$$y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t s_t + \beta_{2,0} s_t^2 + \beta_{3,0} s_t^3 + e_t, \quad (2.45)$$

şeklinde ifade edilmektedir. $H''_0: \beta_1 = 0$ ve $\beta_{2,0} = \beta_{3,0} = 0$ olarak kurulan sıfır hipotezi LM_3^e , $p+3$ serbestlik derecesi ile asimtotik X^2 dağılımına sahiptir. LM₁, LM₃, ve LM_3^e istatistikleri $s_t = y_{t-d}$ ile LSTAR modeline karşı LM tipi testlerdir. LM₁ istatistiği hesaplamak için kullanılan yardımcı regresyon,

$$y_t = \beta'_0 x_t + \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p \beta_{1,ij} y_{t-i} y_{t-j} + e_t \quad (2.46)$$

şeklinde oluşturulmaktadır (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 13-14).

2.3.3.2. ESTAR Karşı Testler

Saikkonen ve Luukkonen (1988) yardımcı regresyon kullanarak ESTAR alternatifine karşı doğrusallığı test etmeyi önermişlerdir. Bunun $e_t = \varepsilon_t + (\phi_2 - \phi_1)'x_t G^2(s_t; \gamma, c)$ olmak üzere oluşturulan yardımcı regresyon,

$$y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t s_t + \beta'_2 x_t s_t^2 + e_t \quad (2.47)$$

şeklindedir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 14.). (2.47) numaralı denklemde β_i , ($i=1,2$.) ifadesi $\gamma = 0$ kısıtı ile $\beta_1 = \beta_2 = 0$ olduğunu göstermektedir. LM₂ istatistiği

2(p+1) serbestlik derecesi ile asimtotik χ^2 dağılımına sahiptir. Escrignano ve Jorda (1999) çalışmasında,

$$y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t s_t + \beta'_2 x_t s_t^2 + \beta'_3 x_t s_t^3 + \beta'_4 x_t s_t^4 + e_t \quad (2.48)$$

tahmin edilmiş ve $H'_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ hipotezi LM₄ olarak ifade edilen LM tipi test ile test edilmiştir. Test serbestlik derecesi 4(p+1) olarak hesaplanan χ^2 dağılımına sahiptir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 14, Granger, Teräsvirta, 1993, 74).

2.3.3.3. Hesaplama Yöntemleri

Küçük örneklerde, LM test istatistiğinin F versiyonu kullanılmaktadır. χ^2 ve F versiyonu iki doğrusal regresyonla hesaplanırken, LM₃ istatistiği aşağıdaki gibi elde edilmektedir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 14-15, Franses, van Dijk, 2000, 104, Granger, Teräsvirta, 1993, 74).

1) x_t değişkeninin y_t bağımsız değişkeni ile açıklandığı, doğrusallığı tanımlayan

sıfır hipotez altında model tahmin edilir. Buradan hareketle $\hat{\varepsilon}_t$ ve $SSR_0 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$ hesaplanır.

2) $x_t s_t^i$ (i=1,2,3.) ve y_t bağımlı değişkeninin x_t bağımsız değişkeni ile açıklanan yardımcı regresyon tahmin edilir.

$\hat{e}_t$ ve $SSR_1 = \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2$ hesaplanır.

3) LM₃ ün χ^2 versiyonu; $LM_3 = \frac{T(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0}$

ya da F versiyonu; $LM_3 = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/3(p+1)}{SSR_1/(T-4(p+1))}$ ile hesaplanır.

2.3.3.4. STAR Modellerin Yanlış Tanımlama Testi

Eitrheim ve Teräsvirta (1996) temel iki rejimli STAR modelde yukarıda değinilen üç hipotez için LM testleri geliştirmiştir. Bu bağlamda doğrusal olmama ve parametre tutarlılığı testleri MRSTAR (Multiple Regime STAR) ve TVSTAR alternatiflerini sınanan testler olarak düşünülebilir. MRSTAR ve TVSTAR modellerinde yanlış

tanımlama testleri van Dijk ve Franses (1997), Lundbergh, Teräsvirta ve van Dijk (2003) çalışmalarında geliştirilmiştir. Yanlış tanımlamanın vektör STAR modele genişletilmesi Anderson ve Vahid (1998) tarafından türetilmiştir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 15). Otokorelasyon olmamasının hipotez testleri için, (2.31) numaralı model ele alınıp aşağıdaki gibi gösterilirse,

$$F(x_t; \theta) = \phi_1' x_t (1 - G(s_t; \gamma, c)) + \phi_2' x_t G(s_t; \gamma, c) \quad (2.49)$$

denklemini oluşturulmaktadır. Burada ε_t hata terimindeki p'inci dereceden serisel bağımlılığın LM testi nR^2 ile test edilir. R^2 , $\bar{V}F(x_t; \hat{\theta}) = \partial F(x_t; \hat{\theta}) / \partial \theta$ ile $\theta(\phi_1, \phi_2, \gamma, c)'$ ve q sayıda $\hat{\varepsilon}_{t-1}, \dots, \hat{\varepsilon}_{t-q}$ gecikmeli hatalardan oluşan $\hat{\varepsilon}_t$ regresyonundan elde edilen belirlenme katsayısıdır.

Bu değer $\hat{\varepsilon}_t$ hatalarının serisel bağımsızlığını gösteren sıfır hipotezi altında tahmin edildiğini belirler. $LM_{s1}(a)$ şeklinde gösterilerek test istatistiği q serbestlik derecesi ile asimtotik olarak χ^2 dağılır. $F(x_t; \theta) = \phi' x_t$ kurularak Godfrey (1979) AR(p) modelindeki serisel bağımlılık için LM testi uygulanmaktadır.

Eitrheim ve Teräsvirta (1996), (2.38) numaralı denklemde tanımlanmış STAR modelin alternatiflerine karşı iki – rejimli LSTAR modeli (2.42) test etmede LM istatistiğini geliştirmiştir. İki rejimli modelin sıfır hipotezleri ya $H_0: \gamma_2 = 0$ ya da $H_0: \phi_3 = \phi_2$ şeklinde ifade edilir. Bu test problemi iki rejimli STAR modele karşı doğrusallığı test etmede kullanıldığı gibi benzer tanımlama problemleri ile karşılaşılmaktadır. Bu tanımlama probleminde çözüm $\gamma_2 = 0$ etrafında Taylor yaklaşması ile $G_2(s_t; \gamma_2, c_2)$ geçiş fonksiyonunun yerini almalıdır. Üçüncü derece yaklaşım uygulandığında, (2.38) numaralı model,

$$y_t = \beta_0' x_t + (\phi_2 - \phi_1)' x_t G_1(s_t; \gamma_1, c_1) + \beta_1' x_t s_t + \beta_2' x_t s_t^2 + \beta_3' x_t s_t^3 + e_t \quad (2.50)$$

halini alır. (2.50) numaralı modelde β_i parametresi $i=0,1,2,3$. olmak üzere $\phi_1, \phi_2, \phi_3, \gamma_2$ ve c_2 parametrelerinin fonksiyonudur. (2.38) numaralı modelde sıfır hipotezi $H_0: \gamma_2 = 0$, (2.50) numaralı denklem için $H_0'': \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ hipotezine dönüşür. Hata teriminin yardımcı regresyonundan nR^2 $x_t s_t^i$, $i=1,2,3$ yardımcı değişkenler ve sıfır hipotezi altında değerlendirilerek ϕ_1, ϕ_2, γ_1 ve c_1 iki rejimli

modelde parametreler yönü ile regresyon fonksiyonunun kısmi türevlerdeki sıfır hipotezi altında model tahmininden elde edilir. $LM_{EMR,3}$ test istatistiği $3(p+1)$ serbestlik derecesi ile asimtotik X^2 dağılımına sahiptir. EMR altsimge ile gösterilen çok rejimli modele karşı test gibi düzenlenir.

van Dijk ve Franses (1997), (2.40) numaralı denklemdeki veri MRSTAR alternatifine karşı (2.42) numaralı denklemde iki rejimli LSTAR modelinin sıfır hipotezini test etmek için LM testi türetilmiştir. Sıfır hipotezleri ya $H'_0 : \gamma_2 = 0$ ya da $H_0 : \phi_1 = \phi_3$ ve $H_0 : \phi_2 = \phi_4$ gibi ifade edilmektedir. Bu durumda, geçiş fonksiyonu $G_2(s_2; \gamma_2, c_2)$ üçüncü derece Taylor yaklaştırması ile yerleştirilir. (2.40) numaralı denklemde uygun genişletme,

$$y_t = \theta'_1 x_t + \theta'_2 x_t G_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \beta'_1 x_t s_{2t} + \beta'_2 x_t s_{2t}^2 + \beta'_3 x_t s_{2t}^3 + (\beta'_4 x_t s_{2t} + \beta'_5 x_t s_{2t}^2 + \beta'_6 x_t s_{2t}^3) G_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + e_t \quad (2.51)$$

şeklinde olur.

Sıfır hipotezi $H'_0 : \beta_i = 0 \quad i=1, \dots, 6$ gibi yeniden formüle edilebilir. Sonuç test istatistiği $LM_{EMR,3}$ $6(p+1)$ serbestlik derecesi ile asimtotik X^2 dağılımına sahiptir.

Eitrheim ve Teräsvirta (1996) yanlış tanımlama testinin hesaplamasında karşılaşılabilecek mümkün sayısal problemlere işaret etmiştir. Özellikle, $\hat{\gamma}_1$ çok genişse, sıfır hipotezi altında modeldeki iki rejim arasındaki geçiş hızlıdır. γ_1 ve c_1 yönünden $G_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1)$ geçiş fonksiyonunun kısmi türevi sıfıra yaklaşır. Sonuç olarak test istatistiğini hesaplamada kullanılmış yardımcı regresyondaki değişkenlerin moment matrisi tekile yakın (near – singular) matris haline gelir. Bununla beraber, bu kısmi türevleri içeren terimlerin etkileri bütün $t=1, \dots, T$ için çok küçük olacaktır. γ_1 çok geniş olduğunda az bilgi içerir ve bu terimler test istatistiğinin bu güç eğilimleri etkilemeksizin yardımcı regresyondan çıkarılabilmektedir.

Bir diğer problem ise iki rejimli STAR modelin $\hat{\varepsilon}_t$ hatalar matrisinin dik olmamasıdır. Model veriyi iyi açıklamıyorsa, parametre tahminlerinde uygulanan yöntem sonucunda optimumu sağlaması güçtür (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 17).

2.3.3.5. Değişen Varyans ve STAR Doğrusal Olmama Testleri

LM testleri sabit varyans varsayımı ile uygulanır. İhmal edilmiş değişen varyans, sıfır hipotezinin sahte reddine yol açan hata terimi otokorelasyon olarak doğrusal olmama için testlerde benzer etkiler vardır. Wooldridge (1991) değişen varyans olması halinde, değişen varyansın yapısını belirlemeye ihtiyaç duyulmaksızın kullanılan tanımlama testleri geliştirmiştir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 18). Bu yöntem STAR modele karşı testleri belirlemede uygulanır. (2.44) numaralı denkleme bağlı LM₃ istatistiğinin değişen varyans sağlam (robust) dönüşümü aşağıdaki gibi hesaplanır.

- i) x_t , y_t değişkeninin fonksiyonu olarak tahmin edilir ve $\hat{\varepsilon}_t$ hataları elde edilir.
- ii) x_t , $x_t s_t^i$ ($i=1,2,3$) ile yardımcı regresyon tahmin edilir ve $\hat{r}_t$ hataları hesaplanır.
- iii) $\hat{\varepsilon}_t$, $\hat{r}_t$ ile regresyon kurulur ve regresyondan elde edilen hataların kareler LM tipi istatistiktir.

2.3.3.6. STAR Doğrusal Olmama İçin Testler

STAR modelleri doğrusal zaman serilerine benzeyen anlamda birçok asimetrik oluşumları tanımlayabilmektedir. van Dijk, Franses ve Lucas (1999) veri yaratma sürecini (DGP) doğrusal modelde, STAR model için LM testleri doğrusallığın doğru sıfır hipotezlerini reddetmeye eğilimli olduğunu belirtmişler ve bu problemleri çözmek için sağlam uç değer tahmin teknikleri kullanmayı önermişlerdir.

AR(p) model $y_t = \phi'x_t + \varepsilon_t$ modelindeki ϕ otoregresif parametrelerin sağlam tahmincisi, birinci derece şartların çözümü gibi tanımlanabilmektedir,

$$\sum_{t=1}^T w_r(r_t)x_t(y_t - \phi'x_t) = 0 \quad (2.52)$$

Burada r_t standardize edilmiş artıkları göstermektedir.

$$r_t \equiv (y_t - \phi'x_t)/(\sigma_3 w_x(x_t)) \quad (2.53)$$

σ_3 ile ε_t ve $w_x(.)$ artıkların ölçeğinin ölçüsü 0 ile 1 arasında sınırlandırılan ağırlık fonksiyonlarıdır. (2.52) numaralı denklemde ağırlıklı en küçük kareler tahmincileri sağlam tahmincilerdir. $w_x(.)$ ve $w_r(.)$ fonksiyonları, x_t değişkeni ya da standardize

edilmiş hata $(y_t - \phi'x_t)/(\sigma_\varepsilon)$ fazlasıyla büyük ise t'inci gözlemin nispeten küçük ağırlıklar aldığı için seçilir.

Modelin sıfır hipotezi altında dahi iyi tahminini yapabilmek için test istatistiğinin uç değerlere karşı sağlam olması gerekir. $H_0'' = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ hipotezinin testinde kullanılan LM₃ istatistiğinde $\bar{w}_x(x_t) \square (x_t', x_t's_t, x_t's_t^2, x_t's_t^3)'$ ağırlıklı değişkenler ile $\bar{w}_r(\hat{r}_t) = \bar{w}_r(\hat{r}_t)\hat{r}_t$ ağırlıklı hataların kullanıldığı regresyonun R²'si kullanılarak hesaplanan nR² dir¹. $\bar{w}_r(\hat{r}_t)$ ve $\bar{w}_x(\hat{x}_t)$ sıfır hipotezi altında AR(p) modelin sağlam tahmininden elde edilir. LM istatistiği 3(p+1) serbestlik derecesi ile asimtotik χ^2 dağılımına sahiptir.

Teräsvirta (1994) tarafından önerilen STAR modellerin modelleme yöntemi aşağıdaki gibidir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 20),

1. Doğrusal AR modelinin derecesi (p) belirlenir
2. STAR doğrusal olmama alternatifine karşı doğrusallığı gösteren sıfır hipotezde test edilir. Doğrusallık reddedilirse, $G(s_t; \gamma, c)$ geçiş fonksiyonunun formu ve uygun geçiş değişkeni s_t nin alternatifine karşı doğrusallık sıfır hipotezi test edilir.
3. Seçilmiş STAR modelindeki parametreleri tahmin edilir.
4. Diagnostik testler ve etki – tepki analizi kullanılarak model değerlendirilir.
5. Gerekirse model değiştirilerek tekrar tahmin edilir.
6. Tanımlama ya da tahmin amacı ile model kullanılır.

LM₃ istatistiği LSTAR, ESTAR alternatifine karşı testtir. STAR modeldeki uygun geçiş değişkenleri $s_{1t}, \dots, s_{mt}$ çeşitli geçiş değişkenleri için LM₃ istatistiği hesaplanır. Testin p değerinin en küçüğü seçilir.

¹ $\square$ her bir elemanın çarpımı anlamına gelmektedir.

Bu seçim yöntemi, uygun geçiş değişkeninin $i \neq d$ için $\alpha_i = 0$ ve $d \in \{1, \dots, m\}$ belirlemek için $\alpha_d = 1$ ile $st = \sum_{i=1}^m \alpha_i s_{it}$ geçiş değişkenleri ile LM₃ istatistiği hesaplanarak STAR doğrusal olmama varsayımı için test yapılır.

Doğrusallık, STAR doğrusal olmama lehine reddedilirse, geçiş değişkeni seçilir. Bir sonraki adımda $G(s_t; \gamma, c)$ geçiş fonksiyonunun fonksiyonel yapısı seçilir. Seçim birinci derece lojistik fonksiyon ve üstel fonksiyon ya da ikinci derece lojistik fonksiyon arasında sınırlandırılabilir.

2.3.3.7. Geçiş Fonksiyonunun Belirlenmesi

STAR modelin tahmininden önceki son adım ise geçiş fonksiyonunun yapısının belirlenmesidir. Aralarında seçim yapılacak alternatifler ise birinci derece lojistik fonksiyon, ikinci derece lojistik fonksiyon ve üstel fonksiyon tipleridir. Bu doğrultuda kurulan sıfır hipotezleri,

$$H_{03} : \beta_3 = 0 \quad (2.54)$$

$$H_{02} : \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0 \quad (2.55)$$

$$H_{01} : \beta_1 = 0 \mid \beta_3 = \beta_2 = 0 \quad (2.56)$$

şeklinde. Bu hipotezler (2.44) numaralı denklem kullanılarak,

$$y_t = \beta_0' x_t + \beta_1' x_t s_t + \beta_2' x_t s_t^2 + \beta_3' x_t s_t^3 + e_t \quad (2.44)$$

LM-tipi testlerle sınanmaktadır. Burada β_1, β_2 ve β_3 parametreleri modelin LSTAR olması halinde $\beta_3 \neq 0$ olduğunu, $\phi_{1,0} = \phi_{2,0}$ ve $c=0$ olan LSTAR model olduğunda $\beta_2 = 0$ olduğunu ancak sıfırdan farklı olması halinde ESTAR modelinin geçerli olduğunu göstermektedir. Ayrıca, $\phi_{1,0} = \phi_{2,0}$ ve $c=0$ olan ESTAR model geçerliyse $\beta_1 = 0$ dır. Bu durumda LSTAR model geçerliyse β_1 daima sıfırdan farklıdır. Tüm bu koşullar bileştirilirse H_{02} hipotezinde açıklana durumda testin olasılık değeri minimum olması halinde ESTAR model diğer durumlarda da LSTAR model seçilmektedir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 22).

Geçiş fonksiyonunun yapısının belirlenmesinde kullanılması önerilen bir diğer yaklaşım ise Escribano ve Jorda (1997) çalışmasında önerilmiş olan yaklaşımdır.

Burada STAR doğrusal olmama testi olarak LM₄ testi önerilmektedir. Bu testte karar kriteri, $\phi_{1,0} = \phi_{2,0}$ ve $c=0$ olması halinde (2.44) numaralı denklemde yer alan β_1, β_2 parametrelerinin (2.48) numaralı denklemde,

$$y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t s_t + \beta'_2 x_t s_t^2 + \beta'_3 x_t s_t^3 + \beta'_4 x_t s_t^4 + e_t \quad (2.48)$$

yer alan β_3, β_4 parametrelerine uygulanabilirliği üzerinedir. Bu durumda oluşturulan test hipotezleri,

$$H_{0E} : \beta_2 = \beta_4 = 0 \quad (2.57)$$

$$H_{0L} : \beta_1 = \beta_3 = 0 \quad (2.58)$$

şeklinindedir. Test denklemi ise (2.48) numaralı denklemdir. Sonuçta hesaplanan minimum olasılık değeri geçiş fonksiyonlarının yapısı hakkında belirleyici olmaktadır.

2.3.3.8. Modelin Tahmini

Geçiş değişkeni, s_t ve geçiş fonksiyonu, $G(s_t; \gamma, c)$ seçilince, modellemedeki bir sonraki evre STAR modelindeki parametrelerin tahminidir. STAR modeldeki parametrelerin tahmininde doğrusal olmayan en küçük kareler (NLS) uygulanmaktadır. Dolayısıyla $\theta = (\phi'_1, \phi'_2, \gamma, c)$ parametreleri,

$$\theta = \arg \min_{\theta} \theta_T(\theta) = \arg \min_{\theta} \sum_{t=1}^T (y_t - F(x_t; \theta))^2 \quad (2.59)$$

ile hesaplanabilmektedir. (2.31) numaralı model ile gösterilen STAR modelin iskeleti,

$$F(x_t; \theta) = \phi'_1 x_t (1 - G(s_t; \gamma, c)) + \phi'_2 x_t G(s_t; \gamma, c) \quad (2.60)$$

şeklinde yazılabilir. İlave şartlar altında, hatalar (ε_t) normal dağılır. NLS, ML tahmin yöntemine eşdeğer sonuç verir. Aksi takdirde, NLS tahminleri maksimum olasılık tahminlerine benzer yorumlanabilir. NLS tahminleri tutarlı ve asimtotiktir.

$$\sqrt{T}(\hat{\theta} - \theta_0) \rightarrow N(0, c) \quad (2.61)$$

θ_0 , parametre değerlerini belirler. $\hat{\theta}$ parametresinin asimtotik kovaryans matrisi $A_T^{-1}B_T A_T^{-1}$ gibi tutarlı tahmin edilir. A_T , $\hat{\theta}$ için Hessian değerleridir ve $q_t(\hat{\theta}) = (y_t - F(x_t; \hat{\theta}))^2$ olmak üzere,

$$\hat{A}_T = -\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \nabla^2 q_t(\hat{\theta}) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\nabla F(x_t; \hat{\theta}) \nabla F(x_t; \hat{\theta})' - \nabla^2 F(x_t; \hat{\theta}) \hat{\varepsilon}_t \right) \quad (2.62)$$

$$B_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \nabla q_t(\hat{\theta}) \nabla q_t(\hat{\theta})' = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 \nabla F(x_t; \hat{\theta}) \nabla F(x_t; \hat{\theta})' \quad (3.63)$$

şeklinde ifade edilmektedir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 23).

Leybourne, Newbold ve Vougas (1998) önerdiği gibi tahmin problemi SSR fonksiyonu kullanılarak basitleştirilebilir. Geçiş fonksiyonundaki γ ve c parametreleri belirlenmiştir. STAR model ϕ_1 ve ϕ_2 otoregresif parametrelerde doğrusaldır. $\phi = (\phi_1', \phi_2')$ nin γ ve c parametrelerine bağlı tahmini EKK ile,

$$\hat{\phi}(\gamma, c) = \left(\sum_{t=1}^T x_t(\gamma, c) x_t(\gamma, c)' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T x_t(\gamma, c) y_t \right) \quad (2.64)$$

şeklinde elde edilir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 23). (2.64) numaralı denklemde $x_t(\gamma, c) = (x_t'(1 - G(s_t; \gamma, c)), x_t'G(s_t; \gamma, c))'$ dir. $\phi(\gamma, c)$, ϕ 'nin tahmini γ ve c de koşullu olduğunu belirtmede kullanılır. $Q_T(\theta)$ kareler toplamının fonksiyonu ϕ_1 ve ϕ_2 bağlı olarak $Q_T(\gamma, c) = \sum_{t=1}^T (y_t - \phi(\gamma, c)' x_t(\gamma, c))^2$ şeklinde elde edilir. Bu NLS tahmin problemlerinin boyutlarını azaltır, çünkü $Q(\gamma, c)$ iki parametre γ ve c yönünde minimize olmalıdır (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 24).

STAR modelinin koşullu doğrusallığı nedeniyle, doğrusal olmayan optimizasyon için başlangıç değeri sorunu γ ve c parametreleri için iki boyutlu tarama (grid search) ile çözülebilmektedir. (2.36) numaralı denklemdeki geçiş fonksiyonuna yerleştirilerek,

$$G(s_t; \gamma, c) = \left(1 + \exp \left\{ -\gamma \prod_{i=1}^n (s_t - c_i) / \sigma_{s_i}^n \right\} \right)^{-1} \quad (2.65)$$

geçiş fonksiyonu elde edilir. σ_{st} , s_t nin standart sapmasıdır. Bu geçiş fonksiyonunun γ ve c parametrelerinin her bir seçimi için basit değişimleri yeterince kapsamaktadır. Geçiş fonksiyonu bütün örneklerde sabit kalırsa, (2.64) numaralı denklemdeki regresyonun tahmini hatalıdır (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 24).

γ parametresinin büyük olması halinde bu parametre ile tanımlanan iki rejim arasında geçişin yumuşaklığının uygun tahminini elde etmek zordur. Bunun nedeni, γ parametresinin her geçiş değeri için STAR modelin TAR modele benzerliği nedeniyledir. γ eşik parametresinin uygun tahminini elde etmek için c parametresinin yakın komşuluğundaki birçok değere ihtiyaç duyulur. Hatta γ parametresindeki değişiklikler geçiş fonksiyonunun biçimindeki etkileri küçültmektedir. γ parametresinin tahmini tam değildir ve t istatistiği ile test edildiğinde önemsiz bulunur. Bu zayıf doğrusallık olarak yorumlanmamalıdır. t istatistiği $\gamma=0$ hipotezi altında geleneksel asimtotik t dağılımına uymaz. γ parametresindeki büyük değişimlerin geçiş fonksiyonunda küçük etkileri olmaktadır (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 25).

Sıfır hipotezin bir ya da daha fazlasının reddi modelin tanımlanma sorununun tekrar ele alınmasına yol açar. Tahmini STAR modelinin değerlendirmek için bir diğer metot STAR modele etki tepki analizi, lokal yada dilimlenmiş spektrumu (sliced spectra) dahil etmektir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 25).

Parametre tahminleri tahmin edilmiş STAR modelinin dinamikleri hakkında çok fazla bilgi sağlamamaktadır. Lokal dinamik davranışları tanımlamak için, Teräsvirta ve Anderson (1992) çalışmalarında, $G(s_t; \gamma, c)$ geçiş fonksiyonunun veri değeri için modelin lokal dinamikleri özetlemenin daha farklı bir yolunu göstermiştir.

$-\pi \leq w \leq \pi$ için,

$$f(w; s_t) = \frac{1}{2\pi} \left[\left\{ 1 - \sum_{j=1}^p \phi_j (1 - G(s_t; \gamma, c)) + \phi_{2j} G(s_t; \gamma, c) \exp^{-ijw} \right\} \left\{ 1 - \sum_{j=1}^p \phi_j (1 - G(s_t; \gamma, c)) + \phi_{2j} G(s_t; \gamma, c) \exp^{-ijw} \right\}^{-1} \right] \quad (2.66)$$

Spektrum, tahmini STAR modelin lokal olarak statik olduğu noktalar için tanımlanır. Yani gecikmeli değişkenlerin bulunduğu polinomunun kökleri için, $G(s_t; \gamma, c)$ fonksiyonunun bu değerleri için,

$$1 - \sum_{j=1}^p \phi_{1j}(1 - G(s_t; \gamma, c)) + \phi_{2j}G(s_t; \gamma, c)L^j \quad (2.67)$$

olarak ifade edilir (L, gecikme işlemcisidir). Tahmin edilen STAR modelin genel dinamikleri “model” spektrum ile daha iyi karakterize edilebilmektedir. Analitik olarak hesaplama söz konusu değildir, ancak simülasyonla elde edilebilmektedir.

Tahmin edilen STAR modelinin dinamik davranışının tanımlanmasını farklı bir yolu ise y_t zaman serilerinin gelecek kalıbındaki ε_t şokların etkilerini test etmektir. t ve t+h arasındaki ara periyottaki bütün şoklar her iki ilişkide de sıfıra eşittir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 26). Yani geleneksel etki – tepki fonksiyonu, h=0,1,2,... olduğu durumda,

$$TI_\gamma(h, \delta, w_{t-1}) = E[\gamma_{t+h} | \varepsilon_t = \delta, \varepsilon_{t+1} = \dots = \varepsilon_{t+h} = 0, w_{t-1}] - E[\gamma_{t+h} | \varepsilon_t = 0, \varepsilon_{t+1} = \dots = \varepsilon_{t+h} = 0, w_{t-1}] \quad (2.68)$$

şeklinde ifade edilmektedir. İkinci temel koşullu beklenti profili olarak adlandırılır. Bu geleneksel etki – tepki fonksiyonu altındaki model doğrusal olduğunda bazı basit üstünlüklere sahiptir. İlk olarak, TI simetriktir. Bu anlamda $-\delta$ genişlikte şok $+\delta$ genişlikte şokla tam ters etkilere sahip olmakta ve doğrusal olarak adlandırılabilir. Bunun nedeni etki – tepki, şokun genişliğine oranlanmaktadır. Sonuçta etki – tepki geçmişten bağımsızdır (history independent). AR(1) modelde $\gamma_t = \phi_0 + \phi_1\gamma_{t-1} + \varepsilon_t$, etki – tepki h=0,1,2,... için $TI_\gamma(h, \delta, w_{t-1}) = \phi_1^h \delta$ dir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 26).

Bu özellikler STAR modele dahil edilerek doğrusal olmayan modele taşınmaz. Doğrusal olmayan modelde, şokun etkisi, sürecin tarihine, şokun genişliğine ve işaretine bağlıdır. Zaman serileri h>1 dönemindeki şokun etkisini analiz edebilir. Şokun ara dönemde oluşmayacağı varsayımı modelin yayılma mekanizmasının yanlış resmini verebilir. Buna bir örnek Pesaran ve Potter (1997) tarafından verilmiştir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 27).

Koop, Pesaran ve Potter (1996) çalışmalarında doğrusal olmayan modellerde genelleştirilmiş etki tepki analizini (GI) kullanmayı önermiştir. GI aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır. $h=0,1,2,\dots$ için,

$$GI_y(h, \delta, w_{t-1}) = E[y_{t+h} | \varepsilon_t = \delta, w_{t-1}] - E[y_{t+h} | w_{t-1}] \quad (2.69)$$

GI fonksiyonunda veri y_{t+h} nin beklentisi t zamanda δ şokunun olmasına bağlıdır. Ara dönemde oluşan şok ile başa çıkma probleminin üstesinden ortalama olarak gelinmektedir.

Doğrusal modeller için, GI, TI fonksiyonuna eşdeğerdir. GI, rastsal değişken ε_t ve Ω_{t-1} i sağlayan δ ve w_{t-1} in fonksiyonudur. Koop, Pesaran ve Potter (1996) $GI_y(h, \delta, w_{t-1})$ fonksiyonunun rastsal değişkeninin tahmininin kendisi olduğuna işaret etmiştir.

$$GI_y(h, \varepsilon_t, \Omega_{t-1}) = E[y_{t+h} | \varepsilon_t, \Omega_{t-1}] - E[y_{t+h} | \Omega_{t-1}] \quad (2.70)$$

(2.70) numaralı denklem potansiyel ilişkinin koşullu versiyonlarının sayısına izin vermektedir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 27).

$$GI_y(h, \varepsilon_t, w_{t-1}) = E[y_{t+h} | \varepsilon_t, w_{t-1}] - E[y_{t+h} | w_{t-1}] \quad (2.71)$$

$\varepsilon_t = \delta$ da şoku sabitleyerek tarih ve şokun rolünü tersine çevirmek olasıdır. Ω_{t-1} yönünden rastsal değişken olarak GI tanımlanır. Genelde, S ve H özel alt kümelerde koşullu rastsal olarak GI ele alınabilir. Yani $GI_y(h, S, H)$ dir (van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2000, 27). STAR model durumunda, GI da yer alan koşullu beklenti için analitik ifade $h>1$ için kullanılmaz.

3. BİRİM KÖK SINAMASI

Bu bölümde doğrusal ve doğrusal olmayan zaman serilerinde durağanlık, birim kök, teorileri ve testlerine yer verilmiştir. Testler geleneksel birim kök testleri ve doğrusal olmayan zaman serilerinde kullanılan birim kök testleri olarak iki grupta incelenmiştir. Geleneksel birim kök testleri olarak Dickey ve Fuller (DF) birim kök testi, Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin Testi (KPSS), Ng ve Perron Birim kök testlerine yer verilmiştir. Geleneksel birim kök testlerinin anılan bu testlerle sınırlandırılmış olmasının nedeni doğrusal olmayan eşbütünleşme analizlerinde birim kök sınamalarında bu testlere yer verilmiş olmasıdır. Bu testlerin uygulamada kullanılmasına karşın doğrusal olmayan eşbütünleşme analizlerinde uygun birim kök testinin seçilerek uygulanması gereklidir. Çalışmanın temel tezlerinden biri olan bu görüş nedeniyle geleneksel birim kök testleri açıklanırken ayrıntıya girilmeyecektir.

Doğrusal olmayan birim kök testlerine ise TAR eşbütünleşme literatüründe en sık kullanılan Enders ve Granger (1998), Caner ve Hansen (2001) ve Kapetanios, Shin ve Snell (2003a) birim kök testleri örnek verilecektir. Türkiye için yapılmış olan uygulamayı içeren beşinci bölümde ise bu testlerden incelenen serilere uygunluğu açısından Caner ve Hansen (2001) çalışmasında geliştirmiş oldukları test uygulanmıştır.

3.1. Geleneksel Birim Kök Testleri

Klasik ekonometri teorisinde serilerin zaman içinde değişmeyen sonlu ortalama ve sonlu varyansa sahip olduğu, bu sürece ait kovaryansın geçmişten bağımsız olduğu varsayılmaktadır (Akgül, 2003b, 5). Oysa gerçek hayatta ekonomik verilerin çoğunun artış, yığılma ya da değişim eğiliminde olduğu görülmektedir. Bu nedenle yapılan durağanlık varsayımı öngörülerde hatalı sonuçlara yol açmaktadır. Zaman serisi modellerinde elde edilen stokastik süreç zaman boyunca sabit ise seri durağandır ve serinin geçmiş değerleri kullanılarak seriye ait sabit katsayılı bir model elde edilebilmektedir.

Dickey ve Fuller (1979, 1981) birim kök testleri birim kökün varlığını belirlemede kullanılan en tanınmış testlerdendir. $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$ şeklinde oluşturulan bir otoregresif modelde y_t serisinin birim kök içermesi $\rho = 1$ olması anlamına gelmektedir. Test hipotezleri $\beta = \rho - 1$ olarak tanımlanması halinde $H_0 : \beta = 0$ ve $H_1 : \beta < 0$ olarak kurulur. H_0 hipotezinin reddedilmesi, $\rho < 1$ olduğunu ve y_t serisinin durağan olduğu anlamına gelmektedir (Aykaç, 2003, 23-25). Dickey ve Fuller (1979) çalışmalarında karar kriteri olarak, t-istatistiğinin sapmalı olması nedeniyle τ (tau) adını verdikleri düzeltilmiş t tablosu oluşturmuş ve bu tablonun kullanılması gerektiğini belirtmişlerdir. DF (1979) tarafından tablolaştırılan kritik değerler üç genel model için oluşturulmuştur. $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ olarak ifade edilirse, bu modeller;

$$\Delta y_t = \beta y_{t-1} + u_t \quad (3.1)$$

$$\Delta y_t = m_0 + \beta y_{t-1} + u_t \quad (3.2)$$

$$\Delta y_t = m_0 + \beta y_{t-1} + m_2 t + u_t \quad (3.3)$$

şeklinde oluşturulmuştur. (3.1) numaralı denklem sadece stokastik trendi, (3.2) numaralı denklem stokastik trendin yanısıra sabit terim, (3.3) numaralı denklemde ise hem sabit terimin hem de stokastik ve deterministik trendin birlikte modelize edildiği bir süreç tanımlanmıştır (Dickey, Fuller, 1979, 430). DF(1979) testi, hata terimlerinin saf hata terimi sürecine sahip olduğu varsayılmaktadır. Ancak serisel korelasyon olması halinde EKK tahminlerinin sağlıklı olması için test geliştirilmiş ve Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi olarak adlandırılmıştır. DF testinde oluşturulan denklemler ADF testinde,

$$\Delta y_t = \beta y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + u_t \quad (3.4)$$

$$\Delta y_t = m_0 + \beta y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + u_t \quad (3.5)$$

$$\Delta y_t = m_0 + \beta y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + m_2 t + u_t \quad (3.6)$$

şekilde oluşturulmuştur. Bu modeller için yine Dickey ve Fuller tarafından geliştirilen DF(1979) τ tablo değerlerinden yararlanılmaktadır. Modellerde yer alan gecikme uzunluklarının belirlenmesinde çeşitli yöntemler kullanılabilir. Bunlardan bazıları; Akaike Final Prediction Error (FPE), Akaike Information Criterion (AIC), Schwartz Criterion (SC), Bayesian Information Criterion (BIC), Hannan – Quinn Criterion (HQ), Campel – Perron kriterleridir.

Geleneksel birim kök testleri incelendiğinde sıfır hipotezinin genellikle durağan olmamayı tanımladığı görülmektedir. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992) Testi (KPSS) testi ise sıfır hipotez altında incelenen serinin durağan olmasını sınamaktadır. Genellikle ADF testinin tamamlayıcısı olarak görülen bu testte ε_t hata terimlerinin i.i.d. ve sıfır ortalamalı σ_u^2 , sabit varyanslı olduğu varsayımı altında

$$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (3.8)$$

denklemleri kurulmuştur. Sıfır hipotez $H_0 : r_t = r$ ya da $H_0 : \sigma_u^2 = 0$ şeklinde parametre tutarlılığını tanımlarken alternatif hipotez r_t değişkeninin rastsal yürüyüş sürecine sahip olmasını sınamaktadır (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin, 1992, 162). Test denklemlerinden de anlaşılacağı gibi ilk aşamada veri var olan deterministik bileşenlerden arındırılmaktadır. Bu işlem sabit terim ve trend değişkeni ile kurulan modelin artıkları ile çalışılması ile yapılmaktadır. Orijinal LM test istatistiği, $t=1,2,3,\dots,T$ için $S_t = \sum_{t=1}^T e_t$ olması halinde,

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \quad (3.9)$$

şeklinde oluşturulmaktadır. Ancak KPSS testinde bu istatistik ε_t hatalarının i.i.d. olma koşulu nedeniyle tekrar hesaplanmıştır. LM istatistiği hata terimleri varyansını kullanırken KPSS testinde kullanılması önerilen uzun dönem varyansının Newey West tahmincisidir. Bu durumda kullanılması önerilen test istatistiği,

$$LM_{KPSS} = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{S_l^2} \quad (3.10)$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Burada Newey West tahmincisi (s_l^2), $w_{sl} = 1 - \frac{s}{l+1}$ olmak üzere,

$$S_l^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^l \sum_{t=s+1}^T w_{sl} e_t e_{t-s}, \quad (3.11)$$

şeklinde hesaplanmaktadır (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin, 1992, 163-164).

Elliott, Rothenberg ve Stock (1996) çalışmasında ADF-GLS testini geliştirmiş ve veride deterministik bileşenlerin etkisinin var olması halinde gücünün daha yüksek olacağı bir versiyon önermiştir. Bu testte de seriler önce yığılım ve deterministik trendden arındırılmaktadır. Testin ilk adımında,

$$y_t = d_t + u_t \quad (3.12)$$

$$u_t = au_{t-1} + v_t \quad (3.13)$$

denklemleri yardımıyla veri yığılım ve trendden arındırılmaktadır. d_t deterministik trend, v_t ise sıfır ortalamalı hata terimlerini göstermektedir (Elliott, Rothenberg, Stock, 1996, 813). Trendden arındırma,

$$y_t^d = y_t - \beta' z_t \quad (3.14)$$

işlemi yardımı ile yapılmaktadır (Elliott, Rothenberg, Stock, 1996, 824). (3.14) numaralı denklemde z_t serinin sahip olduğu yığılım ya da trende göre farklı şekil almaktadır. Her iki etkinin de var olması halinde $z_t = (1, t)'$ şeklinde tanımlanırken deterministik trendin olması halinde sadece birlerden oluşmaktadır. Bu arındırma işleminden sonra

$$\Delta y_t^d = \mu + \alpha_0 y_{t-1}^d + \sum_{j=1}^k a_j \Delta y_{t-j}^d + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

regresyona ADF testi uygulanmaktadır (Elliott, Rothenberg, Stock, 1996, 824). ADF testinin AR polinomunun birden küçük fakat bire yakın olması halinde gücünün düşük olduğu Ng ve Perron (2001) çalışmasında vurgulanmıştır. Ayrıca, hataların MA (moving average) kökünün -1'e yakın olması halinde oldukça yüksek dereceden gecikme uzunluğu kullanılması gerektiği ancak AIC, BIC gibi bilgi kriterlerinin bu durumda gecikme uzunluğunu olması gerekenden daha düşük seçtiğini göstererek

MIC (Modified Information Criteria) bilgi kriterinin kullanılması gerektiğini göstermişlerdir. Dolayısıyla literatürde birim kök testi uygulanırken ADF yerine uygun durumlarda Ng ve Perron'un (2001) geliştirmiş olduğu test ve MIC kriterinin kullanılması gerektiği düşüncesinden hareket eden çalışmalar mevcuttur.

Perron ve Ng (1998) çalışmalarında Perron (1988) çalışmasında önermiş olduğu Z testini gücünün düşük olması nedeniyle geliştirmiştir (Phillips ve Perron Z_t testi ile Phillips Z testine ekler kısmında yer verilmiştir). Ayrıca Phillips ve Perron (1988) testinin gücünün düşük olmasının nedeni olarak görülen Newey West tahmincisi uzun dönem varyans tahmincisi için kullanılmamıştır. Bunun yerine önerilen yöntem incelenen serinin ortalamadan farklar ile ortalamadan arındırılmasıdır. Bu yöntemin kullanılması ve ardından geliştirilmiş olan Z testinin kullanılması halinde testin gücünün düşük olması probleminin ortadan kalkacağı savunulmaktadır.

Bu şekilde geliştirilen M-testleri (MZ_α , MZ_t , MSB,) ERS testinin Z testi ile geliştirilmiş halidir. Ng ve Perron (2001) çalışmalarında serinin ERS testinde olduğu gibi trendden arındırılması ve gecikme uzunluğunun seçilmesinde MAIC (modified AIC) kriteri kullanarak seçilmesi halinde MZ testinin gücü artmaktadır. Test denklemi,

$$\Delta y_t = \beta_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + e_{tk} \quad (3.16)$$

şeklinde kurulur. MZ_α testi Z_α testinin geliştirilmiş halidir. Test istatistiği,

$$MZ_\alpha = \left(T^{-1} y_T^2 - s_{AR}^2 \right) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (3.17)$$

olarak hesaplanabilmektedir. Başka bir ifade ile,

$$MZ_\alpha = Z_\alpha + T(\hat{\alpha} - 1)^2 / 2 \quad (3.18)$$

dir (Ng, Perron, 2001, 1519-1554). MSB istatistiği,

$$MSB = \left(T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / s_{AR}^2 \right)^{1/2}, \quad (3.19)$$

ayrıca,

$$MZ_t = Z_t + (1/2) \left(\sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 / s_{AR}^2 \right)^{1/2} (\hat{\alpha} - 1)^2 \quad (3.20)$$

ve

$$MZ_t = MZ_\alpha \times MSB \quad (3.21)$$

ilişkisi mevcuttur. Yukarıdaki denklemlerde s_{AR}^2 , $s_{AR}^2 = s_{ek}^2 / (1 - \hat{\beta}(1))^2$ şeklinde hesaplanmaktadır. $\hat{\beta}(1) = \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i$, $s_{ek}^2 = T^{-1} \sum_{t=k+1}^T \hat{e}_{tk}^2$ dir. Çalışmada geliştirilen dördüncü test ise ERS Point Optimal istatistiğinin geliştirilmiş hali olan MP_T testidir. Bu test iki farklı durumu ayrı ayrı inceleyecek şekilde geliştirilmiştir. Seride sadece yığılım olması halinde test istatistiği,

$$MP_{0,T} = \left[\bar{c}^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{y}_{t-1}^2 - \bar{c} T^{-1} \hat{y}_T^2 \right] / s_{AR}^2 \quad (3.22)$$

hem yığılım hem trend olduğu durumda ise,

$$MP_{0,T} = \left[\bar{c}^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c}) T^{-1} \hat{y}_T^2 \right] / s_{AR}^2 \quad (3.23)$$

olarak test istatistiği hesaplanmaktadır. Bu test için ise

$$MP_{0,T} = \bar{c}^2 MSB^2 - \bar{c} (1 + 2MZ_t \cdot MSB) \quad (3.24)$$

ve

$$MP_{1,T} = \bar{c}^2 MSB^2 + (1 - \bar{c}) (1 + 2MZ_t \cdot MSB) \quad (3.25)$$

ilişkileri yazılabilmektedir (Ng, Perron, 2001, 1519-1554).

Geleneksel birim kök testlerinin dışındaki uygulamalar incelendiğinde ise doğrusal olmayan zaman serilerinde çeşitli alternatifler geliştirildiği görülmektedir.

3.2. Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri

Literatürde doğrusal olmayan zaman serilerinde birim kökün test edilmesi konusunda farklı yöntemler kullanıldığı görülmektedir.

Blake ve Fomby (1997) çalışmalarında durağan olmama ile eşik eşbütünleşme için bileşik analiz yaparak teoriye katkı sağlamışlardır. Yapmış oldukları Monte Carlo

deneylerinde DF testinin gücünün eşik parametrelerinde düşük olduğu saptanmıştır. Pippenger ve Goering (1993) simülasyon çalışmasında da DF (1979) testinin doğrusal olmayan zaman serilerinin analizinde başarısız olduğunu kanıtlayan sonuçlar elde edilmiştir (Kapetanios Shin, Snell 2003a, 360).. Benzer biçimde Enders ve Granger (1998), Berben ve van Dijk (1999), Caner ve Hansen (2001), Lo ve Zivot (2001), Kapetanios, Shin ve Snell (2003a, 2003b, 2003c) çalışmaları durağan olmama, eşbütünleşme ve doğrusal olmama konuları üzerine çalışmışlardır.

Caner ve Hansen (2001) çalışması ise bu literatürün iki rejimli TAR modelinde bire yakın AR kökü olması durumuna izin veren bir model çalışmasıdır. Eşik için Wald testi uygulanmış, asimtotik boş dağılımının (null dağılımının) standart olmadığı (non-standard) görülmüştür. Bu durum kısmen parametrenin varlığının sıfır hipotezi altında tanımlanamaması ile ilgili kısmen de bire yakın birim kök (near non-stationary autoregression) varsayımından kaynaklanmaktadır. Simülasyon sonuçları sürecin gerçekten doğrusal olmayan bir yapıya sahip olması halinde uygulanan birim kök testinin geleneksel ADF testine nazaran çok daha yüksek gücü olduğunu göstermektedir.

İncelenen zaman serisinin doğrusal olmaması halinde uygulanan ADF testinin alternatif hipotezde yanlış tanımlama nedeniyle uygulanamayacağına değinen diğer çalışmalar ise Enders ve Granger (1998) ve Enders (2001) çalışmalarıdır.

3.2.1. Enders ve Granger (1998) Testi

Enders ve Granger (1998) çalışmasında alternatif hipotezde TAR modelleri üzerinde durulmaktadır.

$$y_t = \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.26)$$

modeline karşılık alternatif olarak,

$$\Delta y_t = I_t \rho_1 (y_{t-1} - \gamma) + (1 - I_t) \rho_2 (y_{t-1} - \gamma) + \varepsilon_t \quad (3.27)$$

modeli sınanmaktadır. I_t gösterge fonksiyonu aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır,

$$I_t = \begin{cases} y_{t-1} \geq \gamma & \text{ise } 1 \\ y_{t-1} < \gamma & \text{ise } 0 \end{cases} \quad (3.28)$$

(3.27) ve (3.28) numaralı modeller TAR modelini tanımlamaktayken alternatif bir tanımlama ise aşağıdaki gibidir.

$$I_t = \begin{cases} \Delta y_{t-1} \geq \gamma & \text{ise } 1 \\ \Delta y_{t-1} < \gamma & \text{ise } 0 \end{cases} \quad (3.29)$$

(3.27) numaralı modelin (3.29) numaralı modelde gösterilen ilişkiyi içermesi halinde M-TAR modeli olmaktadır. Dolayısıyla ortalamaya dönme eğiliminin hızı Δy_{t-1} değişkenine bağlı olarak gelişmektedir.

Bu durumda öncelikle y_t serisi ortalamadan arındırılmaktadır. Buradan elde edilen yeni $\hat{y}_t$ serisi ile (3.27) numaralı denklem oluşturulmakta ve $H_0 = \rho_1 = \rho_2 = 0$ olan sıfır hipotezi sınamaya tabi tutulmaktadır. Sınama F-istatistiği hesaplanarak yapılmakta ve hesaplanan F-istatistiği Enders ve Granger (1998) çalışmasında hesaplanmış olan kritik değerlerden büyük olması halinde birim kök sıfır hipotezi reddedilmektedir². (3.27) numaralı denklem aşağıdaki gibi tahmin edilmektedir

$$\Delta y_t = I_t \rho_1 (y_{t-1} - \bar{y}) + (1 - I_t) \rho_2 (y_{t-1} - \bar{y}) + \varepsilon_t \quad (3.30)$$

(3.30) numaralı denklemde $\bar{y}$ örnek ortalamasıdır (Enders, Granger, 1998, 305-306). Ayarlanmanın asimetrik olması halinde örnek ortalaması γ parametresinin tahmini sapmalı olmaktadır. Enders (2001) çalışmasında ise en düşük SSR değerine sahip tutarlı eşik değerini (3.27) numaralı denklemde gösterilen model yardımı ile ve Chan (1993) çalışmasında önerilen yöntem kullanılarak bulunması önerilmektedir. Bu durumda kullanılması ön görülen Φ istatistiği için kritik değerlere Enders (2001) çalışmasında yer verilmiştir.

3.2.2. Caner ve Hansen (2001) Birim Kök Testi

Bir önceki bölümde de değinildiği gibi Caner ve Hansen (2001) Amerika’da yetişkin erkeklerde işsizlik oranı üzerine yapmış oldukları çalışmalarında, iki rejimli ve otoregresif birim köke sahip TAR(k) modelini incelemişlerdir. Eşik etkisi için Wald testi, birim kök sürecinin testi için ise Wald testi ve t-testi kullanılmıştır. Genel otoregresif dereceye izin verilmiş ve rejimlerde katsayılar üzerine kısıt konulmamıştır.

² Bu noktada elde edilen hata terimleri saf hata terimi değil ise gecikme uzunluğu AIC ve BIC kriterleri ile belirlenmek üzere gecikmeli değişkenler fonksiyona ilave edilmektedir.

Eşik için Wald testinin standart olmayan boş dağılıma sahip olduğu görülmüştür. Bunun nedenlerinden biri boş hipotezde tanımlı olmayan bir parametre ile açıklanmaktadır ((Davies (1987), Andrews ve Ploberger (1994), Hansen (1996)). Etkili olan ikinci bir neden ise durağan olmayan otoregresyon varsayımdır. Asimtotik boş dağılım iki bileşenden oluşmaktadır. İlki birim kök ve deterministik trenddir. Ancak bu durumda sorunlu parametre problemi olmayacaktır. İkinci bileşen ise durağan sürece sahip olması ile eşdeğer olan sorunlu parametreye bağlı olmasıdır. Tsay (1997) birim kök testi yapmış ancak eşik değerinin bilinmesi durumu için asimtotik dağılım teorisi geliştirmemiştir. Tsay in modeli rejimlerde sabit otoregresif gecikme kullanımını gerektirmektedir.

Gonzalez ve Gonzalo (1998) durağan ve geometrik olarak ergodik sürece sahip TAR (3.26) modeli incelenmiş ve eşiği test etmişlerdir (Caner, Hansen, 2001). Durağan olmama ile doğrusal olmama bileşik hipotezi nedeni ile geleneksel birim kök testleri durağan olmama hipotezini reddetmemektedir. Bu çalışmada da uygulama bölümünde yer verilecek olan Caner ve Hansen (2001) çalışmasında izlenen yöntem aşağıda açıklanmıştır.

TAR modeli,

$$\Delta y_t = \theta_1' x_{t-1} I\{z_{t-1} < \gamma\} + \theta_2' x_{t-1} I\{z_{t-1} \geq \gamma\} + e_t \quad (3.31)$$

dır. (3.31) numaralı denklemde $x_{t-1} = (y_{t-1} \ r_t' \ \Delta y_{t-1} \dots \Delta y_{t-k})'$ olarak tanımlanmıştır. $t=1, \dots, T$ ve $I\{\cdot\}$ gösterge fonksiyonudur. Hata terimlerini ifade eden $e_t \sim i.i.d.$ olduğu varsayılmaktadır. Bazı $m \geq 1$ için $Z_t = y_t - y_{t-m}$ dir. r_t kesim noktası ve doğrusal trendi içeren deterministik bileşenler vektörüdür. Z_{t-1} önceden belirlenmiş, kesin durağan ve sürekli dağılım fonksiyonu ile ergodik bir değişkendir. Eşik değeri γ bilinmemekte $\gamma \in \Gamma = [\gamma_1, \gamma_2]$ aralığında yer almaktadır. Bu aralıkta γ_1 ve γ_2 için $P(Z_t \leq \gamma_1) = \pi_1 > 0$, $P(Z_t \leq \gamma_2) = \pi_2 < 1$ ilişkileri yazılabilmektedir.

Analizde θ_1 ve θ_2 bileşenleri birbirinden ayrı incelenmiş ve bu parametrelere ait vektörler,

$$\theta_1 = \begin{pmatrix} \rho_1 \\ \beta_1 \\ \alpha_1 \end{pmatrix}, \theta_2 = \begin{pmatrix} \rho_2 \\ \beta_2 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} \quad (3.32)$$

y_{t-1} serisinin iki rejiminde (ρ_1, ρ_2) , y_{t-1} serisinin eğim parametreleri, (β_1, β_2) , deterministik bileşenlerin eğim parametreleri, (α_1, α_2) , $(\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})$ için tanımlanmış eğim parametreleridir (Caner, Hansen, 2001, 1557-1558). Çalışmada $\gamma > 2$ olduğu bazı durumlar için $E|e_t|^{2\gamma} < \infty$ olduğu varsayılmaktadır. Bazı δ_T matrisleri ve $r(s)$ sürekli vektör fonksiyonu için, $\delta_T r_{[Ts]} \Rightarrow r(s)$ ilişkisi mevcuttur. μ_1 ve μ_2 sabitleri için, $\beta_1' r_t = \mu_1$ ve $\beta_2' r_t = \mu_2$, ve t birlerden oluşan k boyutlu vektör olmak üzere $|a_1' t| < 1$ ve $|a_2' t| < 1$ kısıtları geçerliiyken $\rho_1 = \rho_2 = 0$ eşitliği söz konusudur.

Parametre kısıtları Δy_t serisinin durağan ve ergodik olmasını ifade etmektedir. Bu varsayım sonucunda y_t zaman serisi birinci dereceden durağan bir süreci ifade etmektedir. $\beta_1' r_t = \mu_1$ ve $\beta_2' r_t = \mu_2$ varsayımları ise sürecin sadece doğrusal trende sahip olabilmesine izin vermektedir.

EKK ile tahmin edilen TAR modeli her bir $\gamma \in \Gamma$ için aşağıdaki gibidir,

$$\Delta y_t = \hat{\theta}_1(\gamma)' x_{t-1} I_{\{z_{t-1} < \gamma\}} + \hat{\theta}_2(\gamma)' x_{t-1} I_{\{z_{t-1} \geq \gamma\}} + \hat{e}_t(\gamma) \quad (3.33)$$

Sabit γ için σ^2 EKK tahmini;

$$\hat{\sigma}^2(\gamma) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t(\gamma)^2 \quad (3.34)$$

dır. Eşik değeri γ parametresinin EKK tahmini $\hat{\sigma}^2(\gamma)$ değerinin minimizasyonu ile bulunmaktadır;

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Gamma} \hat{\sigma}^2(\gamma) \quad (3.35)$$

Diğer parametrelerin EKK tahminleri $\hat{\gamma}$ parametresinin nokta tahmini ile bulunmaktadır. Tahmin edilen model aşağıdaki gibi yazılabilmektedir,

$$\Delta y_t = \hat{\theta}_1' x_{t-1} I_{\{z_{t-1} < \hat{\gamma}\}} + \hat{\theta}_2' x_{t-1} I_{\{z_{t-1} \geq \hat{\gamma}\}} + \hat{e}_t \quad (3.36)$$

(3.36) numaralı model (3.31) numaralı modelin parametrelerinden sonuç elde etmek için standart Wald istatistiği kullanılabilmektedir. Eşik etkisi ve birim kökün varlığı ile ilgili kısıtlar esas ilgilenilenlerdir. Eşik etkisi,

$$H_0 : \theta_1 = \theta_2 \quad (3.37)$$

bileşik hipotez ile sınanmaktadır. (3.37) numaralı denklemin test edilmesi standart Wald istatistiği W_T ile (3.36) numaralı denklem kullanılarak yapılmaktadır. Bu istatistik,

$$W_T = T \left(\frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}^2} - 1 \right) \quad (3.38)$$

şeklinde hesaplanmaktadır. $\hat{\sigma}^2$, (3.36) numaralı denklemden elde edilen EKK hatalarının varyansıdır ve,

$$\hat{\sigma}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2 \quad (3.39)$$

şeklinde elde edilir. $\hat{\sigma}_0^2$ ise sıfır hipotezde tanımlı olan doğrusal modelin hata terimleri varyansını ifade etmektedir. $W_T(\gamma)$, (3.37) numaralı denklemin, (3.33) numaralı regresyondaki sabit γ için Wald istatistiğini gösterebilir. Bu durumda Wald istatistiği,

$$W_T(\gamma) = T \left(\frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}^2(\gamma)} - 1 \right) \quad (3.40)$$

şeklinde hesaplanacaktır. Ancak γ parametresi H_0 hipotezi altında modele girmediği için aşağıdaki ilişki yazılabilmektedir.

$$W_T = W_T(\hat{\gamma}) = \sup_{\gamma \in \Lambda} W_T(\gamma) \quad (3.41)$$

Yukarıdaki ilişki $W_T(\gamma)$, $\hat{\sigma}^2(\gamma)$ varyansının azalan fonksiyonu olması halinde geçerlidir (Caner, Hansen, 2001, 1562).

Diğer ilgilenilen konu olan birim kökün varlığı için hipotez ise,

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0 \quad (3.42)$$

dır. (3.31) numaralı denklemde (3.42) numaralı hipotez geçerli olduğunda y_{t-1} de birim kökün varlığından bahsedilebilmektedir. (3.42) numaralı denklemde gösterilen hipotez için standart Wald istatistiği de R_T ile gösterilmesi halinde (3.42) numaralı hipotezde sabit γ için $R_T(\gamma)$ standart Wald istatistiği olmakta ve bu durumda da

$R_T = R_T(\hat{\gamma})$ olmaktadır. R_T istatistiği standart Dickey - Fuller istatistiğinin iki parametreye genelleştirilmiş halidir. (3.36) numaralı denklemin tahmininden W_T ve R_T olmak üzere iki Wald testi ile katsayılar üzerine gerekli kısıtlar yapılarak eşik etkisi ve birim kökün varlığı test edilmektedir (Caner, Hansen, 1997).

(3.31) numaralı denklem ve yukarıdaki parametre kısıtları geçerliiyken ρ_1 ve ρ_2 parametreleri y_t sürecinin durağanlığını test etmektedir. Bu durumda,

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0 \quad (3.43)$$

hipotezi sınanmaktadır. H_0 hipotezinin kabul edilmesi halinde (3.31) numaralı model durağan TAR modeli olarak Δy_t durağan değişkeni ile yazılabilmektedir. y_t değişkeni bu durumda birim köke sahip $I(1)$ süreci izlemektedir. Seri durağan ve ergodik ise $\rho = 1$ özel durumunda $\rho_1 < 0$, $\rho_2 < 0$ ve $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$ ise model durağandır (Caner, Hansen, 2001, 1567).

(3.43) numaralı denklemle gösterilen H_0 hipotezinin alternatifi; $H_1 : \rho_1 < 0$ ve $\rho_2 < 0$ şeklinde kurulmaktadır. Ancak üçüncü bir durum da söz konusudur. Kısmi birim kök durumunda

$$H_2 : \begin{cases} \rho_1 < 0 & \text{ve } \rho_2 = 0, \\ & \text{yada} \\ \rho_1 = 0 & \text{ve } \rho_2 < 0. \end{cases} \quad (3.44)$$

hipotezi geçerli olmaktadır. H_2 hipotezinin kabul edilmesi halinde y_t süreci bir rejimde birim kök gibi hareket etmekte ancak diğer rejimde durağan bir süreç izlemektedir. H_2 hipotezinin kabulü halinde süreç durağan değildir. Ancak klasik birim kök sürecine de sahip değildir.

H_0 hipotezini test etmede kullanılan yöntem Wald istatistiğidir. Kısıtsız alternatif ise $\rho_1 \neq 0$ yada $\rho_2 \neq 0$ şeklindedir. Test istatistiği,

$$R_{2t} = t_1^2 + t_2^2 \quad (3.45)$$

dir. Burada t_1 ve t_2 , (3.36) numaralı EKK denkleminde elde edilen $\hat{\rho}_1$ ve $\hat{\rho}_2$ parametreleri için t oranlarıdır. H_1 ve H_2 alternatifleri tek taraflıdır. Çift taraflı Wald istatistiği tek taraflı versiyonuna nazaran daha düşük güce sahiptir. H_0 hipotezini tek taraflı alternatifi olan $\rho_1 < 0$ ya da $\rho_2 < 0$ olan tek taraflı Wald istatistiği,

$$R_{1T} = t_1^2 I_{\{\hat{\rho}_1 < 0\}} + t_2^2 I_{\{\hat{\rho}_2 < 0\}} \quad (3.46)$$

ile hesaplanır. Caner ve Hansen (2001) çalışmasında, R_{1T} ve R_{2T} testlerinin H_1 ve H_2 alternatiflere karşı güçlü olduğu belirtilmiştir. Test istatistiğinin anlamlı olması halinde H_0 hipotezi yani serinin birim köke sahip olması reddedilir, ancak H_1 hipotezi mi yoksa H_2 hipotezinin mi geçerli olduğunu açıklığa kavuşturmak için iki farklı rejimde birim kök testi yapmaya olanak veren t_1 ve t_2 istatistikleri önem kazanır. Bu $-t_1$ ve $-t_2$ istatistiklerinden birinin anlamlı olması halinde H_2 alternatifinin tutarlı olduğu anlamına gelir ve H_0 , H_1 , H_2 hipotezleri arasında seçim yapma olanağı verir.

Tüm test istatistikleri t oranının ve t_1 ile t_2 istatistiklerinin sürekli fonksiyonudur. $R(x_1, x_2)$, x_1 ve x_2 'nin sürekli fonksiyonu olmak üzere $R_T = R(t_1, t_2)$ olarak test istatistiği genelleştirilmiştir. $R(\cdot, \cdot)$ normalize edilmiştir ve R_T testinin büyük değerleri için H_0 reddedilmektedir.

Bu test Caner ve Hansen (2001) çalışmasında eşik değerinin bilinmesi ve bilinmemesi durumu için geliştirilmiştir³.

$R_T = R(t_1, t_2)$, (t_1, t_2) nin sürekli fonksiyonlarıdır. Tek-tarafli Wald testi R_{1T} için bu bilgiler faydalı olmamakla birlikte çift taraflı Wald testi R_{2T} 'nin asimtotik dağılım teorisi için önemli bilgiler içermektedir. Sınırlayıcı dağılım, Dickey-Fuller ve χ^2 dağılımlarının kareler toplamı olarak karma bir form oluşturmaktadır. Bu kısıt sorunlu parametrelerden bağımsızdır ve sayısal olarak hesaplanabilmektedir.

R_T , TAR birim kök testinin boş dağılım için asimtotik yaklaşım incelendiğinde γ eşik parametresin belirlenmesinde farklılık olduğu görülmektedir. Eşik etkisi olmaması haline γ belirlenmemektedir. Bu durumda $\hat{\gamma}$ büyük örnekler de rastsal olmakta ve R_T testini etkilemektedir. Eşik etkisi olması halinde ise, γ belirlenebilmekte ve $\hat{\gamma}$ değeri gerçek değeri olan γ_0 değerine yakınsamaktadır. Bu durumda R_T 'nin asimtotik dağılımı γ_0 değerinin bilindiği duruma eşdeğer olmaktadır.

³ Ayrıntılı bilgi için bkz. Mehmet, Caner, Bruce E. Hansen. 2001. Threshold Autoregressions with a Unit Root. *Econometrica*. c.69: 1555-1597.

Caner ve Hansen (2001) çalışmasında biri eşik etkisinin bilinmesi diğeri bilinmemesi durumunda olmak üzere iki bootstrap dağılımını geliştirilmiştir. Eşik etkisinin tanımlanamadığı kısıtlı bootstrap metodu için kısıtlar, $\theta = \theta_1 = \theta_2$ (eşik etkisinin olmaması) ve $p=0$ (birim kök)'dir. İkincisi ise eşik etkisinin tanımlanabildiği durumdur. Bu iki bootstrap metodunun performanslarının karşılaştırılması ise Monte Carlo simülasyonu ile yapılmıştır. Çalışmalarında geliştirmiş oldukları testin ADF birim kök testine nazaran gücü test edilmiş ve her durumda testin gücünün daha yüksek olduğunu kanıtlanmıştır.

3.2.3. STAR Birim Kök Testleri

Kapetanios, Shin ve Snell (2003a) çalışmalarında birim kök testine bir alternatif geliştirmişlerdir. Sıfır hipotezinde yer alan birim köke karşı genel olarak durağan olan ESTAR alternatifi sınanmaktadır. Michael, Nobay ve Peel (1997) çalışmalarında eş bütünleşme ya da birim kökün doğrusal olmayan STAR modelinin reddine yol açtığını göstermiştir. Çalışmada incelenen durağan yapıdaki ESTAR sürecine karşılık birim kökü içeren sıfır hipotezinin sınanması için geliştirilmiş olan yöntem aşağıdaki gibidir.

Tek değişkenli STAR(1) model aşağıdaki gibi tanımlansın (Kapetanios, Shin, Snell, 2003a, 359-361),

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} \Theta(\theta; y_{t-d}) + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (3.47)$$

(3.47) numaralı modelde tanımlanan STAR modelin hatalarının $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ olduğu varsayılmaktadır. β ve γ bilinmeyen parametrelerdir. y_t değişkeninin sıfır ortalamalı stokastik bir süreç olduğu varsayılmaktadır. STAR model aşağıdaki üstel yapıdaki geçiş fonksiyonu ile birleştirilmiştir,

$$\Theta(\theta; y_{t-d}) = 1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2) \quad (3.48)$$

(3.48) numaralı denklemde $d \geq 1$ gecikme parametresi ve $\theta \geq 0$ olduğu varsayılmaktadır. Üstel geçiş fonksiyonu sıfırla bir arasında sınırlıdır. (3.48) numaralı model (3.47) numaralı model içine yerleştirilirse, ESTAR model elde edilmektedir,

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)] + \varepsilon_t \quad (3.49)$$

(3.49) numaralı denklem aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir,

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1} \left[1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2) \right] + \varepsilon_t \quad (3.50)$$

Burada, $\phi = \beta - 1$ dir. θ parametresinin pozitif olması ortalamaya dönme hareketinin etkinliğini arttırmaktadır. Modelde, $\phi \geq 0$ olması halinde $\gamma < 0$ ve $\phi + \gamma < 0$ olması gerekir ki bu durumda süreç genel olarak durağan olmaktadır. Bu koşullar altında süreç birim kök izleyebilir ya da orta rejimde y_{t-d}^2 nin küçük olması halinde patlayan bir süreç izleyebilir. Ancak y_{t-d}^2 büyük olması halinde durağan dinamiklere sahip olmakta ve geometrik olarak ergodiktir. ADF testi için bu tip dinamikler olması halinde durağan alternatifine karşı gücünün düşük olduğu eleştirisi getirilmektedir (Kapetanios, Shin, Snell, 2003a, 362).

Geometrik ergodiklik ve bileşik asimtotik durağanlık Tweedie (1975) yığılım koşulu ile ispatlanmıştır. Bu koşulun kullanımına eklerde yer verilmiştir.

(3.50) numaralı modelde $\phi = 0$ olduğu varsayılmıştır, bu durumda y_t orta rejimde birim kök izlemektedir. Sıfır hipotez ise doğrusal birim kökün özel bir hali olan $\phi = 0$ ve $\theta = 0$ olması halini sınamaktadır. Alternatif hipotez $\phi = 0$ ve $\theta > 0$ şeklinde oluşturulur ve y_t doğrusal olmayan ancak global durağan ve $-2 < \gamma < 0$ olan bir süreç izler.

Gecikme parametresi d 'nin seçiminde çalışmada, $d \in \{1, 2, \dots, d_{\max}\}$ içinden doğru parametre seçimini sağlayacak olan seçilmektedir. Uygulamada p gecikme sayısı test uygulanmadan önce belirlenmekte ve bu seçimde standart model seçim kriterleri ya da anlamlılık test yöntemi kullanılabilir. Doğrusal tek değişkenli modellerde gecikme uzunluğu seçimi Ng ve Perron (1995) çalışmasından yola çıkılarak yapılabilir. Bu yöntem van Dijk, Teräsvirta ve Franses (2000) çalışmasında da olduğu gibi STAR modellerinde kullanılan yöntemdir (Kapetanios, Shin, Snell, 2003a, 365).

$\phi = 0$ ve $d=1$ olması halinde ESTAR modeli (3.50) aşağıdaki şekli almıştır,

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} \left\{ 1 - \exp(-\theta y_{t-1}^2) \right\} + \varepsilon_t \quad (3.51)$$

Standart ADF testi, süreç durağan olup doğrusal olmaması halinde yeterince güçlü olmayacaktır. Bu nedenle geliştirilen test direk θ parametresi üzerine

yoğunlaşmaktadır. Sıfır hipotezde bu parametre sıfır değeri alırken alternatif hipotezde pozitif değer almaktadır (Kapetanios, Shin, Snell, 2003a, 363). Dolayısıyla hipotezler,

$$H_0 : \theta = 0 \quad (3.52)$$

$$H_1 : \theta > 0 \quad (3.53)$$

şeklinde oluşturulmaktadır. (3.52) de gösterilen sıfır hipotezi γ tanımlanmadığı durumda direk sınamak mümkün değildir. Bu güçlüğü üstesinden gelebilmek için Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta (1988) çalışmasında uygulanan yöntem izlenmiş ve t tipi test istatistiği geliştirilmiştir.

ESTAR modele birinci derece Taylor yaklaştırması uygulanması halinde aşağıdaki yardımcı regresyon elde edilmektedir,

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + e_t \quad (3.54)$$

Bu durumda $\delta = 0$ olmasına karşı $\delta < 0$ için t istatistiği bulunmaktadır,

$$t_{NL} = \hat{\delta} / s.e.(\hat{\delta}) \quad (3.55)$$

Burada, $\hat{\delta}$ δ parametresinin EKK tahminidir. $s.e.(\hat{\delta})$, $\hat{\delta}$ parametresinin standart hatasıdır. Yardımcı regresyon $\theta = 0$ iken ESTAR modelinin olasılık benzeri (quasi – likelihood) skor vektörünün anlamlılığını test etmektedir. Durağan bir sürecin doğrusal olmamaya karşı doğrusallığın testinin aksine t_{NL} asimtotik standart normal dağılıma sahip değildir.

(3.52) numaralı denklemdeki gibi birim kökün tanımlandığı sıfır hipotezinde (3.55) de tanımlanan t_{NL} istatistiği aşağıdaki asimtotik dağılıma sahiptir.

$$t_{NL} = \frac{\left\{ \frac{1}{4} W(1)^4 - \frac{3}{2} \int_0^1 W(r)^2 dr \right\}}{\sqrt{\int_0^1 W(r)^6 dr}} \quad (3.56)$$

Burada $W(r)$, $r \in [0,1]$ aralığında tanımlı standart Brown hareketidir. ESTAR model (3.51) alternatif hipotez (3.53) de t_{NL} istatistiği tutarlıdır.

Serinin sıfır ortalamaya sahip olmaması ya da doğrusal deterministik trende sahip olması halinde trendden arındırma yada ortalamadan arındırma gerekmektedir.

Asimtotik kritik t_{NL} tablo değerleri Kapetanios, Shin ve Snell, (2003a) çalışmasında verilmiştir. (3.51) numaralı denklemdeki hataların serisel bağımlı olduğu durumda doğrusal biçimde olduğu varsayılmıştır. Bu durumda DF(1979) ve Said ve Dickey (1984) düzeltmeleri ile (3.51) numaralı model aşağıdaki şekli almaktadır,

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta y_{t-j} + \gamma y_{t-1} \{1 - \exp(-\theta y_{t-1}^2)\} + \varepsilon_t \quad (3.57)$$

Burada $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ dir. $\theta = 0$ koşulunu test eden t_{NL} istatistiği (3.55) deki ifade ile benzer hali alır. Burada yine $\hat{\delta}$ δ parametresinin EKK tahminidir. $s.e.(\hat{\delta})$, $\hat{\delta}$ parametresinin standart hatasıdır. Bu yardımcı regresyonun p gecikme ile genelleştirilmiş hali,

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta y_{t-j} + \delta y_{t-1}^3 + e_t \quad (3.58)$$

şeklinde yazılabilir.

Kapetanios, Shin ve Snell, (2003a) çalışmalarında (3.57) numaralı denklemdeki doğrusal olmayan ADF regresyonu ele alınması halinde, (3.52) numaralı denklemle gösterilen sıfır hipotezi altında (3.58) numaralı denklemden elde edilen t_{NL} istatistiği serisel korelasyon olmayan hatalar ile aynı asimtotik dağılıma sahip olduğunu, alternatif hipotez altında ise t_{NL} istatistiğinin tutarlı olduğunu ispatlamaktadır⁴.

t_{NL} testi için DF testi ile küçük örnekte karşılaştırma amacıyla Monte Carlo simülasyonu yapılmıştır. Bu uygulama sonucunda önerilen t_{NL} testinin γ parametresi dikkate alınmaksızın θ parametresinin görece ufak değerleri için daha güçlü olduğu görülmüştür. Ancak testin gücü θ parametresinin aldığı değer arttıkça düşmektedir. θ parametresi 1 gibi bir değer aldığında ise DF testi daha güçlü çıkmaktadır. Bunun nedeni ise modelin doğrusal hale gelmesidir.

⁴ Ayrıntılı bilgi için bkz.. “George, Kapetanios, Yongcheol Shin, Andy Snell. 2003a. Testing for a Unit Root in the nonlinear STAR Framework. Journal of Econometrics, c.112. s.2: 359-379.”, 377-8.

σ^2 ve γ parametrelerinin veri deęerleri iin θ arttııa $E\left(e^{-\theta y_{t-1}^2}\right)$ azalmakta ve seri daha az kalıcılık gsteren hale gelmektedir. $e^{-\theta y_{t-1}^2}$ serinin t zamandaki kkn gstermektedir. Dolayısıyla seride kalıcılık arttııa ADF testine nazaran t_{NL} testinin gc artmaktadır. Birok iktisadi zaman serisinde de kalıcılık grlmesi nedeniyle nerilen bu testin nemi ortaya ıkmaktadır.

Benzer biimde rnek byklęnn ok byk olmadığı ve θ parametresinin ok byk olmadığı durumlarda Enders ve Granger (1998) testinin de yapılan simlasyonlarda gc dřk ıkmıştır. Bu noktada da doęrusal olmayan TAR modeller iin geliřtirilmiř olan birim kk testlerinin doęrusal olmayan STAR modelleri iin uygun olmadığına deęinilmiştir.

4. DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİLERİNDE EŞBÜTÜNLEŞME

Eşik modellerde eşbütünleşme çalışmaları durağan olmama ve doğrusal olmama konularını eşbütünleşme ile birleştirmişlerdir. Dengeye dönmedeki doğrusal olmayan hız ile tek denklemlile eşbütünleşme ilişkisi araştırılmıştır. Çalışmalarda eşbütünleşme ilişkisinin sınıandığı hatanın sifıra yakın olduğı ve hata düzeltme mekanizmasının yavaş işlediğı bir süreç modellenmeye çalışılmaktadır.

Bu konuda yapılmış olan çalışmalar incelendiğinde Balke ve Fomby (1997) çalışması ile eşik eşbütünleşme konusunda ilk adım atıldığı görölmektedir. Bu çalışmadan sonra ise Lo ve Zivot (2001) çalışması eşik eşbütünleşme ve doğrusal olmayan ayarlanma konusunda literatüre önemli katkılar sağlamıştır. TAR eşbütünleşme analizi çalışmaları Hansen ve Seo (2002) ile geliştirilmiştir. Kapetanios, Shin ve Snell (2003b) çalışması ise doğrusal olmayan STAR model için geliştirilmiş eşbütünleşme testini içermektedir.

Bu bölümde ise uygulamada kullanılacak olan Hansen ve Seo (2002) testinin teorik yapısının açıklanması ile yetinilmeyecek TAR ve STAR eşbütünleşme çalışmalarında izlenen yöntemlere örnekler verilecektir.

4.1. TAR Eşbütünleşme

Balke ve Fomby (1997) çalışmalarında iki basamaklı yöntem ile doğrusal zaman serileri için geliştirilmiş olan Engle - Granger yöntemini kullanmışlardır. Bu yöntem doğrusal olmayan zaman serilerinde eşbütünleşme ilişkisinin varlığının saptanmasında kullanılmaktadır. Eşbütünleşmenin varlığının sınıanmasından sonraki basamakta eşik davranışının varlığı araştırılmış ve çalışmalarında çift TAR (double threshold autoregression) için geliştirilmiş doğrusal olmama testlerinin bu konuda kullanılabileceğini gösterilmiştir.

Hansen ve Seo (2002) çalışmalarında ML tahmin yöntemi kullanarak TAR modeli tahmin edilmiş ve kullanmış oldukları algoritma ile eşbütünleşme vektörü ile eşik vektörü için tarama yapılmıştır. Eşik etkisinin varlığını test eden bir yöntem geliştirmişlerdir. Bu şekilde model doğrusal VECM halini almaktadır. Sıfır hipotezi

altında tahmin indirgenmiş rank regresyonu aracılığıyla mümkün olmaktadır. Bu durumda test LM test prensibine dayalı kurulabilmektedir. Sıfır hipotez altında eşik parametresinin belli olmaması halinde ise SupLM test üzerinden analize devam edilmektedir.

Seo (2006) çalışmasında Balke ve Fomby (1997) ve Hansen ve Seo (2002) çalışmalarında olduğu gibi alternatif hipotezin TAR eşbütünleşme olması halinde klasik eşbütünleşme testlerinin gücünün düşük olabileceğini belirterek eleştirmiştir. Bu güç kaybına Pippenger ve Goering (2000), Taylor (2001) çalışmalarında da değinilmiştir.

Hansen ve Seo (2002) çalışmasında kullanılan yöntem Seo (2006) tarafından eleştirilmiş ve alternatif hipotezde hem doğrusal hem de TAR eşbütünleşme olduğu durum için test geliştirilmiştir. Çalışmada önceden belirlenmiş eşbütünleşme vektörü ile TVECM tahminine dayalı yeni bir eşbütünleşme testi geliştirilmiştir. Seo (2006) çalışmasında eşbütünleşme için yeni asimtotik dağılım teorisi ile SupWald test geliştirilmiştir.

TAR eşbütünleşme zaman serilerinin genel olduğu kadar lokal seyri ile de ilgilidir. Eşik etkisinin var olduğu rejimler serinin lokal karakteristikleri ile ilgili iken eşbütünleşme genel seyir ile ilgilidir. Serilerin genel ve lokal seyirleri dikkate alındığında Balke ve Fomby (1997) çalışmalarında mümkün hipotezleri aşağıdaki gibi özetlemiştir,

Tablo 1: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Testlerinde Sıfır Ve Alternatif Hipotez Seçenekleri

Hipotezler	Doğrusallığa karşı eşik etkisine sahip olma	
Eşbütünleşme olmaması	Doğrusal, Eşbütünleşme yok	TAR model, Eşbütünleşme yok
Eşbütünleşme olması	Doğrusal, Eşbütünleşme var	TAR model, Eşbütünleşme var

Nathan S., Balke, Thomas B. Fomby. 1997. Threshold Cointegration. **International Economic Review**. c.38: 627-645., 632'den uyarlandı.

Tablodan da görülebileceği gibi H_0 hipotezinin doğrusal yapı sergilemesi ve eşbütünleşme ilişkisinin olmaması şeklinde kurulması halinde, alternatif hipotez için üç seçenek mevcuttur. Bunlar aşağıdaki gibi sıralanabilir;

1. Doğrusal olmama ve eşbütünleşme olmama
2. Doğrusal olma ve eşbütünleşme olması
3. Eşbütünleşme olması ve doğrusal olmamadır.

Balke ve Fomby (1997) çalışmalarında incelemiş oldukları durum ise üçüncü durumdur. Çalışmalarında öncelikle zaman serilerinin genel yapısını analiz etmişler ve serilerin eşbütünleşen olup olmadığını incelemişlerdir. Daha sonra ise serilerin lokal yapısını inceleyerek doğrusal olmayan bir yapı sergileyip sergilememesi ile ilgilenmişlerdir.

Bu bağlamda TAR eşbütünleşme çalışması Root ve Lien (2003) tarafından yapılmıştır. Çalışma Balke ve Fomby (1997) çalışmasının gelecek piyasaların incelenmesinde uygun olduğunu öngörmektedir. Çalışmalarında gelecek fiyatlar ile spot fiyatların birinci dereceden durağan olduğu ve aralarında eşbütünleşme ilişkisi var olduğu saptanmıştır. Ancak uzun dönem denge ilişkisi incelendiğinde ancak bu dengeden belirli bir oranda sapma olması halinde arbitrajın mümkün olduğu saptanmıştır. Dolayısıyla Balke ve Fomby (1997) çalışmalarında gösterilmiş olduğu gibi gelecek piyasalarda uzun dönem dengesinden eşik değerinin üzerinde bir sapma olması halinde arbitraj karlı olmaktadır.

Balke ve Fomby (1997) çalışması eşbütünleşmenin durağan olmayan zaman serilerinin uzun dönem dengesinin var olması halinde beraber hareket edebileceklerini göstermektedir. Eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu değişkenler ECM ile de modellenebilmektedir. Bu bağlamda bir diğer nokta ise var olan bu uzun dönem ilişkinin tüm dönemlerde var olup olmadığıdır. Ancak her dönemde var olması gerekmemektedir. Dengeden belirli bir oranda sapma olması halinde eşbütünleşme ilişkisinin varlığı iktisadi aktörleri dengeye doğru yöneltecekken bu yönelişin faydası bazı durumlarda maliyetinden düşük kalabilmektedir. Yani dengeden sapma belirli bir eşik değerin üzerinde ise dengeye dönüş (ayarlanma) söz konusu olmamaktadır. Bu tip farklı ayarlanma ilişkisi stoklar, para balansları, dayanıklı tüketim malları, fiyatlar, istihdam konularında karşımıza çıkabilmektedir. Benzer şekilde etkin finansal piyasalarda, işlem maliyetlerinin varlığı, aktif getirilerinin ayarlanabilirliği ve arbitraj olasılıklarının var olduğu bir bant oluşturabilmektedir. Farklı ayarlanma olması aynı zamanda politika çıkarsamaları için de önem taşımaktadır (Balke, Fomby, 1997, 627-628).

4.1.1. Balke ve Fomby (1997) TAR Eşbütünleşme Yöntemi

TAR eşbütünleşme çalışmalarında eşbütünleşme ilişkinin belirli bir aralıkta var olmamakla birlikte dengeden belirli bir miktar sapma olması halinde devreye girmesi üzerinde durulmaktadır. Çalışmalarında denge hatasını TAR ile modellemişlerdir. Bu noktada önemli bir husus ise oluşturulan TAR modelinin durağanlığının saptanmasıdır. Denge hatası eşik aralığında rastsal yürüyüş gibi hareket etse de diğer rejimlerde ortalamaya dönme özelliği taşıması halinde durağan stokastik bir süreçte sahip olmaktadır.

y_t ve x_t gibi iki zaman serisinin denge eşbütünleşme ilişkisine sahip olduğu varsayılması halinde (4.1) nolu denklemde $(1, \alpha)$ eşbütünleşme vektörü ile aşağıdaki şekilde ifade edilebilmektedir,

$$\begin{aligned} y_t + \alpha x_t &= z_t, & z_t &= \rho^{(i)} z_{t-1} + \varepsilon_t \\ y_t + \beta x_t &= B_t, & B_t &= B_{t-1} + \eta_t \end{aligned} \quad (4.1)$$

Burada ε_t ve η_t i.i.d., sıfır ortalamalı rastsal değişkenlerdir. B_t serilerin stokastik trendini ifade etmektedir. (4.1) numaralı denklemde z_t değişkeni denge koşulundan sapmaları göstermektedir ve TAR süreci izlemektedir,

Balke ve Fomby (1997) çalışmasında,

$$\rho^{(i)} = \begin{cases} 1, & |z_{t-1}| \leq \gamma \\ |\rho| < 1 \text{ ise } \rho, & |z_{t-1}| > \gamma \end{cases} \quad (4.2)$$

ilişkisini tanımlamıştır. Burada γ eşik değeridir. $|z_{t-1}| \leq \gamma$ olduğu sürece z_t rastsal yürüyüş süreci izlemekte ve sistem denge ilişkisine yakınsama göstermemektedir. Ancak eşik değerine ulaşılması halinde yani $|z_{t-1}| > \gamma$ olması halinde sistem dengeye dönme eğiliminde olacaktır. Bu durum EQ-TAR (Equilibrium-TAR) olarak adlandırılmış ve,

$$z_t = \begin{cases} z_{t-1} \leq \gamma & \text{ise } z_{t-1} + \varepsilon_t \\ z_{t-1} > \gamma & \text{ise } \rho z_{t-1} + \varepsilon_t \end{cases} \quad (4.2)$$

şeklinde gösterilmiştir. Süreç, $y_t - \alpha x_t = 0$ dengesine dönme eğilimindedir. Bandın dışında olması halinde çalışmada açıklanan bir diğer eşik eşbütünleşme ise BAND-TAR'dır. Bu da EQ-TAR'a benzemekte ancak EQ-TAR'dan farklı olarak uzun

dönem denge ilişkisi etrafında belirli bir aralığa dönme eğilimi olması halinde kullanılmaktadır.

Denge hatası z_t ;

$$z_t = \begin{cases} z_{t-1} > \gamma & \text{ise} & \gamma(1-\rho) + \rho z_{t-1} + \varepsilon_t \\ -\gamma \leq z_{t-1} < \gamma & \text{ise} & z_{t-1} + \varepsilon_t \\ z_{t-1} < -\gamma & \text{ise} & -\gamma(1-\rho) + \rho z_{t-1} + \varepsilon_t \end{cases} \quad (4.4)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Sistem bandın yani belirlenen denge aralığının dışına çıkması halinde $y_{t-1} - \alpha x_t = 0$ dengesine değil bu aralığa dönme eğilimindedir.

Tanımlanmış olan bir diğer model ise RD-TAR (return – drift threshold) modelidir. Bu modelde ise tüm rejimlerde birim kök olması halinde denge hatası bandın dışına çıktığında yığılım parametreleri nedeniyle süreç tekrar banda dönme eğilimi göstermesi durumu için tanımlanmıştır⁵.

(4.2) numaralı denklem ile ifade edilen ilişkinin daha ayrıntılı hali aşağıda verilmiştir,

$$\rho^{(i)} = \begin{cases} \delta \leq z_{t-1} \leq \theta & \text{ise} & 1 \\ z_{t-1} > \theta, \text{veya } z_{t-1} < \delta & \text{ise} & \rho \end{cases} \quad (4.5)$$

Burada $|\rho| < 1$, θ üst eşik değeri, δ alt eşik değeridir. Genellikle $\delta = -\theta$ olması halinde asimetrik arbitraj vardır ve $\delta < 0 < \theta$ ilişkisi mevcuttur. Bu durumda uzun dönem dengesinden sapma üst ve alt eşik aralığındaysa uzun dönem dengesine doğru hareket olmayacaktır. Alt eşik değerinden düşük ya da üst eşik değerinden yüksek sapma olması halinde ise uzun dönem dengesine doğru hareket olacağı öngörülmektedir (Balke, Fomby, 1997, 629). (4.1) numaralı denklemle gösterilen modeller ECM olarak aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir,

⁵ RD – TAR modeli,

$$z_t = \begin{cases} z_{t-1} > \gamma & \text{ise} & -\mu + z_{t-1} + \varepsilon_t \\ -\gamma \leq z_{t-1} < \gamma & \text{ise} & z_{t-1} + \varepsilon_t \\ z_{t-1} < -\gamma & \text{ise} & \mu + z_{t-1} + \varepsilon_t \end{cases}$$

şeklinde tanımlanmıştır.

$$\Delta y_t = \gamma_1^{(i)} z_{t-1} + v_{1t} \quad (4.6)$$

$$\Delta x_t = \gamma_2^{(i)} z_{t-1} + v_{2t} \quad (4.7)$$

burada,

$$\gamma_1^{(i)} = -(1 - \rho^{(i)})\beta / (\beta - \alpha), \quad (4.8)$$

$$\gamma_2^{(i)} = (1 - \rho^{(i)}) / (\beta - \alpha), \quad (4.9)$$

$$v_{1t} = [\beta / (\beta - \alpha)]\varepsilon_t - [\alpha / (\beta - \alpha)]\eta_t, \quad (4.10)$$

$$v_{2t} = [1 / (\beta - \alpha)](\eta_t - \varepsilon_t), \quad (4.11)$$

$$z_{t-1} = y_{t-1} + \alpha x_{t-1} \quad (4.12)$$

Olarak tanımlanmaktadır. Uzun dönem dengesinden sapma iki eşik değeri, $(\delta \leq z_{t-1} \leq \theta)$ arasında ise, $\rho^{(i)} = 1$ olacaktır. Buradan hareketle de $\gamma_1^{(i)}$ ve $\gamma_2^{(i)}$ sıfıra eşit olacaktır. Dolayısıyla bu aralıktaki uzun dönem dengesinden sapmanın herhangi bir etkisi olmayacaktır.

Denge hatasının sıfırdan farklı kesim noktası (intercept) ve asimetrik eşik etkisine sahip olması halinde,

$$\begin{aligned} \mu^{(u)} + \rho^{(u)}(L)z_{t-1} + \varepsilon_t^{(u)}, & \quad \theta^{(u)} < z_{t-d} \\ z_t = \mu^{(m)} + \rho^{(m)}(L)z_{t-1} + \varepsilon_t^{(m)}, & \quad \theta^{(l)} \leq z_{t-d} \leq \theta^{(u)} \\ \mu^{(l)} + \rho^{(l)}(L)z_{t-1} + \varepsilon_t^{(l)}, & \quad \theta^{(l)} > z_{t-d} \end{aligned} \quad (4.13)$$

ilişkileri yazılabilmektedir. $\rho^{(i)}(L)$ gecikmeli değişkenlerin bulunduğu polinomlarını göstermekte ve $\varepsilon_t^{(i)}$ sıfır ortalamalı, rastsal hata terimidir. z_t , z_{t-d} nin değerine bağlı olarak farklı σ^i standart sapmalı otoregresif süreçler izlemektedir. “d” alt indisi hata düzeltme sürecinde gecikmeyi göstermektedir ve iktisadi aktörlerin ya da politika yapıcılarının dengeden saptmaya gecikmeli tepki verme olasılığını göstermektedir. Ancak durağanlık konusunda gerek ve yeter koşulları $\mu^{(i)}$ ve $\rho^{(i)}(L)$ için ne olması gerektiği incelendiğinde literatüre farklı yorumlar olduğu görülmektedir (Balke, Fomby, 1997, 630).

Chan ve Tong (1985) ve Brockwell, Liu ve Tweedie (1992) çalışmalarında genel TAR modeller için yeter koşullar sıralamışlardır. *Tjøstheim* (1990) durağanlık için yeter koşul olarak dış rejimlerdeki (outer regimes) köklerin mutlak değer olarak birden küçük olması gerektiğini göstermiştir (Balke, Fomby, 1997, 630). Nitekim otoregresif katsayı ρ 'nun 1 olması halinde dahi yığılım parametresi serinin tekrar dengeye dönmesine neden olabileceğinden süreç durağan olmayabilir. Yani seri birim köke sahip olmasına karşın durağan olabilmektedir.

4.1.2. Lo ve Zivot (2001) TAR Eşbütünleşme Yöntemi

Balke ve Fomby (1997) çalışması literatürde ilk olma özelliği göstermesine ve kullanılmakta olmasına karşın çalışmada iki önemli eksik mevcuttur. Birincisi çok değişkenli durumu açıklamamasıdır. Dolayısıyla çok değişkenli bir sistemde etkisi olan tüm dinamikleri analize katma konusunda yetersizdir. Bu noktada Lo ve Zivot (2001) çalışması öne çıkmaktadır. İkinci eksik ise TAR modelin uygulanmasının uygunluğunun testi yani model seçme sürecinin mevcut olmamasıdır ki bu eksik Hansen (1997, 1999) çalışmaları ile tamamlanmıştır.

Balke ve Fomby (1997) çalışmasında da değinilmiş olan BAND-TAR modeli,

$$\Delta z_t = \begin{cases} z_{t-1} > \gamma, & \text{ise } \phi(z_{t-1} - \gamma), \\ -\gamma \leq z_{t-1} \leq \gamma, & \text{ise } \eta_t, \\ z_{t-1} < -\gamma, & \text{ise } \phi(z_{t-1} + \gamma), \end{cases} \quad (4.14)$$

şeklinde tanımlanabilir. Bu sistemde η_t , i.i.d. hata terimleridir. $[-\gamma, \gamma]$ çalışmada simetrik işlem maliyetleri bandını göstermektedir. Dolayısıyla bu bandın dışında uzun dönem ilişkiden söz edilememektedir. ϕ , $-2 < \phi < 0$ aralığında değer alan ayarlanma hızını gösteren parametredir. $|z_{t-1}| \leq \gamma$ ilişkisinin geçerli olması halinde z_t değişkeni rastsal yürüyüş süreci sergilemektedir ve bu durumda dengeye yönelişi gerçekleştirecek bir baskı oluşmamaktadır. Buna karşılık $|z_{t-1}| > \gamma$ olması halinde z_t durağan AR(1) süreci izlemektedir. incelenen ilişkinin bandın dışında yer alması halinde z_{t-1} , γ parametresinden daha büyük bir değer almaktadır. Bu durumda veri ϕ değerinde ayarlanma hızının $\phi(z_{t-1} - \gamma)$ nispeten küçük bir değer olması beklenmektedir (Lo, Zivot, 2001, 536).

Balke ve Fomby (1997) çalışmasında tanımlanmış olan EQ-TAR modeli çalışmada aşağıdaki gibi tanımlanmıştır,

$$\Delta z_t = \begin{cases} z_{t-1} > \gamma, & ise \quad \phi_1 z_{t-1} + \eta_t, \\ -\gamma \leq z_{t-1} \leq \gamma, & ise \quad \phi_0 z_{t-1} + \eta_t, \\ z_{t-1} < -\gamma, & ise \quad \phi_1 z_{t-1} + \eta_t, \end{cases} \quad (4.15)$$

Bu sistemde de $\phi_0 \approx 0$ ve $\phi_1 < \phi_0$ olması beklenmekte böylece uzun dönem dengesinden büyük sapmaların küçük sapmalara nazaran daha az kalıcılık göstermesi beklenmektedir. Bu model tipinde BAND-TAR modelinden farklı olarak $|z_{t-1}| > \gamma$ durumu söz konusu olması halinde dengeden sapmaların belirli bir bant aralığına değil dengeye dönme durumu söz konusudur. Dolayısıyla veri ϕ , γ , z_t değerleri için EQ-TAR modeli BAND-TAR modelinden daha az kalıcılık içermektedir.

Çalışmada TVAR modeli $q_t = (q_{1t}, q_{2t})'$ olmak üzere,

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

$$q_t = \alpha^{(j)} + \Phi_1^{(j)} q_{t-1} + \Phi_2^{(j)} q_{t-2} + \dots + \Phi_k^{(j)} q_{t-k} + \epsilon_t^{(j)}, \quad (4.16)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. Burada k, gecikme uzunluğu d, z_t değişkeni için gecikme uzunluğu $t=1, \dots, T$, $j=1, 2, 3, \dots, -\infty = \gamma^{(0)} < \gamma^{(1)} < \gamma^{(2)} < \gamma^{(3)} = \infty$ ve $\epsilon_t^{(j)}$ serisel korelasyon olmayan, sıfır ortalamalı, $\Sigma^{(j)}$ kovaryans matrisine sahip hata terimleridir. z_t eşik değişkeni durağan eşik değişkenini ifade etmektedir. Sürekli dağılıma sahiptir. Geçiş değişkeni z_t nin bilindiği ancak d gecikme uzunluğunun, k gecikme uzunluğunun, $\gamma^{(1)}$ ve $\gamma^{(2)}$ eşik değerlerinin bilinmediği varsayılmaktadır.

Tüm bu bilgilerden hareketle TVAR modeli, $\gamma^{(j-1)} \leq z_{t-d} \leq \gamma^{(j)}$ koşulu ile,

$$\Delta q_t = \alpha^{(j)} + \prod^{(j)} q_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i^{(j)} q_{t-i} + \epsilon_t^{(j)}, \quad (4.17)$$

şeklinde ifade edilmektedir. (4.17) numaralı denklemde $\prod^{(j)} = \sum_{i=1}^k \Phi_i^{(j)} - I_2$ ve

$\Psi_i^{(j)} = -\sum_{l=i+1}^k \Phi_l^{(j)}$ olarak tanımlanmaktadır. Her j rejiminde q_t değişkeninin I(1) ve

eşbütünleşme vektörü olan $\beta' = (1, -\beta_2)$ vektörüne sahip olması halinde rank

$$\prod^{(j)} = 1 \quad (4.18)$$

ve

$$\prod^{(j)} = \gamma^{(j)} \beta' = \begin{pmatrix} \gamma_1^{(j)} \\ \gamma_2^{(j)} \end{pmatrix} (1, -\beta_2) \quad (4.19)$$

ilişkisinden söz edilebilmektedir. Bu durumda TVECM model ise, $\gamma^{(j-1)} \leq z_{t-d} \leq \gamma^{(j)}$ koşulu ile,

$$\Delta q_t = \alpha^{(j)} + \gamma^{(j)} \beta' q_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i^{(j)} \Delta q_{t-i} + \epsilon_t^{(j)}, \quad (5.20)$$

şeklinde ifade edilebilmektedir. Bu modelde uzun dönem denge ilişkisi $\beta' q_t$ rejime özeldir (regime specific). TVAR modelinde $k=1$ ve $d=1$ olması halinde TVECM modelinde $k=0$ olacaktır. Bu durumda $\beta' q_t$ eşbütünleşme hatası AR(1) ya da TAR modeli,

$$\rho^{(j)} = 1 + \beta' \gamma^{(j)} = 1 + \gamma_1^{(j)} - \beta_2 \gamma_2^{(j)} \quad (4.21)$$

olmak üzere

$$\beta' p_t = \delta^{(j)} + \rho^{(j)} \beta' p_{t-1} + \eta_t^{(j)} \quad (4.22)$$

şeklinde ifade edilmektedir. (4.21) ve (4.22) numaralı denklemlerde, $\delta^{(j)} = \beta' \alpha^{(j)}$, $\eta_t^{(j)} = \beta' \epsilon_t^{(j)}$ ilişkileri tanımlanmaktadır. $\beta' p_t$, her rejimde $|\rho^{(j)}| = |1 + \gamma_1^{(j)} - \beta_2 \gamma_2^{(j)}| < 1$ olması halinde kararlı olacaktır. Kararlılık koşulunun sağlanması halinde eşbütünleşme hatasının rejime özel ortalaması,

$$\mu^{(j)} = \frac{\beta' \alpha^{(j)}}{\beta' \gamma^{(j)}} = \frac{\delta^{(j)}}{1 - \rho^{(j)}} \quad (4.23)$$

şeklinde ifade edilmektedir. p_t değişkeninde yığılım etkisini kaldırmak için ECM terimindeki rejime özel sabitlerin $\alpha^{(j)} = -\mu^{(j)} \gamma^{(j)}$ kısıtı ile yazılması halinde TVECM, $\gamma^{(j-1)} \leq z_{t-1} \leq \gamma^{(j)}$ koşulu ile,

$$\Delta q_t = \gamma^{(j)} (\beta' q_{t-1} - \mu^{(j)}) + \epsilon_t^{(j)}, \quad (4.24)$$

halini almaktadır (Lo, Zivot., 2001, 539).

Yığılım etkisi üzerine kısıt koyularak oluşturulmuş olan (4.24) numaralı model p_t değişkeninin orta rejimde eşbütünleşmenin olmadığı ancak yığılıma sahip olmayan I(1) sürecinin söz konusu olduğu durumu tanımlamaktadır. Bu durumda $\gamma^{(2)} = 0$ ve $\alpha^{(2)} = 0$ durumu söz konusudur. Bu kısıtlar altında (4.24) numaralı model BAND-TAR yapısında olmakta ve,

$$\Delta q_t = \begin{cases} z_{t-1} > \gamma^{(2)}, & \text{ise } \gamma^{(3)}(z_{t-1} + \mu^{(3)}) + \epsilon_t, \\ -\gamma^{(1)} \leq z_{t-1} \leq \gamma^{(2)}, & \text{ise } \epsilon_t, \\ z_{t-1} < -\gamma^{(1)}, & \text{ise } \gamma^{(1)}(z_{t-1} + \mu^{(1)}) + \epsilon_t, \end{cases} \quad (4.25)$$

şeklinde ifade edilebilmektedir. (4.25) numaralı denklemde eşbütünleşme hatası z_t dış rejimlerde kararlıdır⁶. (4.25) numaralı denklem $\phi^{(j)} = \rho^{(j)} - 1$ olması halinde,

$$\Delta z_t = \begin{cases} z_{t-1} > \gamma^{(2)}, & \text{ise } \phi^{(3)}(z_{t-1} + \mu^{(3)}) + \eta_t, \\ -\gamma^{(1)} \leq z_{t-1} \leq \gamma^{(2)}, & \text{ise } \eta_t, \\ z_{t-1} < -\gamma^{(1)}, & \text{ise } \phi^{(1)}(z_{t-1} + \mu^{(1)}) + \eta_t, \end{cases} \quad (4.26)$$

üç rejimli BAND-TAR modeli tanımlamaktadır (Lo, Zivot, 2001, 541).

Çalışmada esas alınan yapı yukarıdaki şekilde açıklandıktan sonra eşbütünleşme vektörünün bilindiği ve her rejimde aynı olduğu varsayımı altında eşbütünleşme olmaması sıfır hipotezine karşılık doğrusal eşbütünleşme alternatifi sınanmaktadır. Uygulanan testin gücü sınanan hipotezler için kurulan modellere bağlı olarak değişmektedir. İlk durum eşbütünleşme olmaması durumunu tanımlayan sıfır hipoteze karşı doğrusal eşbütünleşmenin sınanmasıdır. Bu durumda β parametresinin bilindiği eşbütünleşme hatasının $z_t = \beta' q_{t-1}$ olması halinde eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını gösteren sıfır hipotezinin testi yapılmaktadır. Pippenger ve Goering (1993) ile Balke ve Fomby (1997) çalışmaları EQ-TAR ve BAND-TAR modellerinde dış rejimlerde AR katsayılarının bire yakın olması halinde

⁶ Modellerin daha ayrıntılı ifadeleri için bkz. “Ming Chien, Lo, Eric Zivot. 2001. Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price. Macroeconomic Dynamics. Cambridge University Press, c.5. s.4: p 533-576.” sf. 540.

ya da hata terimleri varyansı banda göre geniş olması halinde standart birim kök testlerinin gücünün düşük olduğunu göstermektedir. Lo ve Zivot (2001) çalışmasında eşbütünleşme olmaması durumu için çok değişkenli analiz önermiş olan Horvath ve Watson (1994) testi (HW) kullanılmıştır. Testin uygulandığı model,

$$\Delta q_t = \alpha + \gamma z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Phi_i \Delta q_{t-i} + \epsilon_t \quad (4.27)$$

şeklinde tanımlanmıştır. Sıfır hipotez $\gamma = 0$ olması yani eşbütünleşme ilişkisinin var olmaması durumunu incelemektedir. Test istatistiği,

$$HW = \hat{\gamma} \text{var}(\hat{\gamma})^{-1} \hat{\gamma} \quad (4.28)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. $\hat{\gamma}$ parametresi, γ parametresinin EKK tahmincisidir. $(\text{vâr } \hat{\gamma})$, $\hat{\gamma}$ parametresinin kovaryans matrisinin EKK tahmincisidir. Eşbütünleşmenin olmadığı sıfır hipotezi altında HW istatistiğinin sınırlayıcı dağılımı iki değişkenli Brown hareketinin fonksiyonudur. Horvath ve Watson (1994) çalışmasında bu test için kritik değerler hesaplanmıştır. Hata terimleri arasında korelasyonun yüksek olması halinde ADF birim kök testinden daha yüksek güce sahip olduğu belirtilmektedir (Lo Zivot, 2001, 543).

Daha önce de belirtilmiş olduğu gibi Balke ve Fomby (1997) çalışmasının eksik kalan noktalarından biri olan doğrusallık sınaması Hansen (1997) ve (1999) çalışmalarından faydalanılarak giderilmiştir. Lo ve Zivot (2001) çalışmasında m rejim sayısını ifade etmek üzere TAR(m) model için Hansen'in yuvalanmış hipotez mantığına dayalı testi aşağıda açıklandığı şekilde uygulanmıştır. p_t , önceden bilinen β eşbütünleşme vektörüne sahip değişkenler vektörü olsun. $z_t = \beta' q_t$ için TAR(m) modelinde,

$$\beta' q_t = \delta^{(j)} + \rho^{(j)} \beta' q_{t-1} + \eta_t^{(j)} \quad (4.29)$$

Modeli her j için $\delta^{(j)} = \delta$ ve $\rho^{(j)} = \gamma$ olması halinde doğrusal otoregresif bir modeli ifade etmektedir. Hansen'in anılan yöntemi bu durumda TAR(1) modelini tanımlayan sıfır hipotezine karşı TAR(m) alternatif hipotezini test etmektedir. Bu test bazı $m > 1$ için olası tüm eşik değerlerin sup-Wald test ile sınanması ile uygulanmaktadır. Kullanılan F-istatistiği,

$$F_{1,m} = T \left(\frac{S_1 - S_m}{S_m} \right) \quad (4.30)$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Burada S_1 ve S_m , TAR(1) ve TAR(m) modelden elde edilen hata kareler toplamaları (SSR) dır. Hansen (1997) test için bootstrap metodu kullanılmasını önermiş ve olasılık değerlerini hesaplamıştır. Metot tek değişkenli TAR modelleri için geliştirilmiş olmasına karşın TVECM modelleri için genişletilebilir. Bu durumda da VECM sıfır hipotezine karşılık alternatif hipotezde TVECM sınaması yapılmaktadır. Bu tip sınama yapılması ise yine bazı $m > 1$ için test istatistiği olarak sup-LR istatistiği kullanılarak yapılmaktadır. LR istatistiği,

$$LR_{1,m} = T \left(\ln \left(\left| \hat{\Sigma} \right| \right) - \ln \left(\left| \hat{\Sigma}_m(\hat{c}, \hat{d}) \right| \right) \right) \quad (4.31)$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Burada $\hat{\Sigma}$ ve $\hat{\Sigma}_m(\hat{\gamma}, \hat{d})$, VECM ve m rejimli TVECM modellerinden elde edilen hataların varyans-kovaryans matrisleridir. Sup-LR istatistiğinin dağılımı ise standart olmadığı için bootstrap yöntemi kullanılarak p-değerleri elde edilmektedir.

Bu adımdan sonra ise modelin tanımlanması sorunu gelmektedir. İncelenen dataya uygun modelin seçiminde de (örneğin EQ-TAR ile EQ-TVECM, BAND-TAR ile BAND-TVECM seçimi gibi) yine Hansen (1999) çalışmasında önerilen yöntem kullanılmıştır. Bu sınama da iki seçenek söz konusudur. İlki modelin kaç rejim içerdiğinin sınanmasıdır. Örneğin TAR(3) model ile alternatifinde TAR(2) modelin sınanıldığı durumda hesaplanacak test istatistiği,

$$F_{2,3} = T \left(\frac{S_2 - S_3}{S_3} \right) \quad (4.32)$$

şeklinde olacaktır. Benzer biçimde TVECM(2) ile alternatif hipotezde TVECM(3) sınaması ise,

$$LR_{2,3} = T \left(\ln \left(\left| \hat{\Sigma}_2(\hat{\gamma}, \hat{d}) \right| \right) - \ln \left(\left| \hat{\Sigma}_3(\hat{\gamma}, \hat{d}) \right| \right) \right) \quad (4.33)$$

şeklinde LR istatistiğinden yararlanılarak uygulanmıştır. $\hat{\Sigma}_2(\hat{\gamma}, \hat{d})$ ve $\hat{\Sigma}_3(\hat{\gamma}, \hat{d})$ TVECM(2) ve TVECM(3) modellerinden hesaplanan hataların varyans-kovaryans

matrisleridir. Bu testlerde de $F_{2,3}$ ve $LR_{2,3}$ standart olmayan dağılıma sahip olduğu için bootstrap metodu ile p-değerleri hesaplanmıştır.

4.1.3. Hansen ve Seo (2002) TAR Eşbütünleşme Yöntemi

Hansen ve Seo (2002) çalışmalarında TAR modele uygulamış oldukları ML tahmin yöntemi vasıtasıyla hem eşik etkisini hem de eşbütünleşme vektörünü beraber sınamayı sağlayan bir yöntem geliştirmişlerdir.

Doğrusal bir eşbütünleşme mekanizması şu şekilde tanımlanabilmektedir. x_t , $I(1)$ ve p boyutlu zaman serisi olsun. $p \times 1$ boyutlu bir β eşbütünleşme vektörüne sahiptir. $v_t(\beta) = \beta'x_t$ $I(0)$ hata düzeltme terimini göstermektedir. $l+1$ dereceden doğrusal VECM aşağıdaki gibi gösterilebilir,

$$\Delta x_t = A'X_{t-1}(\beta) + u_t \quad (4.34)$$

Bu denklemde,

$$X_{t-1}(\beta) = \begin{pmatrix} 1 \\ v_{t-1}(\beta) \\ \Delta x_{t-1} \\ \Delta x_{t-2} \\ \vdots \\ \Delta x_{t-l} \end{pmatrix} \quad (4.35)$$

A , $k \times p$ boyutlu bir vektör ve $k=p/l+2$ olarak tanımlanmaktadır. $X_{t-1}(\beta)$, $k \times 1$ boyutunda bir vektördür. u_t , sonlu $\Sigma = E(u_t u_t')$ kovaryans matrisine sahip hata terimidir ve Martingale fark dizisidir. Tanımlanmasını sağlamak için β ya göre normalize etmek gerekmektedir. Bir eşbütünleşen vektör olması halinde uygulanan yöntem β vektörünün bir elemanının 1'e eşitlenmesi şeklindedir. Sistemin iki değişkenli olması ($p=2$) halinde sorun çıkmamasına karşın $p>2$ olması halinde x_t nin elemanı üzerinden eşbütünleşme vektörüne kısıt dahil olması söz konusu olmaktadır. u_t hatalarının i.i.d. Gausyan süreç izlediği varsayımı ile (β, A, Σ) parametreleri ML ile tahmin edilir. Bu parametrelerin tahminleri $(\tilde{\beta}, \tilde{A}, \tilde{\Sigma})$ olsun $\tilde{u}_t = \Delta x_t - \tilde{A}'X_{t-1}(\tilde{\beta})$ hata vektörleri olsun, (4.34) numaralı modelin γ eşik parametresi olmak üzere iki rejimli TAR eşbütünleşme modeli olarak tanımlanması halinde,

$$\Delta x_t = \begin{cases} v_{t-1}(\beta) \leq \gamma & \text{ise } A_1' X_{t-1}(\beta) + u_t, \\ v_{t-1}(\beta) > \gamma & \text{ise } A_2' X_{t-1}(\beta) + u_t, \end{cases} \quad (4.36)$$

şeklinde ifade edilebilmekle beraber aşağıdaki gibi de yazılabilmektedir,

$$\Delta x_t = A_1' X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) + A_2' X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) + u_t. \quad (4.37)$$

(4.37) numaralı denklemde $I(\cdot)$ gösterge fonksiyonu olmak üzere,

$$\begin{aligned} d_{1t}(\beta, \gamma) &= I(v_{t-1}(\beta) \leq \gamma), \\ d_{2t}(\beta, \gamma) &= I(v_{t-1}(\beta) > \gamma) \end{aligned} \quad (4.38)$$

dir. (4.37) numaralı denklemin ECM terimi değerine göre tanımlanan iki rejim vardır. A_1 ve A_2 katsayılar matrisi bu iki rejimdeki dinamikleri içinde barındırmaktadır. (4.37) numaralı model tüm katsayıların bu iki rejim arasında değişebilmesini sağlamaktadır. Eşik etkisi sadece $0 < P(v_{t-1} \leq \gamma) < 1$ olması halinde var olmakta diğer durumlarda doğrusal eşbütünleşme haline dönüşmektedir. Kısıt $\pi_0 > 0$ trimming parametresi olmak üzere (4.39) numaralı denklemde ifade edildiği şekilde oluşturulmuştur,

$$\pi_0 \leq P(v_{t-1} \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0, \quad (4.39)$$

(4.35) numaralı model hata terimi u_t i.i.d., Gaussian olduğu varsayımı ile ML yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir. Gaussian olabilirlik;

$$u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma) = \Delta x_t - A_1' X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) + A_2' X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma). \quad (4.40)$$

olması halinde,

ML $(\hat{A}_1, \hat{A}_2, \hat{\Sigma}, \hat{\beta}, \hat{\gamma})$, $L_n(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma)$. parametrelerini maksimize eden değerler olmak üzere,

$$L_n(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma) = -\frac{n}{2} \log |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n u_t(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma)' \Sigma^{-1} u_t(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma), \quad (4.41)$$

şeklinde ifade edilmektedir (Hansen, Seo, 2002, 296). Önceliğin (A_1, A_2, Σ) parametrelerine verilmesi halinde, (β, γ) parametreleri sabit tutulup (A_1, A_2, Σ) parametreleri için kısıtlı ML uygulanmaktadır. Bu durumda aşağıdaki EKK regresyonu oluşturulmaktadır,

$$\hat{A}_1(\beta, \gamma) = \left(\sum_{t=1}^n X_{t-1}(\beta) X_{t-1}(\beta)' d_{1r}(\beta, \gamma) \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n X_{t-1}(\beta) \Delta x_t' d_{1r}(\beta, \gamma) \right), \quad (4.42)$$

$$\hat{A}_2(\beta, \gamma) = \left(\sum_{t=1}^n X_{t-1}(\beta) X_{t-1}(\beta)' d_{21r}(\beta, \gamma) \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n X_{t-1}(\beta) \Delta x_t' d_{2r}(\beta, \gamma) \right), \quad (4.43)$$

$$\hat{u}_t(\beta, \gamma) = u_t(\hat{A}_1(\beta, \gamma), \hat{A}_2(\beta, \gamma), \beta, \gamma) \quad (4.44)$$

$$\hat{\Sigma}(\beta, \gamma) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{u}_t(\beta, \gamma) \hat{u}_t(\beta, \gamma)'. \quad (4.45)$$

$v_{t-1}(\beta) \leq \gamma$ ve $v_{t-1}(\beta) > \gamma$ alt örneklemeleri için (4.42) ve (4.43) numaralı denklemlerde Δx_t değişkeninin $X_{t-1}(\beta)$ vektöründe yazılmış EKK regresyonlarıdır (Hansen, Seo, 2002, 296).

Bu durumda olasılık (Likelihood) fonksiyonu,

$$\begin{aligned} L_n(\beta, \gamma) &= L_n(\hat{A}_1(\beta, \gamma), \hat{A}_2(\beta, \gamma), \hat{\Sigma}(\beta, \gamma), \beta, \gamma) \\ &= -\frac{n}{2} \log |\hat{\Sigma}(\beta, \gamma)| - \frac{np}{2}. \end{aligned} \quad (4.46)$$

olmaktadır. ML $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$, $\log |\hat{\Sigma}(\beta, \gamma)|$ ifadesinin β parametresine göre normalizasyonu kısıtı altında minimuma ulaştıran parametrelerdir ve kısıt,

$$\pi_0 \leq n^{-1} \sum_{t=1}^n 1(x_t' \beta \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0 \quad (4.47)$$

dır. A_1 ve A_2 için ML tahminleri, $\hat{A}_1 = \hat{A}_1(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ ve $\hat{A}_2 = \hat{A}_2(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ şeklindedir.

(4.46) numaralı kriter fonksiyon (criterion function) yumuşak değildir. Dolayısıyla maksimizasyonu için geleneksel birinci türevden hareketle maksimum nokta arayan (gradient hill-climbing) algoritmalar uygun değildir. $p=2$ olması halinde (β, γ) iki boyutlu uzayda tarama uygun olmakta daha yüksek boyutlu olması halinde ise genetik algoritma (Dorsey ve Mayer 1995) daha uygun görülmektedir (Hansen, Seo, 2002, 297).

$p=2$ için uygulanan algoritma aşağıdaki şekilde ifade edilmiştir (Hansen, Seo, 2002, 299);

1. Doğrusal $\tilde{\beta}$ tahminine bağlı olarak $[\gamma_L, \gamma_U]$ ve $[\beta_L, \beta_U]$ için tarama oluşturulur.
2. Bu taramada (4.37), (4.38) ve (4.39) numaralı denklemlerde tanımlandığı şekilde her (β, γ) değerleri için, $\hat{A}_1(\beta, \gamma)$, $\hat{A}_2(\beta, \gamma)$ ve $\hat{\Sigma}(\beta, \gamma)$ hesaplanır.
3. Bu taramada $\log|\hat{\Sigma}(\beta, \gamma)|$ ifadesinin en düşük değerine yakınsayan (β, γ) değerleri cinsinden $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ bulunur.
4. $\hat{\Sigma} = \hat{\Sigma}(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$, $\hat{A}_1 = \hat{A}_1(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$, $\hat{A}_2 = \hat{A}_2(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ ve $\hat{u}_t(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ elde edilir.

Üçüncü adımda log-likelihood fonksiyonunun içbükey olmaması halinde minimum olan $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ parametrelerinin tek olma garantisi yoktur. Doğrusal modellerde, $\hat{\beta}$ parametresi β parametresine n oranında yakınsamaktadır. Aynı şekilde $\hat{\gamma}$, γ parametresine n oranında yakınsamaktadır. Bu nedenlerle TAR eşbütünleşmede $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ değerlerinin (β, γ) değerlerine yakınsayacağı varsayımı da gerçekçi bir varsayımdır. Bu durumda, $\hat{A}_1$ ve $\hat{A}_2$ eğim tahminleri geleneksel normal asimtotik dağılıma β ve γ parametrelerinin bilinmesi halinde uyacaktır. Bu nedenle de standart hatalar bu parametre tahminleri için elde edilebilir.

4.1.3.1. Eşiğin varlığının testi

Sıfır hipotezi doğrusal VECM modeli tanımlasın, alternatif hipotez de iki rejimli TAR modeli göstereyin,

H_0 : Doğrusal VECM model (4.34) i göstereyin

H_1 : İki rejimli eşik model (4.36) ya da (4.37) göstereyin

Bu durumda bu modeller yuvalanmış modellerdir. H_0 $A_1 = A_2$ durumunda H_1 içinde yer almaktadır. İkinci durum da ise sıfır hipotezi doğrusal eşbütünleşme, alternatif hipotez ise TAR eşbütünleşme olarak oluşturulsun,

H_0 : Doğrusal eşbütünleşme

H_1 : TAR eşbütünleşme

Bu tip model bazlı istatistiksel testlerin seçilme nedeni doğrudan model karşılaştırmaya izin vermesi ve modeller arası ayırım yapmada yüksek güce sahip olmasıdır. Alternatif olarak Tsay (1989) ve Tsay (1998) çalışmalarının parametrik

olmayan doğrusal olmama testleri de gerek tek değişkenli gerekse çok değişkenli durumlarda kullanılabilmektedir. Ancak hem Balke ve Fomby (1997) hem de Lo ve Zivot (2001) simülasyon çalışmalarının göstermiş olduğu gibi bu tip parametrik olmayan testler karşılaştırmalı model bazlı testlerden daha düşük güce sahiptir. Hansen ve Seo (2002) çalışmalarında LM istatistiği kullanmaktadırlar. Başlıca neden hesaplama kolaylığı olmakla birlikte ikinci neden ise LR ya da Wald tipi testlerin kısıtsız modelin parametre tahminleri için dağılım teorisi gerektirmesidir.

4.1.3.2. LM Test İstatistiği

(β, γ) bilinsin ve sabit olsun. H_0 hipotezi altında model,

$$\Delta x_t = A'X_{t-1}(\beta) + u_t \quad (4.48)$$

H_1 hipotezi altında,

$$\Delta x_t = A_1'X_{t-1}(\beta)d_{1t}(\beta, \gamma) + A_2'X_{t-1}(\beta)d_{2t}(\beta, \gamma) + u_t. \quad (4.49)$$

olacaktır. Veri (β, γ) olması halinde modeller doğrusaldır. Dolayısıyla ML ile EKK sonuçları birbirine eşit hale gelecektir. (4.48), (4.49) numaralı model içinde yuvalandığı için ve modeller doğrusal olduğu için (4.49) numaralı modelden hareketle değişen varyansa sağlam olan LM-tipi istatistik hesaplanabilir. $X_1(\beta, \gamma)$ ve $X_2(\beta, \gamma)$, $X_{t-1}(\beta)d_{1t}(\beta, \gamma)$ ve $X_{t-1}(\beta)d_{2t}(\beta, \gamma)$ satırlarından oluşan matrisler olsun. $\xi_1(\beta, \gamma)$ ve $\xi_2(\beta, \gamma)$ ise $\tilde{u}_t \otimes X_{t-1}(\beta)d_{1t}(\beta, \gamma)$ ve $\tilde{u}_t \otimes X_{t-1}(\beta)d_{2t}(\beta, \gamma)$ satırlarından oluşan matrisler olsun. $\tilde{u}_t$ tanımlanmış olan doğrusal modelde hata vektörüdür ve aşağıdaki dış çarpım matrisleri (outer product matrices) yazılabilir,

$$M_1(\beta, \gamma) = I_p \otimes X_1(\beta, \gamma)' X_1(\beta, \gamma) \quad (4.50)$$

$$M_2(\beta, \gamma) = I_p \otimes X_2(\beta, \gamma)' X_2(\beta, \gamma) \quad (4.51)$$

ve

$$\Omega_1(\beta, \gamma) = \xi_1(\beta, \gamma)' \xi_1(\beta, \gamma) \quad (4.52)$$

$$\Omega_2(\beta, \gamma) = \xi_2(\beta, \gamma)' \xi_2(\beta, \gamma) \quad (4.53)$$

Bunlardan hareketle $\text{vec } \hat{A}_1(\beta, \gamma)$ ve $\text{vec } \hat{A}_2(\beta, \gamma)$ için, Eicker –White kovaryans matrisi tahmincileri $\hat{V}_1(\beta, \gamma)$ ve $\hat{V}_2(\beta, \gamma)$ aşağıdaki gibi tanımlanabilir,

$$\hat{V}_1(\beta, \gamma) = M_1(\beta, \gamma)^{-1} \Omega_1(\beta, \gamma) M_1(\beta, \gamma)^{-1}, \quad (4.54)$$

$$\hat{V}_2(\beta, \gamma) = M_2(\beta, \gamma)^{-1} \Omega_2(\beta, \gamma) M_2(\beta, \gamma)^{-1}, \quad (4.55)$$

bu kovaryans matrisleri aşağıdaki değişen varyansa karşı sağlam olan LM-tipi istatistiğe yaklaşmaktadır (Hansen, Seo, 2002, 300),

$$LM(\beta, \gamma) = \text{vec}(\hat{A}_1(\beta, \gamma) - \hat{A}_2(\beta, \gamma))' (\hat{V}_1(\beta, \gamma) + \hat{V}_2(\beta, \gamma))^{-1} \\ * \text{vec}(\hat{A}_1(\beta, \gamma) - \hat{A}_2(\beta, \gamma)). \quad (4.56)$$

β ve γ parametrelerinin bilinmesi halinde test istatistiği (4.56) numaralı denklemden elde edilen noktalar için (4.56) numaralı denklemden oluşturulacaktır. β parametresinin sıfırda tahmini $\tilde{\beta}$ dir ancak γ için sıfır hipotezi altında herhangi bir tahmini mevcut değildir. Birleşim - kesişim kuralına (union –intersection principle) bağlı olarak Davies (1987) çalışmasında aşağıdaki istatistiği önermiştir,

$$\text{SupLM} = \sup_{\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U} LM(\tilde{\beta}, \gamma) \quad (4.57)$$

Bu test için tarama alanı γ_L , $\tilde{v}_{t-1}$ nin $\% \pi_0$ kadar olması ve γ_U parametresinin $\% (1 - \pi_0)$ kadar olması düşünülerek $[\gamma_L, \gamma_U]$ olarak belirlenir. Bu (4.39) numaralı kısıtı geçerli hale getirmektedir. Andrews (1993) çalışmasında π_0 parametresinin test edilmesi için sıfıra çok yakın bir değer almaması gerektiğini çünkü bu durumda gücünün düştüğünü vurgulamıştır. Yine bu çalışmasında π_0 değerinin 0,05 ile 0,15 arasında seçilmesi önerilmiştir. Ayrıca Andrews (1993), Andrews ve Ploberger (1994) çalışmalarında $LM(\tilde{\beta}, \gamma)$ değerlerinin üstel ağırlıklı ortalamalarının daha yüksek güce sahip olacağı vurgulanmıştır. β_0 eşbütünleşme vektörün önceden bilinmesi halinde β , β_0 değerini alacak ve test (4.57) numaralı denklemde görülen şekilde olacaktır. Bu durumda test istatistiği de,

$$\text{SupLM}^0 = \sup_{\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U} LM(\beta_0, \gamma) \quad (4.58)$$

olmaktadır. Çalışmada kritik değerlerin hesaplanmasında ise bootstrap metodu kullanılmıştır.

4.2. STAR Eşbütünleşme

4.2.1. Doğrusal Olmayan STAR ECM

Kapetanios, Shin ve Snell (2003b) çalışmalarında global durağan STAR sürecine sahip iken eşbütünleşmenin varlığını sınamak için bir test geliştirmişlerdir. Çalışmada VAR modelinin kurulmasının ardından, STAR ECM mekanizması oluşturulmuş ve bu adımdan sonra genelleştirilmiş doğrusal olmayan STAR ECM kurulmuştur. Doğrusal olmayan birim kök çalışmalarına yer verilmiş olan bölümde ayrıntılı olarak incelenmiş olan Kapetanios, Shin ve Snell, (2003a) çalışmalarında önerilen test eşbütünleşme parametrelerinin bilinmesi halinde eşbütünleşme testi olarak da kullanılabilir. Ancak bu çalışmada başlı başına bir eşbütünleşme testi oluşturmuşlardır.

Kapetanios, Shin ve Snell (2003b) çalışmasında eşbütünleşme ilişkisine karşı global durağan ESTAR sürecini test etmişlerdir. Dolayısıyla hipotezler eşbütünleşme yok ve alternatifinde de durağan ESTAR eşbütünleşme şeklinde oluşturulmuştur. Test ise doğrusal olmama derecesinin ayarlanma hızını gösteren parametrenin anlamlılığının testi şeklindedir. İki test istatistiği hesaplanmıştır. Birincisi t_{NLECM} (doğrusal olmayan ESTAR ECM regresyonundan elde edilen t tipi test istatistiği.) ve t_{NLEG} Engle ve Granger (1987) doğrusal eşbütünleşme istatistiğine eş, doğrusal olmayan test istatistiğidir. Yapılan Monte Carlo çalışması Engle ve Granger (1987) testine nazaran daha güçlü olduğu ve daha iyi örnek özellikleri olduğunu göstermiştir. t_{NLECM} testi, parametre tahmincilerinin eşbütünleşme regresyonunda zayıf içsel olması halinde doğrusal ve doğrusal olmayan Engle ve Granger (1987) testleri karşısında daha iyi sonuç verdiği ortaya çıkmıştır.

Doğrusal eşbütünleşme analizinde doğrusal regresyon,

$$y_t = \beta'x_t + u_t \quad (4.59)$$

şeklinde tanımlansın. Burada,

$$\Delta x_t = v_t \quad (4.60)$$

olması halinde, y_t I(1) sürecine sahip bir değişken olsun. x_t , $k \times 1$ boyutunda I(1) değişkenler vektörüdür. Hata terimleri $(u_t, v_t)'$ genel durağan bir süreç izlediği varsayılmaktadır. Ayrıca u_t AR(1) süreci izlemektedir.

$$\Delta u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.61)$$

ε_t i.i.d., sıfır ortalamalı σ_ε^2 sonlu varyansa sahip bir süreçtir. x_t , ε_t ye göre zayıf dışsaldır. Bu doğrusal durumda $\rho = 0$ ise y_t ve x_t eşbütünleşen değildir. $\rho < 0$ ise aralarında eşbütünleşme ilişkisi mevcuttur. Eşbütünleşme sınaması Engle ve Granger (1987) çalışmalarında önermiş oldukları yöntem esas alınarak uygulanmıştır.

$$\Delta \hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.62)$$

(4.59) numaralı denklemden elde edilen hatalar, $\hat{u}_t = y_t - \hat{\beta}'x_t$ elde edilir. $\hat{\beta}$, β parametresinin EKK tahminidir. Alternatif test yöntemi ise (4.59) numaralı denklemin birinci farkını alarak ve (4.61) numaralı denklem ile birleştirerek yapılmaktadır. Buradan da aşağıdaki denklem elde edilmektedir,

$$\Delta y_t = \beta' \Delta x_t + \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.63)$$

$\rho = 0$ ise (4.63) sadece bir fark almayı gerektiren doğrusal bir regresyona dönüşmekte ve aralarında bir eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına işaret etmektedir. Bu durumda (4.64) numaralı regresyonda $\rho = 0$ ile $\rho < 0$ hipotezlerinin tek taraflı t testi ile sınanması yeterli olmaktadır.

$$\Delta y_t = \beta' \Delta x_t + \rho \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.64)$$

(4.63) numaralı denklemden hareketle ECM tipi test yapılarak hatalar ile test yapılmaksızın eşbütünleşme incelenebilmektedir. ECM tipi test yapma nedeni Engle ve Granger (1987) testine nazaran çok daha yüksek güce sahip olmasıdır. Kapetanios, Shin ve Snell (2003b) çalışmalarında ise bu testlere ek olarak doğrusal olmamayı da içine alan bir yöntem geliştirilmiştir. Bu durumda aşağıdaki genel model ele alınmaktadır,

$$\Delta u_t = F(u_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4.65)$$

$F(\cdot)$ fonksiyonunun çeşitli formları düşünülebileceği gibi yapmış oldukları çalışma $F(\cdot)$ fonksiyonunun özel bir hali olan ESTAR fonksiyonel formu ile ilgilenmektedir. Dolayısıyla,

$$F(u_{t-1}) = \gamma u_{t-1} \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}\right) \quad (4.66)$$

durumu incelenmektedir. Bu durumda (4.65) numaralı denklem,

$$\Delta u_t = \gamma u_{t-1} \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}\right) + \varepsilon_t \quad (4.67)$$

halini almaktadır. Kapetanios, Shin ve Snell (2003a) çalışmalarında $\theta > 0$ ve $-2 < \gamma < 0$ olduğu sürece u_t hatalarının (4.67) numaralı denklemde geometrik olarak ergodik ya da global durağan olduğu gösterilmiştir. (4.64) ve (4.67) numaralı denklemler birleştirildiğinde,

$$\Delta y_t = \gamma u_{t-1} \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}\right) + \beta' \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (4.68)$$

elde edilmektedir ki bu da doğrusal olmayan bir STAR modelidir (Kapetanios, Shin, Snell, 2003b, 3-4). Kapetanios, Shin ve Snell (2003a) testinde eşbütünleşme olmadığını gösteren sıfır hipotezi ve alternatifi olan doğrusal olmayan ESTAR eşbütünleşme hipotezleri aşağıdaki gibidir,

$$H_0 : \theta = 0 \quad (4.69)$$

$$H_1 : \theta > 0 \quad (4.70)$$

θ parametresinin pozitif değer alması u_{t-1} 'in durağanlığına işaret etmektedir. Doğrusal olmayan STAR ECM modelinde (4.68), β ve γ parametreleri sıfır hipotezi altında tanımlanamamıştır (Kapetanios, Shin, Snell, 2003b, 5). Bu sorunun çözümleri genellikle tanımlanamayan parametreler sorunu çıkarmakta ve çözüm olarak da genellikle β ve γ parametrelerinin mümkün değerleri için test istatistiği hesaplayarak çözülmeye çalışılmaktadır. Ancak zayıf içsellik ve hata terimlerinde serisel bağımlılık olması halinde başarısız olması nedeniyle bu yaklaşım zaman serisi modellerine biraz kısıtlı bir kullanım alanı bulmaktadır. Zayıf dışsallık varsayımının esnetilmesi halinde, doğrusal olmayan STAR modeli (4.59), (4.60) ve (4.67) numaralı denklemlerdeki gibi tanımlansın. Başta sadece v_t ve ε_t hatalarının arasında eş zamanlı (contemporaneous) korelasyon olduğu varsayımından hareketle,

$$\varepsilon_t = \pi'v_t + e_t = \pi'\Delta x_t + e_t \quad (4.71)$$

burada e_t hataları i.i.d. ve sıfır ortalamalı sabit varyanslıdır. Bu durumda (4.59), (4.67) ve (4.68) aşağıdaki gibi birleştirilebilir,

$$y_t = \alpha'x_t + u_t^* \quad (4.72)$$

$$\Delta u_t^* = \gamma u_{t-1}^* \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^{*2}}\right) + e_t \quad (4.73)$$

$$\Delta y_t = \gamma u_{t-1}^* \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^{*2}}\right) + \alpha' \Delta x_t + e_t \quad (4.74)$$

burada $\alpha = \beta + \pi$ dir. (4.72) ve (4.74) modellerinin tahmini sıfır hipotezi altında olması halinde (4.72), (4.73) ve (4.74) numaralı denklemler (4.59), (4.67) ve (4.68) numaralı denklemler ile eşit olacaktır. Bu nedenle (4.59), (4.67) ve (4.68) numaralı denklemlerden elde edilen doğrusal olmayan eşbütünleşme istatistiklerinin asimtotik boş dağılımı (4.72), (4.74) ve (4.75) numaralı denklemlere eşit olmaktadır (Kapetanios, Shin, Snell, 2003b, 5). (4.68) numaralı denklemde yer alan ε_t hata terimlerinin serisel korelasyonlu olduğu ve bu serisel korelasyonun sonlu p gecikmeye sahip doğrusal AR biçiminde olduğu varsayılırsa,

$$\Delta u_t = \gamma u_{t-1} \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}\right) + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta u_{t-j} + \eta_t \quad (4.75)$$

oluşmaktadır. Burada η_t i.i.d. ve sıfır ortalama etrafında değişir ve sabit varyanslıdır. (4.75) ile (4.69) numaralı denklemlerin birleştirilmesi halinde,

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \beta' \Delta x_t + \gamma u_{t-1} \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}\right) + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta u_{t-j} + \eta_t \\ &= \beta' \Delta x_t + \gamma u_{t-1} \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}\right) + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_j' \Delta x_{t-j} + \eta_t \end{aligned} \quad (4.77)$$

elde edilir. Burada, $\lambda_j = -\varphi_j \beta$ dir. Said ve Dickey (1984) çalışmasında da değinildiği gibi (4.76) numaralı denklemde $\theta = 0$ sıfır istatistiğinin test edilmesinde serisel korelasyon olmayan hataların var olması durumu ile aynı sonuç elde edilmektedir.

Sonuç olarak (4.71) numaralı modeldeki gibi eş zamanlı korelasyon olması ve (4.75) numaralı denklemdeki gibi serisel korelasyon olması durumu (4.68) numaralı

denklemden birleştirilirse, aşağıdaki genel doğrusal olmayan ESTAR ECM model elde edilmektedir,

$$\Delta y_t = \gamma u_{t-1} \left(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}\right) + \alpha' \Delta x_t + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_j' \Delta x_{t-j} + e_t \quad (4.77)$$

Burada e_t i.i.d. süreci izler ve (4.77) numaralı denklemdeki tüm parametre tahminicileri zayıf dışsaldır. Tüm bunların özel durumları tanımlamasından yola çıkarak genelleştirilme yapılması halinde, veri yaratma süreci $z_t = (y_t, x_t')'$ olsun, $p+1$ fark düzeyinde genel VAR modeli,

$$z_t = \sum_{i=1}^{p+1} \Phi_i z_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4.78)$$

olarak tanımlanır. Burada ϕ_i , $i=1, \dots, p+1$, ve $(k+1) \times (k+1)$ boyutunda bilinmeyen parametreler matrisidir. ε_t i.i.d. $(0, \Sigma)$ olan hata süreci vektörüdür ve Σ , pozitif tanımlı $(k+1) \times (k+1)$ boyutlu matristir. Başlangıç değerleri $Z_0 \equiv (z_{-p}, \dots, z_0)$ veridir. VAR ($p+1$) model (4.79) ECM vektör formunda,

$$\Delta z_t = \Pi z_{t-1} + \sum_{i=2}^p \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4.79)$$

olarak yazılabilir. Çalışmanın temeli y_t değişkeninin x_t k -vektör ve z_t ile Z_0 in geçmiş değerlerine bağlı olarak modellenmesidir. Hata terimi ε_t 'nin z_t ile $\varepsilon_t = (\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{xt}')'$ ve varyans matrisi olan

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{yy} & \sigma_{yx} \\ \sigma_{xy} & \sigma_{xx} \end{pmatrix} \quad (4.80)$$

olarak parçalarına ayrılması halinde ε_{yt} ve ε_{xt} terimleri ile aşağıdaki gibi ifade edilebilir,

$$\varepsilon_{yt} = \sigma_{yx} \sum_{xx}^{-1} \varepsilon_{xt} + e_t \quad (4.81)$$

(4.81) numaralı denklemde, $e_t \sim iid(0, \sigma_e^2)$, $\sigma_e^2 \equiv \sigma_{yy} - \sigma_{yx} \sum_{xx}^{-1} \sigma_{xy}$ ve e_t , ε_{xt} den bağımsızdır. (4.81) numaralı denklemi (4.79) numaralı denklemin içine yerleştirince, $\Pi_x = 0$ varsayımı ile,

$$\Pi = (\pi'_y, \Pi'_x)', \Gamma_i = (\gamma'_{yi}, \Gamma'_{xi})', i = 1, \dots, p \quad (4.82)$$

olarak ayrıştırılırsa, Δy_t için aşağıdaki koşullu ECM modeli elde edilir.

$$\Delta y_t = \pi_y z_{t-1} + \omega' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \psi'_i \Delta z_{t-i} + e_t \quad (4.83)$$

Bu durumda Δx_t için marjinal VAR modeli,

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^p \Gamma_{xi} \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{xt} \quad (4.84)$$

şeklinde oluşturulmaktadır. Burada, $i = 1, \dots, p$ iken $\omega \equiv \sum_{xx}^{-1} \sigma_{xy}$ ve $\psi'_i \equiv \gamma'_{yi} - \omega' \Gamma_{xi}$ dir. $\Pi_x = 0$ varsayımı x_t sürecinin (4.83) numaralı denklemin parametreleri için zayıf dışsal olduğu anlamına gelmektedir. Bu nedenle y_t ve x_t arasında en az bir eşbütünleşme ilişkisi mevcuttur ancak (4.83) numaralı denklemdeki parametreler (4.84) numaralı denklemdeki parametrelerden bağımsızdır. Değişme dışı (variation free) (4.83) numaralı denkleme

$$\pi_y z_{t-1} = \rho (y_{t-1} - \beta' x_{t-1}) = \rho u_{t-1} \quad (4.85)$$

yerleştirilir ve (4.67) numaralı denkleme STAR ECM uygulanırsa aşağıdaki genelleştirilmiş doğrusal olmayan ESTAR ECM model elde edilmektedir,

$$\Delta y_t = \gamma u_{t-1} (1 - e^{-\theta u_{t-1}^2}) + \omega' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \psi'_i \Delta z_{t-i} + e_t \quad (4.86)$$

uygulamada Δy_t ve Δx_t için farklı fark dereceleri ile çalışılabilmektedir (Kapetanios Shin, Snell, 2003b, 6-7).

4.2.2. STAR Eşbütünleşmenin Test Edilmesi

(4.86) numaralı denklem ile gösterilen genel doğrusal olmayan STAR-ECM modeli için iki tip eşbütünleşme testi önerilmektedir. Engle ve Granger (1987) ve Balke ve Fomby (1997) çalışmalarında tanımlanan yöntem izlenmekte ve sonrasında hata tabanlı iki basamaklı yaklaşım ile birleştirilmektedir. İlk adımda hata terimleri, (4.59) numaralı denklemden $\hat{u}_t = y_t - \hat{\beta}' x_t$ elde edilmektedir. İkinci adımda γ parametresinin tanımlanmamış olması nedeniyle ortaya çıkan Davies probleminin

çözümü için Kapetanios, Shin ve Snell, (2003a) çalışmasında geliştirilen yöntem izlenir ve (4.56) numaralı denklem aşağıdaki gibi genişletilir,

$$\Delta y_t = \delta u_{t-1}^3 + \omega' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \psi_i' \Delta z_{t-i} + e_t \quad (4.87)$$

$(1 - e^{-\theta u_{t-1}^2})$ terimine $\theta = 0$ sıfır hipotezi altında birinci derece Taylor yaklaşımı uygulanır (Kapetanios, Shin, Snell, 2003b, 7).

(4.87) numaralı denklemdeki hata terimleri tahmini olan $\hat{u}_t$ kullanılarak $\delta = 0$ (eşbütünleşme olmaması) $\delta < 0$ (doğrusal olmayan ESTAR eşbütünleşme) olması durumu t-istatistiği ile test edilebilmektedir. $\delta = 0$ için t-testi yapılması halinde t_{NLECM} aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır,

$$t_{NLECM} = \frac{\hat{u}_{-1}^{3'} Q_1 \Delta y}{\sqrt{\hat{\sigma}^2 \hat{u}_{-1}^{3'} Q_1 \hat{u}_{-1}^3}} \quad (4.88)$$

ayrıca, $\hat{u}_{-1}^3 = (\hat{u}_0^3, \dots, \hat{u}_{T-1}^3)'$, $Q_1 = I_T - S(S'S)^{-1} S'$, $S = (\Delta X, \Delta Z_{-1}, \dots, \Delta Z_{-p})$, $\Delta X = (\Delta x_1, \dots, \Delta x_T)'$, $\Delta Z_{-i} = (\Delta z_{1-i}, \dots, \Delta z_{T-i})'$, $i = 1, \dots, p$ $\Delta y = (\Delta y_1, \dots, \Delta y_T)'$ olması halinde,

$$\hat{\sigma}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \left(\Delta y_t - \hat{\delta} \hat{u}_{t-1}^3 - \hat{\omega}' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \hat{\psi}_i' \Delta z_{t-i} \right)^2 \quad (4.89)$$

elde edilir. Burada, $\hat{\delta}, \hat{\omega}, \hat{\varphi}_i$, $i=1, \dots, p$ olmak üzere, $\delta, \omega, \varphi_i$ $i=1, \dots, p$ parametrelerinin EKK tahmincileridir. Alternatif olarak doğrusal Engle ve Granger (1987) eşbütünleşme testine benzer t_{NLEG} adlı test yapılmaktadır. Bu testin test istatistiği aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır (Kapetanios, Shin, Snell, 2003b, 8),

$$t_{NLEG} = \frac{\hat{u}_{-1}^{3'} Q_2 \Delta \hat{u}}{\sqrt{\hat{\sigma}^2 \hat{u}_{-1}^{3'} Q_2 \hat{u}_{-1}^3}} \quad (4.90)$$

ve $i = 1, \dots, p$ ise,

$$\Delta \hat{u} = (\Delta \hat{u}_1, \dots, \Delta \hat{u}_T)' \quad (4.91)$$

$$Q_2 = I_T - \Delta U_p (\Delta U_p' \Delta U_p)^{-1} \Delta U_p' \quad (4.92)$$

$$\Delta U_p = (\Delta \hat{u}_{-1}, \dots, \Delta \hat{u}_{-p}) \quad (4.93)$$

$$\Delta \hat{u}_{-i} = (\Delta \hat{u}_{1-i}, \dots, \Delta \hat{u}_{T-i})' \quad (4.94)$$

şeklinde tanımlanmak üzere aşağıdaki denklem yardımı ile hesaplanmaktadır,

$$\Delta \hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1}^3 + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta \hat{u}_{t-i} + \xi_t \quad (4.95)$$

burada,

$$\hat{\sigma}_{EG}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \left(\Delta \hat{u}_t - \delta \hat{u}_{t-1}^3 - \sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i \Delta \hat{u}_{t-i} \right)^2 \quad (4.96)$$

dır. $\hat{\delta}, \hat{\phi}, \delta, \phi$ parametrelerinin EKK tahminleridir.

Teorem 3.1. Doğrusal olmayan genel ESTAR ECM modeli (4.86) numaralı denklemde tanımlandığı gibi olsun. (4.69) numaralı denklemde sıfır hipotezinde gösterildiği gibi (4.88) ve (4.90) numaralı denklemde tanımlanmış olan t_{NLECM} ve t_{NLEG} istatistiği aşağıdaki asimtotik dağılım özelliklerine sahiptir (Kapetanios, Shin, Snell, 2003b, 8),

$$t_{NLECM} \Rightarrow \frac{\int B(r)^3 dW(r)}{\sqrt{\int B(r)^6 dr}} \quad (4.97)$$

$$t_{NLEG} \Rightarrow \frac{\int B(r)^3 dB(r)}{(1 + \tau' \tau) \sqrt{\int B(r)^6 dr}} \quad (4.98)$$

burada $\Rightarrow$ işareti zayıf yakınsamayı göstermektedir.

$$B(r) = W(r) - w(r)' \left(\int_0^1 w(r) w(r)' \right)^{-1} \left(\int_0^1 w(r) W(r) \right) \quad (4.99)$$

$$\tau = \left[\int_0^1 w'(r) w(r) dr \right]^{-1} \left[\int_0^1 w'(r) W(r) dr \right] \quad (4.100)$$

burada $W(r)$ ve $w(r)$ bağımsız sayıl (scalar) ve standart, $r \in [0,1]$ de tanımlı, k vektör Brown hareketidir.(4.70) numaralı denklemde gösterilen alternatif altında

t_{NLECM} ve t_{NLEG} istatistikleri negatif sonsuza yakınsar (Kapetanios, Shin, Snell, 2003b, 9).

(4.59) numaralı denklemdeki deterministik bileşenlerin birbirine uyması için regresyon sabit içerecek şekilde,

$$y_t = a_0 + \beta'x_t + u_t \quad (4.101)$$

ve hem sabit hem de trend bileşeni içerecek şekilde kurulmuştur,

$$y_t = a_0 + a_1t + \beta'x_t + u_t \quad (4.102)$$

(4.101) ve (4.102) numaralı denklemler tekrar yazılırsa (*) ortalamadan arındırılmış ve (+) indisi de trendden arındırılmış serileri göstermek üzere (4.103) ve (4.104) numaralı denklemler elde edilir.

$$y_t^* = \beta'x_t^* + u_t^* \quad (4.103)$$

$$y_t^+ = \beta'x_t^+ + u_t^+ \quad (4.104)$$

Bu durumda t_{NLECM} ve t_{NLEG} istatistikleri aşağıdaki şekilde elde edilir. (4.103) ve (4.104) numaralı denklemden elde edilen hata terimleri ile aşağıdaki denklemler oluşturulur,

$$\Delta y_t^* = \delta \hat{u}_{t-1}^* + \omega' \Delta x_t^* + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i' \Delta z_{t-i}^* + e_t \quad (4.105)$$

$$\Delta y_t^+ = \delta \hat{u}_{t-1}^+ + \omega' \Delta x_t^+ + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i' \Delta z_{t-i}^+ + e_t \quad (4.106)$$

Burada,

$$\hat{u}_t^* = y_t^* - \beta'x_t^* \quad (4.107)$$

ve

$$\hat{u}_t^+ = y_t^+ - \beta'x_t^+ \quad (4.108)$$

t_{NLECM} istatistiği (4.105) ve (4.106) numaralı denklemlerde yer alan $\delta = 0$ için t istatistiği ile elde edilir. t_{NLEG} istatistiği de benzer biçimde elde edilmektedir. Sıfırdan farklı yığılıma sahip bir regresyon için (4.101) t_{NLECM} ve t_{NLEG} istatistiklerinin asimtotik dağılımları (4.97) ve (4.98) numaralı denklemlerdeki gibi olacaktır. Ancak

$W(r)$ ve $w(r)$ ortalamadan arındırılmış $r \in [0,1]$ de tanımlı $\tilde{W}(r)$ ve $\tilde{w}(r)$ Brown hareketi ile değişecektir. Aynı şekilde yığılım ve doğrusal trendin sıfırdan farklı olduğu durumda (4.102) $W(r)$ ve $w(r)$ trendden ve ortalamadan arındırılmış $\hat{W}(r)$ ve $\hat{w}(r)$ olarak gösterilen Brown hareketi ile yer değiştirecektir (Kapetanios, Shin, Snell, 2003b, 10). t_{NLEGDF} ve t_{NLECM} istatistikleri için asimtotik kritik değerler çalışmada verilmiştir (Kapetanios, Shin, Snell, 2003b, 15).

5. TÜRKİYEDE ÜCRET VE ÜRETİM İLİŞKİSİNİN ANALİZİ

Bu bölümde ilk olarak analiz yöntemi olan TAR eşbütünleşme konusunda literatürde yer alan çalışmalar hakkında kısaca bilgi verilecektir. İkinci alt başlıkta ücret ile üretim ilişkisinin incelendiği çalışmalarla ilgili literatür hakkında bilgi verilecektir. Son olarak da yapılmış olan Türkiye analizinin sonuçları tartışılacaktır.

5.1 TAR Eşbütünleşme Analizi Literatürü

TAR eşbütünleşme analizi Hansen ve Seo (2002) çalışmasında önerilen yöntem bağlamında geliştirilmiştir. Bu yöntem genellikle faiz oranları, faiz oranlarının vade yapısı ve enflasyon konularında incelemelerde kullanılmıştır. Hansen ve Seo (2002) çalışmasını temel alan bu çalışmaların ortak bir noktası da eşbütünleşme analizinin ilk adımı olan birim kök sınamasının tüm çalışmalarda geleneksel birim kök testleri ile gerçekleştirilmiş olmasıdır. Çalışmaların bazılarının sunumunda sayısal ayrıntılara başvurulma nedeni uygulamada elde edilen sonuçların ve çeşitliliğin gösterilmek istenmesindendir.

Hansen ve Seo (2002) çalışması esas alınarak yapılmış olan ilk analiz Root ve Lien (2003) çalışması olarak karşımıza çıkmaktadır. Çalışmasında eşik eşbütünleşme sisteminde etki-tepki analizini doğal gaz gelecek piyasası (future market) üzerine incelenmiştir. Genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonu yardımıyla hem şokun büyüklüğü hem de serilerin geçmişi ile ilgili bilgiler elde edilmiştir.

Bu piyasada dışsal bir şok olması halinde uzun dönem dengesine dönme eğilimi araştırılmıştır. Eşik etkisine sahip bir sistemde, sistemin dışsal bir şoka vereceği tepkinin incelenmesi mümkündür. Bu incelemenin yapılma yöntemi ise etki tepki analizidir. Doğrusal olmayan modellerin özellikleri nedeniyle şokların büyüklüğüne ve gerçekleşme zamanına göre etki-tepki analizi sonuçları farklılık göstermektedir.

Çalışma sonucunda doğal gaz piyasasında gelecek kontratları uzunluğunun genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonunun oluşturulmasında önemli etkiye sahip olduğu sonucuna varılmıştır. Yapılan kontratların dönemi uzadıkça dışsal bir şokun sonucunda sistemin dengeye dönme hızının düştüğü görülmüştür.

Bajo-Rubio, Diaz-Roldan ve Esteve (2006) hükümetlerin bütçe açıkları belirli bir değerin üzerine çıkması halinde müdahale etmesi gerekeceği düşüncesinden hareketle hükümet harcamaları ile gelirler arasında doğrusal olmayan eşbütünleşme analizi yapmışlardır. Bu bağlamda İspanya’da bütçe açığının sürdürülebilirliği test edilmiştir.

1964–2003 döneminde yıllık verilerle, 1982:01–2004:01 döneminde üç aylık veriler ile incelenmiştir. İlk etapta DF, PP, Ng-Perron ile birim kök analizi yapılmıştır. Yıllık verilerle incelenen dönemde eşik eşbütünleşmeye işaret eden sonuçlar elde edilmiştir. $\beta = 1$ olarak sabit tutulduğunda doğrusal eşbütünleşme reddedilmiştir. Tahmin edilen eşik değeri 5,30 olarak bulunmuş. $w_t = gr_t - rev_t$ (bütçe açığı) Dolayısıyla hükümet harcamaları gelirlerinin %5,30 üzerinde olması halinde ilk rejim gerçekleşmektedir. Başka bir deyişle bütçe açığının GSYİH’ya oranını %5,30 üstünde olması halinde ilk rejimde yer almaktadır. Bu rejim %13’lük gözlem sayısını içeren olağandışı rejimdir. Gözlemlerin %87’sini içeren diğer rejimin ise bütçe açığının GSYİH’ya oranının %5,30 altında kalması durumunda gerçekleştiği görülmüştür.

Çeyreklik veride ise $\beta=1,02$, $\gamma=1,41$ sonuçları elde edilmiştir. Gözlem değerlerinin birinci rejim %84, ikinci rejim %16’sını içermektedir. VAR modellerinde, yıllık verilerle bir gecikme çeyreklik verilerde iki gecikme uzunluğu belirlenmiştir.

Aslanidis ve Kouretas (2005) Yunanistan’da paralel ve resmi döviz piyasalarının incelendiği çalışmada kısa ve uzun dönem ilişkisi TVECM ile test edilmiştir.

Her iki veri de logaritması alınarak analiz yapılmıştır. Birim kök analizinde ERS (1999) çalışmasında geliştirilen DF-GLS testi uygulanmıştır. Bu testin yanı sıra KPSS testi uygulanmıştır. Serilerin farkı alınarak birim kök analizi yapılmıştır. Her bir döviz kuru için $\Delta e_t = 100 * (e_t - e_{t-1})$ dönüşümü uygulanarak her bir para biriminin bir önceki döneme göre nominal getiri oranı % olarak alınmıştır.

İlk olarak doğrusal VECM uygulanmış ve maksimum gecikme uzunluğu üç olarak seçilmiştir. Üçüncü gecikme anlamsız olduğu için iki gecikme uzunluğu ile elde edilen sonuç kabul edilmiştir. TVECM uygularken de AIC ve BIC kriterlerini dikkate alarak iki seçilmiştir. Eşik değeri 0,115 olarak hesaplanmıştır.

Gascoigne (2004) çalışması Hansen ve Seo (2002) test yöntemini daha büyük sistemler ve birden çok eşbütünleşme vektörü olması durumu için geliştirmiş ve İngiltere faiz oranlarında vade yapısı üzerinde çalışmışlardır. Etkinlik kaybı olmaksızın bazı gerek koşullar azaltılmıştır. Ayrıca İngiltere'nin faiz oranlarında vade yapısı için üç boyutlu ve iki eşbütünleşme ilişkisine sahip VECM uygulaması yapmıştır (Bu çalışmada kullanılmış olan tahmin yöntemine ekler bölümünde kısaca değinilecektir.).

İki değişkenli ve bir eşbütünleşme vektörlü durum için bu çalışmanın sağladığı avantaj bootstrap sayısını azaltmak iken en önemli avantajı ikiden fazla eşbütünleşme parametresi olması ve daha fazla vektör olması halinde de test yapılabilmesini sağlamasıdır.

Çalışmada daha az sapma ile Hansen ve Seo (2002) metodu kadar etkin parametre tahminleri elde edildiği ispatlanmıştır. Çok değişkenli durumda bir den çok eşbütünleşme vektörü hesaplanabildiği görülmüştür.

Clements ve Galvao (2004) ABD faiz oranları vade yapısı üzerine çalışmış, kısa-uzun dönem faiz oranları arasında doğrusal olmayan eşbütünleşme analizi yapılmıştır. Vade yapısına beklentileri katarak Compbell ve Shiller (1987) çalışmasına benzer yapıyı eşik modellere uygulamışlardır.

Esteve, Gil-Pareja, Martinez-Serrano ve Llorca-Vivero (2006), Hansen ve Seo (2002) çalışmasında geliştirilmiş olan yöntemi kullanarak ABD mal ve hizmet enflasyonu arasında TAR eşbütünleşme ilişkisini incelemiştir. Bu konuda doğrusal eşbütünleşme bulmuş olan Peach, Rich ve Antoniadis (2004) çalışması mevcuttur. Dolayısıyla Peach, Rich ve Antoniadis (2004) çalışmasında da kanıtlanan mal enflasyonundaki önemli bir artışın hizmetler enflasyonunda uzun dönemde düşüş ile cevap vererek uzun dönem dengesinin yakalanacağı sonucu doğrusal olmayan eşbütünleşme testi ile tekrar sınanmıştır. Doğrusal olmayan yapının uzun dönem dengesine etkisi incelenmiş ve iki enflasyon oranı arasındaki açığın uzun dönemde dengeye gelme eğiliminin ancak belirli bir eşik değeri yakalanması ile olacağı ortaya konmuştur. Yapılan çalışmada VAR modelleri için gecikme uzunluğuna AIC, BIC bilgi kriterleri kullanılarak karar verilmiştir.

Esteve (2006) çalışmasında İspanya'daki faiz oranlarının vade yapısı incelenmiştir. Serilere öncelikle durağanlık derecesinin saptanması için ADF ve PP testlerinin

modifiye edilmiş hali olan Ng ve Perron (2001) testi uygulanmıştır. eşbütünleşme testi olarak Hansen ve Seo (2002) uygulanmış ve tek gecikme ile eşbütünleşme vektörünün tahminine dayanan yöntemin yanı sıra β parametresinin sabit kabul edildiği test yöntemleri uygulanmıştır. VAR gecikme sayısı AIC ve BIC kriterlerine göre iki olarak belirlenmiş ancak bir gecikme içinde sonuçlar verilmiştir. β parametresinin sabit tutulmaması halinde TAR eşbütünleşmenin olmadığına İspanya faiz oranlarının doğrusal eşbütünleşme testleri ile daha iyi açıklanabildiği kararına varılmıştır.

Seo (2006) çalışmasında alternatif hipotezin TAR eşbütünleşme olması halinde klasik eşbütünleşme testlerinin gücünün düşük olabilmesi nedeniyle eleştirilmiştir. Pippenger ve Georing (2000), Taylor (2001) çalışmalarında bu güç kaybına değinilmekle birlikte Hansen ve Seo (2002) çalışmasında kullanılan bu yöntem Seo (2006) tarafından da eleştirilmiştir. Buradan yola çıkılarak Seo (2006) çalışmasında alternatif hipotezde hem lineer hem TAR eşbütünleşme olduğu durum için test geliştirilmiştir.

Bu çalışma önceden tahmin edilen eşbütünleşme vektör ile TVECM tahminine dayalı yeni bir eşbütünleşme testi geliştirmiştir.

Bu şekilde H_0 doğrusal eşbütünleşmenin olmaması hipotezi karşısında H_1 doğrusal eşbütünleşme, TAR eşbütünleşme olmak üzere alternatif hipotezi sınama yoluna gitmişlerdir. Ancak bu çalışmada da kendisinin de ifade ettiği gibi tamamlanması gereken hususlar mevcuttur.

Örneğin eşbütünleşme vektörün hesaplanması gerektiği durumda doğrusal eşbütünleşme sıfır hipotezinin nasıl test edileceği konusu henüz açık değildir. Eşik eşbütünleşme olmaması sıfır hipotezi hala çalışılmamış bir konudur. Bu noktada en önemli zorluk iktisadi anlamlılığının henüz açıklığa kavuşmamış olmasıdır. İkinci nokta ise asimtotik dağılım teorisinin bu çalışmadan oldukça farklı olacağıdır.

5.2 Ücretler ile Üretim İlişkisi

Bu alt bölümde ücret ile üretim ilişkisini inceleyen çalışmalar konusunda bilgi verilmesi amaçlanmaktadır. Türkiye için yapılmış olan çalışmalarda da diğer ülkeler için yapılmış olan çalışmalarda da reel ücretler ile sanayi üretim endeksi arasındaki ilişki doğrusal olmayan zaman serileri yöntemleri ile analiz edilmemektedir. Bunda

şüphesiz konuya yönelik ilgi azlığının etkisi de bulunmaktadır. İlgi azlığının gerisindeki neden araştırıldığında ise ilişkinin daha çok gelişmekte olan ülkelerde karşımıza çıkan bir konu olmasıdır. Gelişmiş ülkelerde reel ücretler ve üretim arasındaki ilişki bizim incelediğimiz boyutların dışındadır. Nitekim İngiltere 1960 yılından itibaren verimliliğe göre ücret ödeme uygulamasına geçmiştir. ABD benzer uygulamaları II. Dünya Savaşı'ndan beri sürdürmektedir. Yükselen ülkelere bakıldığında zaman ise bu yapıyı yakalamak zordur. Analizimiz gereği Türkiye'de ücret ve üretim arasındaki ilişki doğrusal olmayan analizler çerçevesinde incelenecektir.

Ücret değişkeni bağlamında yaklaşıldığında 1980 askeri darbesi ücretleri baskı altında tutmuşsa da tek parti hükümetine geçişle birlikte reel ücretler yükselmeye başlamış 1994 ekonomik krizi ücretler için ikinci bir kopuş sürecini başlatmıştır. 2001 yılı ikinci bir kopuş sürecidir. Bu süreçler çok ani geçişler yaratmaktadır. Üretim değişkeni incelendiğinde aynı noktalar yine karşımıza çıkmakta, hükümet politikalarının üretim üzerindeki etkilerine 1987, 1991, 1994, 1997–1998 ve 2001 krizlerinin yarattığı etkiler dahil olmakta, bu etkilerin sonucu olarak yaşanan keskin geçişler TAR analizini haklı çıkarmaktadır.

Konunun ekonometrik boyutu bir tarafa bırakılarak bu iki değişken arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmalar dikkate alınacak olursa farklı yaklaşımlar olduğu görülecektir. Reel ücretler ile sanayi üretimi ya da sanayi üretimindeki değişimi inceleyen bazı çalışmalarda enflasyon ile büyüme arasındaki ilişki incelenirken reel ücretlerin enflasyonun bir yansıması olarak ele alındığı, büyümenin göstergesi olarak da sanayi üretimini kullanıldığı görülmektedir. Bu yönde yapılmış olan analizler bu çalışmanın konusu dışında kalmaktadır.

Reel ücretler ile üretim arasındaki ilişki doğrudan bu çalışmadaki anlamıyla incelenmiş olmasa da yakın çalışmalar söz konusudur. Bunlardan biri reel ücretlerin konjoktürel hareketinin incelenmesidir. Bu konuda yapılmış olan çalışmalar ücretlerin konjoktür yanlısı olması ile konjoktür karşıtı hareket göstermesi bağlamında yer almaktadır. Tartışmanın geçmişi incelendiğinde Keynes'in azalan marjinal getiriler nedeni ile emeğin marjinal verimliliği ve reel ücretlerin konjoktür karşıtı hareketi görüşüne karşılık bu görüşün aksinin savunulduğu Dunlop (1938) ve Tarshis (1939) çalışmalarına rastlanmaktadır. Bu tartışmanın ilerleyen aşamasında ise reel ücretlerin konjoktür yanlısı hareketinin desteklendiği Bodkin (1969) ve Stockman (1983) çalışmalarına karşılık konjoktür karşıtı hareketinin varlığı

sonucuna varan Neftçi (1978), Sargent (1978), Otani (1978), Chirinko (1980) çalışmaları mevcuttur. Ayrıca Geary ve Kennan (1982), Altonji ve Ashenfelter (1980) çalışmaları reel ücretlerin konjonktür ile ilgisiz olduğunu ve istatistiki açıdan en iyi tanımlayan modelin ise rastsal gidiş modeli olduğunu göstermişlerdir.

Yapılmış olan çalışmalar her ne kadar ücretlerin konjonktüre göre hareketini incelemeyi amaçlasa da reel ücretler ile üretim arasındaki ilişki konusunda da bilgi içermektedir. Ancak sonuçlar hem pozitif hem de negatif ilişkiyi işaret etmektedir. Çalışmalarda ayırt edici bir diğer nokta ise incelenen konu gereği analizlerde reel ücretlerin üretimin geçmiş değerleri ile açıklandığı modellerin kurulmuş olmasıdır. Bu çalışmada ise üretime reel ücretlerdeki değişikliğin etkisi incelenmektedir.

Mevcut literatürde yer alan ve bu çalışma ile çeşitli yönlerden benzerlik gösteren çalışmalar incelenmiştir. Bu çalışmalardan analiz yöntemi ile olmasa da konu itibarıyla benzerlik gösteren bir çalışma Srilata Gangulee (1973) tarafından yapılmış olan reel ücretler ile sanayi üretim endeksi arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmadır. Çalışma 1946-1961 yılları arasında artan reel ücretler ile sanayi üretimindeki büyümeyi incelemektedir. Dikkat çekilen bir husus nominal ücretlerin incelenen dönemde % 156,2 artış göstermesine karşılık enflasyon nedeniyle reel ücretlerdeki artışın %57,2 olarak gerçekleşmiş olmasıdır (Gangulee, 1973). Aynı dönemde üretkenlik ise %35,6 artış göstermiştir. Başka bir istatistik ise aylık reel ücret artış oranı %3,8 iken üretkenlikteki artış ise %2,4 olarak gerçekleşmesidir. Bu çarpıcı sonuçlar reel ücretlerdeki artışın üretimdeki artışa nispeten daha az yansımakta olduğunu göstermektedir. Bu noktada çalışmada ücretlerdeki artış sonucunda oluşan işlem maliyetlerinin üretimdeki artış cinsinden değerlendirilmesi öngörülmüştür. Oluşturulan modelde vergiler düşüldükten sonra elde edilen karların tekrar yatırıma dönüşme payı da dikkate alınmıştır. Yapılan analiz sonucunda reel ücretlerin sabit tutulması halinde endüstride büyüme belirli bir oranda devam edeceği yönündedir. Ancak bu analiz toplumsal fayda, diğer endüstrilerde reel ücret artışının yaratacağı olumlu etkiler sabit tutularak gerçekleştirilmiştir. Yatırımlarda geçmiş dönemlerin etkisi modellerde yok sayılmıştır. Dolayısıyla yapılan yatırımların aynı dönemde çıktıya dönüştüğü varsayılmıştır. Çalışmadan hareketle vergi oranlarının düşürülmesi halinde üretimdeki artışın daha yüksek olacağı sonucu elde edilen çikarsamalardan biridir. Tüm bu katı varsayımlar sonucunda reel ücretlerdeki artışın üretimdeki artış ile ters yönde ilişkili olmadığı çalışmanın temel sonucunu oluşturmaktadır.

5.3 Reel Ücretler İle Üretim Arasındaki İlişkinin İncelenmesi

Reel ücret ile üretim arasındaki ilişki farklı yönde olabilmektedir. Reel ücretlerde meydana gelebilecek bir artışın üretimde artış mı yoksa azalış mı yaratacağının açık olmamasının nedeni farklı etkenlerin söz konusu olması ve hangisinin etkisinin daha büyük olduğunun bilinmemesidir.

Reel ücretlerde meydana gelebilecek bir artış işçinin verimliliğini artırarak üretimde artışa yol açabilmektedir. Reel ücretlerdeki artışın istihdama da etkisi görülmektedir. Bu artış işverene yüklemiş olduğu maliyet nedeniyle istihdamın azalmasına neden olabilmektedir. Bu durumda istihdama oluşan azalmanın üretime etkisi ise yine belirsizdir. İstihdamdaki azalma işçinin verimliliğinin sabit kalması halinde üretimde azalma yaratabilmektedir. Üretimde azalmanın gerçekleştiği bir diğer durum ise üretim sürecinin takım çalışmasına bağlı olduğu durumdur. Çalışmada sanayi üretim endeksi kullanılmaktadır. Bu endeks yapı itibarı ile geniş bir sektör yelpazesinden oluşmakta bu nedenle de takım çalışmasının bu yönde bir etki yaratması beklenmemektedir.

İstihdamda azalma olmasına karşın üretimde azalma olmama ihtimalinin nedeni ise reel ücreti artan işçinin iş kaybetme maliyetinin artması nedeniyle verimliliğini arttırmasıdır.

Reel ücretin artışının istihdamda azalma yaratmadığı durumlarda söz konusudur. İşverenin işten çıkarma maliyeti ücret artış oranının yarattığı maliyetten daha yüksek olabilmektedir. Bu durumda işten çıkarma yerine daha yüksek ücret seviyesinden işçi çalıştırma tercih edilebilmektedir. Bir diğer etken ise işçinin kalifiye eleman olması durumunda üretimde ciddi düşüş yaratma ihtimalidir. Bu nedenle işine son verilen kişinin çalıştığı pozisyon işten çıkarmada etkili olmaktadır.

Tüm bu etkenler düşünüldüğünde reel ücretlerdeki artışın sonucunda istihdamda artış ya da azalış olabileceği gibi üretimde de ne yönde bir etki yaratacağı belirsizdir. Bu nedenle 1990-2007 periyodunda imalat sanayinde çalışanlara yapılan ödemeler ile üretim ve 1987-2007 periyodunda Türkiye’de reel ücretlerin bir göstergesi olarak reel asgari ücretler ile üretim arasındaki ilişki incelenmektedir.

Ücretlerin asgari ücret seviyesinde olması varsayımı katı bir varsayım gibi görünse de Türkiye’de kayıtdışı istihdamın boyutları dikkate alındığında önemli çıkarsamalar elde edileceği açıktır. Bu varsayımı destekleyen bir diğer unsur ise Sanayi üretiminin

endeksinin hesaplama yöntemidir. Endekse ana faaliyetlerine göre kamu ve özel sektördeki büyük işyerleri seçilmektedir. Aylık sanayi üretim indeksi kapsamındaki ana sektörlerden seçilen 918 işyerinin katma değeri toplam sanayi katma değerinin % 66,7'sini temsil etmektedir. Bu üç sektörden endekse seçilen toplam 403 maddenin üretim değeri de üç aylık sanayi üretim anketi kapsamındaki işyerleri üretim değerinin % 73'ünü temsil etmektedir⁷. Bu bilgiler aylık sanayi üretim endeksi verisinin kapsamı olarak verilen bilgilerdir. Bu bilgiler incelendiğinde kullanılmakta olan bu verinin sanayinin büyük bir bölümünü temsil ettiği dolayısıyla da ana kütleinin iyi bir örnekleme olduğu sonucu çıkmaktadır. Ancak verilere yansıyan durum büyük ölçekli işletmeler hakkında bilgi vermektedir. Türkiye İstatistik Kurumunun yapmış olduğu veri tanımında da görülebileceği üzere küçük ölçekli işletmeler analiz dışı bırakılmaktadır. İlk bakışta bu durum analizde büyük sapma yaratmamaktadır fakat kriz dönemleri ve krizin yapısına göre bazı sapmalı sonuçlar yaratabilmektedir. Ekonominin tamamını etkileyen koşulların mevcut olduğu dönemlerde bu istatistik gerçekleri yansıtırken küçük ölçekli işletmelerin ülkenin içinde bulunduğu durumdan etkilendiği büyük ölçekli işletmelerin etkileneceği dönemlerde yanıltıcı olabilmektedir (Daşer, 2003, 95-96).

Bu bilgiler ışığında Türk imalat sanayinde üretimdeki değişimin hem üretimde çalışanların reel ücretleri hem de reel asgari ücret ile uzun dönem ilişkisinin incelenmesi uygun bulunmuştur. İnceleme TAR eşbütünleşme analizi ile yapılmaktadır. Eşbütünleşmenin ilk koşulu olan serilerin aynı dereceden durağan olduğunun ispatlanması ise TAR birim kök testi ile yapılmaktadır. TAR birim kök testi uygulanırken Caner ve Hansen (2001) çalışmasında önermiş oldukları yöntem kullanılmıştır. TAR eşbütünleşme analizinde ise Hansen ve Seo (2002) çalışması esas alınmıştır. 5.2'de reel ücretlerin konjonktürel hareketinin incelendiği çalışmaların varlığına değinilmiştir. Bu çalışmalarda reel ücretlerin hesaplanma yöntemlerinden biri nominal ücretlerin ürün fiyatlarına bölünmesidir. Ürün fiyatlarından kasıt TEFE (Toptan Eşya Fiyat Endeksi) ya da TÜFE (Tüketici Fiyat Endeksi)'dir. İki farklı endeks kullanılarak elde edilen bu iki reel ücret serisi kısa dönemde büyük fark yaratmamakla birlikte çalışmalarda bu iki serinin hareketinin

⁷ T.C. Başbakanlık Türkiye İstatistik Kurumu, http://www.die.gov.tr/konular/a_sanayiuretim.htm.

benzer olduđu saptanmıřtır. Bu alıřmalarda da aylık gzlemler kullanılması halinde dođrusal olmayan zaman serileri analizlerinin daha anlamlı sonu vermesi nedeniyle reel cretlerin elde edilmesinde endeks olarak TEFE seilmiřtir.

5.3.1 Model 1

İlk model daha nce de deđinildiđi gibi Sanayi retim endeksi ile retimde alıřan iřilerin reel cretleri arasındaki uzun dnem iliřkiyi incelemektedir. Analiz yntemi olarak eřbtnleřme analizi kullanılmaktadır. İlk adımda her bir deđiřken iin incelenen dnemde TAR birim kk analizi uygulanmaktadır. Literatrde dođrusal olmayan eřbtnleřme analizi ncesinde birim kk sınaması iin kullanılan yntem serinin geleneksel birim kk testleri ile test edilmesidir. Bu nedenle sonuların tutarlılıđı aısından geleneksel birim kk testlerine de yer verilmiřtir. Test sonucunda deđiřkenlerin durađan olmadıđı sonucuna varıldıktan sonra TAR eřbtnleřme analizi uygulanmıřtır.

5.3.1.1. Sanayi retim Endeksi ve Reel cretler Birim Kk Testleri Sonuları

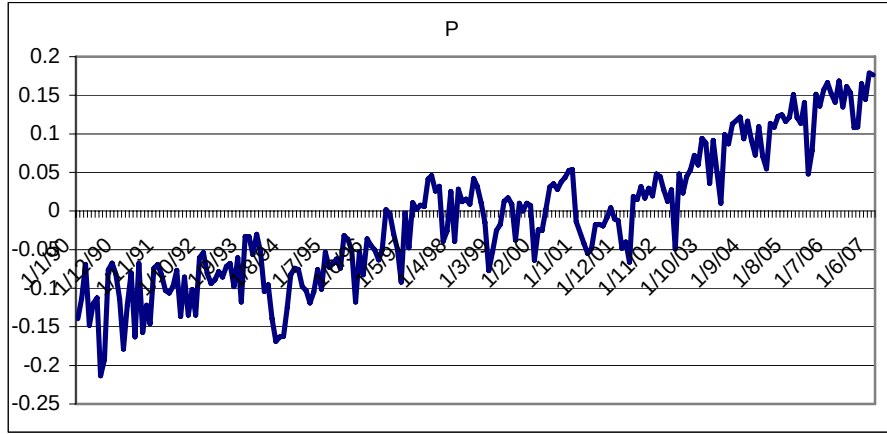
1990:01-2007:06 dneminde aylık Trk İmalat Sanayi retim Endeksi⁸ serisine ncelikle logaritmik dnřm uygulanmıřtır. Yine aynı dnemde aylık reel cretler⁹ incelenmiřtir. Reel cret verilerinin hesaplanmasında imalat sanayinde alıřanlara yapılan demeler toptan eřya fiyat endeksine blnerek hesaplanmıřtır. Bu yntemle elde edilen reel cret serisine logaritmik dnřm uygulanmıřtır. Bu dnřmler yapıldıktan sonra geleneksel birim kk testlerine tabi tutulmuřtur. İkinci adımda ise Caner ve Hansen (2001) alıřmalarında izlenen yntem uygulanmıřtır.

5.3.1.2. Sanayi retim Endeksi Geleneksel Birim Kk Testleri Sonuları

Uygulama srecinde teorik blmde eleřtirilme nedenlerine yer verilmiř olan geleneksel birim kk testlerinden ADF, KPSS, ERS (Elliott-Rothenberg-Stock (1996)) ve Ng-Perron (2001) testleri uygulanmıřtır. Gerek Sanayi retim Endeksi (řekil 1) gerekse oluřturulan Reel cretler (řekil 2) serilerinde trendin varlıđı nedeniyle tm testler yıđılım ve trendin varlıđını modelize eden seenekler kullanılarak teste tabi tutulmuřtur.

⁸ T.C. Merkez Bankası, www.tcmb.gov.tr adresinden elde edilmiřtir.

⁹ T.C. Merkez Bankası, www.tcmb.gov.tr adresinden elde edilmiřtir.



Şekil 1: 1990:01-2007:06 Döneminde Logaritmik Sanayi Üretim Endeksi

ADF testinde gecikme uzunluğu AIC kriterine göre 13 gecikme almayı öngörürken SIC bilgi kriterlerine göre 12 alınması halinde otokorelasyon sorununun ortadan kalktığını göstermektedir. ERS testinde gerek AIC gerekse MAIC (Modified AIC) bilgi kriterine göre optimal gecikme uzunluğu üretim serisinde 12, ücret serisinde 13 olarak belirlenmiştir.

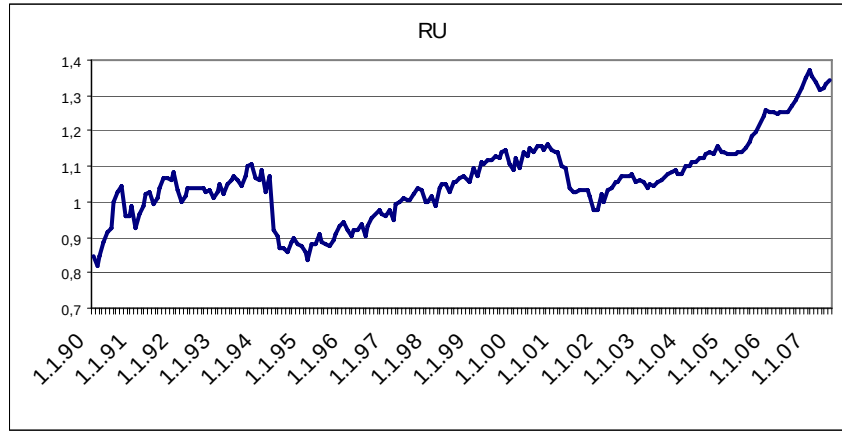
Tablo 2: Sanayi Üretim Endeksi Geleneksel Birim Kök testleri

P	Test İstatistiği	1%	5%	10%
ADF*	-2.451698	-4.005562	-3.432917	-3.140265
KPSS	0.170647	0.216000	0.146000	0.119000
ERS DF-GLS**	-2.15483	-3.4672	-2.936	-2.646
Ng-Perron* MZa	-8.32493	-23.8	-17.3	-14.2
Ng-Perron MZt	-1.97975	-3.42	-2.91	-2.62
Ng-Perron MSB	0.23781	0.143	0.168	0.185
Ng-Perron MPT	11.1495	4.03	5.48	6.67
-D(P)-				
ADF	-4.836886	-3.461478	-2.875128	-2.574090
KPSS	1.092352	0.739000	0.463000	0.347000
ERS DF-GLS	0.285020	1.914000	3.174500	4.337500
Ng-Perron MZa	-85.8418	-13.8000	-8.10000	-5.70000
Ng-Perron MZt	-6.55133	-2.58000	-1.98000	-1.62000
Ng-Perron MSB	0.07632	0.17400	0.23300	0.27500
Ng-Perron MPT	0.28556	1.78000	3.17000	4.45000

*Gecikme uzunluğu 13 olarak belirlenmiştir.

**Gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir.

Tablo 2’de Sanayi Üretim Endeksi verisi için geleneksel birim kök testlerinin toplu sonuçlarına yer verilmiştir. Her bir test için gösterilmiş olan hesaplanan test istatistikleri ile kritik değerlerinden de anlaşılacağı gibi üretim serisinin birim köke sahip olduğunu gösteren test hipotezi %5 hata payı ile reddedilmemektedir. Serinin ilk farkının alınması halinde ise durağan hale geldiği görülmektedir. Reel ücret serisinde (Şekil 2) de trendin varlığı nedeniyle tüm testler yığılım ve trendin varlığını modelize eden seçenekler kullanılarak teste tabi tutulmuştur.



Şekil 2: 1990:01-2007:06 Döneminde Logaritmik Reel Ücretler

Sanayi üretim endeksi verisi ile benzer biçimde ADF testinde gecikme uzunluğu AIC kriterine göre 12 olarak belirlenmiştir. SIC bilgi kriterleri ise hiç gecikme kullanmadan birim kök analizi yapılmasını öngörmektedir. Ancak gecikme uzunluğunun 12 alınması halinde otokorelasyon sorununun ortadan kalktığı görülmüştür.

Bu analizde de sonuçlar kısmi otokorelasyon fonksiyonu incelenmek suretiyle desteklenmiştir. ERS testinde de gerek AIC gerekse MAIC (Modified AIC) bilgi kriterine göre optimal gecikme uzunluğu 13 olarak belirlenmiştir. Tablo 3’de geleneksel birim kök testlerinin toplu sonuçlarına yer verilmiştir. Uygulanan tüm birim kök testleri reel ücret serisinin %5 hata payı ile birim köke sahip olduğunu gösteren test hipotezi reddedilmemektedir. Tablo 3’ün ikinci bölümünde RU serisinin sadece ERS testinde %10 diğer testlerde %5 hata payı ile durağan hale geldiği görülmektedir.

Tablo 3: Reel Ücret Serisi Geleneksel Birim Kök testleri

RU		Test İstatistiği	1%	5%	10%
ADF*		-2.288417	-4.005318	-3.432799	-3.140195
KPSS		0.16738	0.216000	0.146000	0.119000
ERS DF-GLS**		-2.13975	-3.4684	-2.937	-2.647
Ng-Perron	MZa	-7.86359	-23.8	-17.3	-14.2
Ng-Perron	MZt	-1.91053	-3.42	-2.91	-2.62
Ng-Perron	MSB	0.24296	0.143	0.168	0.185
Ng-Perron	MPT	11.7919	4.03	5.48	6.67
– D(RU)–					
ADF		-3.241852	-3.463576	-2.876047	-2.574581
KPSS		1.215517	0.739000	0.463000	0.347000
ERS DF-GLS		-1.723754	-2.576693	-1.942439	-1.615633
Ng-Perron	MZa	-16.2136	-13.8000	-8.10000	-5.70000
Ng-Perron	MZt	-2.80322	-2.58000	-1.98000	-1.62000
Ng-Perron	MSB	0.17289	0.17400	0.23300	0.27500
Ng-Perron	MPT	1.67849	1.78000	3.17000	4.45000

*Gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir.

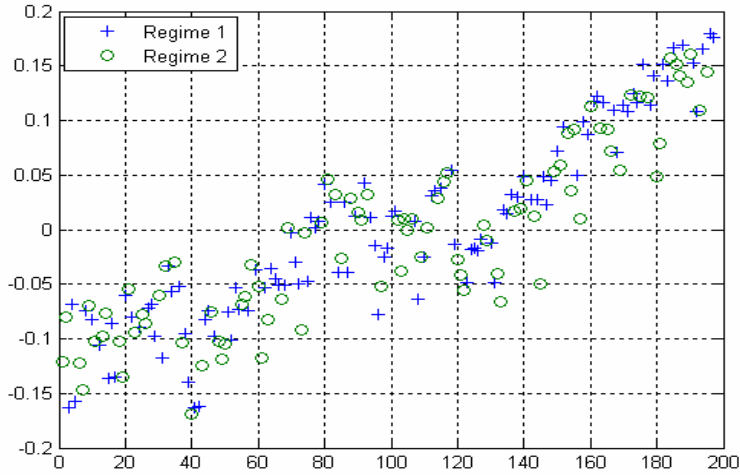
** Gecikme uzunluğu 13 olarak belirlenmiştir.

Sanayi üretim endeksi verisi ile benzer biçimde ADF testinde gecikme uzunluğu AIC kriterine göre 12 olarak belirlenmiştir. SIC bilgi kriterleri ise hiç gecikme kullanmadan birim kök analizi yapılmasını öngörmektedir. Ancak gecikme uzunluğunun 12 alınması halinde otokorelasyon sorununun ortadan kalktığı görülmüştür. Bu analizde de sonuçlar kısmi otokorelasyon fonksiyonu incelenmek suretiyle desteklenmiştir. ERS testinde de gerek AIC gerekse MAIC (Modified AIC) bilgi kriterine göre optimal gecikme uzunluğu 13 olarak belirlenmiştir. Tablo 3’de geleneksel birim kök testlerinin toplu sonuçlarına yer verilmiştir. Uygulanan tüm birim kök testleri reel ücret serisinin %5 hata payı ile birim köke sahip olduğunu gösteren test hipotezi reddedilmemektedir. Tablo 3’ün ikinci bölümünde RU serisinin sadece ERS testinde %10 diğer testlerde %5 hata payı ile durağan hale geldiği görülmektedir.

5.3.1.3 Caner ve Hansen (2001) Birim Kök Test Sonuçları

Öncelikle üretim serisi için TAR birim kök analizinin uygun olup olmadığı incelenmiştir. Tablo 4’de ayrıntılı bir biçimde elde edilen sonuçlar sunulmuştur. Sabit terim ve trend değişkeni içeren TAR modeli tahmin edilmiş, eşik değeri -0.005 olduğu saptanmıştır. Bu değer Caner ve Hansen (2001) çalışmasında 0.33 gibi bir büyüklüğe sahip olmasına karşın literatürde bu yöntemi uygulayan çalışmalar incelendiğinde benzer tahminlerin varlığı görülmektedir¹⁰.

Elde edilen sonuç sanayi üretim endeksinin %0,5 oranından daha fazla düşüş göstermesi halinde birinci rejim gerçekleşmektedir. Bu durum incelenen dönemin %55’inde gerçekleşmektedir. İncelenen dönemde gözlemlerin % 45’i ise ikinci rejime girmekte ve sanayi üretim endeksinin %0,5’den daha az düşüş göstermesi sabit kalması ya da artması halinde ikinci rejimde yer almaktadır. Değerlerin rejimler arası dağılımı Şekil 3’de verilmiştir. Tablo 4 incelendiğinde DP_{t-2} , DP_{t-3} , DP_{t-6} , DP_{t-7} , DP_{t-8} , DP_{t-9} , DP_{t-10} , DP_{t-11} değişkenlerinin parametre tahminlerinde eşik modelde rejimler arası fark görülmektedir.



Şekil 3: Üretim Serisinin Değerlerinin İki Rejim Arasında Dağılımı

¹⁰ Ayrıntılı bilgi için bkz. “Sekioua, Sofiane. 2003. The Nominal Exchange Rate and Monetary Fundamentals: Evidence from Nonlinear Unit Root Tests. Economics Bulletin. c.6. s.1: 1-13.”

Tablo 4: Sanayi Üretim Endeksi TAR Model Tahmin Sonuçları

	1. Rejim Tahmini		2. Rejim	
$\hat{\gamma} = -0.005$	$Z_{t-1} < \hat{\gamma}$		$Z_{t-1} > \hat{\gamma}$	
P	<i>Tahmin</i>	<i>St. hata</i>	<i>Tahmin</i>	<i>St.hata</i>
C	-0.047474	0.015004	-0.002961	0.017848
TR	0.000453	0.000130	0.000004	0.000152
P(t-1)	-0.284679	0.095943	-0.026442	0.113094
DP(t-1)	-0.233469	0.117943	-0.602577	0.146184
DP(t-02)	0.099178	0.117392	-0.099613	0.157259
DP(t-03)	0.081748	0.121895	-0.332278	0.131098
DP(t-04)	-0.031782	0.110807	-0.547638	0.141085
DP(t-05)	-0.139947	0.132058	-0.203419	0.157588
DP(t-06)	0.122424	0.115881	-0.249503	0.131813
DP(t-07)	0.034476	0.109646	-0.216409	0.125078
DP(t-08)	0.065484	0.097228	-0.445716	0.129462
DP(t-09)	0.082506	0.103586	-0.301029	0.108837
DP(t-10)	0.006011	0.103903	-0.372452	0.100541
DP(t-11)	0.272662	0.096546	-0.321698	0.101003
DP(t-12)	0.560647	0.075417	0.220774	0.094784

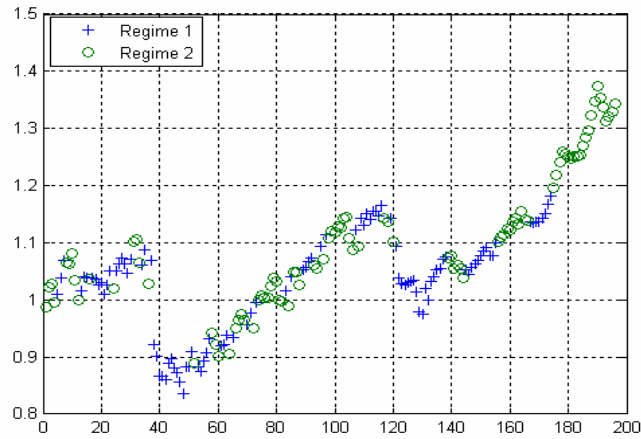
İkinci olarak reel ücret serisi için TAR birim kök testinin uygunluğu kurulan TAR modeli ile incelenmiştir. Sabit terim ve trend içeren TAR modeli tahmin edilmiş ve sonuçlar

Tablo 5’de sunulmuştur. Eşik değeri 0.02 olarak tahmin edilmiştir. Bu noktada elde edilen sonuç 10 aylık dönemde reel ücretlerin düşmesi, artması ya da %2 oranından daha az artması halinde birinci rejim gerçekleşmektedir. Bu durum incelenen dönemin %17’sinde gerçekleşmektedir. İncelenen dönemde gözlemlerin %83’ü ise ikinci rejime girmekte ve reel ücretlerin %2 den fazla artış göstermesi halinde ikinci rejimde yer almaktadır.

Tablo 5 incelendiğinde DRU_{t-1} , DRU_{t-5} , DRU_{t-8} , DRU_{t-9} , DRU_{t-10} , DRU_{t-13} değişkenlerinin parametre tahminlerinde eşik modelde rejimler arası fark görülmektedir.

Tablo 5: Reel Ücret Serisi TAR Model Tahmin Sonuçları

	1. Rejim Tahmini		2 Rejim Tahmini	
$\hat{\gamma} = 0.02$	$Z_{t-1} < \hat{\gamma}$		$Z_{t-1} > \hat{\gamma}$	
<i>RU</i>	<i>Tahmin</i>	<i>St. hata</i>	<i>Tahmin</i>	<i>St.hata</i>
<i>C</i>	0.142832	0.054148	0.018996	0.021007
<i>TR</i>	0.000038	0.000107	0.000031	0.000037
<i>RU(t-1)</i>	-0.140819	0.055710	-0.017166	0.022295
<i>DRU(t-1)</i>	-0.322449	0.229949	0.129655	0.067365
<i>DRU(t-02)</i>	0.769929	0.165429	0.070285	0.065639
<i>DRU(t-03)</i>	-1.299381	0.347037	-0.037852	0.061871
<i>DRU(t-04)</i>	0.220236	0.138886	0.004170	0.070454
<i>DRU(t-05)</i>	0.820533	0.213655	-0.067370	0.061360
<i>DRU(t-06)</i>	0.302241	0.172291	0.005724	0.064854
<i>DRU(t-07)</i>	0.270346	0.134438	0.015756	0.069992
<i>DRU(t-08)</i>	-0.049467	0.182437	0.106164	0.060212
<i>DRU(t-09)</i>	0.159787	0.171532	-0.091931	0.099711
<i>DRU(t-10)</i>	0.355827	0.135164	-0.057374	0.065027
<i>DRU(t-11)</i>	-0.242710	0.140918	-0.238508	0.064297
<i>DRU(t-12)</i>	0.320651	0.137894	0.339511	0.065384
<i>DRU(t-13)</i>	0.498731	0.292831	-0.082221	0.061734

**Şekil 4: Reel Ücretler Serisinin Değerlerinin İki Rejim Arasında Dağılımı**

Tablo 6’da üretim değişkeni için uygulanmış olan Caner ve Hansen (2001) birim kök testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 6: Sanayi Üretim Endeksi Caner ve Hansen (2001) Test Sonuçları

P	Değişken	Wald İstatistiği	Bootst. p-değeri	Asimp. p-değeri
Bootstrap Eşik Testi	$P(m)$	33,91	0,015	0,014
	$P(k)$	23,85	0,53	0,54
Birim Kök Sınaması İçin Çift Taraflı Wald Testi (R_2)	$P(m)$	8,86	0,27	0,44
	$P(k)$	3,45	0,79	0,95
Birim Kök Sınaması İçin Tek Taraflı Wald Testi (R_1)	$P(m)$	8,86	0,26	0,41
	$P(k)$	3,45	0,78	0,93
t_1 Durağanlık testi	$P(m)$	2,96	0,08	0,23
	$P(k)$	0,25	0,85	0,99
t_2 Durağanlık testi	$P(m)$	0,023	0,84	0,99
	$P(k)$	1,84	0,4	0,77

(Bootstrap tekrar sayısı: 1000, Üretim: $k=12$, $m=5$)

Tablo 7’de ise ücret değişkeni için uygulanmış olan doğrusal olmayan birim kök testi sonuçları yer almaktadır. Serilerde trend olduğu saptandığı için Caner, Hansen (2001) çalışmasında trend değişkenini de analize katan test sonuçlarına yer verilmiştir. Üretim serisi için gecikme uzunluğu on iki olarak belirlenmiştir. Uygulanan test sonucunda m gecikme parametresi beş olarak belirlenmiştir. Gecikme sayısı k, AIC kriterine göre belirlenmiştir. m ise Caner ve Hansen (2001) çalışmasından hareketle SSR minimum olacak şekilde belirlenmiştir. Bootstrap Eşik Testi incelenen seride eşik etkisini sınamaktadır. Bunun için uygulanan Wald testi sonucunda k ve m gecikme uzunluklarına göre elde edilen test istatistikleri ve olasılık değerleri verilmiştir. Tablo 6’da eşik testi sonuçlarında m gecikme için eşik etkisinin varlığı söz konusudur. k gecikme için eşik etkisinin varlığı reddedilmekle birlikte Caner ve Hansen (2001) çalışmasında da olduğu gibi m gecikme durumunda elde edilen sonuçlar dikkate alınmaktadır.

Tablo 7’de her iki seride de trendin modele katılması halinde gerek k gerekse m gecikme uzunluğunda eşik etkisinin varlığı söz konusudur. Dolayısıyla doğrusallık sıfır hipotezine karşı eşik etkisinin varlığını gösteren alternatif hipotez her iki değişken için de kabul edilmektedir. Ücret serisi için uygulanmış olan birim kök analizinde ise k parametresi on üç, m parametresi ise dokuz olarak belirlenmiştir. Bu iki parametrenin belirlenmesinde de üretim serisinde kullanılan yöntemler kullanılmıştır.

Tablo 7: Reel Ücret Serisi Caner ve Hansen (2001) Test Sonuçları

RU	Değişken	Wald İstatistiği	Bootst. p-değeri	Asimp. p-değeri
Bootstrap Eşik Testi	$RU(m)$	78,27	0,004	0,005
	$RU(k)$	54,67	0,03	0,03
Birim Kök Sınaması İçin Çift Taraflı Wald Testi (R_2)	$RU(m)$	6,98	0,43	0,64
	$RU(k)$	5,36	0,56	0,80
Birim Kök Sınaması İçin Tek Taraflı Wald Testi (R_1)	$RU(m)$	6,98	0,41	0,61
	$RU(k)$	5,36	0,55	0,78
t_1 Durağanlık testi	$RU(m)$	2,53	0,19	0,44
	$RU(k)$	1,07	0,59	0,96
t_2 Durağanlık testi	$RU(m)$	0,76	0,76	0,99
	$RU(k)$	2,05	0,33	0,68

(Bootstrap tekrar sayısı: 1000, Ücret: $k=13$, $m=9$)

Bu sınamadan sonraki adımda R_1 ve R_2 testlerine yer verilmiştir. Teorik açıklaması yapılmış olan R_2 testi çift taraflı (two – sided) Wald istatistiğini gösterirken R_1 testi tek taraflı sınamadır. Serinin durağan olduğunu gösteren sıfır hipotezine ($H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$) karşılık $H_1 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq 0$ hipotezini sınamakta olan R_2 testi sonuçlarında üretim serisi hem k hem de m gecikme uzunluklarında durağanlığı gösteren sıfır hipotezini Wald istatistikleri ve olasılık değerlerinden de görüleceği gibi reddetmektedir. R_1 testi sonuçlarında da $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$ serinin durağanlığı hipotezine karşılık $H_1 : \rho_1 < 0, \rho_2 < 0$ serinin birim köke sahip olduğunu gösteren alternatif hipotez kabul edilmektedir.

t_1 ve t_2 testlerinde ise her bir rejim de birim kökün varlığı test edilmiştir. Tek taraflı t_1 testinde her iki rejimde de durağanlığı gösteren $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$ hipotezi birinci rejimde birim kök etkisinin varlığını gösteren $H_1 : \rho_1 < 0, \rho_2 = 0$ hipotezine karşı sınanmış ve birinci rejimde birim kök etkisine sahip olduğu görülmüştür. Yine $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$ hipotezine karşı bu sefer ikinci rejimde birim kök etkisinin varlığını sınavan $H_1 : \rho_1 = 0, \rho_2 < 0$ tek taraflı t_2 testi sonuçlarında da birim kök etkisinin var olduğu görülmüştür (Sınamalar 1000 bootstrap tekrar ile yapılmıştır.).

5.3.1.4 Hansen ve Seo (2002) TAR Eşbütünleşme Sonuçları

Tahmin edilmiş olan Eşik VAR modellerde parantez içinde yer alan sayılar Eicker – White standart hatalardır. Modeller incelendiğinde parametre tahminlerinin genellikle istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmesine karşın hata düzeltme teriminin sadece ilk rejimlerde uzun dönem dengesine dönüş eğilimi gösterdiği saptanmıştır.

Çalışmada 1990:01-2007:06 döneminde reel ücretler ile imalat sanayi üretim endeksi verileri kullanarak aralarındaki TAR eşbütünleşme ilişkisi test edilmiştir. Birim kök analizlerinde saptanan m parametreleri VAR modellerinde kullanılacak gecikme sayısı hakkında bilgi verebilir. Ancak yapılmış olan birim kök analizlerinde belirlenen m parametresi beş ve dokuz olmak üzere farklı değerler içermektedir. Bu nedenle eşbütünleşme ilişkisinde seçilecek k gecikme uzunluğu hesaplanan AIC ve BIC değerleri dikkate alınarak tek gecikme kullanılan model seçilmiştir. Ancak k gecikme uzunluğunun iki ya da üç gecikme olarak belirlenmesi halinde de sonuçlarda büyük bir değişiklik olmadığı saptanmıştır. Baz alınan gecikme uzunluğunun $k=1$ olmasına karşın gecikme uzunluğunun iki ve üç olarak belirlenmesi durumunda da elde edilen sonuçlar ayrıntılı olarak incelenmiştir. Eşbütünleşme ilişkisinin önceden bilinmesi ($\beta=1$ kabul edilmesi) ya da hesaplanması halinde TAR eşbütünleşmeyi test eden supLM^0 ve supLM test sonuçları incelenmiştir. Eşbütünleşme ilişkisinin hesaplanması halinde tüm gecikme uzunlukları için 0,73 olarak elde edilmiştir. supLM testi sonucunda tek gecikme seçilmesi halinde %90, iki gecikme seçilmesi halinde %92, üç gecikme seçilmesi halinde %98 anlamlılık seviyesinde TAR eşbütünleşme ilişkisi kabul edilmiş doğrusal eşbütünleşme ilişkisi reddedilmiştir. $\beta=1$ kabul edilmesi halinde doğrusal eşbütünleşme ile TAR eşbütünleşme hipotezlerinin sınanması için geliştirilen supLM^0 testi gecikme uzunluğunun üç seçilmesi halinde %92 güvenilirlikle TAR eşbütünleşmeye işaret etmekte bir ve iki gecikme için anlamlılık seviyeleri %80 ve %75'e düşmektedir. Ancak iki değişken arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin önceden bilinmesi söz konusu değildir. Hesaplanan değer de 0.70 ile 0.73 arasında olması nedeniyle $\beta=1$ kabul edilmesi doğru olmayacaktır. Bu nedenle eşbütünleşme vektörün hesaplanması uygun görülmüştür. bu modellerden de tek gecikme kullanılan model esas alınmıştır. γ, β parametreleri için tarama büyüklüğü her üç modelde de 300x300 seçilmiş ve olabilirlik fonksiyonunun minimizasyonu

sonucunda tahmin edilen eşbütünleşme ilişkisi $v_t = P_{t-1} - 0,73RU_t$ tahmin edilen eşik değeri ise $\hat{\gamma} = -0,87$ olarak bulunmuştur. Dolayısıyla ilk rejim reel ücretlerin üretime nazaran %87 daha fazla düşüş gösterdiği durumda gerçekleşmektedir. Tahmin edilen dönemde ilk rejim gözlemlerin %10'unu kapsamaktadır. Hansen ve Seo (2002) çalışmasında gözlemlerin %8 ini kapsayan rejim “uç rejim” (extreme regime) olarak ifade edilmiştir. Bu modelde de ilk rejim uç rejim özelliği göstermektedir. İkinci rejim ise normalin oldukça üzerinde olan %90'lık kısmı kapsamaktadır ve tipik rejim (typical regime) olarak adlandırılmaktadır. İkinci rejim ücretler ile üretim arasındaki farkın %87'den daha az düşüş gösterdiği, aralarındaki farkın sabit kaldığı ya da azaldığı durumda gerçekleşmektedir.

İlk rejim “uç rejim”, $P_t \leq 0,73RU_t - 0,87$

İkinci rejim “tipik rejim”, $P_t > 0,73RU_t - 0,87$

Doğrusal modellerin aksine doğrusal olmayan modellerde incelenen dönemin farklı dönemlerinde meydana gelen şoklar farklı etki-tepkilere yol açacaktır. Şokların farklı rejimlerde gerçekleşmesi farklı etkiler yaratabileceği gibi aynı rejimde oluşan iki şoktan biri diğer rejime geçişe neden olabilmekteyken diğeri böyle bir etki yaratmayabilir.

Tahmin edilen VAR modeli,

$$\Delta P_t = \begin{cases} -1.17 - 1.35v_{t-1} - 0.063\Delta P_{t-1} - 0.523\Delta RU_{t-1} + u_{1t}, & v_{t-1} \leq -0,87 \\ (0,356) & (0,395) & (0,21) & (0,32) \\ -0.038 - 0.049v_{t-1} - 0.33\Delta P_{t-1} - 0.013\Delta RU_{t-1} + u_{2t}, & v_{t-1} > -0,87 \\ (0,036) & (0,047) & (0,077) & (0,11) \end{cases} \quad (5.1)$$

$$\Delta RU_t = \begin{cases} -1.45 - 1.326v_{t-1} - 0.518\Delta P_{t-1} + 0,810\Delta RU_{t-1} + u_{1t}, & v_{t-1} \leq -0,87 \\ (0,36) & (0,328) & (0,19) & (0,36) \\ 0,045 + 0,039v_{t-1} - 0,04\Delta P_{t-1} + 0,084\Delta RU_{t-1} + u_{2t}, & v_{t-1} > -0,87 \\ (0,37) & (0,029) & (0,060) & (0,084) \end{cases} \quad (5.2)$$

Denklemler incelendiğinde gözlem değerlerinin %10'unu içeren ve uç rejim olarak tanımlanan ilk rejimde hata düzeltme mekanizmasının işlediğini tipik rejim olarak ifade edilebilecek ikinci rejimde ise hata düzeltme katsayısının pozitif ya da çok küçük bir değer aldığı görülmektedir. Dolayısıyla elde edilen eşbütünleşme ilişkisinin ilk rejimin söz konusu olduğu durumda geçerli olduğu kararına varılmıştır.

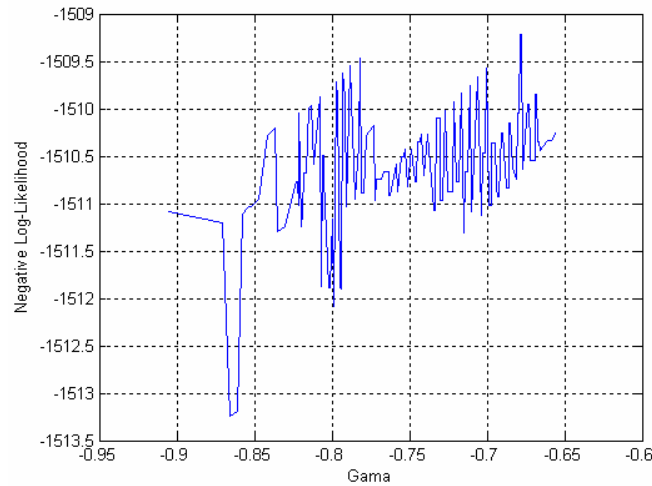
Bu sonuçlardan hareketle v_{t-1} hata düzeltme değişkeninin fonksiyonu olarak oluşturulan hata düzeltme etkisi Şekil 7’de görülmektedir. Diğer değişkenlerin etkisi sabit tutulduğunda eşğin sağ tarafında iki değişken için hata düzeltme etkisinin yaklaşık sıfır olduğu eşğin sol tarafında ise pozitif ilişki olduğu görülmektedir.

Çalışmanın bu bölümünde incelenen reel ücretler ile üretim arasındaki ilişkide ilk modelde $k=1,2,3$ olmak üzere üç farklı gecikmeyi esas alan modellerden ilki dikkate alınmalıdır. Bunun nedeni

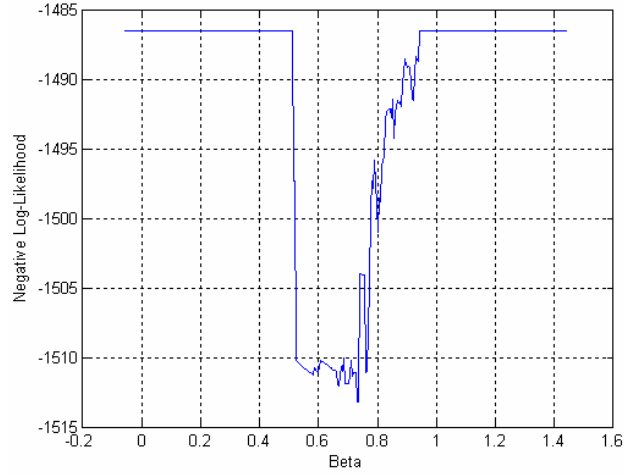
Tablo 8’de verilmiş olan eşbütünleşme regresyonlarının AIC ve BIC değerlerinden minimumunun tek gecikme ile sağlanıyor olmasıdır. Bu nedenle iki ve üç gecikme uzunluğu seçilerek oluşturulmuş olan modellerin ayrıntılı sonuçları verilmekle beraber tek gecikme ile kurulan model sonuçları esas alınacaktır.

Tablo 8: Farklı Gecikme Uzunlukları İçin Hesaplanan AIC ve BIC değerleri

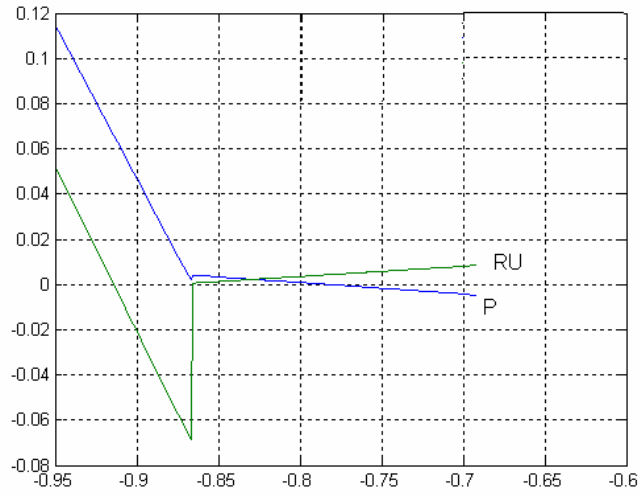
	K=1	K=2	K=3
Negative Log Like:	-1513.244193	-1515.203959	-1518.317604
AIC:	-1481.244193	-1467.203959	-1454.317604
BIC:	-1476.155179	-1459.620671	-1444.273853



Şekil 5: γ Eşik Parametresinin Tahmini



Şekil 6: β Eşbütünleşme Parametresi Tahmini



Şekil 7: Üretim ve Ücret Değişkenlerinin Hata Düzeltme Etkisi.

Tek gecikme ile kurulan ECM sonuçları, reel ücretlerin üretimden %87 fazla düşüş göstermesi sonucunda iki değişken arasında hata düzeltme mekanizmasının işlemediği yönündedir. Bu durum eşik değerinin sağında yer alan bölgede iki değişkenin sifıra çok yakın seyretmesi ve daha sonra aradaki farkın açılmasından da görülmektedir.

Eşiğin sol tarafında ise aradaki ilişkinin aynı yönde olduğu görülmektedir. Tipik rejim olarak ifade edilen ve gözlem değerlerinin %90'ını kapsayan ikinci rejim reel ücretlerdeki düşüş sonucunda üretimde de düşüş olacağını gösterir. Dolayısıyla Şekil 7'de eşiğin sol tarafında görülen bu ilişki olağan durumu ifade etmekte ve 0.73 olan uzun dönem ilişkisi açıkça görülmektedir. Ancak reel ücretlerdeki düşüşün ya da reel ücretlerle üretim arasındaki farkın %87'den daha fazla düşüş göstermesi hata

düzeltilme etkisini sıfıra yaklaştırmakta ve reel ücretlerle üretim arasındaki uzun dönem denge ilişkisini kaldırmaktadır. Bu denli yüksek bir düşüş reel ücretlerde tekrar ayarlanmaya neden olmakta ancak bu ayarlanmaya üretimin tepkisi reel ücretler kadar olmamaktadır.

k gecikme uzunluğunun iki seçilmesi halinde ise eşbütünleşme ilişkisi $v_t = P_{t-1} - 0,71RU_t$ olarak bulunmuştur. Tahmin edilen eşik değeri $\hat{\gamma} = -0,84$ olarak hesaplanmıştır. Dolayısıyla ilk rejim reel ücretlerin üretime nazaran %84 daha fazla düştüğü ya da ücretlerin üretimin %84'den daha da altında düşüş göstermesi halinde gerçekleştiğini göstermektedir. Tahmin edilen dönemde ilk rejim gözlemlerin %8'ini kapsamaktadır. İkinci rejim ise normalin oldukça üzerinde olan %92'lik bir kısmını kapsamaktadır

İlk rejim “uç rejim”, $P_t \leq 0,71RU_t - 0,84$

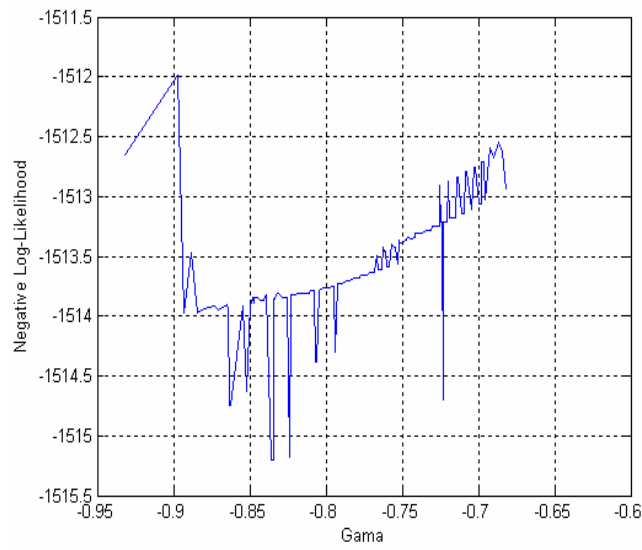
İkinci rejim “tipik rejim”, $P_t > 0,71RU_t - 0,84$

Tahmin edilen VAR modeli,

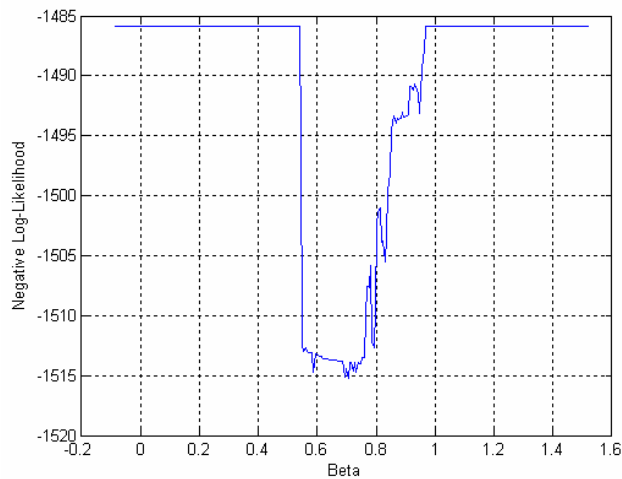
$$\Delta P_t = \begin{cases} \begin{aligned} &0,099 + 0,068v_{t-1} + 0,54\Delta P_{t-1} + 0,80\Delta P_{t-2} \\ &\quad (0,489) \quad (0,565) \quad (0,343) \quad (0,363) \\ &\quad + 0,688\Delta RU_{t-1} + 1,22\Delta RU_{t-2} + u_{1t}, \end{aligned} & v_{t-1} \leq -0,84 \\ \begin{aligned} &-0,033 - 0,044v_{t-1} - 0,39\Delta P_{t-1} + 0,030\Delta P_{t-2} \\ &\quad (0,035) \quad (0,048) \quad (0,088) \quad (0,111) \\ &\quad - 0,134\Delta RU_{t-1} + 0,192\Delta RU_{t-2} + u_{2t}, \end{aligned} & v_{t-1} > -0,84 \end{cases} \quad (5.3)$$

$$\Delta RU_t = \begin{cases} \begin{aligned} &-0,325 - 0,34v_{t-1} - 0,088\Delta P_{t-1} + 0,237\Delta P_{t-2} \\ &\quad (0,301) \quad (0,35) \quad (0,154) \quad (0,31) \\ &\quad + 0,544\Delta RU_{t-1} + 1,075\Delta RU_{t-2} + u_{1t}, \end{aligned} & v_{t-1} \leq -0,84 \\ \begin{aligned} &0,057 + 0,070v_{t-1} - 0,083\Delta P_{t-1} - 0,060\Delta P_{t-2} \\ &\quad (0,029) \quad (0,039) \quad (0,070) \quad (0,081) \\ &\quad - 0,089\Delta RU_{t-1} + 0,0728\Delta RU_{t-2} + u_{2t}, \end{aligned} & v_{t-1} > -0,84 \end{cases} \quad (5.4)$$

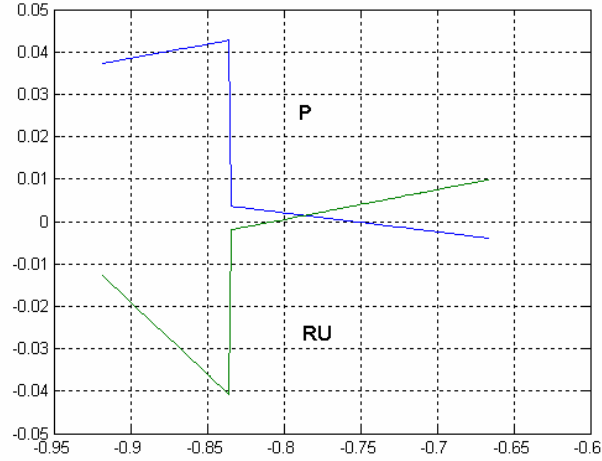
Tahmin edilen modellerde parametre tahminlerinin küçüldüğü görülmektedir. Eşik parametresinde ve eşbütünleşme vektörü tahmininde önemli farklar oluşmamasına karşın etki tepki analizi farklı sonuçlar sergilemektedir. Eşik değerinin sağında kalan alanda benzer biçimde sifıra yakınsama görülmekteyken iki değişkenin eşğin solunda negatif ilişki sergilediği görülmektedir. Dolayısıyla iki değişken arasındaki fark %84'ün altında olması halinde yani ilk rejimde oluşan şoklara iki değişken farklı tepkiler vermektedir. Ancak daha önce de değinildiği gibi dikkate alınması gereken sonuçlar tek gecikme uzunluğu ile tahmin edilmiş olan ilk modelden elde edilen sonuçlardır.



Şekil 8: γ Eşik Parametresinin Tahmini



Şekil 9: β Eşbütünleşme Parametresi Tahmini



Şekil 10: Üretim ve Ücret Değişkenlerinin Hata Düzeltme Etkisi.

k gecikme uzunluğunun üç seçilmesi halinde ise eşbütünleşme ilişkisi $v_t = P_{t-1} - 0,70RU_t$ olarak bulunmuştur. Tahmin edilen eşik değeri $\hat{\gamma} = -0,81$ olarak bulunmuştur. Bu durumda ilk rejim reel ücretlerin üretimden 0,81 daha fazla düşüş gösterdiği durumda gerçekleşmektedir ve gözlemlerin %20’lik bir kısmını kapsamaktadır, ikinci rejim ise %80’ini kapsamaktadır.

İlk rejim “uç rejim”, $P_t \leq 0,70RU_t - 0,81$

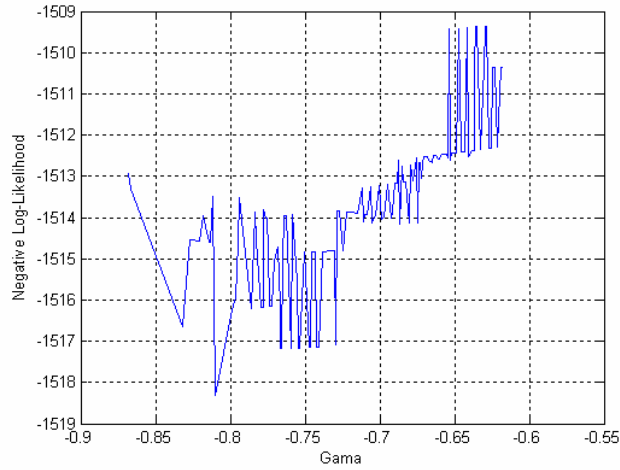
İkinci rejim “tipik rejim”, $P_t > 0,70RU_t - 0,81$

Tahmin edilen VAR model,

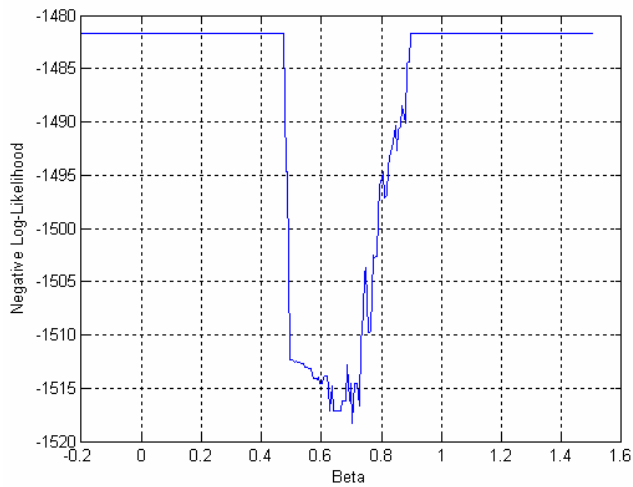
$$\Delta P_t = \begin{cases} \begin{aligned} &-0,97 - 1,173v_{t-1} - 0,057\Delta P_{t-1} - 0,31\Delta P_{t-2} - 0,0023\Delta P_{t-3} \\ &\quad (0,177) \quad (0,214) \quad (0,136) \quad (0,206) \quad (0,143) \\ &+ 0,111\Delta RU_{t-1} - 0,169\Delta RU_{t-2} + 0,0657\Delta RU_{t-3} + u_{1t}, \end{aligned} & v_{t-1} \leq -0,81 \\ \begin{aligned} &-0,087 - 0,12v_{t-1} - 0,046\Delta P_{t-1} + 0,103\Delta P_{t-2} - 0,149\Delta P_{t-3} \\ &\quad (0,045) \quad (0,062) \quad (0,10) \quad (0,116) \quad (0,091) \\ &+ 0,203\Delta RU_{t-1} + 0,028\Delta RU_{t-2} + 0,014\Delta RU_{t-3} + u_{1t}, \end{aligned} & v_{t-1} > -0,81 \end{cases} \quad (5.5)$$

$$\Delta RU_t = \begin{cases} -0,26 - 0,30v_{t-1} - 0,134\Delta P_{t-1} + 0,325\Delta P_{t-2} + 0,160\Delta P_{t-3} \\ \quad (0,200) \quad (0,244) \quad (0,127) \quad (0,170) \quad (0,151) \\ \quad + 0,352\Delta RU_{t-1} + 0,328\Delta RU_{t-2} + 0,013\Delta RU_{t-3} + u_{1t}, & v_{t-1} \leq -0,81 \\ \quad (0,283) \quad (0,142) \quad (0,218) \\ -0,014 - 0,028v_{t-1} - 0,046\Delta P_{t-1} + 0,028\Delta P_{t-2} - 0,081\Delta P_{t-3} \\ \quad (0,028) \quad (0,039) \quad (0,051) \quad (0,081) \quad (0,054) \\ \quad + 0,090\Delta RU_{t-1} - 0,088\Delta RU_{t-2} - 0,0296\Delta RU_{t-3} + u_{1t}, & v_{t-1} > -0,81 \\ \quad (0,082) \quad (0,055) \quad (0,074) \end{cases} \quad (5.6)$$

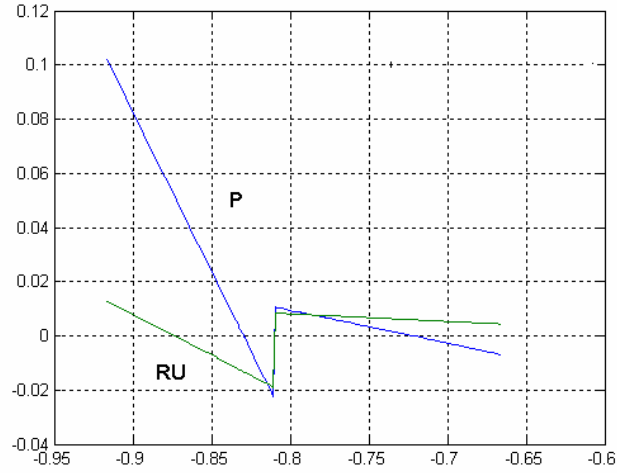
Üç gecikme kullanılması halinde yine eşik ve eş bütünleşme parametreleri büyük değişiklik göstermemekle beraber modellerde hata düzeltme faktörünün negatif ve anlamlı bir hal aldığını, etki tepki grafiğine de bu etkinin yansıdığı görülmektedir.



Şekil 11: γ Eşik Parametresinin Tahmini



Şekil 12: β Eşbütünleşme Parametresi Tahmini



Şekil 13: Üretim ve Ücret Değişkenlerinin Hata Düzeltme Etkisi.

Gecikme uzunluğunun üç seçildiği bu modelde eşğin sol tarafında aynı yönde ilişki ve eşikten sonrada hata düzeltme etkisinde azalma olduğu görülmektedir.

5.3.2 Model 2

İkinci model alternatifi olarak ise üretimde çalışanlara yapılan ödemelerin imalat sanayinde asgari ücret seviyesinde olduğu varsayımından hareketle hesaplanan reel ücretlerle analiz yapılmıştır. Bu analizde de alternatif üç gecikme ile model sınanmıştır. İncelenen dönemin farklı olması nedeniyle sanayi üretimi serisi aynı olmasına karşın tekrar birim kök analizine tabi tutulmuştur. Sınama ilk modelde olduğu gibi hem geleneksel birim kök testleri hem de Caner ve Hansen (2001) birim kök testi ile yapılmıştır.

5.3.2.1 Sanayi Üretim Endeksi ve Reel Ücretler Birim Kök Sonuçları

Çalışmada 1987:01-2007:10 döneminde aylık Türk İmalat Sanayi Üretim Endeksi incelenmiştir¹¹. İncelenen veriye öncelikle logaritmik dönüşüm uygulanmıştır. Yine aynı dönemde aylık reel ücretler¹² incelenmiştir. Reel ücret verilerinin hesaplanmasında asgari ücret verilerinden yararlanılmıştır. İncelenen dönemde asgari ücret Toptan Eşya Fiyat endeksine bölünerek hesaplanmış olan reel ücret verilerine logaritmik dönüşüm uygulanmıştır. Reel ücret serisinin grafiği (Şekil 15)

¹¹ T.C. Merkez Bankası, www.tcmb.gov.tr adresinden elde edilmiştir.

¹² T.C. Merkez Bankası, www.tcmb.gov.tr adresinden elde edilmiştir.

incelendiğinde seride trend etkisi görülmektedir. bu nedenle birim kök testlerinin tümünde trend etkisi modelize edilerek testler uygulanmıştır. Sekil itibariyle mevsimsellik etkisi olduğu düşünülerek mevsimsel düzeltme yapma gerekliliği üzerinde durulmuştur. Ancak gerek Census X12 yöntemi ile yapılan mevsimsel düzeltme gerekse geleneksel kukla değişkeni yaklaşımı ile yapılan mevsimsel düzeltme bu görünümü kaldırmamıştır. Bu görünümün nedeni asgari ücretlerin sabit kaldığı dönemlerden kaynaklandığı açıktır. Ancak mevsimsel düzeltme ile bu görünümün düzelmemesi asgari ücret düzenlemelerinin de kendi içinde rastsallık içermesi ve periyodik olarak açıklanmamasıdır. Periyodik bir seyir izlemeyen bir durum olması nedeniyle mevsimsel düzeltme uygulanmamış veriye sadece logaritmik dönüşüm uygulamakla yetinilmiştir. Bu dönüşümler yapıldıktan sonra geleneksel birim kök testlerine tabi tutulmuştur. İkinci adımda ise Caner ve Hansen (2001) çalışmalarında izlenen yöntem uygulanmıştır.

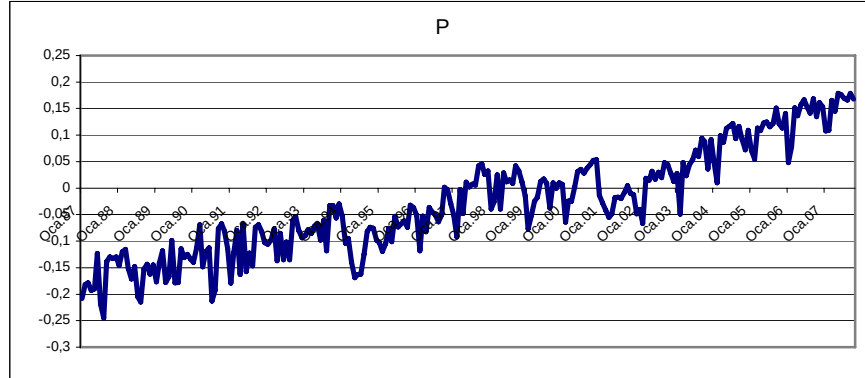
5.3.2.2 Geleneksel Birim Kök Testleri Sonuçları

İlk modelde olduğu gibi geleneksel birim kök testlerinden ADF, KPSS, ERS (Elliott-Rothenberg-Stock (1996)) ve Ng-Perron (2001) testleri serilerin durağanlığının incelenmesinde kullanılmıştır. Değişkenlerin grafik analizleri sonucunda (Şekil 14, Şekil 15) trendin varlığına karar verilmiş ve tüm birim kök testleri trendin varlığını modelize eden seçenekler kullanılarak teste tabi tutulmuştur. ADF testinde gecikme uzunluğu hem AIC hem de SIC bilgi kriterlerine göre 12 alınması halinde otokorelasyon sorununun ortadan kalktığı görülmüştür. Sonuçlar kısmi otokorelasyon fonksiyonu incelenmek suretiyle desteklenmiştir. ADF testine benzer biçimde ERS testinde de gerek AIC gerekse MAIC (Modified AIC) bilgi kriterine göre optimal gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir. Tablo 9’da Sanayi Üretim Endeksi verisi için geleneksel birim kök testlerinin toplu sonuçlarına yer verilmiştir. Her bir test için gösterilmiş olan hesaplanan test istatistikleri ile kritik değerlerinden de anlaşılacağı gibi üretim serisi birim köke sahip olduğunu gösteren test hipotezi reddedilmemektedir. Tablonun ikinci kısmında ise serinin birinci farkının alınması halinde durağan hale geldiği görülmektedir.

Tablo 9: Sanayi Üretim Endeksi Geleneksel Birim Kök Testleri

P		Test İstatistiği	1%	5%	10%
ADF*		-2.2039	-3.9973	-3.4289	-3.1379
KPSS**		0.192272	0.216000	0.146000	0.119000
ERS DF-GLS*		-2.4225	-3.4637	-2.9226	-2.6271
Ng-Perron*	MZa	-7.7721	-23.8	-17.3	-14.2
Ng-Perron	MZt	-1.9487	-3.42	-2.91	-2.62
Ng-Perron	MSB	0.25074	0.143	0.168	0.185
Ng- Perron	MPT	11.7865	4.03	5.48	6.67
-D(P)-					
ADF - D(P)-		-4.972011	-3.457984	-2.873596	-2.573270
Ng-Perron*	MZa	-35.0596	-13.8000	-8.10000	-5.70000
Ng-Perron	MZt	-4.16966	-2.58000	-1.98000	-1.62000
Ng-Perron	MSB	0.11893	0.17400	0.23300	0.27500
Ng- Perron	MPT	0.75025	1.78000	3.17000	4.45000

*Gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir.

**Şekil 14: 1987:01-2007:10 Döneminde Logaritmik Sanayi Üretim Endeksi**

Reel ücret serisinde de trendin varlığı nedeniyle tüm testler yığılım ve trendin varlığını modelize eden seçenekler kullanılarak teste tabi tutulmuştur. Sanayi üretim endeksi verisi ile benzer biçimde ADF testinde gecikme uzunluğu hem AIC hem de SIC bilgi kriterlerine göre 12 alınması halinde otokorelasyon sorununun ortadan kalktığı görülmüştür. Bu analizde de sonuçlar kısmi otokorelasyon fonksiyonu incelenmek suretiyle desteklenmiştir. ADF testine ve ERS testinde gerek AIC gerekse MAIC (Modified AIC) bilgi kriterine göre optimal gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir. Tablo 10’da geleneksel birim kök testlerinin toplu sonuçlarına yer verilmiştir. Her bir test için gösterilmiş olan hesaplanan test istatistikleri ile kritik

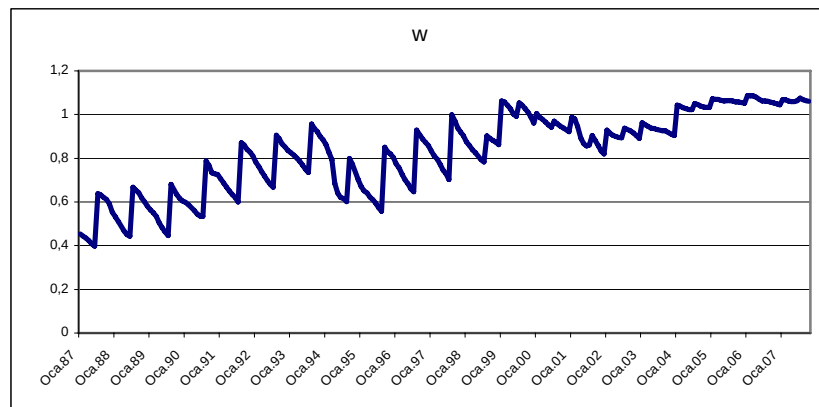
değerlerinden de anlaşılabileceği gibi ücret serisi birim köke sahip olduğunu gösteren test hipotezi reddedilmemekte, serinin ilk farklarının ise durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 10: Reel Ücret Serisi Geleneksel Birim Kök Testleri

w		Test İstatistiği	1%	5%	10%
ADF*		-2.28842	-4.00532	-3.4328	-3.1402
KPSS		0.167382	0.216	0.146	0.119
ERS DF-GLS**		-2.13975	-3.4648	-2.934	-2.644
Ng-Perron*	MZa	-7.86359	-23.8	-17.3	-14.2
Ng-Perron	MZt	-1.91053	-3.42	-2.91	-2.62
Ng-Perron	MSB	0.24296	0.143	0.168	0.185
Ng- Perron	MPT	11.7919	4.03	5.48	6.67
- D(w)-					
ADF – D(w)-		-3.804808	-3.457984	-2.873596	-2.573270
Ng-Perron	MZa	-120.393	-13.8000	-8.10000	-5.70000
Ng-Perron	MZt	-7.75859	-2.58000	-1.98000	-1.62000
Ng-Perron	MSB	0.06444	0.17400	0.23300	0.27500
Ng- Perron	MPT	0.20360	1.78000	3.17000	4.45000

*Gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir.

**Gecikme uzunluğu 13 olarak belirlenmiştir.



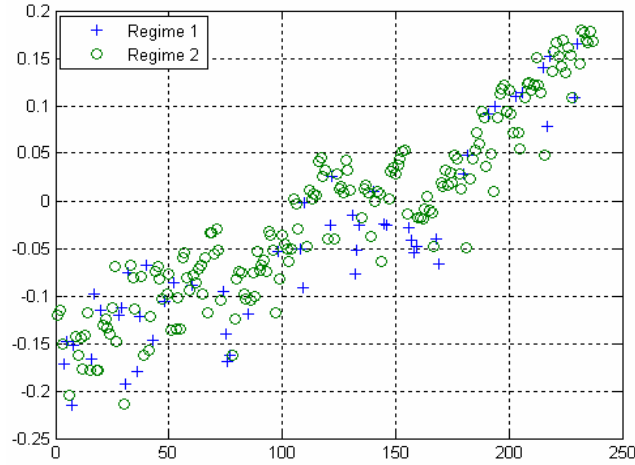
Şekil 15: 1987:01-2007:10 Döneminde Logaritmik Reel Ücretler

5.3.2.3 Caner ve Hansen (2001) Birim Kök Test Sonuçları

Öncelikle üretim serisi birim kök analizi için TAR modeli kurulmuştur. Tablo 11’de elde edilen sonuçlar sunulmuştur. Sabit terim ve trend değişkeni içeren TAR modeli tahmin edilmiştir. Eşik değeri -0.02 olarak tahmin edilmiştir. Bu noktada elde edilen sonuç sanayi üretim endeksinin %2 oranından daha fazla düşüş göstermesi halinde birinci rejim gerçekleşmektedir. Bu durum incelenen dönemin %22’sinde gerçekleşmektedir. İncelenen dönemde gözlemlerin % 78’inin ikinci rejime dahil olduğu saptanmıştır. Dolayısıyla sanayi üretim endeksinin %2 den daha az düşüş göstermesi, sabit kalması ya da artması halinde ikinci rejimde yer almaktadır. DP_{t-3} , DP_{t-4} , DP_{t-6} , DP_{t-7} , DP_{t-8} , DP_{t-9} değişkenlerinin parametre tahminleri ve rejimler arası fark Tablo 11’de görülmektedir.

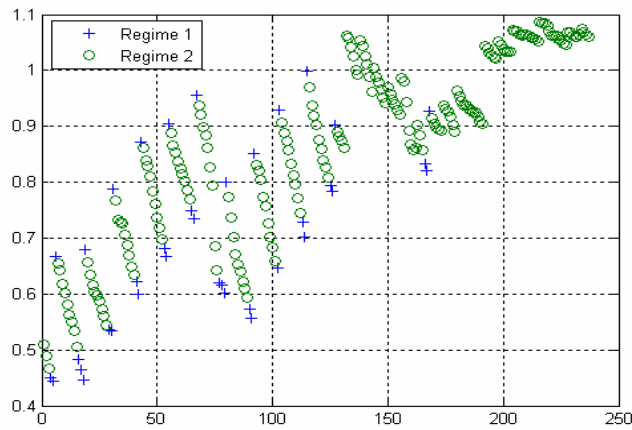
Tablo 11: Sanayi Üretim Endeksi TAR Model Tahmin Sonuçları

	1. Rejim Tahmini		2 Rejim Tahmini	
$\hat{\gamma} = -0.02$	$Z_{t-1} < \hat{\gamma}$		$Z_{t-1} > \hat{\gamma}$	
<i>P</i>	<i>Tahmin</i>	<i>St. hata</i>	<i>Tahmin</i>	<i>St.hata</i>
<i>C</i>	-0.10413	0.033802	-0.01929	0.01429
<i>TR</i>	0.000549	0.000215	0.000185	9.9E-05
<i>P(t-1)</i>	-0.38415	0.171619	-0.12761	0.07585
<i>DP(t-1)</i>	-0.5132	0.256495	-0.42751	0.10943
<i>DP(t-02)</i>	-0.1078	0.273595	-0.19747	0.11108
<i>DP(t-03)</i>	0.252649	0.19299	-0.29902	0.09441
<i>DP(t-04)</i>	0.331533	0.197325	-0.32591	0.09218
<i>DP(t-05)</i>	-0.14453	0.225415	-0.22625	0.0866
<i>DP(t-06)</i>	0.536188	0.25177	-0.17493	0.08189
<i>DP(t-07)</i>	0.00072	0.254055	-0.19266	0.07881
<i>DP(t-08)</i>	0.128899	0.211649	-0.23795	0.07777
<i>DP(t-09)</i>	0.09087	0.170391	-0.12872	0.07433
<i>DP(t-10)</i>	-0.18014	0.161739	-0.22863	0.07259
<i>DP(t-11)</i>	-0.03993	0.136314	-0.10174	0.07377
<i>DP(t-12)</i>	0.622468	0.117544	0.411023	0.06553



Şekil 16: Üretim Serisi Değerlerinin İki Rejim Arasında Dağılımı

İkinci olarak reel ücret serisi birim kök analizi için TAR modelin uygun olup olmadığı incelenmiştir. Tablo 12’de edilen sonuçlara yer verilmiştir. Sabit terim ve trend içeren TAR modeli tahmin edilmiştir. Eşik değeri -0.07 olarak tahmin edilmiştir. Reel ücretlerin %7 oranından daha fazla düşmesi halinde değer birinci rejimde yer almaktadır. Bu durum incelenen dönemin %14’ünde gerçekleşmektedir. İncelenen dönemde gözlemlerin % 86’sı ise ikinci rejime girmekte ve reel ücretlerin %7 den daha az düşmesi, sabit kalması ya da artması halinde ikinci rejimde yer almaktadır. Tablo 12 incelendiğinde Dw_{t-1} , Dw_{t-2} , Dw_{t-3} , Dw_{t-5} , Dw_{t-6} , Dw_{t-11} değişkenlerinin parametre tahminlerinde eşik modelde rejimler arası fark görülmektedir.



Şekil 17: Reel Ücretler Serisinin Değerlerinin İki Rejim Arasında Dağılımı

Tablo 12: Reel Ücret Serisi TAR Model Tahmin Sonuçları

	<i>1. Rejim Tahmini</i>		<i>2 Rejim Tahmini</i>	
$\hat{\gamma} = -0.07$	$Z_{t-1} < \hat{\gamma}$		$Z_{t-1} > \hat{\gamma}$	
<i>w</i>	<i>Tahmin</i>	<i>St. hata</i>	<i>Tahmin</i>	<i>St.hata</i>
<i>C</i>	0.339369	0.093270	0.020567	0.027596
<i>TR</i>	0.000664	0.000390	0.000168	0.000106
<i>w(t-1)</i>	-0.465725	0.135228	-0.051813	0.046037
<i>Dw(t-1)</i>	2.241029	0.773677	-0.034281	0.077476
<i>Dw(t-02)</i>	0.777754	0.819445	-0.028405	0.074932
<i>Dw(t-03)</i>	0.954680	0.687729	-0.020799	0.073634
<i>Dw(t-04)</i>	-1.751922	0.634699	-0.019923	0.071640
<i>Dw(t-05)</i>	-0.668018	0.357708	0.014474	0.069092
<i>Dw(t-06)</i>	-0.156904	0.331640	0.016091	0.066596
<i>Dw(t-07)</i>	-0.625577	0.371915	-0.012932	0.064863
<i>Dw(t-08)</i>	-0.372256	0.412668	-0.034442	0.062501
<i>Dw(t-09)</i>	-0.153237	0.389957	-0.044954	0.061292
<i>Dw(t-10)</i>	-1.039922	0.358600	-0.045048	0.060161
<i>Dw(t-11)</i>	1.751710	0.372745	-0.035156	0.059486
<i>Dw(t-12)</i>	0.393864	0.069749	0.291677	0.123274

Tablo 13’de üretim değişkeni Tablo 14’de ise ücret değişkeni için uygulanmış olan doğrusal olmayan birim kök testi sonuçları yer almaktadır.

Üretim serisi için m gecikme parametresi iki olarak belirlenirken gecikme parametresi k , on iki olarak belirlemiştir. Gecikme sayısı k , geleneksel birim kök testlerinde seçilen en yüksek gecikme uzunluğu dikkate alınarak belirlenmiştir. m ise Caner ve Hansen (2001) çalışmasından hareketle SSR minimum olacak şekilde belirlenmiştir. Bootstrap Eşik Testi incelenen seride eşik etkisini sınamaktadır. Bunun için uygulanan Wald testi sonucunda k ve m gecikme uzunluklarına göre elde edilen test istatistikleri ve olasılık değerleri verilmiştir. Tablo 13 ve Tablo 14’de de görüldüğü gibi her iki seride de trendin modele katılması halinde gerek k gerekse m gecikme uzunluğunda eşik etkisinin varlığı söz konusudur. Dolayısıyla doğrusallığa işaret eden H_0 hipotezi reddedilememektedir. Ücret serisi için uygulanmış olan birim kök analizinde ise k parametresi on iki, m parametresi ise on bir olarak belirlenmiştir.

Bu iki parametrenin belirlenmesinde de üretim serisinde kullanılan yöntemler kullanılmıştır.

Bu sınamadan sonraki adımda R_1 ve R_2 testlerine yer verilmiştir. Çift taraflı R_2 testi sonuçlarında üretim serisi hem k hem de m gecikme uzunluklarında durağanlığı gösteren sıfır hipotezini olasılık değerlerinden de görüleceği gibi reddetmektedir. R_1 testi sonuçlarında da $H_1 : \rho_1 < 0, \rho_2 < 0$ serinin birim köke sahip olduğunu gösteren alternatif hipotez kabul edilmektedir.

t_1 ve t_2 testlerinde ise rejimler de birim kökün varlığı test edilmiş ve her iki rejimde de üretim serisi için birim kök etkisinin var olduğu görülmüştür. (Sınama 1000 bootstrap tekrar ile yapılmıştır.)

Tablo 13: Sanayi Üretim Endeksi Caner ve Hansen (2001) Test Sonuçları

P	Değişken	Wald İstatistiği	Bootst. p-değeri	Asimp. p-değeri
Bootstrap Eşik Testi	$P(m)$	41,01	0,015	0,018
	$P(k)$	37,99	0,03	0,026
Birim Kök Sınaması İçin Çift Taraflı Wald Testi (R_2)	$P(m)$	7,84	0,36	0,544
	$P(k)$	10,67	0,177	0,286
Birim Kök Sınaması İçin Tek Taraflı Wald Testi (R_1)	$P(m)$	7,84	0,354	0,52
	$P(k)$	12,39	0,105	0,166
t_1 Durağanlık testi	$P(m)$	2,238	0,261	0,588
	$P(k)$	2,120	0,325	0,624
t_2 Durağanlık testi	$P(m)$	1,68	0,45	0,83
	$P(k)$	2,80	0,122	0,30

(Bootstrap tekrar sayısı: 1000, Üretim: $k=12, m=2$)

Reel ücret serisinin Caner ve Hansen (2001) birim kök analizi ise farklı sonuç vermektedir. R_2 , R_1 testleri k gecikme sayısı için birim kökün varlığını reddetmektedir. Tablo 14’den de görülebileceği gibi olasılık değerleri her iki testin k gecikmesi için %5’in altındadır. Uzun dönem gecikme uzunluğu olarak da yorumlanan ve sonuçların değerlendirilmesinde esas alınan m gecikme sayısı için ise %10’un altında hata payı ile serinin birim köke sahip olmadığına işaret etmektedir. Bunun nedenleri t_1 ve t_2 testleri ile rejimlerin birim köke sahip olup olmamasına

bakılarak anlaşılabilmektedir. t_2 testi ikinci rejimin birim kök süreci izlediğine işaret ederken ilk rejimi sınavan t_1 testi birim kök etkisinin var olmadığını göstermektedir.

Tablo 14: Reel Ücret Serisi Caner ve Hansen (2001) Test Sonuçları

w	Değişken	Wald İstatistiği	Bootst. p-değeri	Asimp. p-değeri
Bootstrap Eşik Testi	w(m)	125,57	0,0	0,0
	w(k)	72,32	0,00	0,01
Birim Kök Sınaması İçin Çift Taraflı Wald Testi (R₂)	w(m)	13,12	0,08	0,14
	w(k)	30,81	0,02	0,002
Birim Kök Sınaması İçin Tek Taraflı Wald Testi (R₁)	w(m)	13,13	0,08	0,13
	w(k)	30,81	0,02	0,00
t₁ Durağanlık testi	w(m)	3,44	0,04	0,09
	w(k)	5,35	0,01	0,00
t₂ Durağanlık testi	w(m)	1,12	0,60	0,95
	w(k)	1,45	0,42	0,89

(Bootstrap tekrar sayısı: 1000, Ücret: k= 12, m=11)

Bu sonuçlar dikkate alınmayarak TAR eşbütünleşme testi uygulanmış ve gayet anlamlı sonuçlar elde edilmiştir. Bu sonuçlardan hareketle çalışmanın temel hipotezlerinden biri olan TAR eşbütünleşme analizi öncesinde geleneksel birim kök testlerinin yapılması halinde sapmalı sonuçlar elde edilebileceği bu sonuçlar ile ispatlanmış olmaktadır.

5.3.2.4 Hansen ve Seo (2002) TAR Eşbütünleşme Sonuçları

(5.7) ve (5.8) numaralı modellerde Eşik VAR modeller görülmektedir. Parantez içinde yer alan değerler Eicker – White standart hatalardır. Modeller incelendiğinde parametre tahminlerinin genellikle istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmesine karşın hata düzeltme teriminin sadece ilk modelde uzun dönem dengesine dönüş eğilimi gösterdiği saptanmıştır.

Çalışmada 1987:01-2007:10 döneminde reel ücretler ile imalat sanayi üretim endeksi verileri kullanarak aralarındaki TAR eşbütünleşme ilişkisi test edilmiştir. Seçilen k, gecikme uzunluğu ilk modelde olduğu gibi AIC ve BIC kriterine bağlı olarak seçilmiş ancak üç farklı gecikme uzunluğunun seçiminde de büyük farklılık

oluşmadığını göstermek amacıyla tüm çözümler sunulmuştur. Tablo 15’de verilmiş olan AIC ve BIC değerlerinden de görüleceği gibi modeller arasında minimum AIC ve BIC değerine sahip olan model iki gecikme uzunluğunun kullanıldığı modeldir. Hansen ve Seo (2002) testi sonucunda eşbütünleşme ilişkisinin bir olması yada hesaplanması halinde doğrusal eşbütünleşme hipotezine karşı TAR eşbütünleşmenin sınıandığı supLM^0 ve supLM testleri sonucunda TAR eşbütünleşmenin kabul edildiği görülmüştür. Tek gecikme uzunluğu kullanılmış olan ilk modelde gerek supLM^0 testi gerekse supLM testi sonucunda TAR eşbütünleşme %93 anlamlılıkla kabul edilmektedir. İki gecikme ile modellerin kurulması halinde anlamlılık seviyesi her iki test için de %97’ye çıkmaktadır. Üç gecikme kullanılması halinde ise anlamlılık seviyesi %86’ya düşmektedir. Dolayısıyla üç gecikme kullanılması gerektiğine karar verilmesi halinde doğrusal eşbütünleşme ilişkisini gösteren sıfır hipotezi kabul edilmektedir. Kullanılması gereken gecikme uzunluğu AIC ve BIC kriterlerine göre iki olarak belirlenmiştir. γ, β parametreleri için tarama büyüklüğü her üç modelde de 300x300 seçilmiş ve olasılık fonksiyonunun minimizasyonu sonucunda tahmin edilen eşbütünleşme ilişkisi $v_t = P_{t-1} - 0,55W_t$ olarak bulunmuştur. Tahmin edilen eşik değeri $\hat{\gamma} = -0,41$ olarak hesaplanmıştır. Dolayısıyla ilk rejim reel ücretlerin, üretimden %40 daha fazla düşüş göstermesi duruma kadar gerçekleşmektedir. Bu modelde ilk rejim gözlem değerlerinin %94 gibi normalin oldukça üzerinde bir kısmını kapsamaktadır. İkinci rejim ise %6’sını kapsamaktadır.

İlk rejim “tipik rejim”, $P_t \leq 0,55W_t - 0,41$

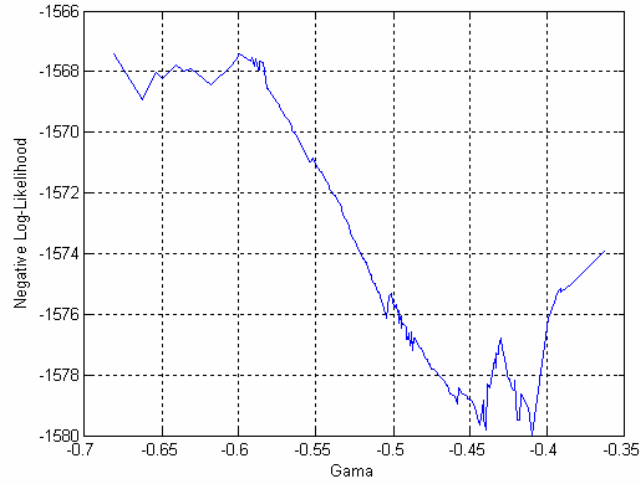
İkinci rejim “uç rejim”, $P_t > 0,55W_t - 0,41$

Tahmin edilen VAR modeli ise aşağıda verilmiştir.

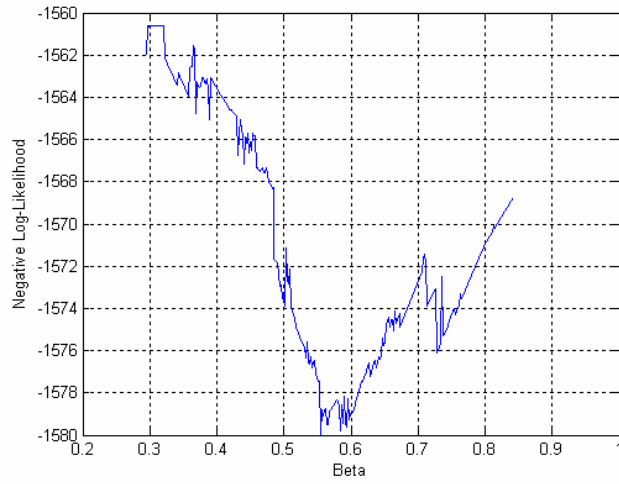
$$\Delta P_t = \begin{cases} -0,103 - 0,214v_{t-1} - 0,246\Delta P_{t-1} + 0,013\Delta W_{t-1} + u_{1t}, & v_{t-1} \leq -0,41 \\ (0,022) & (0,045) & (0,056) & (0,046) \\ -0,419 - 0,98v_{t-1} - 0,45\Delta P_{t-1} - 1,34\Delta W_{t-1} + u_{2t}, & v_{t-1} > -0,41 \\ (0,098) & (0,26) & (0,18) & (0,77) \end{cases} \quad (5.7)$$

$$\Delta W_t = \begin{cases} 0,097 + 0,20v_{t-1} - 0,128\Delta P_{t-1} + 0,023\Delta W_{t-1} + u_{1t}, & v_{t-1} \leq -0,41 \\ (0,028) & (0,05) & (0,12) & (0,022) \\ 1,56 + 3,481v_{t-1} - 2,220\Delta P_{t-1} + 4,317\Delta W_{t-1} + u_{2t}, & v_{t-1} > -0,41 \\ (0,614) & (1,55) & (1,350) & (3,942) \end{cases} \quad (5.8)$$

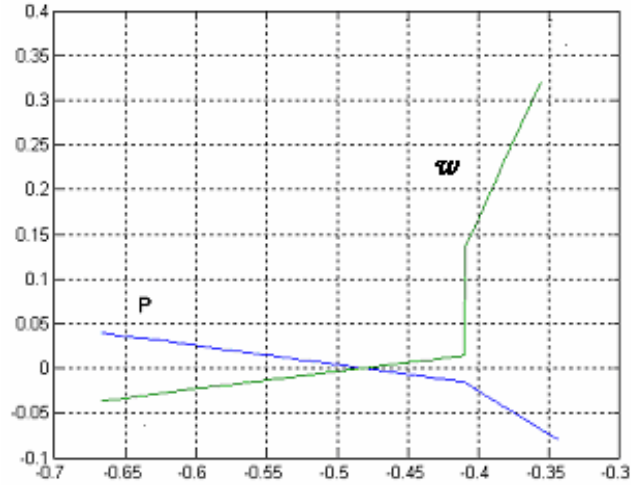
(5.7)'numaralı denklem incelendiğinde her iki rejimde de hata düzeltme mekanizmasının işlediği görülmektedir. Bu sonuç Şekil 20'de yer alan hata düzeltme etkisinden de gözlemlenebilmektedir. Ancak eşik sağında dengeden uzaklaşma söz konusudur. Dolayısıyla iki değişken arasındaki farkın % 41'den az olması halinde hata düzeltme etkisi sıfıra yakındır. Eşik değerinin sağında ise dengeye dönüş mevcut değildir.



Şekil 18: γ Eşik Parametresinin Tahmini



Şekil 19: β Eşbütünleşme Parametresi Tahmini



Şekil 20: Üretim ve Ücret Değişkenlerinin Hata Düzeltme Etkisi.

Hata düzeltme modelinden elde edilen sonuçlar ışığında eşik gelene kadar hata düzeltme etkisinde azalma olduğu eşikten sonra ise denge hatasının büyüdüğü ancak bu büyümenin reel ücretlerde meydana gelen sıçrama nedeniyle oluştuğu görülmektedir.

Tablo 15: Farklı Gecikme Uzunlukları İçin Hesaplanan AIC ve BIC değerleri

	K=1	K=2	K=3
Negative Log-Like:	-1579.963928	-1615.817159	-1616.002814
AIC:	-1547.963928	-1567.817159	-1552.002814
BIC:	-1541.652701	-1558.392432	-1539.492890

Tablo 15’de ikinci model için hesaplanmış olan üç farklı gecikme uzunluğu ile kurulan modellerin AIC ve BIC değerleri verilmiştir. Bu değerler incelendiğinde en düşük AIC ve BIC değerlerinin iki gecikme uzunluğu alınarak kurulan modelde elde edildiği görülmektedir. k gecikme uzunluğunun iki seçilmesi halinde eşbütünleşme ilişkisi ilk modelde olduğu gibi $v_t = P_{t-1} - 0,55W_t$ olarak bulunmuştur. Tahmin edilen eşik değeri $\hat{\gamma} = -0,41$ ’dir. Dolayısıyla ilk rejim reel ücretlerin üretimden 0,41 daha fazla düşüş göstermesi halinde gerçekleşmektedir. Bu modelde ilk rejim gözlem değerlerinin %93’lük bir kısmını kapsamakta, ikinci rejim ise %7’sini kapsamaktadır.

İlk rejim “tipik rejim” $P_t \leq 0,55W_t - 0,41$

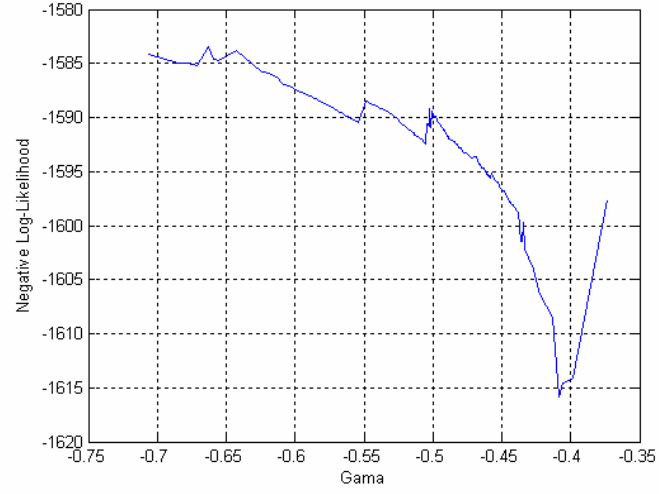
İkinci rejim “uç rejim”, $P_t > 0,55W_t - 0,41$

Tahmin edilen VAR model,

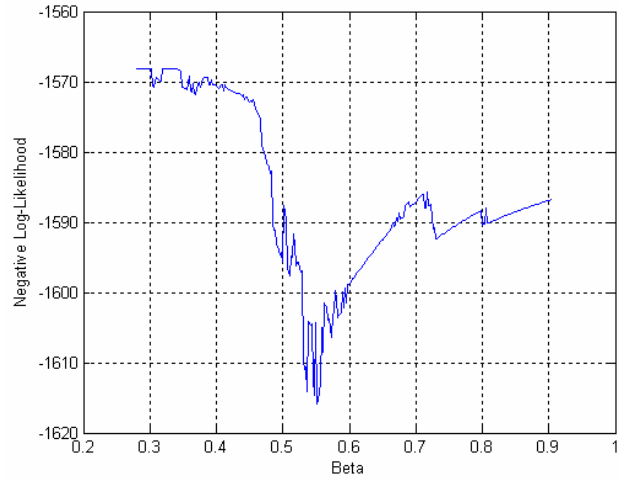
$$\Delta P_t = \begin{cases} \begin{matrix} -0,056 - 0,119v_{t-1} - 0,366\Delta P_{t-1} + 0,043\Delta P_{t-2} \\ (0,043) \quad (0,021) \quad (0,062) \quad (0,045) \\ -0,13\Delta W_{t-1} + 0,13\Delta W_{t-2} + u_{1t}, \\ (0,064) \quad (0,027) \end{matrix} & v_{t-1} \leq -0,41 \\ \begin{matrix} -0,316 - 0,146v_{t-1} - 0,907\Delta P_{t-1} - 2,32\Delta P_{t-2} \\ (0,155) \quad (0,38) \quad (0,227) \quad (0,92) \\ -0,57\Delta W_{t-1} + 1,172\Delta W_{t-2} + u_{2t}, \\ (0,27) \quad (1,32) \end{matrix} & v_{t-1} > -0,41 \end{cases} \quad (5.9)$$

$$\Delta W_t = \begin{cases} \begin{matrix} 0,104 + 0,22v_{t-1} - 0,225\Delta P_{t-1} + 0,020\Delta P_{t-2} \\ (0,06) \quad (0,033) \quad (0,13) \quad (0,024) \\ -0,191\Delta W_{t-1} - 0,005\Delta W_{t-2} + u_{1t}, \\ (0,104) \quad (0,029) \end{matrix} & v_{t-1} \leq -0,41 \\ \begin{matrix} 2,627 + 6,214v_{t-1} - 4,642\Delta P_{t-1} + 9,127\Delta P_{t-2} \\ (0,41) \quad (0,99) \quad (0,995) \quad (3,96) \\ -4,35\Delta W_{t-1} - 6,85\Delta W_{t-2} + u_{2t}, \\ (0,71) \quad (4,35) \end{matrix} & v_{t-1} > -0,41 \end{cases} \quad (5.10)$$

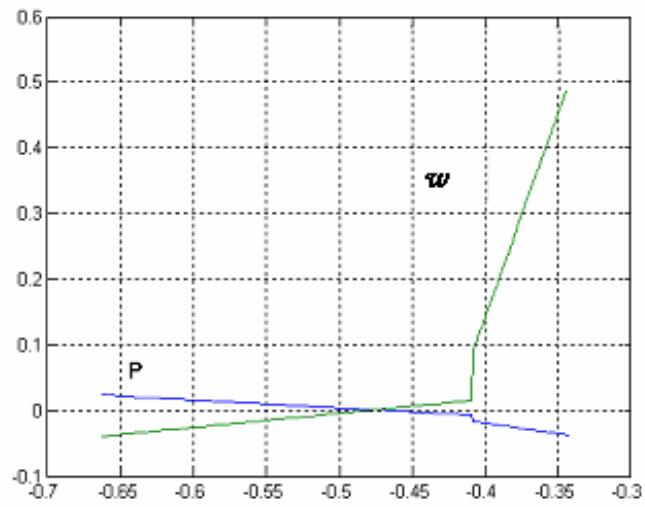
Şekil 21 ve Şekil 22’de eşik ve eşbütünleşme parametresi tahminleri için oluşturulan fonksiyonlar verilmiştir. Şekil 23’de ise gecikme uzunluğunun iki olarak belirlenmesi halinde diğer değişkenlerin etkisi sabit tutulduğunda hata düzeltme değişkeninin etkisi görülmektedir. Eşiğin sol tarafında hata düzeltme etkisi gittikçe sifıra yaklaşmaktadır. Bu da hata düzeltme etkisinin şokları tekrar dengeye döndürecek mekanizmanın olmadığını göstermektedir. Eşiğin sağında ise reel ücretlerdeki eşik etkisiyle meydana gelen sıçramanın istatistiksel olarak anlamlı olmasına karşın dengeye yöneltici bir mekanizma olmadığı görülmektedir. Bu anlamlı görünen ilişki reel ücretlerde meydana gelen kriz sonrası ayarlanmadan kaynaklanmaktadır.



Şekil 21: γ Eşik Parametresinin Tahmini



Şekil 22: β Eşbütünleşme Parametresi Tahmini



Şekil 23: Üretim ve Ücret Değişkenlerinin Hata Düzeltme Etkisi.

k gecikme uzunluğunun üç seçilmesi halinde ise eşbütünleşme ilişkisi $v_t = P_{t-1} - 0,55W_t$ olarak bulunmuştur. Tahmin edilen eşik değeri $\hat{\gamma} = -0,4$ olarak bulunmuştur. İlk rejim reel ücretlerin üretimden -0,41 daha fazla düşüş göstermesi halinde gerçekleşmektedir. Bu modelde ilk rejim gözlem değerlerinin %90'ını kapsamakta, ikinci rejim ise %10'unu kapsamaktadır. İkinci rejim ise ücretlerin üretimden %0,4 daha az düşmesi, sabit kalması ya da aradaki farkın azalması gerçekleşmektedir.

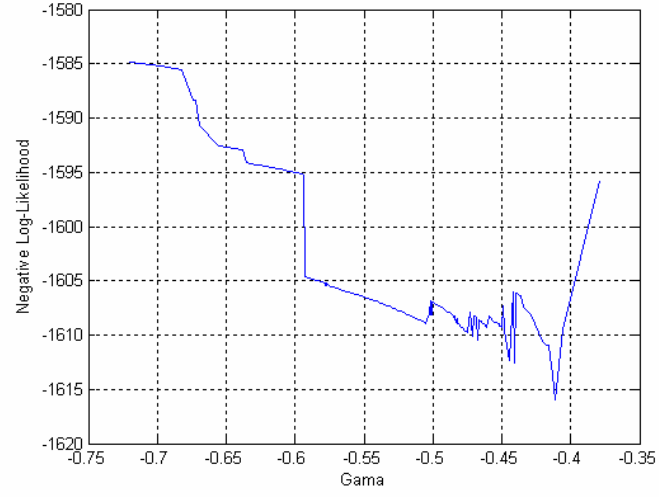
İlk rejim “tipik rejim” $P_t \leq 0,55W_t - 0,41$

İkinci rejim “uç rejim”, $P_t > 0,55W_t - 0,41$

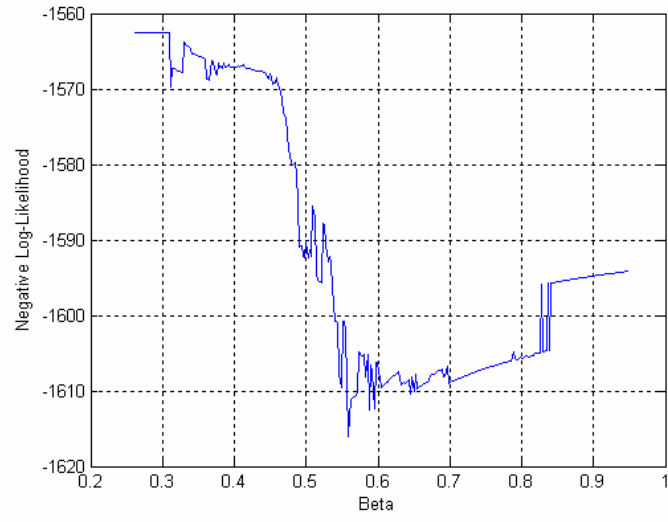
Tahmin edilen VAR modeli aşağıda verilmiştir,

$$\Delta P_t = \begin{cases} -0,046 - 0,098v_{t-1} - 0,409\Delta P_{t-1} + 0,050\Delta P_{t-2} - 0,169\Delta P_{t-3} \\ (0,022) \quad (0,045) \quad (0,069) \quad (0,046) \quad (0,076) \\ +0,141\Delta W_{t-1} - 0,0259\Delta W_{t-2} + 0,041\Delta W_{t-3} + u_{1t}, & v_{t-1} \leq -0,41 \\ (0,028) \quad (0,058) \quad (0,026) \\ -0,0787 + 0,003v_{t-1} - 0,666\Delta P_{t-1} - 1,248\Delta P_{t-2} - 0,143\Delta P_{t-3} \\ (0,091) \quad (0,244) \quad (0,243) \quad (1,359) \quad (0,333) \\ -0,838\Delta W_{t-1} + 0,471\Delta W_{t-2} - 1,273\Delta W_{t-3} + u_{2t}, & v_{t-1} > -0,41 \\ (1,476) \quad (0,258) \quad (0,967) \end{cases} \quad (5.11)$$

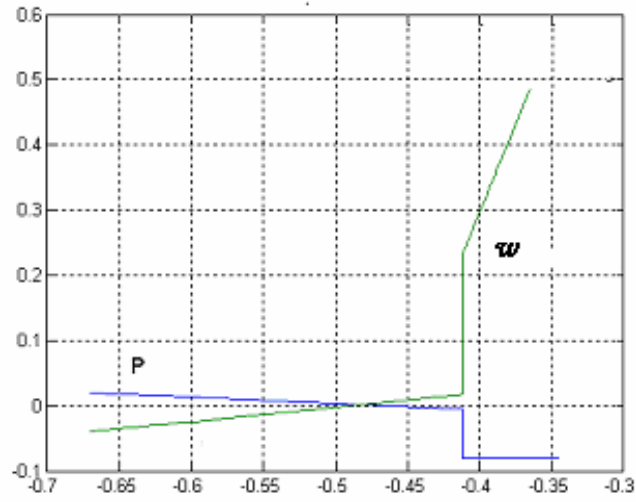
$$\Delta W_t = \begin{cases} 0,108 + 0,22 + v_{t-1} - 0,192\Delta P_{t-1} + 0,0279\Delta P_{t-2} - 0,171\Delta P_{t-3} \\ (0,035) \quad (0,067) \quad (0,152) \quad (0,026) \quad (0,099) \\ -0,007\Delta W_{t-1} + 0,08\Delta W_{t-2} - 0,001\Delta W_{t-3} + u_{1t}, & v_{t-1} \leq -0,41 \\ (0,032) \quad (0,084) \quad (0,031) \\ 2,464 + 5,42v_{t-1} - 3,69\Delta P_{t-1} + 17,47\Delta P_{t-2} - 1,68\Delta P_{t-3} \\ (0,333) \quad (0,865) \quad (0,748) \quad (2,618) \quad (0,87) \\ -3,52\Delta W_{t-1} + 2,002\Delta W_{t-2} - 2,526\Delta W_{t-3} + u_{2t}, & v_{t-1} > -0,41 \\ (6,484) \quad (0,670) \quad (3,417) \end{cases} \quad (5.12)$$



Şekil 24: γ Eşik Parametresinin Tahmini



Şekil 25: β Eşbütünleşme Parametresi Tahmini



Şekil 26: Üretim ve Ücret Değişkenlerinin Hata Düzeltme Etkisi.

Benzer sonuçlar gecikme uzunluğunun 3 seçilmesi durumunda da söz konusudur. Diğer modellerden farklı olarak hata düzeltme faktörü her iki rejim de de oldukça düşüktür. Gecikme uzunluğunun üç seçilmesi durumunda elde edilen sonuçlar daha önce de değinildiği gibi doğrusal eşbütünleşmeye işaret etmektedir.

6. SONUÇ

Çalışmada Türkiye’de reel ücretlerle üretim arasındaki uzun dönemli ilişki TAR eşbütünleşme analizi ile incelenmektedir. Analiz yönteminin seçimine ışık tutması açısından doğrusal olmayan zaman serileri modelleri hakkında kısaca bilgi verilmiş TAR ailesi modelleri açıklanmıştır. Yapılan analizin TAR eşbütünleşme analizi olması nedeniyle TAR modelleri anlatılırken bu tip modellerin en popülerleri arasında olan SETAR ve STAR modellerin de yapısı ve tahmin yöntemlerine yer verilmiştir.

TAR eşbütünleşme analizi literatüre 1997 yılında Balke ve Fomby’nin çalışmasıyla girmiştir. Bu çalışmadan sonra gerek literatüre yapılan katkılar gerekse geliştirilen yöntemlerin kullanımı niteliğindeki çalışmalarda eşbütünleşmenin gerek koşulu olan değişkenlerin aynı dereceden durağan olması, geleneksel birim kök testleri ile sınanmaktadır. Bu nedenle çalışmanın üçüncü bölümünde bu birim kök testlerine kısaca değinilmiştir. Yine bu bölümde TAR eşbütünleşme analizinin öncesinde TAR birim kök analizi yapılmasının gerekli olduğu düşünülmüş ve doğrusal olmayan birim kök analizlerinin gelişim sürecine bağlı olarak Enders ve Granger (1998), Caner ve Hansen (2001) çalışması incelenmiştir. İkinci bölümde olduğu gibi paralel gelişim süreci izlemesi nedeniyle STAR modeller için geliştirilmiş olan birim kök sınamasına da teorik olarak yer verilmiştir.

Dördüncü bölümde ise araştırma konusu olan reel ücretler ile üretim arasındaki uzun dönemli ilişkinin incelenmesinde kullanılan doğrusal olmayan eşbütünleşme analizinin teorik temelleri ayrıntılı bir biçimde incelenmiştir. İncelemede teorinin çıkışından itibaren geliştirilen tüm TAR eşbütünleşme testleri teorik olarak açıklanmıştır. Bunlar Balke ve Fomby (1997), Lo ve Zivot (2001) ve bu çalışmada kullanılacak olan Caner ve Hansen (2002) TAR eşbütünleşme testleridir. Ayrıca ikinci ve üçüncü bölümlerde olduğu gibi paralel gelişim süreci izleyen STAR ECM ve eşbütünleşme teorisine de yer verilmiştir.

Son bölüm Türkiye analizinden oluşmaktadır. Analiz iki benzer model ile yapılmıştır. İlk model 1990:01-2007:06 döneminde sanayi üretimde çalışanlara

yapılan ödemeleri içeren reel ücretler ile sanayi üretimi arasındaki uzun dönem ilişkisini incelemektedir. Bu aşamada öncelikle aynı dereceden durağan olup olmadığını incelemek için durağanlık analizi yapılmıştır. Durağanlık analizinde ilk adımı literatürdeki tüm TAR eşbütünleşme analizlerinde olduğu gibi geleneksel birim kök testleri kullanılmıştır. Test sonuçları incelendiğinde her iki değişkenin de birinci dereceden durağan olduğu görülmüştür. İkinci adımda ise çalışmanın temel tezi olan TAR birim kök analizi uygulamasına başvurulmuştur. Bu analizde seçilen yöntem Caner ve Hansen (2001) çalışmasında önerilen testtir. Testin avantajı ilk adımda serinin TAR model ile modellenmesinin uygunluğunu araştırması, ikinci adımda serinin genel olarak durağanlığının incelenmesi ve son olarak da her rejimin durağanlığını ayrı ayrı incelemeye izin vermesidir. İlk modelde incelenen her iki değişken için TAR model oluşturulmuş, değişkenin genel anlamda durağan olmadığı ve rejimlerin her birinin birim kök süreci izlediği kararına varılmıştır. TAR eşbütünleşme testi için ise Hansen ve Seo (2002) testi kullanılmıştır. Test sonucunda elde edilen eşbütünleşme ilişkisi $v_t = P_{t-1} - 0,73RU_t$ tahmin edilen eşik değeri ise $\hat{\gamma} = -0,87$ olarak bulunmuştur. Dolayısıyla ilk rejim reel ücretlerin üretime nazaran %87 daha fazla düşüş gösterdiği durumda gerçekleşmektedir. Tahmin edilen dönemde ilk rejim gözlemlerin %10'unu kapsamaktadır. İkinci rejim ise gözlem değerlerinin %90'lık kısmı kapsamaktadır. İkinci rejim ücretler ile üretim arasındaki farkın %87'den daha az düşüş gösterdiği, aralarındaki farkın sabit kaldığı ya da azaldığı durumda gerçekleşmektedir. Dolayısıyla ilk rejim, $P_t \leq 0,73RU_t - 0,87$ ve ikinci rejim için $P_t > 0,73RU_t - 0,87$ eşbütünleşme ilişkisi söz konusudur.

İncelenen ECM ilişkisinde ise gözlem değerlerinin %10'unu içeren ve uç rejim olarak tanımlanan ilk rejimde hata düzeltme mekanizmasının işlediğini tipik rejim olarak ifade edilebilecek ikinci rejimde ise hata düzeltme katsayısının pozitif ya da çok küçük bir değer aldığı görülmektedir. Dolayısıyla elde edilen eşbütünleşme ilişkisinin ilk rejimin söz konusu olduğu durumlarda geçerli olduğu kararına varılmıştır.

Bu sonuçlardan hareketle hata düzeltme değişkeninin fonksiyonu olarak oluşturulan hata düzeltme etkisi diğer değişkenlerin etkisi sabit tutulduğunda eşik sağ tarafında iki değişken için hata düzeltme etkisinin yaklaşık sıfır olduğu eşik sol tarafında ise pozitif ilişki olduğu görülmektedir.

Tek gecikme ile kurulan ECM sonuçları, reel ücretlerin üretimden %87 fazla düşüş göstermesi sonucunda iki değişken arasında hata düzeltme mekanizmasının işlemediği yönündedir. Eşiğin sol tarafında ise aradaki ilişkinin aynı yönde olduğu görülmüştür. Tipik rejim olarak ifade edilen ve gözlem değerlerinin %90'ını kapsayan ikinci rejim reel ücretlerdeki düşüş sonucunda üretimde de düşüş olacağını gösterir. Ancak reel ücretlerdeki düşüşün ya da reel ücretlerle üretim arasındaki farkın %87'den daha fazla düşüş göstermesi hata düzeltme etkisini sıfıra yaklaştırmakta ve reel ücretlerle üretim arasındaki uzun dönem denge ilişkisini kaldırmaktadır. Bu denli yüksek bir düşüş reel ücretlerde tekrar ayarlanmaya neden olmakta ancak bu ayarlanmaya üretimin tepkisi reel ücretler kadar olmamaktadır.

İkinci model incelemesi 1987:01-2007:10 döneminde sanayi üretimi ile Türkiye'de reel ücretlerin bir göstergesi olarak reel asgari ücretler arasındaki uzun dönem ilişki incelenmiştir. İkinci modelde de ilk modelde olduğu gibi geleneksel birim kök testleri ile Caner ve Hansen (2001) birim kök testi uygulanmıştır. Geleneksel birim kök testleri sonucunda serilerin ikisinin de birinci dereceden durağan olduğu sonucuna varılmıştır. Ancak Caner ve Hansen (2001) testi sonucunda serilerden sanayi üretiminde birim kök sürecinin varlığı saptanmasına karşın reel ücretlerde ilk rejimin birim kök süreci izlemediği görülmüştür. Çalışma literatürdeki diğer örneklerde olduğu gibi geleneksel birim kök testleri sonuçlarına dayanarak eşbütünleşme ilişkisini araştırma yoluna gitmiş olması halinde TAR eşbütünleşme analizi ile devam edilmesi gerekmektedir. Bu varsayımdan hareketle iki değişken arasında TAR eşbütünleşme analizi ile uzun dönem analizi yapılmıştır. Analiz sonucunda sürecin TAR eşbütünleşme analizine uygun olduğu görülmüş ve ilişki $v_t = P_{t-1} - 0,55W_t$ olarak bulunmuştur. Tahmin edilen eşik değeri ise $\hat{\gamma} = -0,41$ 'dir. Dolayısıyla ilk rejim reel ücretlerin üretimden 0,41 daha fazla düşüş göstermesi halinde gerçekleşmektedir. Bu modelde ilk rejim gözlem değerlerinin %93'lük bir kısmını kapsamakta, ikinci rejim ise %7'sini kapsamaktadır ve ilk rejim $P_t \leq 0,55W_t - 0,41$, ikinci rejim $P_t > 0,55W_t - 0,41$ olarak elde edilmiştir. ECM analizi sonucunda eşiğin sol tarafında hata düzeltme etkisi gittikçe sıfıra yaklaşmaktadır. Bu da hata düzeltme etkisinin şokları tekrar dengeye döndürecek mekanizmanın olmadığını göstermektedir. Eşiğin sağında ise reel ücretlerdeki eşik etkisiyle meydana gelen sıçramanın istatistiksel olarak anlamlı olmasına karşın dengeye yöneltici bir mekanizma olmadığı görülmektedir. Bu anlamlı görünen ilişki

reel ücretlerde meydana gelen kriz sonrası ayarlanmadan kaynaklanmaktadır. Uygulanmış olan birim kök testleri doğrusal olmayan zaman serileri için geleneksel birim kök testlerinin yanlış sonuç verebileceği düşüncesini kanıtlar niteliktedir. Ayrıca ikinci model için elde edilen ECM ve eşbütünleşme ilişkisi sonuçları doğrusal olmayan modellerde geleneksel birim kök testlerinin kullanılması, doğrusal olmayan birim kök testi ile analiz yapılmaması halinde elde edilen eşbütünleşme sonuçlarına güvenilemeyeceği yönündedir. TAR birim kök analizinin yapılmaması halinde eşbütünleşme analizi sonucunda sahte regresyonla karşılaşılabilir.

KAYNAKÇA

- Akgül, Işıl. 2003a. **Geleneksel Zaman Serisi Yöntemleri**. İstanbul : Der Yayınları.
- _____. 2003b. **Zaman Serileri Analizi ve ARIMA Modelleri**. İstanbul : Der Yayınları.
- Altonji, Joseph G., Orley Ashenfelter. 1980. Wage Movements and the Labour Market Equilibrium Hypothesis. **Economica**. c. 47. s.187: 217-245.
- Anderson, Heather M., Vahid, Farshid. 1998. Testing multiple equation systems for common nonlinear components. **Journal of Econometrics**. c.84. s.1: 1-36.
- Andrews, Donald W.K. 1993. Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. **Econometrica**. c.61: 821-856.
- Andrews, Donald W.K., Wenger Ploberger. 1994. Optimal Tests When a Nuisance Parameter Is Present Only Under the Alternative. **Econometrica**. c.62: 1382-1414.
- Aslanidis, Nektarios, Georgios P. Kouretas. 2005. Testing for Two-regime Threshold Cointegration in the Parallel and Official Markets for Foreign Currency in Greece. **Economic Modelling**. c.22. s.4: 665-682.
- Aykaç, Elçin. 2003. Sinyalleme Varsayımı Altında Etkin Ücret Hipotezinin Analizi. Yüksek Lisans Tezi. M.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Bajo-Rubio, Oscar., Carmen Diaz-Roldan, Vicente Esteve. 2006. Is the Budget Deficit Sustainable When Fiscal Policy is Non-linear? The Case of Spain. **Journal of Macroeconomics**. c.28. s.3: 596-608.
- Balke, Nathan S., Thomas B. Fomby. 1997. Threshold Cointegration. **International Economic Review**. c.38: 627-645.
- Balke, Nathan S., Mark E. Wohar. 1998. Nonlinear Dynamics and Covered Interest Rate Parity. **Empirical Economics**. c.23: 535-559.
- Banerjee, Anindya, Juan J. Dolado, John W. Galbraith, David F. Hendry. 1994. **Co-Integration, Error Correction, And The Econometric Analysis of Non-Stationary Data**. Oxford University Press.
- Baum, Christopher F., John T. Barkoulas, Mustafa Çağlayan. 2001. Nonlinear Adjustment to Purchasing Power Parity in the Post-Bretton Woods era. **Journal of International Money and Finance**. Elsevier. c.20(3): 379-399.

- Baum, Christopher F., Meral Karasulu. 1998. Modelling Federal Reserve Discount Policy. **Computational Economics**. c.11: 53-70.
- Berben, Robert-Paul, Dick van Dijk. 1999. Unit Roots and Asymetric Adjustment - A Reassessment. **Econometric Institute Report 101**. Erasmus University Rotterdam, Econometric Institute.
- Bierens, Herman J. 1997. Testing the Unit Root with Drift Hypothesis against Nonlinear Trend Stationarity, with an Application to the US Price Level and Interest Rate. **Journal of Econometrics**. c.81. s.1: 29-64.
- Bildirici, Melike. 2003. Enflasyonu Düşürmeni Maliyeti: LSTVAR Analizi. **İktisat İşletme ve Finans**. s.212: 32-38
- _____. 2004. Real Cost of Employment an Turkish Labour Market: A Panel Cointegration Tests Approach. **International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies**. c.1-2: 95-120.
- Bodkin, Ronald G. 1969. Real Wages and Cyclical Variations in Employment: A Re-Examination of the Evidence, **Canadian Journal of Economics**. c.2. s.3: 353-374.
- Breitung, Joerg. 2002. Nonparametric Tests for Unit Roots and Cointegration. **Journal of Econometrics**. c.108: 343-363.
- Brock, William A., Simon M. Potter. 1993. Nonlinear Time Series and Macroeconometrics. **Handbook of Statistics**. c.11: 195-229.
- Brockwell, Peter J., Rob J. Hyndman. 1992. On continuous-time threshold autoregression. **International Journal of Forecasting**. Elsevier. c.8(2): 157-173.
- Campbell, John Y., ve Robert J. Shiller. 1987. Cointegration and Tests of Present Value Models. **Journal of Political Economy**. c.95: 1062-1088.
- Caner, Mehmet, Bruce E. Hansen. 2001. Treshold Autoregressions with a Unit Root. **Econometrica**. c.69: 1555-1597.
- Chan, Kunk-sik. 1990. Testing for Threshold Autoregression. **The Annals of Statistics**. c.18. s.4: 1886-1894.
- _____. 1993. Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model. **The Annals of Statistics**. c. 21. s.1: 520-533.
- Chan, Kunk-sik, Howell Tong. 1985. On the use of the Deterministic Lyapunov Function for the Ergodicity of Stochastic Difference Equations. **Advances in Applied Probability**. c.17: 666-78.
- _____. 1986. On Estimating Thresholds in Autoregressive Models. **Journal of Time Series Analysis**. c.7. s.3: 179-190.

- Chan, Kunk-sik, Ruey S. Tsay. 1998. Limiting Properties of the Least Squares Estimator of a Continuous Threshold Autoregressive Model. **Biometrika**. c.85: 413-426.
- Chappell, David, Joanne Padmore, Priti Mistry, Catherine Ellis. 1996. A Threshold Model for the French Franc-Deutschmark Exchange Rate. **Journal of Forecasting**. c.15: 155–164.
- Chirinko, Robert S. 1980. The Real Wage Rate over the Business Cycle. **The Review of Economics and Statistics**, MIT Pres. c.62 s.3: 459-461.
- Clements, Michael P., Ana Beatriz Galvao. 2004. A Comparison Of Tests Of Nonlinear Cointegration With Application to the Predictability Of US Interest Rates Using The Term Structure. **International Journal of Forecasting**. c.20: 219–236.
- Daşer, Mehmet. 2003. Ekonomi Gerçekten Büyüyor mu?. **İşletme ve Finans Dergisi**. s.205: 94-100.
- Davies, Robert B. 1987. Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter is Present Only Under The Alternative. **Biometrika**. c.74: 33-43.
- Delipalla, Sophia, Peter Sanfey. 2001. Commodity taxes, wage determination and profits. **Journal of Public Economic Theory**. c.3. s.2: 203-217.
- Dickey, A. David. Wayne A. Fuller. 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**. c.74: 427-431.
- _____. 1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Econometrica**. c.49. s.4: 1057 – 1072.
- Dorsey, Robert E., Walter J. Mayer. 1995. Genetic Algorithms for Estimation Problems with Multiple Optima, Nondifferentiability, and Other Irregular Features. **Journal of Business and Economics Statistics**. c.13. s.1: 53-66.
- Dunis, Cristian, Bin Zhou. 1998. **Nonlinear Modelling of High Frequency Financial Time Series**, John Wiley and Sons.
- Dunlop, John T., 1938, The Movement of Real and Money Wage Rates, **Economic Journal**, 48:191, 413-434
- Eitheim, Øyvind, Timo Teräsvirta. 1996. Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models. **Journal of Econometrics**. c.74. s.1: 59-75.
- Elliott, Graham, Thomas J. Rothenberg, James H. Stock. 1996. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**. c.64. s.4: 813-836.
- Enders, Walter. 2001. Improved critical values for the Enders-Granger unit root test. **Applied Economics Letters**. c.8. s.4: 257-261.

- _____. 2004. **Applied Econometric Time Series**. 2nd Edition. Wiley Series in Probability and Statistics.
- Enders, Walter, Barry Falk. 1998. Threshold-autoregressive, median-unbiased, and cointegration tests of purchasing power parity. **International Journal of Forecasting**. c.14: s.2: 171-186.
- Enders, Walter, Clive W.J. Granger. 1998. Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. **Journal of Business and Economic Statistics**. c.16. s.3: 304-311.
- Engle, Robert F., Clive W.J. Granger. 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**. c.55. s.2: 251-276.
- Erlat, Haluk. 2004. Unit Roots or Nonlinear Stationary in Turkish Real Exchange Rates. **Applied Economics Letters**. c.11: 645-650.
- Escribano, Alvaro, Oscar Jorda. 1997. Improved Testing And Specification Of Smooth Transition Regression Models. Working Paper, **Department of Economics 97-26, California Davis - Department of Economics**.
- Esteve, Vicente, Salvador Gil-Pareja, José Antonio Martínez-Serrano, Rafael Llorca-Vivero. 2006. Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment Between Goods and Services Inflation in the United States. **Economic Modelling**. c.23. s.6. 1033-1039.
- Esteve, Vicente. 2006. A note on nonlinear dynamics in the Spanish term structure of interest rates. **International Review of Economics & Finance**. c.15. s.3: 316-323.
- Franses, Philip Hans, Dick van Dijk. 2000. **Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance**, Cambridge University Press.
- Gangulee, Srilata. 1973. Rising Real Wages and The Growth of Industrial Output in India. **American Economist**. c.17. s.1: 1946-1961.
- Gascoigne, Jamie. 2004. Estimating threshold vector error-correction models with multiple cointegrating relationships. Working Paper, **Department of Economics, The University of Sheffield**.
- Geary, Patrick T, John Kenan. 1982. The Employment-Real Wage Relationship: An International Study. **Journal of Political Economy**. c.90. s.4: 854-871.
- Genceli, Mehmet. 2001. **Ekonometri ve İstatistik İlkeleri**. İstanbul: Filiz Kitabevi.
- Godfrey, Leslie G. 1979. Testing the adequacy of a time series model. **Biometrika**. c.66: 67-72.
- Gonzalo Jesus ve Wolf Michael. 2005. Subsampling inference in threshold autoregressive models. **Journal of Econometrics**. c.127: 201-224.

- Granger, Clive W.J., Timo Teräsvirta. 1993. **Modelling Nonlinear Economic Relationships**. Oxford : Oxford University Press.
- Greene, William H. 1997. **Econometric Analysis**. 3. bs., Prentice Hall International.
- Hamilton, James D. 1989. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. **Econometrica**. c.57. s.2: 357-384.
- _____. 1990. Analysis of Time Series Subject to Changes in Regimes. **Journal of Econometrics**. s.45: 39-70.
- _____. 1994. **Time Series Analysis**. Princeton University Press.
- Hansen, Bruce E. 1996. Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified Under the Null Hypothesis. **Econometrica**. c.64. s.2: 413-430.
- _____. 1997. Approximate Asymptotic p-values for Structural change tests. **Journal of Business and Economic Statistics**. c.15: 60-67.
- _____. 1997. Inference in TAR Models. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**. c.2. s.1: 1-14.
- _____. 1999. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. **Journal of Econometrics**. Elsevier. c.93. s.2: 345-368.
- _____. 2001. The New Econometrics of Structural Change: Dating Changes in U.S. Labor Productivity. **Journal of Economic Perspectives**. c.15: 117-128.
- Hansen Bruce E., Byeongseon Seo. 2002. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error correction models. **Journal of Econometrics**. c.110. s.2: 293-318.
- Hansen, Bruce E., Mehmet Caner. 1997. Threshold Autoregressions with a Unit Root. Working Papers, **Boston College Department of Economics**.
- Hoel, Michael. 1990. Efficiency wages and income taxes. **Journal of Economics**. c.51. s.1: 89-99.
- Hoon, Hian Teck, Edmund S. Phelps. 1992. Macroeconomic shocks in a dynamized model of the natural rate of unemployment. **American Economic Review**. c.82. s.4: 889-900.
- Horvath, Michael T. K., Watson, Mark W., 1994. Testing for Cointegration When Some of the Contributing Vectors are Known. Working Paper, **NBER Technical**.
- Kanas, Angelos. 2005. Nonlinearity in the Stock Price-dividend Relation. **Journal of International Money and Finance**. c.24: s.4: 583-606.
- Kantz, Holger, Thomas Schreiber. 2000. **Nonlinear Time Series Analysis**. Cambridge University Press.

- Kapetanios, George, Yongcheol Shin, Andy Snell. 2003a. Testing for a Unit Root in the nonlinear STAR Framework. **Journal of Econometrics**. c.112. s.2: 359-379.
- _____. 2003b. Testing for Cointegration in Nonlinear STAR Error Correction Models. Working Paper. **Department of Economics. University of London.**
- _____. 2003c. Unit Root Tests in Three-Regime SETAR Models. Working Paper. **Department of Economics. University of London.**
- Koop, Gary, M.Hashem Pesaran, Simon M. Potter. 1996. Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models. **Journal of Econometrics**. c.74. s.1: 119-147.
- Koop, Gary, Simon M. Potter. 1999. Dynamic Asymmetries in US Unemployment. **Journal of Business & Economic Statistics**. c.17. s.3: 298-313.
- Krager, Horst, Peter Kugler. 1993. Non-linearities in foreign exchange markets: a different perspective, **Journal of International Money and Finance**. c.12. s.2: 195-208.
- Kwiatkowski, Denis, Peter C. B. Phillips, Peter Schmidt, Yongcheol Shin. 1992. Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root. **Journal of Econometrics**. c.54: 159-178.
- Leybourne, Stephen, Paul Newbold, Dimitrios Vougas. 1998. Unit roots and smooth transitions. **Journal Time Series Analysis**. c.19: 83-98.
- Lo, Ming Chien, Eric Zivot. 2001. Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price. **Macroeconomic Dynamics**. **Cambridge University Press**, c.5. s.4: p 533-576.
- Lundbergh, Stefan, Timo Teräsvirta, Dick van Dijk. 2003. Time-varying Smooth Transition Autoregressive Models. **Journal of Business and Economic Statistics**. c.21. s.1: 104-121.
- Luukkonen, Ritva, Pentti Saikkonen, Timo Teräsvirta. 1988. Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models. **Biometrika**. c.75. s.3: 491-499.
- Lütkepohl, Helmut, Kratzig, Markus. 2004. **Applied Time Series Econometrics**. Cambridge University Pres.
- Medeiros, Marcelo, Alvaro Veiga. 2000. A Flexible Coefficient Smooth Transition Time Series Model. Working Paper. **Stockholm School of Economics**.
- Michael, Panos, A Robay Nobay, David A Peel. 1997. Transactions costs and nonlinear adjustment in real exchange rates: an empirical investigation. **Journal of Political Economy**. c.105. s.4: 862-879.

- Montgomery, Alan L., Victor Zarnowitz, Ruey S. Tsay, George C. Tiao. 1998. Forecasting the U.S. unemployment rate. **Journal of the American Statistical Association**. c.93. s.442: 478-493.
- Neftçi, Salih N. 1978. A Time-Series Analysis of the Real Wages-Employment Relationship. **Journal of Political Economy**. c.86. s.2: 281-291.
- Newey, Whitney K., Kenneth D. West. 1987. A Simple, Positive Semi Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. **Econometrica**. c.5. s.3: 703-708.
- Ng, Serena, Pierre Perron. 1995. Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. **Journal of the American Statistical Association**. c.90. s.429: 268-281.
- _____. 2001. Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. **Econometrica**. c.69. s.6: 1519-1554.
- O'Connell, Paul G.J. 1998. Market frictions and real exchange rates. **Journal of International Money and Finance**. c.17. s.1: 71-95.
- Obstfeld, Maurice, Alan M. Taylor. 1997. Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited. **Journal of the Japanese and International Economies**. c.11. s.4: 441-479.
- Otani, Ichiro. 1978. Real Wages and the Business Cycle Revisited. **Review of Economics and Statistics**. c.60. s.2: 301-304.
- Öcal, Nadir. Denise R. Osborn. 2000. Business Cycle non-linearities in UK Consumption and Production. **Journal of Applied Econometrics**. c.15. s.1: 27-43.
- Öcal, Nadir. 2000. Nonlinear Models for UK Macroeconomic Time Series. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**. c.3. s.3: 123-135.
- _____. 2006. Non-linear Models, Composite Longer Leading Indicator and Forecasts for UK real GDP. **Journal of Applied Econometrics**. c.38. s.9: 1049-1053.
- Park, Joon Y., Peter C. B. Phillips. 2001. Nonlinear Regressions with Integrated Time Series. **Econometrica**. c.69. s.1: 117-161.
- Peach, Richard, Robert Rich, Alexis Antoniadis. 2004. The Historical and Recent Behavior of Goods and Services Inflation. **Economic Policy Review**. c.10. s.3: 19-31.
- Peel, David, Alan Speight. 1994. Testing for Non-linear Dependence in Inter-war Exchange Rates. **Review of World Economics, Springer**. c.127. s.2: 391-417.

- Perron, Pierre. 1988. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach. **Journal of Economic Dynamics and Control**. c.12. s.2-3: 297-332
- Perron, Pierre, Serena Ng. 1998. An Autoregressive Spectral Density Estimator at Frequency Zero for Nonstationarity Tests. **Econometric Theory**, **Cambridge University Pres**. c.14. s.5: 560-603.
- _____. 1995. Unit Root Tests in ARMA Models With Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag. **Journal of the American Statistical Association**. c.90: 268-281.
- Pesaran, M. Hashem, Simon M. Potter. 1997. A floor and ceiling model of US output. **Journal of Economic Dynamics and Control**. c.21. s.4-5: 661-695.
- Petrucelli, Joseph, Neville Davies. 1986. A portmanteau test for self-exciting threshold autoregressive-type nonlinearity in time series. **Biometrika**. c.73: 687-694.
- Pflann, Gerard A., Peter C. Schotman, Rolf Tschernig. 1996. Nonlinear interest rate dynamics and implications for the term structure. **Journal of Econometrics**. c.74: 149-176.
- Phillips, Peter C. B. 1986. Understanding Spurious Regressions in Econometrics. **Journal of Econometrics**. c.33. s.3: 311-340.
- _____. 1987. Time Series Regression With a Unit Root. **Econometrica**. c.55. s.2: 277-301.
- Phillips, Peter. C. B., Sam Ouliaris. 1990. Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. **Econometrica**. c.58. s.1: 165-193.
- Phillips, Peter C.B., Pierre Perron. 1988. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**. c.75. s.2: 335-346.
- Pippenger, Michael K., Goering E. Goering. 1993. A note on the empirical power of unit root tests under threshold processes. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. c.55. s.4: 473-481.
- Potter, Simon M. 1995. A Nonlinear Approach to U.S. GNP. **Journal of Applied Econometrics**. c.10: 109-125.
- Root, Thomas H., Donald Lien. 2003. Convergence to the long-run equilibrium: the case of natural gas markets. **Energy Economics**. c.21. s.2: 95-110 .
- Rothman, Philip. 1991. Further evidence on the asymmetric behavior of unemployment rates over the business cycle. **Journal of Macroeconomics**. c.13. s.2: 291-298.
- Said, E. Said, David A. Dickey. 1984. Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order. **Biometrika**. c.71. s.3: 599 – 607.

- Saikkonen, Pentti, Ritva Luukkonen. 1988. Lagrange Multiplier Test for Testing Non-Linearities in Time Series Models. **Scandinavian Journal of Statistics**. c.15: 55-68.
- Sargan, J. Denis, Alok Bhargava. 1983. Maximum Likelihood Estimation of Regression Models with First Order Moving Average Errors when the Root lies on the Unit Circle. **Econometrica**. c.51. s.3: 799-820.
- Sargent, Thomas J. 1978. Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations. **Journal of Political Economy**. University of Chicago Pres. c.86. s.6: 1009-1044.
- Sekioua, Sofiane. 2003. The Nominal Exchange Rate and Monetary Fundamentals: Evidence from Nonlinear Unit Root Tests. **Economics Bulletin**. c.6. s.1: 1-13.
- Seo, Myunghwan. 2006. Bootstrap Testing for the Null of no Cointegration in a Threshold Vector Error Correction Model. **Journal of Econometrics**. c.134: 129-150.
- Sichel, Daniel E., 1993. Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look. **Economic Inquiry**. c.31. s.2: 224-236.
- Skalin, Joakim, Timo Teräsvirta. 2002. Modeling Asymmetries and Moving Equilibria in Unemployment Rates. **Macroeconomic Dynamics**. Cambridge University Pres. c.6. s.2: 202-241.
- Stockman, Alan C. 1983. Optimal fiduciary monetary systems' by Robert E. Hall. **Journal of Monetary Economics**. c.12. s.1: 51-54.
- Tarshis, Lorie. 1939. Changes in Real and Money Wages. **Economic Journal**. c.49: 150-154.
- Taylor, Alan M. 2001. Potential Pitfalls for the Purchasing-Power-Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean-Reversion Tests of the Law of One Price. **Econometrica**. c.69. s.2: 473-498.
- Taylor, Mark P., David A. Peel, Lucio Sarno. 2001. Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution To the Purchasing Power Parity Puzzles. **International Economic Review**. c.42. s.4: 1015–1042.
- Teräsvirta, Timo. 1994. Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models. **Journal of the American Statistical Association**. c.89. s.425: 208-218.
- _____. 1995. Modelling Nonlinearity in U.S. Gross National Product 1889-1987. **Empirical Economics**. c.20. s.4: 577-597.
- _____. 1996a. Modelling Economic Relationships with Smooth Transition Regressions. Working Paper. **Stockholm School of Economics**.

- _____. 1996b. Smooth Transition Models. Working Paper. **Stockholm School of Economics**.
- Teräsvirta, Timo, Heather M. Anderson. 1992. Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models. **Journal of Applied Econometrics**. c.7: 119-136.
- Tiao, George C., Ruey S. Tsay. 1994. Some advances in non-linear and adaptive modelling in time series. **Journal of Forecasting**. c.13: 109-131.
- Tong, Howell. 1990. **Non-linear Time Series. A Dynamical System Approach**. Clarendon Press, Oxford.
- Tong, Howell, K.S. Lim. 1980. Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data. **Journal of Royal Statistical Society B**. c.42. s.3: 245-292.
- Tsay, Ruey S. 1989. Testing and Modelling Threshold Autoregressive Process. **Journal of American Statistical Association**. c.84, s.405: 231-240.
- _____. 1991. Detecting and Modelling Nonlinearity in Univariate Time Series Analysis. **Statistica Sinica**. c.1: 431-451.
- _____. 1997. **Unit-root tests with threshold innovations**. University of Chicago.
- _____. 1998. Testing and Modelling Multivariate Threshold Models. **Journal of American Statistical Association**. c.93. s.443: 231-240.
- _____. 2002. **Analysis of Financial Time Series**. Wiley Series in Probability and Statistics.
- Utkulu U. ve Kahyaoğlu H., 2005. Ticari ve Finansal Açıklık Türkiye’de Büyümeyi Ne Yönde Etkiledi? Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni 2005/13. www.tek.org.tr/dosyalar/Utkulu-2005.pdf
- van Dijk, Dick, Philip Hans Franses. 1997. Nonlinear Error-Correction Models for Interest Rates in the Netherlands. Working Paper. **Econometric Institute, Erasmus University of Rotterdam**.
- van Dijk, Dick, Philip Hans Franses, Andre Lucas. 1999. Testing for Smooth Transition Nonlinearity in the Presence of Outliers. **Journal of Business & Economic Statistics, American Statistical Association**. c.17. s.2: 217-235.
- van Dijk, Dick, Timo Teräsvirta, Philip Hans Franses. 2000. Smooth Transition Autoregressive Models - A Survey of Recent Developments. Working Paper. **Series in Economics and Finance, Stockholm School of Economics**.
- _____. 2002. Smooth Transition Autoregressive Models - A Survey Of Recent Developments. **Econometric Reviews, Taylor and Francis Journals**. c.21. s.1: 1-47.

- Walters, Jürgen, Timo Teräsvirta, Helmut Lütkepohl. 1998. Modelling the Demand for M3 in the unified Germany. **The Review of Economics and Statistics**. MIT Pres. c.80. s.3: 399-409.
- Woolridge, Jeffrey M. 1991. On the Application of Robust, Regression- Based Diagnostics to Models of Conditional Means and Conditional Variances. **Journal of Econometrics**. c.47: 5-46.
- Yuzhi, Cai, Julian Stender. 2007. Quantile Self-Exciting Threshold Autoregressive Time Series Models. **Journal of Time Series Analysis**. c.29. s.1: 186-202(17).

EKLER

EK 1. Phillips ve Perron Testi

Phillip ve Perron testi, Phillips'in 1987 yılında yazdığı makalesinde incelenen durumların daha da genişletilmesinden doğan bir birim kök testidir. Test uygulamada yığılımın var olması ve hem yığılım hem de doğrusal trendin olması şeklinde iki durumu analize katmaktadır. Veri yaratma süreci,

$$y_t = \mu + y_{t-1} + u_t \quad (\text{Ek 1.1})$$

şeklindedir. Bu testte de üç farklı regresyon modeli söz konusudur. Ancak bu testlerin farkı trend teriminin merkezileşmesidir (Phillips ve Perron, 1988, 338). Phillips ve Perron'un regresyon denklemleri ise,

$$y_t = \rho_a y_{t-1} + u_{at} , \quad (\text{Ek 1.2})$$

$$y_t = \mu_b + \rho_b y_{t-1} + u_{bt} , \quad (\text{Ek 1.3})$$

$$y_t = \mu_c + \gamma_c(t - T/2) + \rho_c y_{t-1} + u_{ct} , \quad (\text{Ek 1.4})$$

şeklinde oluşturulmuştur. ρ_i nin önemi için yapılan testlerde u_{it} serisine karşılık gelen otokorelasyonu yansıtmak için istatistikler düzenlenmiştir. Bunlar,

$$S_t = \sum_{j=1}^t u_j , \quad (\text{Ek 1.5})$$

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} E(T^{-1} S_T^2) , \quad (\text{Ek 1.6})$$

$$\sigma_u^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E(u_t^2) , \quad (\text{Ek 1.7})$$

olarak tanımlanmıştır (Phillips, 1987, 283). Şayet $\sigma^2 = \sigma_u^2$ ise u_t serisini belirleyen sürecin parametreleri üzerinde bağımlı olmayan test istatistiklerinin sınırlayıcı dağılımlarıdır (Phillips ve Perron, 1988, 339). Ayrıca DF tipi parametrik testlerde parametrik olmayan testlerde olduğu gibi σ^2 ve σ_u^2 tahminleri sırasıyla S_u^2 ve

S_{π}^2 'dir ve birbirine eşittir. Veri üretme süreci $\mu = 0$ ise (Ek 1.2), (Ek 1.3), (Ek 1.4) denklemlerinden herhangi birinden dolayı standart tahminci σ_u^2 'ye uygun olacak ve

$$S_u^2 = T^{-1} \sum_{j=1}^T \hat{u}_t^2, \quad (\text{Ek 1.8})$$

olacaktır. Eğer $\mu \neq 0$ ise $\hat{u}_{at}$ artıklarında kullanılan tahminci uygun değildir fakat diğer iki modelde bulunan artıklar uygun bir tahmin vermektedir (Phillips ve Perron, 1988, 340).

σ^2 'nin uygun tahmincisi ise ,

$$S_{\pi}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 + 2T^{-1} \sum_{j=1}^l \sum_{t=j+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-j}, \quad (\text{Ek 1.9})$$

şeklindedir (Phillips ve Perron, 1988, 340). μ_b, μ_c , ve γ_c parametreleri üzerine kurulu hipotezler için istatistikler ve ρ 'yu içeren hipotezler için istatistikler incelendiğinde $\rho = 1$ olarak oluşturulan hipotezin hem Newey ve West (1987)¹³, hem de Phillips'in önerdiği S_{π}^2 nin seçimi durumunda geçerli olan, asimtotik olarak uyumlu test istatistiği,

$$Z(\rho_b) = T(\rho_b - 1) - \frac{1}{2}(S_{\pi}^2 - S_u^2) \left[T^{-2} \sum_{t=2}^T (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 \right]^{-1} \quad (\text{Ek 1.10})$$

olarak tanımlanır ya da buna alternatif olarak,

$$Z(t(\rho_b)) = (S_u / S_{\pi}) t(\rho_b) - \frac{1}{2}(S_{\pi}^2 - S_u^2) \left\{ S_{\pi} \left[T^{-2} \sum_{t=2}^T (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 \right]^{1/2} \right\}^{-1} \quad (\text{Ek 1.11})$$

şeklinde ifade edilir. Burada $t(\rho_b)$ t istatistiği olarak sıfır hipotezi olan $\rho_b = 1$ in testi ile bağlantılıdır (Phillips ve Perron, 1988, 340).

¹³ Bu konuda bkz; Newey, Whitney K., Kenneth D. West. 1987. A Simple, Positive Semi Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. Econometrica. c.5. s.3: 703-708.

Ek 2. Phillips Z İstatistiği

Phillips modelde yer alan hata terimlerinin otokorelasyonlu olması halinde kullanılan ADF testine alternatif olarak “Z” testini geliştirmiştir. Test testlere yapılan bazı parametrik olmayan düzeltmeler yardımıyla otokorelasyon etkisinin yok edilmesi mantığına dayanmaktadır (Phillips, 1987, 278). Phillips Z testleri Z_α ve Z_t hesaplamalarıyla yapılmaktadır. Z_t t istatistiğinin dönüştürülmüş biçimi, Z_α ise DF testinde kullanılan katsayı testinin dönüştürülmüş halidir.

$$Z_\alpha = T(\hat{\alpha} - 1) - (1/2) \frac{(S_{TL}^2 - S_u^2)}{\left(T^{-2} \sum_{t=2}^T y_{t-1}^2\right)} \quad (\text{Ek 2.1})$$

$$Z_t = \left(\sum_{t=2}^T y_{t-1}^2\right)^{1/2} \frac{(\hat{\alpha} - 1)}{S_{TL}} - (1/2) \frac{(S_{TL}^2 - S_u^2)}{\left[S_{TL}^2 \left(T^{-2} \sum_{t=2}^T y_{t-1}^2\right)^{1/2}\right]} \quad (\text{Ek 2.2})$$

Testte σ_u^2 ve σ^2 ’nin tahmini gereklidir. σ_u^2 ’nin tutarlı tahmincisi

$$S_u^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T (y_t - y_{t-1})^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T u_t^2 \quad (\text{Ek 2.3})$$

olarak ve σ^2 ’nin tutarlı tahmincisi de

$$S_{TL}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T u_t^2 + 2T^{-1} \sum_{\tau=1}^l \sum_{t=\tau+1}^T u_t u_{t-\tau} \quad (\text{Ek 2.4})$$

olarak kullanılır (Phillips, 1987, 285-286). Ancak S_{TL}^2 ’nin negatif olmasını engellemek için Phillips,

$$S_{TL}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T u_t^2 + 2T^{-1} \sum_{\tau=1}^l w_{\tau l} \sum_{t=\tau+1}^T u_t u_{t-\tau} \quad (\text{Ek 2.5})$$

formülünün kullanılmasını önermektedir. Burada $w_{\tau l} = \frac{1-\tau}{(l+1)}$ dir. l ise gecikme

sayısı olmak üzere bir tamsayıdır. Kritik değer seçimi ise DF testi için kullanılan τ tablosunun τ_μ bölümünden yapılmaktadır.

Ek 3. Tweedie (1975) Yığılım Koşulunun Kullanımı

Geometrik ergodiklik ve bileşik asimtotik durağanlık Tweedie (1975) yığılım koşulu ile ispatlanmıştır. Bu koşulun bir türevi de $\delta < 1$, $B, L < \infty$ şeklinde sabitler olması ve küçük bir küme olan C nin var olması halinde indirgenemeyen aperiodic Markov zinciri y_t nin geometrik olarak ergodik olduğunu göstermektedir. C kümesi,

$$E[\|y_t\| \mid y_{t-1} = y] < \delta\|y\| + L, \forall y \notin C \quad (\text{Ek 3.1})$$

$$E[\|y_t\| \mid y_{t-1} = y] \leq B, \forall y \in C \quad (\text{Ek 3.2})$$

özelliklerine sahiptir. Küçük küme olması ayrık süreklilik bağlamında Markov zinciri durumunun olması anlamına gelmektedir.

(2.3) ve (2.4) numaralı denklemlerde $|\beta + \gamma| < 1$ yada $|\phi + \gamma| < 0$ olması halinde $\theta > 0$ koşulu ile (2.3) numaralı modelin geometrik ergodikliğinden söz edilebilmektedir. Şayet $|\beta + \gamma| < 1$ ise, her $y < -y^*$ ve $y > y^*$ için bazı sonlu sayıda $y^* > 0$ mevcuttur. Ayrıca $0 < 1 - \exp(-\theta y^2) < 1$ ve $\theta > 0$ için $\beta + \gamma[1 - \exp(-\theta y^2)] < 1$ 'dir. Küçük küme $C = [-y^*, y^*]$ olarak tanımlansın. $E(|\varepsilon_t|)$ sonlu olması nedeniyle, (Ek 3.2) numaralı denklemde gösterilen koşul sağlanmış olur. (Ek 3.1) numaralı koşulun ispatı için ise, $\beta + \gamma[1 - \exp(-\theta y^2)] < 1$ olması halinde

$$E[\|y_t\| \mid y_{t-1} = y] \leq \left[\beta + \gamma[1 - \exp(-\theta y^2)] \right] \|y\| + L$$

olur. Tüm $y \notin C$ için ve bazı sonlu sayıda L için yukarıdaki koşul sağlanır. Bu şekilde,

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

denklemini yani ESTAR süreci için geometrik ergodiklik ispatlanmış olmaktadır.

Ek 4. Engle ve Granger İki Basamaklı Süreci ve Hata Düzeltme Mekanizması

Engle ve Granger (1987) çalışmalarında aralarında eşbütünleşme ilişkisinin mevcut olduğu değişkenleri içeren tek denklemliler için iki basamaklı süreci önermiştir. Bu yöntemde ilk basamakta uzun dönem denge değerleri EKK yöntemi ile tahmin edilmektedir. İkinci basamakta ise, ilk basamakta elde edilen bilgiler hata düzeltme mekanizmasında kullanılmaktadır. Her iki aşamada da EKK yöntemi kullanılmakta ve tutarlı tahminler elde edilmektedir (Banerjee, 1993, 157).

Engle ve Granger'ın iki basamak sürecine geçmeden önce seçilen değişkenlere birim kök analizi uygulanmakta ve aynı dereceden durağan olmaları durumunda analize devam edilmektedir. Farklı dereceden durağan serilerin eşbütünleşen olmaları mümkün değildir. y_t ve z_t değişkenlerine yapılan durağanlık analizi sonucunda iki değişkenin de birinci dereceden durağan olduğu kararına varıldıktan sonra eşbütünleşme ilişkisinin varlığını sınamak için modelin hata teriminin de durağanlığı sınanarak $I(0)$ olduğuna karar verilmesi halinde eşbütünleşme regresyonu denklemi $y_t = \beta_1 z_t + u_t$ olarak tanımlanır. Bu durumda süreç aşağıdaki gibi işlemektedir,

y_t ve z_t gibi birinci dereceden eşbütünleşme sürecine sahip olduklarında $CI(1,1)$ iseler iki serisinin hata düzeltme modelleri,

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y (y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{11} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{12} \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (\text{Ek 4.1})$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 + \alpha_z (y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{21} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{22} \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{zt} \quad (\text{Ek 4.2})$$

şeklinde oluşturulur. Burada β eşbütünleşme parametresidir. ε_{yt} ve ε_{zt} saf hata terimi olmakla birlikte aralarında korelasyon olabilmektedir. Yukarıdaki modellerde yer alan $(y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1})$ ifadesinin yerine $\hat{u}_{t-1}$ ifadesi de kullanılabilir. Bu durumda hata düzeltme modelleri,

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{11} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{12} \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (\text{Ek 4.3})$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 + \alpha_z \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{21} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{22} \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{zt} \quad (\text{Ek 4.4})$$

şeklini almaktadır. $\hat{u}_{t-1}$ uzun süreli dengeden sapmayı göstermektedir. Hata Düzeltme modelindeki her terim $I(0)$ 'dır. Ayrıca süreç ikinci aşamasında elde edilen katsayılar vasıtasıyla dinamik ayarlama katsayılarının büyüklüğü hakkında bilgi vermektedir.

EK 5. Gascoigne (2004) Tahmin Yöntemi

x_t , p boyutlu $I(1)$ zaman serileri. N gözlemlili ve l maksimum gecikme uzunluğudur. r eşbütünleşme ilişkisi sayısını göstermektedir. Hata terimi u_t , sonlu $\Sigma = E(u_t u_t')$ kovaryans matrisine sahip vektör Martingale fark dizisidir. $I(.)$ gösterge fonksiyonunu göstermek üzere, olasılık fonksiyonu,

$$L_n(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma) = -\frac{n}{2} \log |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n u_t(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma)' \Sigma^{-1} u_t(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma) \quad (\text{Ek 5.1})$$

oluşturulmuştur. (β, γ) parametreleri sabit tutulması halinde,

$$\Delta x_t = A_1(\beta)' X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) + A_2(\beta)' X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) + u_t \quad (\text{Ek 5.2})$$

Modeli yazılabilmektedir. Bu durum,

$X_t(\beta)' = [1 \ v_{t-1}(\beta) \ \Delta x_{t-1} \ \dots \ \Delta x_{t-l}(\beta)]$, $A_j(\beta)' = [a_{j0} \ \alpha_j \ a_{j1} \ \dots \ a_{jl}]$ ve ECM terimi $v_{t-1}(\beta) = \beta' x_{t-1}$ olması halinde geçerlidir. (Ek 5.2) numaralı denklem için ilgililenen olasılık fonksiyonu,

$$\mathcal{L}_n(\beta, \gamma) = -\frac{n}{2} \log |\hat{\Sigma}(\beta, \gamma)| - \frac{np}{2} \quad (\text{Ek 5.3})$$

dir. Hansen ve Seo (2002) çalışmasında izlenen algoritmada şu değişiklikler yapılmıştır.

$\tilde{\beta}$ için geniş güven aralığı ile eşbütünleşme vektörü için B tarama oluşturulmuştur.

Her $\beta_i \in B$ için $T_i = v_1(\beta_i)$ eşitliğini sağlayan $v_t(\beta_i \in B)$ olan eşik için tarama oluşturulmuştur. Tarama boyutu aynı kalmasına karşın γ için belirlenen tarama değerlerinin β etrafında değişmesine izin verilmiştir ve olasılık fonksiyonundaki tüm olası değerler göz önüne alınmıştır.

Hansen ve Seo (2002) çalışmasında çok değişkenli sistemlerde tarama mümkün olmamaktadır. Bunun nedeni hem eşik parametresi hem de eşbütünleşme vektörü için tarama yapmasıdır. Gascoigne (2004) çalışmasında ise buna alternatif olarak Sequentially Modified Grid-search (SMG) algoritması uygulanmaktadır. Bunun adımları ise aşağıdaki gibidir.

- 1) $\tilde{\beta}$ için Johansen'in yaklaşımındaki gibi doğrusal tahminci elde edilir.
- 2) $\tilde{v}_{t-1} = v_{t-1}(\tilde{\beta})$ daki tüm gözlemleri içeren γ taraması yapılır. (Ek 5.2) numaralı modeli kullanarak (Ek 5.3) numaralı olasılık fonksiyonunu maksimize eden γ değeri seçilir.
- 3) 2. adımda belirlenen γ değeri ile d_1 ve d_2 elde edilir ve β parametreleri tekrar tahmin edilir. Bunun için eşbütünleşme vektörü ya da vektörlerin rejimlere göre değişmediği varsayımı ile NLS tahmini kullanılır.
- 4) Olasılık fonksiyonunu maksimize eden ve 3. adımda elde edilen β tahmini kullanılarak $v_{t-1}(\beta)$ ve γ için tarama tekrar yapılır.
- 5) 3 ve 4. adımlar olasılık fonksiyonlarındaki artış sürdüğü sürece tekrarlanır.

ÖZGEÇMİŞ

Elçin AYKAÇ ALP

18.01.1978

İstanbul

Evli

Lisans, Marmara Üniversitesi, İ.İ.B.F. Ekonometri Bölümü, 2000.

Yüksek Lisans, Marmara Üniversitesi, S.B.E. Ekonometri Programı, 2003.

Doktora, Yıldız Teknik Üniversitesi, S.B.E. İktisat Doktora Programı, 2003- Devam ediyor.

Araştırma Görevlisi, Yıldız Teknik Üniversitesi, İ.İ.B.F. İktisat Bölümü, İktisat Teorisi Anabilim Dalı, 2000- Devam ediyor.