

TC
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANABİLİM DALI
İKTİSAT DOKTORA PROGRAMI

DOKTORA TEZİ

İKTİSATTA DOĞRUSAL-OLMAYAN ZAMAN
SERİSİ MODELLERİ: KURAM VE TÜRKİYE
UYGULAMASI

HASAN AĞAN KARADUMAN
03711202

TEZ DANIŞMANI
DOÇ. DR. NURİ YILDIRIM

İSTANBUL
2007

TC
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANABİLİM DALI
İKTİSAT DOKTORA PROGRAMI

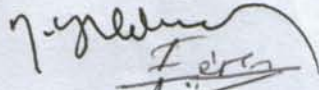
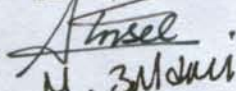
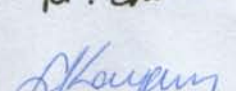
DOKTORA TEZİ

İKTİSATTA DOĞRUSAL-OLMAYAN ZAMAN
SERİSİ MODELLERİ: KURAM VE TÜRKİYE
UYGULAMASI

HASAN AĞAN KARADUMAN
03711202

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih: 27.08.2007
Tezin Savunulduğu Tarih: 20.09.2007

Tez Oy birliği / Oy çokluğu ile başarılı bulunmuştur.

	Unvan Ad Soyad	İmza
Tez Danışmanı :	Doç. Dr. Nuri YILDIRIM	
Jüri Üyeleri :	Prof. Dr. Ercan EREN	
	Prof. Dr. Aysu İNSEL	
	Prof. Dr. Melike BİLDİRİCİ	
	Yrd. Doç. Dr. Saime Suna KAYAM	

İSTANBUL
Ağustos 2007

ÖZ

İKTİSATTA DOĞRUSAL-OLMAYAN ZAMAN SERİSİ MODELLERİ: KURAM VE TÜRKİYE UYGULAMASI

Hasan Ağan KARADUMAN

Ağustos, 2007

İktisadi değişkenlerin sergilediği asimetrik davranışları kavrayabilmek için son yıllarda bir takım doğrusal-olmayan zaman serisi modelleri önerilmiştir. Literatürde önerilen modeller arasında bulunan rejim değiştirme karakterli yumuşak geçişli (oto)regresif (ST(A)R) model, Türkiye'nin sanayi üretim ve tüketici fiyat endekslerinde ve bu endeksler arasındaki olası doğrusal-olmayan dinamikleri araştırmak için bu çalışmada kullanılmıştır.

Bu çalışmanın kuramsal kısmında mevcut literatürden hareketle STAR modeline ait temel dinamikler, farklı geçiş fonksiyonu tipleri ve tahmin izleği incelenmiştir. Ardından STAR modeline özgü doğrusallık ve tanılama testleri ayrıntılı bir biçimde ele alınmıştır. Ayrıca tek değişkenli STAR modelinin çok değişkenli ve çok rejimli ortama aktarılmasıyla ulaşılan modellere de değinilmiştir.

Uygulamaya dönük bölümlerin ilkinde Türkiye'nin çeyrek yıllık sanayi üretim endeksinin (1980:1-2006:3) büyüme hızının genel ekonomik performansı temsil edebileceği düşüncesinden hareket edilmiştir. Büyüme hızının asimetrik davrandığına dair kanıt bulabilmek için STAR modelinin tahmin izleği öncelikle doğrusallık testinden başlamak üzere uygulanmıştır. Doğrusallık boş hipotezinin reddedilmesinin ardından tahmin edilen lojistik STAR (LSTAR) modeli tüm tanılama testlerinden geçtiğinden dolayı yeterli bulunmuştur. Ayrıca tahmin edilen modelin ekstrapolasyon yöntemiyle elde edilen uzun dönem dengesi ve baskın karakteristik kökleri asimetrik dinamikleri anlamlandırmak için kullanılmıştır. İkinci uygulama bölümünde ise Türkiye'de büyüme ve enflasyon (1980:2-2006:3) arasındaki doğrusal-olmayan ilişki STAR modelinin çok değişkenli ortama taşınmasıyla oluşan STR (yumuşak geçişli regresyon) modelinden faydalanılarak irdelenmiştir. Doğrusal-olmayan ilişkinin yönünün enflasyondan büyümeye doğru olduğu STR modeline özgü Granger nedensellik analiziyle belirlenmiştir. Daha sonra Türkiye'de enflasyonun büyüme üstündeki asimetrik etkilerini saptayabilmek için tek geçiş fonksiyonlu bir STR modeli kurulmuştur. Ancak tahmin edilen STR modeli yeterli bulunmadığından çok rejimli bir STR (MRSTR) modeli tahmin edilmiştir. Her iki uygulama bölümünde ulaşılan sonuçlar, STAR ve çok rejimli STR modellerinin incelenen değişkenler için kullanımını Türkiye bağlamında haklı çıkarmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Doğrusalsızlık, STAR modeli, Türkiye Ekonomisi, Büyüme, Enflasyon.

ABSTRACT

NON-LINEAR TIME SERIES MODELS IN ECONOMICS: THEORY AND AN APPLICATION TO TURKEY

Hasan Ağan KARADUMAN

August, 2007

Recently some non-linear time series models have been proposed to capture asymmetric behaviour of economic variables. Among these proposed models, ST(A)R (Smooth Transition (Auto)regressive) model characterized by regime-switching behaviour is chosen to investigate and estimate possible non-linear dynamics of/between growth rate of industrial production and consumer price indexes of Turkey.

In the theoretical part of this study the main dynamics, different types of transition functions and modelling procedure of STAR models are examined within the limits of existing literature. After linearity and diagnostics tests specific to STAR models are considered in details, some extensions of univariate STAR model such as multivariate and multiple regime models are briefly introduced.

The application part of this study is twofold. The first application of STAR model aims to find evidence of the non-linear asymmetric behavior of economic activity which is proxied by growth rate of quarterly industrial production index running from 1980:2 to 2006:3 in Turkey. STAR modelling procedure is employed to this data by beginning with testing STAR-type linearity. After rejecting the null hypothesis of linearity, an adequate logistic smooth transition autoregressive (LSTAR) model which passes all diagnostic tests is successfully estimated. Secondly the dynamic properties of the estimated model are investigated by numerically obtaining long-run solution based on extrapolation and calculating dominant roots of the model. The second application focuses on exploring the non-linear relationship between growth and inflation with smooth transition regression (STR) model using quarterly data from 1980:2 to 2006:3 in Turkey. A unidirectional causality from inflation to growth is detected by using non-linear Granger causality analysis. Firstly a STR model is estimated. Since the estimated STR model is not adequate, a multiple regime STR (MRSTR) model is estimated to capture non-linear effects of inflation on growth. In conclusion, the use of STAR and MRSTR model for the Turkish data under consideration is justified by estimation results.

Keywords: Nonlinearity, STAR model, Turkish Economy, Growth, Inflation.

ÖNSÖZ

Bu çalışmanın oluşması sürecinde hiçbir konuda benden yardım ve birikimini esirgemeyen değerli tez danışmanım Doç. Dr. Nuri Yıldırım'a gösterdiği anlayış ve sabır için minnettarım. Yoğun olduğu dönemlerde dahi bana saatlerce zaman ayırma inceliğini gösteren ve anlattıklarını sabırla dinledikten sonra yapıcı eleştiriler getirip yüreklendiren Prof. Dr. Aysu İnsel'e çok teşekkür ederim. Prof. Dr. Ercan Eren'e çalışma hayatım boyunca sağladığı akademik destek için ayrıca müteşekkirim. Çalışmamın son halini inceleyip değerli önerilerde bulunduğu için Prof. Dr. Melike Bildirici'ye de şükran borçluyum. Yard. Doç. Dr. Saime Suna Kayam'a tez savunması sırasındaki değerli katkılarından ötürü müteşekkirim. Ayrıca sevgili eşim ve aileme gösterdikleri sabır ve özveri için çok teşekkür ederim.

İstanbul; Ağustos, 2007

Hasan Ağan Karaduman

İÇİNDEKİLER

TEZ ONAY SAYFASI	
ÖZ	iii
ABSTRACT	iv
ÖNSÖZ	v
İÇİNDEKİLER	vi
TABLolar LİSTESİ	viii
ŞEKİLLER LİSTESİ	ix
1. GİRİŞ	1
2. STAR TİPİ DOĞRUSAL-OLMAYAN ZAMAN SERİSİ MODELLERİ İÇİN KURAMSAL ÇERÇEVE	5
2.1. Giriş	5
2.2. TAR Modeli	8
2.2.1. Genelleştirilmiş TAR Modeli	8
2.2.2. İki Rejimli (SE)TAR Modeli	9
2.2.3. TAR Modelinin Tahmin İzleği	10
2.2.4. Tsay'ın Sıralı Otoregresyon Yöntemi	11
2.2.5. Chan'ın Yöntemi	11
2.2.6. Hansen'in Yöntemi	12
2.2.7. M-TAR Modeli	13
2.3. ST(A)R Modeli	13
2.3.1. İki Rejimli STAR Modeli	15
2.3.2. LSTAR Modeli	16
2.3.3. ESTAR Modeli	17
2.3.4. STAR Modelinin Tahmin İzleği	19
2.3.5. STAR Modeli ve Teräsvirta'nın Doğrusallık Testi	19
2.3.6. STAR Modelinin Tahmini	27
2.3.6.1. Başlangıç Değerleri Sorunu	28
2.3.6.2. Gama'nın Tahminindeki Sorun	28
2.3.7. STAR Modelinde Tanılama Testleri	29
2.3.7.1. Otokorelasyon Testi	29
2.3.7.2. Parametre Devamlılığı Testi	32
2.3.7.3. Kalan Doğrusal-olmayanlık Testi	33
2.3.8. STR Modeli	36
2.3.9. MRST(A)R Modeli	37
3. UYGULAMA I: TÜRKİYE'DE SANAYİ ÜRETİMİ BÜYÜME HIZININ STAR MODELİ ÇERÇEVESİNDE ASİMETRİK DAVRANIŞI	38

3.1. Giriş	38
3.2. Veri	40
3.3. BUY_t için Kurulan STAR Modelinin Tahmin İzleği	41
3.4. BUY_t için Doğrusallık Testi ve Doğrusal Model	42
3.5. BUY_t için Tarama Araştırması	44
3.6. BUY_t için LSTAR Modeli: Tahmin ve Tanılama Testleri	45
3.7. BUY_t için LSTAR Modeli: Değerlendirme ve Yorum	47
3.8. Öngörü Performansı Kıyaslaması	54
3.9. Sonuç	55
4. UYGULAMA II: ÇOK REJİMLİ STR MODELİ ÇERÇEVESİNDE TÜRKİYE’DE BÜYÜME–ENFLASYON İLİŞKİSİ	57
4.1. Giriş	57
4.2. Veri	60
4.3. Enflasyon-Büyüme İlişkisi: STR Modeli İçin Genel Çerçeve	62
4.4. Enflasyon-Büyüme İlişkisi: Doğrusal-olmayan Granger Nedensellik Testi	64
4.4.1. ENF_t için Doğrusallık Testi	64
4.4.2. Doğrusal-olmayan Granger Nedensellik Testi	64
4.5. Büyüme-Enflasyon İlişkisi için Doğrusallık Testi ve Doğrusal Model	66
4.6. Tek Geçiş Fonksiyonlu LSTR Modeli	67
4.6.1. Başlangıç Değerlerinin Bulunuşu	67
4.6.2. Tek Geçiş Fonksiyonlu LSTR Modeli: Tahmin ve Değerlendirme	68
4.7. İki Geçiş Fonksiyonlu LSTR Modeli	71
4.7.1. Başlangıç Değerleri ve Tarama Araştırması	71
4.7.2. İki Geçiş Fonksiyonlu LSTR Modeli: Tahmin ve Değerlendirme	72
4.8. Türkiye’de Enflasyonun Büyümeye Etkisinin Rejimlere Göre Sınıflandırılması	75
4.9. Sonuç	78
5. SONUÇ	80
KAYNAKÇA	87
EKLER	93
Ek 1. Sözlük	93
Ek 2. Gauss-Newton Algoritması	96
Ek 3. BDS Testi’nin BUY_t için Elde Edilen Modellerin Kalıntılarına Uygulanması	98
Ek 4. ABD’nin Büyüme Hızının Türkiye’nin Büyüme Hızı Üzerindeki Doğrusal-olmayan Etkisi: İki Rejimli STR Modeli.....	100
Ek 5. ESTAR Modelini Esas Alan Doğrusal-olmayan Birim Kök Testleri ve Reel Kur	103
ÖZGEÇMİŞ	106

TABLÖLAR LİSTESİ

	Sayfa No
Tablo 3.1: BUY_t için AR(4) Modelini Baz Alan Doğrusallık Testi	43
Tablo 3.2: BUY_t için AR(4) Modeli	43
Tablo 3.3: BUY_t için Tahmin Edilen LSTAR Modeli	45
Tablo 3.4: BUY_t için LSTAR Modelinin Kökleri	50
Tablo 3.5: BUY_t için Tsay'ın Sıralı AR Doğrusallık Testi	53
Tablo 3.6: AR(4) ve LSTAR Modeli Öngörü Karşılaştırması	55
Tablo 4.1: ENF_t için AR(5) Modelini Baz Alan Doğrusallık Testi	64
Tablo 4.2: BUY_t - ENF_t için Doğrusal-olmayan Granger Nedensellik Testi ..	65
Tablo 4.3: BUY_t (bağımlı değişken) - ENF_t için Doğrusallık Testi	67
Tablo 4.4: BUY_t (bağımlı değişken) - ENF_t için Doğrusal Model	67
Tablo 4.5: BUY_t (bağımlı değişken) - ENF_t için LSTR Modeli	68
Tablo 4.6: BUY_t (bağımlı değişken) - ENF_t için MRLSTR Modeli	73

ŞEKİLLER LİSTESİ

	Sayfa No
Şekil 2.1:	Lojistik Geçiş Fonksiyonu 17
Şekil 2.2:	Üssel Geçiş Fonksiyonu 18
Şekil 3.1:	Sanayi Üretim Endeksinin Bir Önceki Çeyreğe Göre Nispi Değişme Olarak Büyüme Hızı: BUY_t (1980:2-2006:3) 41
Şekil 3.2:	LSTAR: Tarama Araştırması 45
Şekil 3.3:	LSTAR Modelinin Uzun Dönem Dengesi 49
Şekil 3.4:	LSTAR Geçiş Fonksiyonu (BUY_{t-3} 'e Göre) 51
Şekil 3.5:	BUY_t için LSTAR Geçiş Fonksiyonu (Zamana Göre) 52
Şekil 3.6:	Chan Metodu: Potansiyel Eşikler ve RSS 54
Şekil 4.1:	BUY_t ve ENF_t (1980:2-2006:3) 61
Şekil 4.2:	BUY_t ve ENF_t : Çapraz Korelasyonlar 61
Şekil 4.3:	LSTR Geçiş Fonksiyonu (ENF_{t-2} 'ye Göre) 71
Şekil 4.4:	LSTR Geçiş Fonksiyonu (Zamana Göre) 71
Şekil 4.5:	MRLSTR Geçiş Fonksiyonları (ENF_{t-2} ve ENF_{t-1} 'e Göre) 75
Şekil 4.6:	MRLSTR İçin Rejim Sınıflandırması 76
Şekil 4.7:	MRLSTR İçin Geçiş Fonksiyonları (Zamana Göre) 77

1. GİRİŞ

Bu çalışmanın temel amacı, iktisatta rejim değişikliğini (*regime-switching*) esas alan doğrusal-olmayan zaman serisi modellerinden olan STAR (*smooth transition autoregressive*) modeline ait kuramsal çerçevenin mevcut literatürden hareketle incelenmesi ve bu doğrusal-olmayan zaman serisi modelinin Türkiye ekonomisine uygulanmasıdır. Çalışmanın ana katkısı ise uygulama bölümlerinde ulaşılan modellerdir.

Uygulama bölümlerinin ilkinde 1980 sonrası için Türkiye'nin sanayi üretim endeksinin büyüme hızına uygulanan STAR modelinin ele alınan zaman serisi için uygun bir veri yaratım sürecini temsil edip etmediği araştırılmıştır. Ardından STAR modelinin çok değişkenli ve çok rejimli çerçeveye uyarlanması sonucunda ulaşılan MRSTR (*multiple regime smooth transition regression*) modeli, Türkiye'de enflasyonun büyüme üzerindeki asimetric etkisini sergileyebilmek için kullanılmıştır. STAR modelinin adı geçen veri ve veri çiftine uygulanması, kuramsal kısımda incelenen STAR modelinin kullanım ve yorumlama biçimini somutlaştırma işlevi görmesinin yanı sıra Türkiye ekonomisi için aydınlatıcı çıkarımlarda bulunmaya da olanak sağlamıştır.

Çalışmada yer alan bölümlere kısaca değinmeden önce zaman serisi analizinde doğrusallık varsayımı terk edildiğinde araştırmacının çok sayıda doğrusal-olmayan zaman serisi modeliyle karşı karşıya kaldığını belirtmekte yarar vardır. İktisat kuramının uygun modeli seçmekte yararı olabileceği gibi çoğu durumda iktisat kuramından bağımsız olarak da doğrusal-olmayanlık modellenebilmektedir.

İktisadi zaman serileri doğrusal-olmayan çerçevede incelenirken farklı rejimlerden/durumlardan yola çıkmak makul ve kabul gören bir yaklaşımdır. Böylece incelenen değişkene özgü veri yaratım süreci ya da değişkenler arasında rejime/duruma bağlı dinamik ilişkiler ortaya konabilir. Bir zaman serisinin duruma bağlı dinamik davranışı (*state-dependent dynamic behaviour* ya da *regime-switching*)

seriye ait momentlerin farklı rejimlerde/durumlarda değiştiğine işaret etmektedir. Rejim değiştiren modeller rejimin belirlenişine göre iki ana gruba ayrılır. İlk grupta TAR (*threshold autoregressive*) ve STAR modelleri bulunmaktadır. TAR ve STAR modellerinde rejimler gözlemlenebilen (*observable*) bir değişken tarafından belirlenir. İstatistiksel yöntemlerle saptanan rejimlerin zaman içinde nereye denk geldikleri kesin olarak bilinir. İkinci grup modeller ise MS (*Markov-Switching*) modelidir. MS modelinde rejim, gözlemlenemez ama gözlemlenemeyen bir stokastik süreç (*unobserved stochastic process*) aracılığıyla belirlenir. Bu durumda rejimin kesin olarak zamanın hangi noktasında olduğu bilinmez, sadece farklı rejim oluşumları için olasılıklar atanır.

Bu çalışmada STAR modeli ayrıntılı biçimde incelenmiş ve uygulamaya dönük bölümlerde bu modelinin kullanılması tercih edilmiştir. STAR modeli, TAR ve MS modelleri gibi rejimler arasında ani geçişler olduğu varsayımıyla hareket etmemektedir. Böylece modelleme aşamasında STAR modeli önemli bir esneklik ve kapsayıcılık sağlamaktadır. Ayrıca STAR modelinin diğer bir avantajı rejimler arası geçiş ani bile olsa sağlıklı modelleme olanağı tanımasıdır. Tüm bunlara ek olarak STAR modeline özgü doğrusallık testinin ve modele ilişkin tanılama (*diagnostics*) testlerinin iyice oturmuş olduğu da düşünüldüğünde STAR modelini tercih etmek makul görünmektedir.

Şimdi bu çalışmadaki bölümlerin içeriğine dair kısa bilgiler sunalım: İkinci bölüm kuramsal çerçeveyi çatarken, üçünü ve dördüncü bölüm STAR modelinin Türkiye ekonomisine uygulanmasıyla ilişkilidir.

İkinci bölümde STAR tipi doğrusal-olmayan zaman serisi modelleri için kuramsal bir çerçeve çizilmiştir. Ancak her ne kadar temel vurgu STAR modeli üzerinde olsa da TAR modeli STAR modelinin özel bir hali olarak sınıflandırılabilceği için TAR modeline değinmekte yarar vardır. Bu yüzden ikinci bölümün ilk kısmında TAR modelinin temel dinamikleri ve tahmin izleği ele alınmıştır. Ardından TAR modellerinin tahmini için literatürde bulunan farklı yöntemler ve doğrusallık testleri özlü bir biçimde sunulmuştur.

İkinci bölümün ikinci kısmında ise STAR modelinin izlediği tarihsel gelişim çizgisi belirtildikten sonra modelin dinamikleri, farklı geçiş fonksiyonu tipleri ve modelin tahmin izleğine yer verilmiştir. Ardından STAR modelinin tahmin izleği esas

alınarak Teräsvirta'nın doğrusallık testi, tahmin sırasında karşılaşılan güçlükler ve tanılama testleri sırayla işlenmiştir. Bu çalışmada STAR modelinin tercih edilmesinde rol oynayan STAR modeline özgü doğrusallık ve tanılama testleri ise önemlerinden ötürü ayrıntılı biçimde incelenmiştir. İkinci bölüm STAR modelinin çok değişkenli ve çok rejimli çerçeveye aktarılmasına dair bazı noktalara dikkat çekildikten sonra sonlandırılmıştır.

İlk uygulama bölümü olan üçüncü bölümde Türkiye'nin çeyrek yıllık sanayi üretim endeksi büyüme hızı (1980:2-2006:3) ikinci bölümdeki kuramsal çerçeveden hareketle incelenmiştir. Öncelikle büyüme hızının asimetric davranışı hakkında STAR modelini temel alan önemli ampirik çalışmalara değinilmiştir. Daha sonra incelenen seriye doğrusallık testi yapıldıktan sonra uygun STAR modeli tahmin edilmiştir. STAR modeline özgü ve geleneksel tanılama testleri aracılığıyla modelin yeterli olduğu sonucuna varılmıştır. Ardından STAR modelinin iskeletinin uzun dönem dengesi ve baskın karakteristik kökleri bulunmuştur. STAR modelinin iskeletinin taşıdığı özellikler Türkiye'nin büyüme hızındaki asimetric dinamikleri ortaya çıkarmak için kullanılmıştır. Belirlenen geçiş değişkenine göre oluşan rejimlerin özellikleri üstünde de ayrıca durulmuştur. Ayrıca Türkiye için kurulan doğrusal-olmayan STAR ve AR modeli için öngörü karşılaştırmasına başvurulmuştur. Sonuç olarak Türkiye'nin sanayi üretim endeksinin büyüme hızının lojistik STAR tipi bir veri yaratım süreci izlediği sonucuna ulaşılmıştır. Bunun yanı sıra STAR modelinin özellikle Arango ve Melo'nun (2006) Brezilya için tahmin ettiği modelle benzer nitelikler taşıdığı saptanmıştır.

Dördüncü bölümdeki uygulamada, Türkiye'de büyüme-enflasyon (1980:2-2006:3) ilişkisi STAR modelinin çok değişkenli ortama taşınmasıyla oluşturulan STR (*smooth transition regression*) modeli yardımıyla açıklanmaya odaklanılmıştır. Literatürde STR modelinden hareketle iki değişkenli ve çok rejimli biçimde enflasyon-büyüme ilişkisini ele alan model olmadığı için doğrusal zaman serisi, yatay kesit ve panel veri modellerini kullanan bazı ampirik çalışmalar özetlenmiştir. Ardından STR modelinin tahmin izleği Türkiye'de enflasyon-büyüme ilişkisini aydınlatabilmek için takip edilmiştir. Doğrusal-olmayan ilişkinin yönü STR modeline özgü Granger nedensellik testiyle belirlenmiştir. Bu nedensellik ilişkisi enflasyondan büyümeye doğrudur. Türkiye'de enflasyonun büyüme üstündeki asimetric etkilerini saptayabilmek için tek eşik ve tek geçiş değişkeni içeren bir STR

modeli kurulmuştur. Ancak bu STR modeli tam anlamıyla yeterli olmadığı için iki eşikli ve iki geçiş değişkenli pratikte üç rejime sahip bir STR modeline ulaşılmıştır. Bu modeldeki her iki geçiş fonksiyonu lojistik karakterlidir ve enflasyonun farklı gecikmelerini esas alan iki enflasyon eşiği söz konusudur. Böylece Türkiye’de enflasyonun büyüme üstündeki asimetrik etkileri, bu modelin ortaya koyduğu zengin dinamik yapı aracılığıyla rahatlıkla gözlemlenebilmektedir.

2. STAR TİPİ DOĞRUSAL-OLMAYAN ZAMAN SERİSİ MODELLERİ İÇİN KURAMSAL ÇERÇEVE

2.1. Giriş

Bu bölümde uygulamaya esas olan kuramsal çerçeve çizilmektedir. Bu çerçeveden hareketle üçüncü ve dördüncü bölümde Türkiye için STAR tipi doğrusal-olmayan zaman serisi modelleri tahmin edilecektir. Ancak iktisatta rejim değişikliği olgusuna yaslanan doğrusal-olmayan zaman serisi analizinin tarihçesine kısaca değinmekte yarar vardır.

Öncelikle belirtmek gerekir ki iktisadi değişkenlerin hem tekil dinamik davranışlarının hem de aralarındaki ilişkinin doğrusal-olmayan (*non-linear*) karakter taşıyabileceği uzun süreden beri bilinmektedir. Devresel hareketler esnasında iktisadi değişkenlerin dinamik yapısındaki asimetriye dikkat çeken önemli iktisatçılardan biri Keynes'dir (1936). Keynes'e göre genişleme ve daralma dönemlerinde iktisadi değişkenler farklı davranmaktadır ve bu farklı davranış devresel bir asimetriye yol açmaktadır. Örneğin büyüme oranındaki düşüşler, yükselişlere oranla daha keskin ve derindir. Bu tür bir asimetri doğrusal-olmayan karakterlidir ve doğrusal zaman serisi modelleriyle yakalanamamaktadır.

Keynes'in ardından Kaldor (1940), Hicks (1950) ve Goodwin (1951) devresel hareketleri izah etmek için doğrusal-olmayan matematiksel modeller kurmuşlardır. Ancak bu modellerin işaret ettiği tarzdaki bir doğrusal-olmayanlığın zaman serisi bağlamında sınanması için epey uzun bir süre geçmiştir. Çünkü iktisatta zaman serisi analizinde doğrusallık varsayımı uzun süre hakim olmuştur (Franses, Van Dijk, 2000). Değişkenlerin izlediği veri yaratım süreçlerinin ya da değişkenler arasındaki ilişkinin doğrusal olmadığı kuramsal olarak kabul edildiği durumlarda bile uygulama aşamasında genellikle doğrusal zaman serisi modelleri kullanılmıştır. Bu kullanımı haklı çıkaran bazı gerekçeler de ileri sürülmüştür. İlk gerekçe doğrusal modellerin doğrusal-olmayan yapıya tutarlı bir biçimde yaklaşacağı varsayımdır. Ancak doğrusal olmayışın doğasının tam olarak bilinmediği durumlarda varsayılan

yaklaşmanın başarısı oldukça şüphelidir. Doğrusal modellerin kullanımını yakın bir tarihe kadar haklı çıkaran diğer bir gerekçe ise doğrusal-olmayan zaman serisi modellerinin tahmininde karşılaşılan hesaplama güçlükleriydi. Ancak gelişen bilgisayar teknolojisi ve yazılım olanakları bu gerekçenin de rafa kalkmasına yol açmıştır. Tahmin aşamasındaki zorlukların azalmasıyla 1990'ların başından itibaren doğrusal-olmayan zaman serisi alanında özellikle uygulamaya dönük çalışmalarda büyük bir artış gözlemlenmektedir.

İktisatta doğrusal-olmayan zaman serisi analizinin önemini ilk fark edenlerden ve bu alandaki potansiyel zenginliği vurgulayan önemli çalışmalardan biri Neftçi'ye (1984) aittir. Neftçi, Markov zincirindeki geçiş olasılıklarının genişleme ve daralma dönemlerinde eşit olup olmadığını ABD'nin işsizlik verisi için sınavarak iktisadi değişkenlerdeki devresel asimetriyi saptayabilmiştir. Bu çalışmanın ardından Hamilton'un (1989) Markov geçişli AR (MS-AR) modeli rejim değiştirme karakterli doğrusal-olmayan modellerin tarihçesinde önemli bir yere sahiptir. Hamilton ABD'nin büyüme hızının devresel hareketlerde sergilediği asimetriyi Markov zincirindeki geçiş olasılıklarını kullanarak modellemeye gitmiştir. Hamilton'ın modelinde rejimler arası geçiş, gözlemlenemeyen bir süreç tarafından belirlenmektedir. Ancak rejimler arası geçişin gözlemlenen bir değişken aracılığıyla belirlendiği modellerde mevcuttur. Tsay (1989) ve Tong'un (1990) önerdiği TAR ve Teräsvirta ve Anderson (1992), Granger ve Teräsvirta (1993), Teräsvirta (1994) ortaya koyduğu STAR modeli bu tip modellerdendir.

İktisatta doğrusal-olmayan zaman serisi analizinin¹ tarihçesine kısaca değinildikten sonra, şimdi basit bir simülasyonla² gerçekte doğrusal-olmayan veri yaratım süreci izleyen bir serinin dinamik davranışlarını açıklamakta doğrusal modelin nasıl yanıltıcı sonuçlar üretebileceği bir örnek üzerinden incelenecektir. y_t serisinin izlediği veri yaratım süreci aşağıdaki gibi olsun:

$$y_t = 0.5 + 0.3y_{t-1} + 0.1y_{t-2} + (0.5 - 0.3y_{t-1} - 0.1y_{t-2})(1 + \exp(-y_{t-1}))^{-1}$$

¹ Doğrusal-olmayan zaman serisi modelleri üstüne ayrıntılı bilgi için Tong (1990), Granger ve Teräsvirta (1993), Potter (1999), Franses (1998), Franses ve Van Dijk (2000) ve Fan ve Yao'ya (2003) başvurulabilir.

² y_t serisini oluşturmak için öncelikle normal dağılım izleyen (ortalaması sıfır, varyansı bir) rassal değişken oluşturulmuştur ($t=350$). Daha sonra bu rassal değişken kullanılarak yukarıdaki veri yaratım süreci simüle edilmiştir. Simülasyonun başlangıcında y_{t-1} ve y_{t-2} sıfır kabul edilmiştir. Simülasyonu başlatma (initialization) etkisinden arındırmak için ilk 100 gözlem dışlanmıştır.

Bu veri yaratım sürecinde $(1 + \exp(-y_{t-1}))^{-1}$ fonksiyonu sıfır ve bir değerleriyle sınırlı lojistik (logistic) bir fonksiyondur. Lojistik fonksiyon³ sıfır değerini aldığı anda y_t , AR(2) süreci izlemektedir. Ancak fonksiyon bir değerini aldığı anda ise y_t rassal yürüyüş izleyecektir. Yani fonksiyonun aldığı değere göre farklı davranan bu seri doğrusal-olmayan karakterlidir. y_t serisi AR(2) veri yaratım sürecini takip ettiği kabulüyle⁴ modellenirse aşağıdaki regresyona ulaşılmaktadır:

$$y_t = 0.63 + 0.01y_{t-1} - 0.11y_{t-2} + \varepsilon_t$$

t.ist. (8.00) (0.16) (-1.66)

Yukarıdaki AR(2) modeli tanılama testlerine göre yeterli görünmektedir.⁵ Ancak doğrusal AR(2) sürecinin gerçek veri üretim sürecini yakalayamadığı ve rejimleri ayırt edemediğinden yanıltıcı sonuçlar verdiği açıktır.

Bu basit örnek aracılığıyla doğrusal-olmayan modellerin önemi vurgulandıktan sonra bu bölümün içeriğine hakkında tanıtıcı bilgiler verilecektir.

Bu çalışmada STAR tipi doğrusal-olmayan modellerin kullanılacağı daha önce de belirtilmişti. Ancak STAR modeli, TAR modelinin bir çeşit genelleştirilmiş hali olduğundan TAR modelini de gözden geçirmek faydalı olacaktır.

Bu bölümün ilk kısmında TAR modeli ele alınmaktadır. TAR modelinin gelişim çizgisine kısaca değinildikten sonra bu modelin temel yapısı ve tahmin izleği tartışılmaktadır. TAR modellerinin tahmininde uygulanan farklı yöntemler, doğrusallığı sınamak için uygulanan testlere odaklanarak ayrı ayrı tanıtılmaktadır. Bu çalışmanın merkezinde STAR modeli olduğundan TAR modeli incelenirken boğucu ayrıntılardan kaçınılmıştır.

İkinci kısımda ise temel STAR modeli ve bu modelin açılımlarına yer verilmektedir. İlk olarak STAR modelinin temel yapısı ve farklı fonksiyon tiplerinde STAR modelinin dinamik özelliklerindeki değişim irdelenmektedir. Ardından STAR modelinin tahmin izleği takip edilerek doğrusallık testi, tahmin süreci ve tanılama

³ Bu lojistik fonksiyon bu çalışmada incelenen STAR modeline aittir. Ayrıntılı olarak ilgili kısımda incelenmektedir.

⁴ Aslında böyle bir kabule gitmeksizinde de aynı sonuca ulaşılmaktadır. Üretilen y_t serisinin izlediği doğrusal otoregresif sürecin derecesi en küçük AIC değerine göre belirlendiğinde de iki çıkmaktadır.

⁵ Bu modelde kalıntıların farklı gecikmeleri (1’den 4’e kadar) esas alınarak yapılan Breuch-Godfrey’in otokorelasyon testlerinin boş hipotezlerinin olasılık değerlerinin aldığı en küçük değer 0.35’tir. Kalıntılar ise normal dağılım izlemektedir (Jarque-Berra istatistiğinin olasılık değeri 0.57’dir). Ayrıca t-istatistiği anlamsız görünen y_{t-1} modelden çıkarıldığında, ulaşılan modelin tanılama testlerinde bozulma gerçekleşmemektedir.

testleri incelenmektedir. Doğrusal-olmayan zaman serilerinde doğrusallık testinin ayrıcalıklı bir yeri olduğu düşünüldüğünden Teräsvirta'nın doğrusallık testi ayrıntılı bir biçimde açıklanmaktadır. Ayrıca STAR modeline özgü tanılama testleri de ayrı bir ilgiyi hak etmektedir. STAR modelinin çok değişkenli ve çok rejimli çerçeveye uyarlanması da bu bölümde işlenen konulardandır.

2.2. TAR Modeli

TAR (*eşik otoregresif, threshold autoregressive*) modelini literatüre 1978'de Tong kazandırmıştır (Hansen, 1999). Daha sonra Tong gerek bireysel gerekse ortak çalışmalarla TAR modelini geliştirmiştir (Tong, Lim, 1980; Tong, 1983; Tong, 1990).

Zaman içinde TAR modelinin tahmin süreci üstüne Tong'un yanı sıra Tsay (1989), Chan (1993) ve Hansen (1996, 1997) teorik ve uygulamaya dönük önemli katkılarda bulunmuşlardır. Bu katkıları ele almadan önce, TAR modelinin genelleştirilmiş yapısına değinilecektir. Bu aşamada modelin temel yapısı ve dinamikleri incelenecektir. Ardından literatürde çok rastlanan iki rejimli bir TAR modelinin gösterimi sunulacaktır.

TAR modelinin tahmin izleği maddeler halinde verildikten sonra sırasıyla Tsay, Chan ve Hansen'in doğrusallık testi ve TAR modelinin tahmini için geliştirdikleri yöntemlere kısaca değinilecektir. Bu yöntemlere kısaca değinilmesinin nedeni, bu çalışmanın ST(A)R modelini temel almasıdır.

2.2.1. Genelleştirilmiş TAR Modeli

Tong'un (1990) önerdiği genelleştirilmiş TAR modeli (2.1)'deki gibidir:

$$y_t = \alpha_0^{(j)} + \sum_{i=1}^p \beta_i^{(j)} y_{t-i} + \varepsilon_i^{(j)} \quad (2.1)$$

$-\infty < \tau_0 < \tau_1 < \dots < \tau_j < \tau_{j+1} < +\infty$, eşik parametresinin alabileceği değerlerdir.

$j = 1, 2, 3, \dots, J$

j : rejim sayısı

p : otoregresif sürecin optimum gecikme uzunluğu

y_{t-d} : eşik değişkeni

τ : eşik parametresin

d : gecikme (eşik değişkenine ait)

y_t zaman serisi her bir j rejiminde farklı bir seyir izlemektedir. Her rejimde farklı parametrelere sahip bir AR modeli vardır. Farklı rejimlerdeki parametreler, rejimler arası geçişi yönlendiren eşik değişkeni ve değerine göre keskin ve sert bir biçimde değişiklik göstermektedir. Böylece veriyi yaratan süreç (*data generating process*), farklı rejimlerin oluşumuna olanak tanımaktadır. Ayrıca rejimler arası geçişte etkin olan ani atlama olgusuyla (*jump phenomena*) model doğrusal-olmayan bir karakter kazanmaktadır.

Yukarıdaki genelleştirilmiş TAR modeli, SETAR (*self-exciting TAR*) olarak da adlandırılmaktadır (Tong, 1990). Bunun nedeni regresyondaki geçiş değişkeninin, bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinden biri olmasından kaynaklanmaktadır. (2.1)'deki genel modelde eşik değişkeni olarak bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri alınabileceği gibi başka değişkenler de geçiş değişkeni olarak belirlenebilir. Bu durumda SETAR yerine TAR ifadesini kullanmak daha doğru olmaktadır. Literatürde yer alan TAR modelleri genelde SETAR karakterlidir. Ayrıca eğer regresyona başka bağımsız değişkenler eklenirse model çok değişkenli eşik regresyonu modeline dönüşebilmektedir (Tsay, 1998, 2002).

Eşik parametresinin mantıksal ya da kuramsal gerekçelere dayanarak önceden bilinmesi mümkündür. Ancak eşik parametresinin bilinemediği durumlarda eşik tahmin edilmesi gereklidir. Eşik parametresinin de tahmin edilmesi gerektiğinde TAR modellerinin tahmini zorlaşmaktadır. Bunun yanı sıra eşik değişkenine ait gecikmenin bilinmeyişi de tahmin sürecini güçleştirmektedir.

2.2.2. İki Rejimli (SE)TAR Modeli

TAR modelinin tahmin sürecinde kullanılan yöntemlere geçmeden önce literatürde çok sık kullanılan iki rejimli bir (SE)TAR modelinin gösterimine değinmek yararlı olacaktır. Her iki rejimde de AR(1) modelinin geçerli olduğu varsayılan, eşik değişkenine ait gecikmenin "bir" olduğu iki rejimli bir SETAR modeli şöyle ifade edilebilir (Franses, Van Dijk, 2000):

$$y_t = \begin{cases} \phi_{0,1} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \varepsilon_{t1}, & y_{t-1} \leq \tau \\ \phi_{0,2} + \phi_{1,2}y_{t-1} + \varepsilon_{t2}, & y_{t-1} > \tau \end{cases} \quad (2.2)$$

Bu SETAR modelinde, $E[\varepsilon_{t1}] = 0$, $E[\varepsilon_{t1}^2] = \sigma_1^2$ ve $E[\varepsilon_{t2}] = 0$, $E[\varepsilon_{t2}^2] = \sigma_2^2$ 'dir. Eğer $\varepsilon_{t1} = \varepsilon_{t2}$ olduğu varsayılırsa, bu model aşağıdaki biçimde de yazılabilir:

$$y_t = (\phi_{0,1} + \phi_{1,1}y_{t-1})(1 - I_t) + (\phi_{0,2} + \phi_{1,2}y_{t-1})I_t + \varepsilon_t$$

I_t , gösterge fonksiyonunu (indicator function) ifade eder. Eğer $y_{t-1} > \tau$ ise yani belirlenen eşik değerinden büyük olan değerler için I_t "1" değerini alır. Diğer durumlarda ise I_t "0" değerini almaktadır.

Ele alınan iki-rejimli (SE)TAR modelinde rejimler arasındaki geçişi eşik değişkeni olan y_{t-1} 'in sağladığı varsayılmıştır.

2.2.3. TAR Modelinin Tahmin İzleği

TAR modelinin tahmini için izlenecek yolun ana hatları aşağıda sıralanmıştır (Franses, Van Dijk, 2000):

- Araştırmaya konu olan seri için uygun bir AR(p) modelinin kurulması.
- Doğrusallık boş hipotezinin, TAR tipi doğrusal-olmayan durumu içeren alternatif hipoteze karşı test edilmesi (Bu aşama, rejimleri belirleyen uygun değişkenin seçilmesini de içerir).
- Seçilen TAR modelindeki parametrelerin tahmin edilmesi.
- Geleneksel tanılama testleri aracılığıyla TAR modelinin değerlendirilmesi.
- Gerekliyse modelin değiştirilmesi ve yeniden tahmin edilmesi.
- Ulaşılan modelin betimleme ya da öngörü için kullanılması.

Bu izleğin ikinci aşamasındaki doğrusallık testi için BDS testi (Brock, Dechert, Sheinkman, Le Baron, 1996) gibi bazı genel testler de kullanılabilir. Bu testler doğrusal modelin kalıntılarına uygulanır ve portmanto tipidir. Yani bu testlerdeki alternatif hipotezler doğrusal-olmayanlığın kesin yapısını ortaya koymaz (Franses, Van Dijk, 2000). Bu yüzden literatürde TAR tipi doğrusal-olmayanlık sınanırken bu tip testler kullanılmamaktadır.

TAR modelini tahmin ederken öncelikle belirlenmesi gerekenler eşik parametresi ve eşik değişkenidir. İkisi belirlendikten sonra TAR modelini doğrusal en küçük kareler yöntemiyle tahmin etmek mümkün olmaktadır.

TAR modellerini tahmin etmek için zaman içinde farklı ve birbirini tamamlayıcı yaklaşımlar geliştirilmiştir. Şimdi bu yöntemler uygulanırken dikkat edilmesi gereken noktalar incelenecektir.

2.2.4. Tsay'ın Sıralı Otoregresyon Yöntemi ve Doğrusallık Testi

Tsay (1989) TAR modellerini kurmak için sıralı otoregresyon (arranged AR) yöntemini önermiştir. İzlenmesi gereken aşamalar şunlardır:

- i. Otoregresiflik derecesinin (p) ve eşik değişkeninin gecikmesi (d) için olası S kümesinin belirlenmesi. (d 'nin p 'den küçük ya da p 'ye eşit olduğu varsayılmaktadır)
- ii. Gözlemler sıralandıktan sonra $d = 1$ için p . dereceden sıralanmış otoregresyonun kurulması. Ulaşılan kalıntıların ve t -değerlerinin kaydedilmesi. Kalıntıların (bağımlı değişken), sabit terim ve gecikmeli değişkenlerle regresyona alınması ve gecikmeli değişkenlerin anlamlılığının F -testi ile sınanıp doğrusallığın test edilmesi.
- iii. ii. aşamanın $d = p$ 'ye kadar tekrar edilmesi. Her d için F -testi değerlerinin hesaplanması. Eğer doğrusallık birden fazla d için reddedilirse, F -testinin olasılığını minimize eden d değerinin geçiş değişkeni olarak belirlenmesi.
- iv. Elde edilen p ve d değeri için t -değerlerini geçiş değişkeniyle grafiğe döküp, eşik değerinin görsel biçimde belirlenmesi.
- v. Belirlenenler ışığında uygun TAR modelinin tahmin edilmesi.

Tsay'ın bu yöntemindeki önemli nokta TAR tipi doğrusal-olmayanlığı test etmek için pratik bir F testi önermesidir.

2.2.5. Chan'ın Yöntemi

Chan (1993) TAR modelinde en küçük kareler tahmin edicisinin tutarlı olduğunu göstermiştir. Eşik(leri) bulmak için tarama araştırması (*grid search*) kullanılmaktadır. Bu yöntemin aşamaları şunlardır:

- i. Otoregresiflik derecesinin ve olası gecikme değişkenler kümesinin saptanması.

- ii. Sabitlenmiş bir eşik ve gecikme değeri için TAR modelinin tahmin edilmesi (En küçük kareler yöntemi ile).
- iii. i. ve ii. aşamanın olası her gecikme ve eşik değeri için tekrar edilmesi.
- iv. Kalıntıların karesi toplamını (RSS) minimize eden eşik ve gecikme değişkeninin seçilmesi (Eşik değeri, genellikle araştırmaya konu olan seri küçükten büyüğe doğru sıralandıktan sonra üstten ve alttan yüzde 10 ya da 15 kadarı atılarak aranmaktadır).
- v. TAR modelinin tahmin edilmesi.

2.2.6. Hansen'in Yöntemi

Hansen (1996,1997) TAR modellerinde eşik bilinmediği zaman standart F -testlerinin kullanılamayacağını ve bu yüzden bootstrapping yöntemiyle yeni bir F dağılımı elde edilmesi gerektiğini belirtmektedir. Yapılan F -testinin boş hipotezinde doğrusallık vardır. Bu yöntemle eşik değeri ve eşik değişkeninin gecikme süresi de eş zamanlı olarak elde edilmektedir. Hansen'in yönteminin ayrıntıları aşağıdadır:

- i. Olası bütün eşik değerleri için en iyi TAR modelinin tahmin edilmesi ve bu modelin kalıntılarının varyansının hesaplanması.
- ii. Doğrusal modelin tahmin edilmesi ve bu modelin kalıntılarının varyansının hesaplanması.
- iii. Standart F -istatistiğinin elde edilmesi.
- iv. Hesaplanan F -istatistiği F -tablosundaki kritik değerlerle karşılaştırılamayacağı için modellenen zaman serisi boyutunda ortalaması 0, varyansı 1 olan normal dağılıma sahip rassal sayılar üretilmesi.
- v. iv. aşamada üretilen seriyi bağımlı değişken olarak kabul edip, doğrusal modeldeki bağımsız değişkenlerle regresyona alınması ve bu regresyonun kalıntılarının varyansının hesaplanması.
- vi. iv. aşamada üretilen serinin her olası eşik değeri için doğrusal-olmayan modeldeki bağımsız parametreler üstüne regres edilmesi ve bu regresyonun kalıntılarının varyansının hesaplanması.
- vii. Bulunan yeni varyansları kullanarak yeni F istatistiğine ulaşılması.

viii. iv-vii arasındaki aşamaların yeni bir F dağılımı elde etmek için çok kez tekrar edilmesi.

ix. Hesaplanan F değerinin bootstraping sonucu elde edilen F dağılımıyla karşılaştırılması.

x. Doğrusallık boş hipotezi reddedildiyse TAR modelinin tahmin edilmesi.

Ancak belirtmek gerekir ki uygulanmasındaki kolaylıktan ötürü literatürde genellikle Tsay ve Chan'ın yöntemi kullanılmaktadır.

2.2.7. M-TAR Modeli

Temel TAR modeline alternatif olarak önerilen M-TAR (*Momentum* TAR) modelinde rejim değişikliğine yol açan değişkenin değişme hızı, eşik değişkeni olarak alınmaktadır (Enders, Granger, 1998; Caner, Hansen, 1998). Basit bir M-TAR modeli (2.3)'de gösterilmiştir.

$$y_t = \begin{cases} \phi_{0,1} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \varepsilon_{t1}, & \Delta y_{t-1} \leq \tau \\ \phi_{0,2} + \phi_{1,2}y_{t-1} + \varepsilon_{t2}, & \Delta y_{t-1} > \tau \end{cases} \quad (2.3)$$

M-TAR ile TAR modeli arasında seçim yapabilmek için belli bir yöntem yoktur. Bu yüzden, modeller tahmin edildikten sonra, enformasyon kriterlerine dayanarak karar verilmektedir.

2.3. ST(A)R Modeli

ST(A)R (Yumuşak Geçişli (A)R, *Smooth Transition* (A)R) modelindeki yumuşak geçiş kavramı ilk kez Bacon ve Watts (1971) tarafından kullanılmıştır. Bacon ve Watts, iki farklı doğrusal ilişkiyi içinde barındıran veri yaratım süreci için, doğrusal olan bir rejimden diğer bir doğrusal rejime geçişin yumuşak olduğu genel bir model önermişlerdir. Modelin genelliği doğrusal rejimler arası geçişler ani ve keskin olduğunda da işlevselliğini yitirmemesinde yatmaktadır. Bacon ve Watts yumuşak geçişi, geçişi yaratan değişkeni de içine alan hiperbolik tanjant fonksiyonu aracılığıyla oluşturmuşlardır. Ancak kullanılan geçiş fonksiyonunun farklı biçimlerde tanımlanmasının mümkün olduğunu vurgulayan Bacon ve Watts (1971), kümülatif dağılım fonksiyonunun da geçiş fonksiyonu olabileceğini ayrıca belirtmişlerdir. Daha sonra Chan ve Tong (1986) ise TAR modellerinin yumuşak geçişli regresyonun özel

bir hali olduğunu göstermişler ve Bacon ve Watts'ın esnek geçiş fonksiyonu tanımını da dikkate alarak geçiş fonksiyonunu, kümülatif dağılım fonksiyonu biçiminde modelleme yoluna gitmişlerdir.

ST(A)R modelinin şu an yaygınlaştığı biçimdeki hali ise ilk olarak Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta (1988) tarafından ortaya konmuştur. Geçiş fonksiyonunun tipi lojistiklidir. Adı geçen yazarların bu çalışması STAR tipi doğrusal-olmayanlığın sınanmasına yöneliktir. Ardından Teräsvirta ve Anderson (1992), Granger ve Teräsvirta (1993), Teräsvirta'nın (1994) öncü çalışmalarıyla STAR modelinin tahmin süreci ve dinamik özelliklerinin incelenmesine yönelik önemli adımlar atılmıştır. Eitrheim ve Teräsvirta (1996) ise STAR modellerine özgü tanılama testlerinin nasıl yapıldığını ayrıntılı biçimde ele almıştır. Çok değişkenli çerçevede doğrusal-olmayanlığı yakalama olanağı sağlayan STR (yumuşak geçişli regresyon) modeli ve bu modelin temel yapısı Teräsvirta (1998) tarafından ayrıntılı biçimde ele alınmıştır. Ardından Lutkepohl, Teräsvirta ve Wolters (1999) STR modelini dair özgün bir ampirik çalışma gerçekleştirmişlerdir. ise Van Dijk ve Franses (1999), Öcal ve Osborn'un (2000) çoklu rejime olanak veren MRSTAR (Çok rejimli STAR) modelleri uygulama alanında önemli sayılabilecek adımlardır. Ayrıca Van Dijk, Teräsvirta, ve Franses'in (2002) STAR modeline dair olan gelişmeleri ele alan makalesi kapsayıcılığı ve açıklığından ötürü literatürde ayrıcalıklı bir yere sahiptir.

ST(A)R modelinin kuramsal altyapısı bir önceki paragrafta belirtilen çalışmalara dayanmaktadır. Bu yüzden ST(A)R modeli incelenirken çoğunlukla yukarıdaki çalışmalardan faydalanmak kaçınılmazdır.

Bu aşamada öncelikle iki rejimli bir STAR modelinden yararlanılarak modelin gösterimi, temel nitelikleri ve farklı fonksiyon tiplerine göre modelde meydana gelen yapısal farklılıklar ele alınacaktır.

Daha sonra STAR modelinin tahmin izleğine değinilecektir. İlk önce, en önemli aşamalardan biri olan STAR-tipi doğrusallık hipotezi ayrıntılı bir biçimde ortaya konacaktır. İkinci aşamada ise STAR modelinin parametrelerinin tahmin edilmesi sırasında karşılaşılan sorunları öne çıkarmak kaydıyla tahmin sürecine değinilecektir. STAR modelinin tahmin izleğinin son aşamasında ise tahmin edilen STAR modelinin yeterliliğini saptamaya yönelik geleneksel ve STAR modeline özgü tanılama testleri incelenecektir.

Ardından STAR modelinin çok değişkenli ortama taşınarak genelleştirilmesiyle ulaşılan STR modeli kısaca gösterilecektir. Son olarak MRST(A)R modeli hakkındaki bazı önemli noktalara değinilecektir. STR ve MRST(A)R modellerinin ayrıntılı işlenmemesinin nedeni tahmin sürecinin ST(A)R modeliyle benzer olmasıdır.

2.3.1. İki Rejimli STAR Modeli

İki rejimli bir STAR modeli aşağıdaki biçimde yazılabilir (Franses, Van Dijk, 2000):

$$y_t = \phi'_1 x_t \{1 - GF(s_t; \gamma, c)\} + \phi'_2 x_t GF(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

Aşağıda (2.4)'deki değişken ve parametrelerin ne anlama geldiği ve kalıntıların taşınması gereken ideal nitelikler kısaca sıralanmıştır:

y_t : İçsel değişken.

$x_t = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$, sabit terim ve içsel değişkenin gecikmeli değerleri. Burada, p , otoregresif yapının derecesini göstermektedir.

$\phi_i = (\phi_{i,0}, \phi_{i,1}, \dots, \phi_{i,p})'$, tahmin edilecek parametreler. $i = 1, 2$.

s_t : Durağan bir geçiş değişkeni. İçsel değişkenin gecikmeli değerlerinden herhangi biri olabilir.

γ : Yumuşaklık (*smoothness*) parametresi

c : Eşik değeri

$GF(s_t; \gamma, c)$: Geçiş fonksiyonu

$$E[\varepsilon_t] = 0 \text{ ve } E[\varepsilon_t^2] = \sigma^2$$

(2.4), (2.5)'de olduğu gibi daha açık bir biçimde de yazılabilir:

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p})\{1 - GF(s_t; \gamma, c)\} + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p})GF(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

Geçiş fonksiyonu, $GF(s_t; \gamma, c)$, süreklidir ve geçiş değişkeni, eşik değeri ve yumuşaklığın derecesini gösteren parametreye bağlı olarak değerler almaktadır. Geçiş fonksiyonunun alabileceği değerler, 0 ve 1 arasında sınırlıdır. Geçiş fonksiyonunun aldığı sınır değerlere göre birbirinden ayrı karakterde iki rejim oluşur. Herhangi bir t anında, hangi rejimde bulunulduğu geçiş fonksiyonu

aracılığıyla belirlenir. Yumuşaklık derecesi, γ , rejimler arası geçişin hızını karakterize eder.

İki rejimli bir STAR modeli aşağıdaki biçimde de yazılabilir. Model kabaca doğrusal (linear) ve doğrusal-olmayan (non-linear) kısım olarak iki bölüme ayrılabilir. Uygulamaya dönük çalışmalarda modeller genelde (2.6)'daki biçimde gösterilir.

$$y_t = \underbrace{\phi'_{DK} x_t}_{\text{Doğrusal Kısım}} + \underbrace{\phi'_{DoK} x_t GF(s_t; \gamma, c)}_{\text{Doğrusal-olmayan Kısım}} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

Doğrusal kısım veri üretim sürecinin geçiş fonksiyonundan doğrudan etkilenmeyen kısmını ifade etmektedir, yani $GF(s_t; \gamma, c) = 0$ 'dır. Doğrusal-olmayan kısımda ise geçiş fonksiyonu etkin hale gelmektedir, $GF(s_t; \gamma, c) > 0$ 'dır.

Bu noktadan sonra STAR modelinin özünü oluşturan geçiş fonksiyonunun yapısına eğilmek gerekmektedir. Literatürde sıklıkla kullanılan lojistik (*logistic*) ve üssel (*exponential*) olmak üzere iki tip geçiş fonksiyonu vardır (Teräsvirta, 1994; Franses, Van Dijk, 2000; Enders, 2004):

2.3.2. LSTAR Modeli

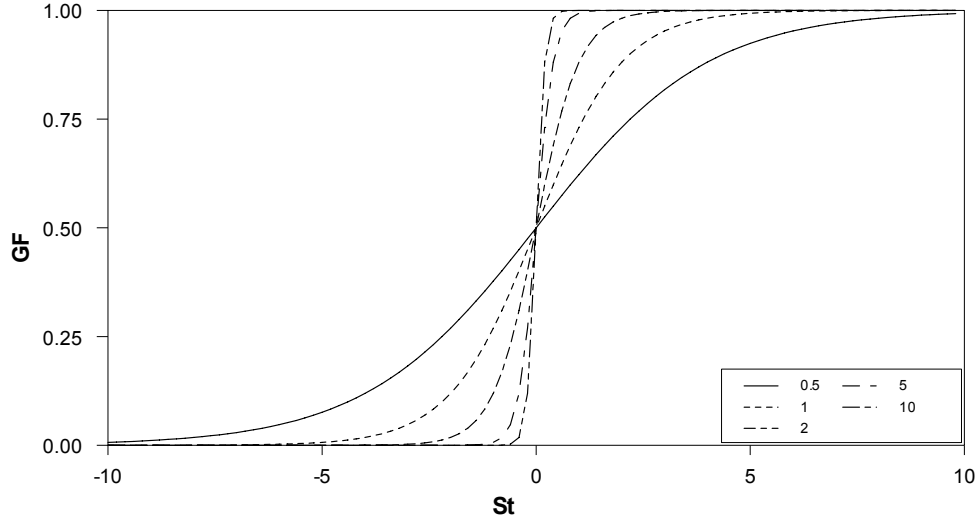
(2.7)'de bulunan geçiş fonksiyonunu esas alan STAR modeli LSTAR (*logistic*, lojistik STAR) adını almaktadır. Fonksiyonun aldığı uç değerlere göre geçiş fonksiyonunun nasıl bir seyir izlediğini ortaya koymak bu modelin yapısını anlamayı kolaylaştıracaktır.

$$GF(s_t; \gamma, c) = (1 + \exp \{-\gamma(s_t - c)\})^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (2.7)$$

$\gamma \rightarrow 0$ 'a giderken $GF(s_t; \gamma, c) = 0.5$ değerini alacaktır ve LSTAR(p) modeli bu durumda AR(p) modeline dönüşür. $\gamma \rightarrow \infty$ 'a giderken ise $GF(s_t; \gamma, c) = 1$ değerine ulaşır ve aynı şekilde LSTAR(p) modeli başka bir AR(p) modeline dönüşmektedir. γ 'nın aldığı ara değerler için ($0 < \gamma < \infty$) s_t 'nin aldığı değerlere bağlı olarak geçiş fonksiyonu $0 < GF(s_t; \gamma, c) < 1$ arasında değerler alır. $GF(s_t; \gamma, c)$ 'nin bu aralıkta aldığı değerler için farklı otoregresif dinamikler oluşmaktadır. $s_t \rightarrow -\infty$ 'a giderken, $GF(s_t; \gamma, c) \rightarrow 0$ 'a yaklaşır. Ancak $s_t \rightarrow +\infty$ 'a giderken, $GF(s_t; \gamma, c) \rightarrow 1$ 'e yaklaşır.

Şekil 2.1'de eşik değerinin sıfır olduğu ($c = 0$) kabul edilerek γ 'nın farklı değerleri için (0.5, 1, 2, 5 ve 10) geçiş fonksiyonunun geçiş değişkenine göre nasıl bir seyir izlediğini görmek mümkündür. Şekilden de görüldüğü gibi γ 'nın aldığı değerler

arttıkça geçiş yumuşak olmaktan uzaklaşmaktadır. İncelenen zaman serisindeki gözlemlerin eşik değerinin üstünde ya da altında kalmasına göre oluşan rejimler arası geçiş γ 'nın aldığı değerin büyüklüğüne bağlıdır.



Şekil 2.1: Lojistik Geçiş Fonksiyonu

Eğer incelenen zaman serisinin büyüme hızı olduğu düşünülürse eşik altında kalan kısım düşük büyüme, üstünde kalan kısmı ise yüksek büyüme dönemi olarak sınıflandırmak olanaklıdır.

Ayrıca Şekil 2.1’de geçiş sertleştikçe rejimler arası geçişler ani bir biçimde gerçekleşmektedir. Bu durum TAR modelini hatırlatmaktadır. Bu yüzden γ çok büyük bir değer aldığı anda, rejimler arası geçiş ani ve keskindir. Böylece LSTAR modeli TAR modeline yaklaşmaktadır, yani TAR modeli LSTAR modelinin özel bir durumu gibi yorumlanabilir.

2.3.3. ESTAR Modeli

(2.8)’deki geçiş fonksiyonunu esas alan STAR modeli, ESTAR (*exponential*, üssel STAR) adını almaktadır. Şimdi fonksiyonun aldığı uç değerlere göre ESTAR modelinin nasıl bir seyir izlediği ortaya konulmaktadır.

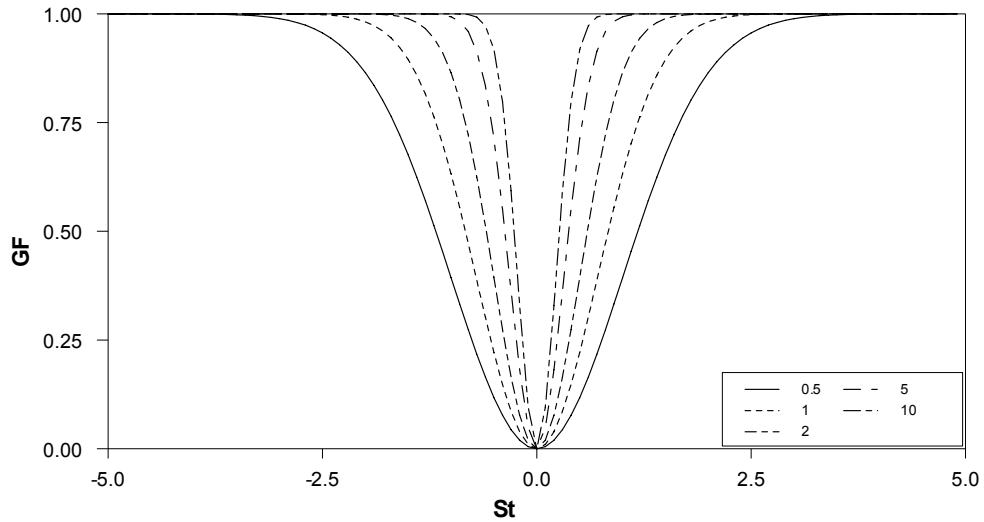
$$GF(s_t; \gamma, c) = 1 - \{\exp(-\gamma(s_t - c)^2)\}, \quad \gamma > 0 \quad (2.8)$$

$\gamma \rightarrow 0$ ’a giderken $GF(s_t; \gamma, c) = 0$ değerini alacaktır ve bu durumda ESTAR(p) modeli AR(p) modeline dönüşür. $\gamma \rightarrow \infty$ ’a giderken ise $GF(s_t; \gamma, c) = 1$ değerine ulaşır ve aynı şekilde ESTAR(p) modeli yine AR(p)’ye dönüşür. γ ’nın aldığı ara

değerler için ($0 < \gamma < \infty$), $(s_t - c)$ 'nin aldığı değerlere bağlı olarak geçiş fonksiyonu $0 < GF(s_t; \gamma, c) < 1$ arasında değerler alır. $GF(s_t; \gamma, c)$ 'nin bu aralıkta aldığı değerler için farklı otoregresif yapılar oluşturur. Ayrıca geçiş fonksiyonu $(s_t - c)$ etrafında simetrik bir yapı gösterir. $(s_t - c) \rightarrow \pm\infty$ 'a giderken, $GF(s_t; \gamma, c) \rightarrow 1$ 'e yaklaşır. Ancak $(s_t - c) \rightarrow 0$ 'a giderken, $GF(s_t; \gamma, c) \rightarrow 0$ 'a yaklaşır. Böylece her iki yönde de $(s_t - c)$ makası açıldıkça, $GF(s_t; \gamma, c)$ benzer tepkiler göstermektedir. Bahsedilen bu makas yeterince açık olduğunda dış rejim diye adlandırılan rejim oluşur. Makas kapandığında ise orta rejim olarak adlandırılan başka bir alan oluşur.

Şekil 2.2'de eşik değeri sıfır olduğu ($c = 0$) kabul edilerek γ 'nın farklı değerleri için (0.5, 1, 2, 5 ve 10) geçiş fonksiyonunun geçiş değişkenine göre grafiği çizilmiştir. γ 'nın aldığı değerler arttıkça geçiş yumuşaklıktan uzaklaşıp sertleşmektedir. İncelenen zaman serisindeki gözlemlerin eşik değerine yakın ya da uzak kalmasına göre oluşan rejimler arası geçiş, γ 'nın aldığı değerın büyüklüğüne bağlıdır. Biraz önce değinilen simetrik yapıyı Şekil 2.2'den izlemek mümkündür.

Eğer ESTAR biçiminde modellenen zaman serisinin reel kur olduğu varsayılırsa eşikten uzak gözlemler dış rejim, eşığa yakın gözlemler ise orta rejim gibi değerlendirilebilir.



Şekil 2.2: Üssel Geçiş Fonksiyonu

Teräsvirta (1994), ESTAR modelinde gözlemlerin büyük bir çoğunluğunun eşik değerinin tek bir tarafında yoğunlaştığı durumda ESTAR modelinin LSTAR (eğer geçiş yeterince yumuşaksa) modeline iyi bir biçimde yaklaştığını yaptığı simülasyon

alışmalarına dayanarak belirtmektedir. Bu durumda ESTAR modeli LSTAR modeliyle benzer rejim özelliklerine sahiptir.

2.3.4. STAR Modelinin Tahmin İzleđi

Doğrusal-olmayan zaman serisi modellerinin tahmini için izlenecek yolun ana hatları STAR modelleri için de geçerlidir (Teräsvirta, 1992; Teräsvirta, 1994; Franses, Van Dijk, 2000):

- Araştırmaya konu olan zaman serisi için uygun bir AR(p) modelinin (baz model) enformasyon kriteri (AIC) kullanılarak kurulması.⁶
- Doğrusallık boş hipotezinin STAR tipi doğrusal-olmamayı içeren alternatif hipoteze karşı test edilmesi. Eğer doğrusallık boş hipotezi kabul edilmezse, uygun geiş deđişkeninin seçilip geiş fonksiyonunun tipine bađlı olarak uygun modele (LSTAR ya da ESTAR) karar verilmesi.
- Seçilen STAR modelindeki parametrelerin NLLS (Doğrusal-olmayan En Küçük Kareler) yöntemiyle tahmin edilmesi.
- Tanılama (*diagnostics*) testleri aracılığıyla STAR modelinin deđerlendirilmesi.
- Gerekliyse modelin deđiştirilmesi ve yeniden tahmin edilmesi.
- Ulađılan modelin, betimleme ya da öngörü için kullanılması.

Yukarıda sıralanan STAR modeli tahmin izleđi doğrusallık testinden başlayarak tanılama testine kadar ayrı ayrı ele alınacaktır. Bu aşamalar incelenirken karşılaşılan sorunlara ve çözüm yollarına da deđinilecektir.

2.3.5. STAR Modeli ve Teräsvirta'nın Doğrusallık Testi

Uygun AR(p) modeli belirlendikten sonra STAR tipi bir veri üretim sürecinin varlığını sorgulayabilmek için doğrusallık testine geilir.

$$y_t = \phi_1' x_t \{1 - GF(s_t; \gamma, c)\} + \phi_2' x_t GF(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

$$x_t = (1, \tilde{x}_t)$$

$$\tilde{x}_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$$

⁶ Belirlenen AR(p) modelinde dikkat edilmesi gereken en önemli unsur modelin otokorelasyon sorunu barındırmama gerekliliđidir (Granger, Teräsvirta, 1993).

Doğrusallık boş hipotezi, (2.9)'da iki rejimdeki parametrelerin aynı olduğunu ifade eder. Böylece geçiş fonksiyonu anlamını yitirdiğinden doğrusal AR(p) modeli geçerlidir (Franses, Van Dijk, 2000).

$$H_0 : \phi_1 = \phi_2$$

$$H_1 : \phi_{1,i} \neq \phi_{2,i}, \text{ en az biri farklıdır. } i \in (0,1, \dots p)$$

Yukarıdaki hipotezler test edilirken karşılaşılan ana sorun boş hipotez altında tanımlanamayan parametrelerin varlığıdır (Hansen, 1996). Boş hipotez altında geçiş fonksiyonunda bulunan γ ve c 'nin tanımsız olması, $\phi_1 = \phi_2$ iken bahsedilen iki parametrenin modelden düşmesi, tanımlanamayan parametreler sorununa yol açmaktadır. Bu sorunun üstesinden gelmek için geçiş fonksiyonuna uygun bir Taylor açılımı uygulamak gerekmektedir (Luukkonen, Saikkonen, Teräsvirta, 1988). Uygulanan Taylor açılımıyla doğrusallaştırılan geçiş fonksiyonu tanımlanamayan parametreler sorununun üstesinden gelmeye yardımcı olacaktır. Bunun yanı sıra alternatif doğrusal-olmayan modeli tahmin etmek zorunluluğunun ortadan kalkması da önemli bir yarar sağlayacaktır. Ayrıca Taylor açılımının geçiş fonksiyonuna uygulanmasıyla birlikte doğrusallık testinde standart dağılımlar da kullanılabilecektir (Eitrheim, Teräsvirta, 1996; Teräsvirta, 2004).

Taylor açılımı geçiş fonksiyonuna uygulandığı için, geçiş fonksiyonunun yapısına göre (LSTAR ve ESTAR) bu açılım farklı sonuçlar doğurmaktadır. Ayrıca kaçınıcı dereceden Taylor açılımı uygulandığı da önemlidir.

Aşağıda geçiş fonksiyonunun lojistik olduğu kabul edilerek doğrusallık testinin ne tip bir regresyona uygulanacağı aşama aşama gösterilecektir.

(2.9), aşağıdaki (2.10) biçiminde de yazılabilir.

$$y_t = \phi'_1 x_t + (\phi'_2 - \phi'_1) x_t GF(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

Geçiş fonksiyonuna $\gamma = 0$ civarında *birinci dereceden* Taylor açılımı uygulanacaktır. Geçiş fonksiyonu olarak kabul edilen lojistik fonksiyon (2.11)'deki gibi yazılabilir. $\gamma = 0$ kabul ettiğimizde, $GF^*(s_t; \gamma, c) + 0.5 = GF(s_t; \gamma, c)$ olmaktadır.

$$GF^*(s_t; \gamma, c) = GF(s_t; \gamma, c) - \frac{1}{2} = (1 + \exp \{-\gamma(s_t - c)\})^{-1} - \frac{1}{2} \quad (2.11)$$

Yeniden düzenlenmiş olan geçiş fonksiyonu (2.9)'da yerine konulduğunda (2.12)'ye ulaşılır.

$$y_t = \frac{1}{2}(\phi'_1 + \phi'_2)x_t + (\phi'_2 - \phi'_1)x_t GF(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

Geçiş fonksiyonuna $\gamma = 0$ civarında birinci dereceden Taylor açılımı⁷ uygulandığında ise (2.17)'ye ulaşılmaktadır:

$$GF^*(s_t; \gamma, c) \cong GF^*(s_t; 0, c) + (\gamma - 0) \left(\frac{\partial GF^*}{\partial \gamma} \right) \quad (2.13)$$

$$GF^*(s_t; 0, c) = \frac{1}{2} - \frac{1}{2} = 0 \quad (2.14)$$

$$\frac{\partial GF^*}{\partial \gamma} = \frac{(s_t - c) \exp(-\gamma(s_t - c))}{\{1 + \exp(-\gamma(s_t - c))\}^2} \quad (2.15)$$

$$\gamma = 0 \text{ iken } \frac{\partial GF^*}{\partial \gamma} = \frac{s_t - c}{4} \quad (2.16)$$

$$GF^*(s_t; \gamma, c) \cong \frac{\gamma(s_t - c)}{4} \quad (2.17)$$

Elde edilen yeni geçiş fonksiyonu (2.12)'de yerine konarak açıldığında;

$$y_t = \frac{1}{2}(\phi'_1 + \phi'_2)x_t + (\phi'_2 - \phi'_1)x_t \frac{\gamma(s_t - c)}{4} + \varepsilon_t \quad (2.18)$$

$$\begin{aligned} y_t &= \frac{1}{2}(\phi_{1,0} + \phi_{2,0}) - \frac{1}{4}\gamma c(\phi_{2,0} - \phi_{1,0}) \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{i=1}^p (\phi_{1,i} + \phi_{2,i}) x_{t-i} - \frac{1}{4}\gamma c \sum_{i=1}^p (\phi_{2,i} - \phi_{1,i}) x_{t-i} \\ &+ \frac{1}{4}\gamma \sum_{i=1}^p (\phi_{2,i} - \phi_{1,i}) x_{t-i} s_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.19)$$

⁷ Taylor açılımı sonucunda ortaya çıkan artık terim (remainder) nihai olarak ulaşılan 2.21'in kalıntısına dahil edileceğinden (Van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2002) gösterimde kolaylık olması için ayrıca gösterilmemiştir. Ayrıca bu bölümde uygulanan diğer Taylor açılımları sonucunda elde edilen kalıntılar için de aynı gösterim biçimine gidilmiştir (2.30, 2.41 ve 2.45 numaralı regresyonlar).

$$y_t = \frac{1}{2}(\phi_{1,0} + \phi_{2,0}) - \frac{1}{4}\gamma c(\phi_{2,0} - \phi_{1,0}) + \sum_{i=1}^p \left[\frac{1}{2}(\phi_{1,i} + \phi_{2,i}) - \frac{1}{4}\gamma c(\phi_{2,i} - \phi_{1,i}) \right] x_{t-i} \quad (2.20)$$

$$+ \frac{1}{4}\gamma \sum_{i=1}^p (\phi_{2,i} - \phi_{1,i}) x_{t-i} s_t + \varepsilon_t$$

$$y_t = \beta_0 + \beta'_1 \tilde{x}_t + \beta'_2 \tilde{x}_t s_t + \varepsilon_t \quad (2.21)$$

(2.20)'de sabit terim, $\tilde{x}_t$ ve s_t 'ye göre gruplandırılıp bu değişkenlerin parametreleri β_0 , β'_1 ve β'_2 olarak adlandırıldığında ulaşılan yardımcı regresyon (2.21) aracılığıyla STAR modeline özgü doğrusallık testi yürütülür. Burada doğrusallık testinin boş hipotezi, $H_0 : \beta'_2 = (0, \dots, 0)$ olarak tanımlanır.

Lojistik fonksiyonun esas alındığı STAR modellerinde rejimleri farklılaştıran sadece sabit terimlerse geçiş fonksiyonuna $\gamma = 0$ civarında *üçüncü dereceden* Taylor açılımı uygulanması gerekmektedir (2.22 – 2.30):

$$GF^*(s_t; \gamma, c) \cong GF^*(s_t; 0, c) + (\gamma - 0) \left(\frac{\partial GF^*}{\partial \gamma} \right) + \frac{1}{2!} (\gamma - 0)^2 \left(\frac{\partial^2 GF^*}{\partial^2 \gamma} \right) + \frac{1}{3!} (\gamma - 0)^3 \left(\frac{\partial^3 GF^*}{\partial^3 \gamma} \right) \quad (2.22)$$

$$\frac{\partial GF^*}{\partial \gamma} = GF'(s_t; 0, c) = \frac{s_t - c}{4} \quad (2.23)$$

$$\frac{\partial^2 GF^*}{\partial^2 \gamma} = GF''(s_t; 0, c) = 0 \quad (2.24)$$

$$\frac{\partial^3 GF^*}{\partial^3 \gamma} = GF'''(s_t; 0, c) = \frac{1}{8} (s_t - c)^3 \quad (2.25)$$

$$GF^*(s_t; \gamma, c) \cong \frac{\gamma(s_t - c)}{4} + \frac{1}{64} \gamma^3 (s_t - c)^3 \quad (2.26)$$

$$y_t = \frac{1}{2}(\phi'_1 + \phi'_2) x_t + (\phi'_2 - \phi'_1) x_t \left(\frac{\gamma(s_t - c)}{4} + \frac{1}{64} \gamma^3 (s_t - c)^3 \right) + \varepsilon_t \quad (2.27)$$

$$y_t = \frac{1}{2}(\phi'_1 + \phi'_2)x_t + \frac{1}{4}(\phi'_2 - \phi'_1)\gamma(s_t - c)x_t \quad (2.28)$$

$$+ \frac{1}{48}(\phi'_2 - \phi'_1)\gamma^3(s_t^3 - 3s_t^2c + 3s_tc^2 - c^3)x_t$$

$$y_t = \frac{1}{2}(\phi'_1 + \phi'_2)x_t - \frac{1}{4}\gamma c(\phi'_2 - \phi'_1)x_t + \frac{1}{4}\gamma(\phi'_2 - \phi'_1)s_tx_t \\ + \frac{1}{48}(\phi'_2 - \phi'_1)\gamma^3s_t^3x_t - \frac{1}{16}(\phi'_2 - \phi'_1)\gamma^3cs_t^2x_t \quad (2.29)$$

$$+ \frac{1}{16}(\phi'_2 - \phi'_1)\gamma^3c^2s_tx_t - \frac{1}{48}(\phi'_2 - \phi'_1)\gamma^3c^3x_t$$

$$y_t = \beta_0 + \beta'_1\tilde{x}_t + \beta'_2\tilde{x}_ts_t + \beta'_3\tilde{x}_ts_t^2 + \beta'_4\tilde{x}_ts_t^3 + \varepsilon_t \quad (2.30)$$

(2.29)'da sabit terim, $\tilde{x}_t$, s_t , s_t^2 ve s_t^3 'e göre gruplandırılıp bu değişkenlerin parametreleri β_0 , β'_1 , β'_2 , β'_3 ve β'_4 olarak adlandırıldığında ulaşılan regresyon (2.30) yardımıyla STAR doğrusallık testi yapılmaktadır. Burada doğrusallık testinin boş hipotezi, $H_0 : \beta'_2 = \beta'_3 = \beta'_4 = (0, \dots, 0)$ olarak tanımlanır. Sadece sabit terimlerdeki farklılıklar söz konusuyken de etkin olması ve daha yoğun bir doğrusal-olmayanlığa olanak tanınması nedeniyle literatürde genellikle LSTAR tipi modellemeye geçilmeden önce (2.21) yerine (2.30) kullanılmaktadır (Van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2002).

Doğrusallık testini yapmak için üssel geçiş fonksiyonu esas alındığında geçiş fonksiyonuna $\gamma = 0$ civarında *birinci dereceden* Taylor açılımı uygulanmaktadır. ESTAR modeli ve üssel geçiş fonksiyonunu tekrar hatırlatılacak olunursa:

$$y_t = \phi'_1x_t + (\phi'_2 - \phi'_1)x_tGF(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (2.31)$$

$$GF(s_t; \gamma, c) = 1 - \{\exp(-\gamma(s_t - c)^2)\}, \quad \gamma > 0 \quad (2.32)$$

Geçiş fonksiyonuna $\gamma = 0$ civarında birinci dereceden Taylor açılımı uygulanışı aşağıda izlenebilir (2.33 – 2.37):

$$GF(s_t; \gamma, c) \cong GF(s_t; 0, c) + (\gamma - 0) \left(\frac{\partial GF}{\partial \gamma} \right) \quad (2.33)$$

$$GF(s_t; 0, c) = 1 - 1 = 0 \quad (2.34)$$

$$\frac{\partial GF}{\partial \gamma} = (s_t - c)^2 \{\exp(-\gamma(s_t - c)^2)\} \quad (2.35)$$

$$\gamma = 0 \text{ iken } \frac{\partial GF}{\partial \gamma} = (s_t - c)^2 \quad (2.36)$$

$$GF(s_t; \gamma, c) \cong \gamma(s_t - c)^2 \quad (2.37)$$

Elde edilen yeni geçiş fonksiyonu (2.31)'de yerine konarak açıldığında;

$$y_t = \phi'_1 x_t + (\phi'_2 - \phi'_1) x_t (\gamma(s_t - c)^2) + \varepsilon_t \quad (2.38)$$

$$y_t = \phi'_1 x_t + (\phi'_2 - \phi'_1) x_t (\gamma(s_t^2 - 2s_t c + c^2)) + \varepsilon_t \quad (2.39)$$

$$y_t = \phi'_1 x_t + (\phi'_2 - \phi'_1) \gamma c^2 x_t - 2(\phi'_2 - \phi'_1) \gamma c x_t s_t + (\phi'_2 - \phi'_1) \gamma x_t s_t^2 + \varepsilon_t \quad (2.40)$$

$$y_t = \beta_0 + \beta'_1 \tilde{x}_t + \beta'_2 \tilde{x}_t s_t + \beta'_3 \tilde{x}_t s_t^2 + \varepsilon_t \quad (2.41)$$

(2.40)'da sabit terim, $\tilde{x}_t$, s_t ve s_t^2 'ye göre gruplandırılıp bu değişkenlerin parametreleri β_0 , β'_1 , β'_2 ve β'_3 olarak adlandırıldığında ulaşılan (2.41) aracılığıyla STAR doğrusallık testi yapılır. ESTAR tipi doğrusallık testinin boş hipotezi, $H_0 : \beta'_2 = \beta'_3 = (0, \dots, 0)$ olarak tanımlanır.

Lojistik ve üssel geçiş fonksiyonlarına uygulanan Taylor açılımı ilginç bir noktaya işaret etmektedir. (2.30), (2.21) ve (2.41) içermektedir. Bu yüzden STAR modeline esas olan geçiş fonksiyonuna (2.30)'u kullanarak karar verilebilir.

Pratikte STAR modeline özgü doğrusallık boş hipotezini sınamak için şu basamaklar izlenir (Eithrem, Teräsvirta, 1996; Teräsvirta, 1998):

- i. x_t 'nin y_t üzerine regres edilmesi. Kalıntıların, $\hat{\varepsilon}_t$, ve $RSS_0 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$ 'nin hesaplanması.
- ii. x_t ve $\tilde{x}_t s_t^i$ 'nin $i = 1, 2, 3$ - $\hat{\varepsilon}_t$ yada y_t üzerine regres edilmesi. Kalıntıların, $\hat{\varepsilon}_t$, ve $RSS_1 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$ 'nin hesaplanması.
- iii. LM istatistiğinin χ^2 versiyonunun (2.42)'deki gibi hesaplanması:

$$LM = \frac{T(RSS_0 - RSS_1)}{RSS_1} \quad (2.42)$$

Ya da LM istatistiğinin F versiyonunun (2.43)'deki gibi hesaplanması:

$$LM_F = \frac{(RSS_0 - RSS_1)/3p}{RSS_1/(T - 4p - 1)} \quad (2.43)$$

Küçük ya da orta büyüklükteki örneklem için LM testinin F versiyonunu kullanmak daha avantajlıdır. Bunun nedeni F versiyonunun χ^2 versiyonuna göre daha iyi küçük örneklem özellikleri taşımasıdır (Teräsvirta, 1994).

Doğrusallık testi yapılırken s_t yerine olası geçiş değişkenleri ($\tilde{x}_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$) yerleştirilerek p adet doğrusallık testi gerçekleştirilmektedir. Bu doğrusallık testlerinden hangisinin olasılık değeri (kabul edilen anlamlılık düzeyini aşmamak koşuluyla) en küçük ise bu doğrusallık testine esas olan geçiş değişkeni, STAR modelinin geçiş değişkeni olmaktadır.

Teräsvirta'ya (1994) göre eğer bu testlerin en az birinde doğrusallık boş hipotezi kabul edilmezse geçiş fonksiyonunun yapısını belirlemek için (2.44)'deki yardımcı regresyon temel alınarak, zincirleme F testleri yapılmalıdır.

$$\hat{e}_t = \beta_0 + \beta'_1 \tilde{x}_t + \beta'_2 \tilde{x}_t s_t + \beta'_3 \tilde{x}_t s_t^2 + \beta'_4 \tilde{x}_t s_t^3 + \varepsilon_t \quad (2.44)$$

Burada gerçekleştirilecek zincirleme F testleri aşağıda sıralanmıştır:

$$H_0: \beta'_2 = \beta'_3 = \beta'_4 = 0$$

$$H_4: \beta'_4 = 0$$

$$H_3: \beta'_3 = 0 \mid \beta'_4 = 0$$

$$H_2: \beta'_2 = 0 \mid \beta'_3 = \beta'_4 = 0$$

STAR modelinin geçiş fonksiyonunun yapısı ise şöyle belirlenir:

i. Model LSTAR ise, β'_4 sıfırdan farklıdır.

ii. $\beta'_4 = 0$ koşulu altında model LSTAR ise β'_3 sıfırdır, model ESTAR ise β'_3 sıfırdan farklıdır.

iii. $\beta'_3 = \beta'_4 = 0$ koşulu altında model ESTAR ise β'_2 sıfırdır, model LSTAR ise, β'_2 sıfırdan farklıdır.

Yukarıdaki bilgilere dayanarak doğrusallık boş hipotezi H_0 kabul edilmez ise, STAR modelindeki geçiş fonksiyonunun lojistik ya da üssel olduğuna karar vermek için hesaplanan H_4, H_3, H_2 'nin olasılık değerleri incelenir. Eğer H_3 , üçü arasında en

küçük olasılık değerine sahipse model ESTAR'dır. Ancak H_4 ve H_2 'den herhangi birinin olasılık değeri H_3 'ten küçükse tahmin edilmesi gereken model LSTAR'dır.

Escrriabano ve Jorda (1999) ise, üssel fonksiyon esas alındığında birinci dereceden Taylor açılımının doğrusal-olmayanlığı tam olarak yakalayamadığından hareketle üssel fonksiyona $\gamma = 0$ civarında *ikinci dereceden* Taylor açılımı uygulamışlardır. Bu aşamada ayrıntıya girmeden doğrudan ulaşılan nihai yardımcı regresyon (2.45)'deki gibi yazılabilir:

$$\hat{e}_t = \beta_0 + \beta'_1 \tilde{x}_t + \beta'_2 \tilde{x}_t s_t + \beta'_3 \tilde{x}_t s_t^2 + \beta'_4 \tilde{x}_t s_t^3 + \beta'_5 \tilde{x}_t s_t^4 + \varepsilon_t \quad (2.45)$$

Test edilecek hipotezler ise;

$$H_0: \beta'_2 = \beta'_3 = \beta'_4 = \beta'_5 = 0$$

$$H_{ESTAR}: \beta'_2 = \beta'_4 = 0$$

$$H_{LSTAR}: \beta'_3 = \beta'_5 = 0$$

H_0 , doğrusallık testidir. Diğer iki test ise fonksiyonun yapısını saptamak için yapılmaktadır. Escrriabano ve Jorda (1999) testinde doğrusallık boş hipotezinin kabul edilmemesi halinde, H_{ESTAR} ve H_{LSTAR} testleri yapılır ve bunların hangisinin olasılık değeri küçükse fonksiyonun yapısı ona göre belirlenir. Ancak Escrriabano ve Jorda'nın doğrusallık testi literatürde çok sık uygulanmamaktadır.

Daha önce ESTAR modelinde gözlemlenen değerlerin büyük bir çoğunluğunun eşik değerinin tek bir tarafında yoğunlaştığı durumlarda LSTAR modelinin ESTAR modeline yaklaştığı belirtilmişti. Bu yüzden zincirleme alternatif hipotezler geçiş fonksiyonunun yapısı hakkında hatalı sonuçlar üretebilir. Ayrıca örneklem hacminin küçük olduğu durumlarda doğrusallık testi yanıltıcı olabilir.

Ayrıca belirtmek gerekir ki doğrusallık testi sabit varyans (*homoscedasticity*) varsayımı altında yapılmaktadır. İhmal edilen değişen varyans (*heteroscedasticity*) doğrusallık boş hipotezinin hatalı biçimde reddedilmesine neden olabilmektedir. Değişen varyans sorununa karşı Wooldridge'in (1990, 1991) önerdiği sağlamlaştırma (*robustification*) süreci (2.30) numaralı yardımcı regresyondan hareket eden STAR doğrusallık testi için de rahatlıkla uygulanabilir niteliktedir. Ancak yapılan simülasyon çalışmaları sağlamlaştırmanın doğrusallık testinin gücünü zayıflattığına ve var olan doğrusal-olmayanlığı gizlediğine işaret etmektedir. Bu yüzden eğer

araştırmacının amacı doğrusal-olmayanlığı modellemek ise sağlamlaştırmaya başvurulmaması salık verilmektedir (Van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2002).

Özetle STAR modeline özgü olan doğrusallık testinden elde edilen önemli kazanımlar vardır. Öncelikle incelenen zaman serisinin STAR tipi bir veri yaratım sürecine uygun olup olmadığı anlaşılır. Ayrıca eş zamanlı olarak geçiş değişkeni (s_t) ve geçiş fonksiyonunun yapısı belirlenir.

Ancak Teräsvirta'nın (1994) da belirttiği gibi doğrusallık boş hipotezinin kabul edilmemesi halinde hem LSTAR hem de ESTAR modeli ayrı ayrı tahmin edilmelidir. İki model arasındaki seçim ise tahmin sonrası tanılama testlerine göre gerçekleştirilmelidir.

2.3.6. STAR Modelinin Tahmini

Geçiş değişkeni ve geçiş fonksiyonunun yapısı saptandıktan sonra hedeflenen STAR modelini tahmin etmeye geçilebilir. Doğrusal-olmayan en küçük kareler yöntemi yardımıyla, $\theta = (\phi'_1, \phi'_2, \gamma, c)$ 'nın içerdiği parametreler tahmin edilir. (2.46)'nın, yani kalıntıların karesinin minimize edilmesiyle parametreler tahmin edilebilir. Burada (2.47) modelin iskeleti olarak adlandırılmaktadır (Franses, Van Dijk, 2000).

$$\hat{\theta} = \underset{\theta}{\operatorname{argmin}} \sum_{t=1}^T (y_t - G(x_t; \theta))^2 \quad (2.46)$$

$$G(x_t; \theta) = \phi'_1 x_t \{1 - GF(s_t; \gamma, c)\} + \phi'_2 x_t GF(s_t; \gamma, c) \quad (2.47)$$

Tahmin süreci herhangi bir doğrusal-olmayan optimizasyon yöntemiyle gerçekleştirilir. Doğrusal-olmayan en küçük kareler yöntemiyle doğrusal-olmayan optimizasyon yöntemleri hakkında ayrıntılı bilgi için Gallant (1987, 26-42), Bates ve Watts'a (1988, 39-60) başvurulabilir. Ayrıca doğrusal-olmayan optimizasyon bilgisayar yazılımları aracılığıyla gerçekleştirildiğinden bu tezde çoğu hesaplama ve tahmin için kullanılan RATS adlı programın kapsamlı olarak hazırlanmış rehber kitabına da aynı amaç için başvurulabilir (Doan, 2006, 7.Bölüm).

STAR modellerinin tahmininde özel bir ilgi gerektiren sorunlar iki ana başlık altında toplanabilir: Uygun başlangıç değerlerini belirlemek ve geçiş fonksiyonundaki yumuşaklık parametresi olan γ 'yı tahmin etmek (Van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2002).

2.3.6.1. Başlangıç Değerleri Sorunu

Doğrusal-olmayan optimizasyon yöntemlerinde en önemli sorun optimizasyonun yakınsaması için makul ve uygun başlangıç değerlerinin bulunması gerekliliğidir. Teräsvirta'nın (1994) pratik önerisi dikkate değerdir. Geçiş fonksiyonu geçiş değişkeninin standart sapması (LSTAR) ya da varyansı (ESTAR) standardize edildikten sonra $\gamma = 1$ 'e sabitlenip tahmin süreci başlatılır. Uygun bir model yapısına ulaşıncaya kadar γ sabit kabul edilir. Bu aşamadan sonra γ serbest bırakılarak STAR modeli tahmin edilir. Bu süreçte yakınsama sorunuyla karşılaşmazsa kurulan modelin yeterli olduğuna karar verilir.

Bu iki yöntemin dışında başlangıç değerlerine ulaşmak için deneme-yanılma, tarama araştırması (grid search) ya da simpleks/genetik algoritma kullanılmaktadır (Doan, 2006, 7.Bölüm). Eğer Teräsvirta'nın önerdiği yöntemde yakınsama sorunuyla karşılaşılırsa, bu çalışmanın uygulama bölümündeki STAR modelleri için başlangıç değerlerini bulmak amacıyla tarama araştırması kullanılmaktadır.

Tarama araştırmasında doğrusal-olmayan optimizasyonu başlatmak için γ ve c için iki boyutlu bir tarama araştırmasına gidilmektedir. STAR modelindeki γ ve c sabitlenmiş olası değerleri için en küçük kareler yöntemiyle birçok regresyon tahmin edilir. Bu tarama araştırması sonucunda en küçük RSS'ye sahip olan regresyonun parametreleri başlangıç parametreleri kümesi olarak alınır. Böylece doğrusal-olmayan optimizasyon algoritması başlatılabilir (Öcal, 2000).

Ayrıca geçiş değişkeni olan s_t 'yi standartlaştırıp ölçekten arındırmak gerekmektedir. Geçiş fonksiyonunda yer alan geçiş değişkeninin model LSTAR ise s_t 'nin standart hatasına, ESTAR ise varyansına bölünmesi salık verilmektedir (Teräsvirta, 1994). Böylece LSTAR modelinde geçiş fonksiyonu (2.48)'deki gibi yazılabilmektedir:

$$GF(s_t; \gamma, c) = (1 + \exp \{-\gamma(s_t - c)\}/\sigma_{s_t})^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (2.48)$$

ESTAR modelindeki geçiş fonksiyonu ise (2.49)'daki haline dönüşmektedir:

$$GF(s_t; \gamma, c) = 1 - \{\exp(-\gamma(s_t - c)^2/\sigma_{s_t}^2)\}, \quad \gamma > 0 \quad (2.49)$$

2.3.6.2. Gama'nın Tahminindeki Sorun

STAR modeli tahmin edildikten sonra γ 'nın standart hatası çok büyük çıkabilmektedir. Özellikle γ 'nın değeri büyükse böyle bir sorunla karşılaşılır. Bunun

nedeni geçiş eşiğinin yakın komşuluğunda çok fazla gözlenen değer olmamasına bağlanabilir. Bu yüzden STAR tipi modeller tahmin edildikten sonra γ 'nın istatistiksel olarak anlamsız çıkması STAR modelinin doğrusal-olmayan veri yaratım sürecini yakalayamadığı anlamına gelmez (Bates, Watts, 1988; Van Dijk, Teräsvirta, Franses, 2002). Bu durumda γ 'nın standart hatasını rapor etmek de anlamsızlaşmaktadır

2.3.7. STAR Modelinde Tanılama Testleri

LSTAR ya da ESTAR modeli tahmin edildikten sonra bu modellerin geçerliliğinin sınanması gerekmektedir. STAR modelinin otokorelasyon barındırıp barındırmadığı, parametre devamlılığına (*parameter constancy*) sahip olup olmadığı ve incelenen zaman serisindeki doğrusal-olmayanlığı tamamen yakalayıp yakalamadığı da test edilmelidir. Eitrheim ve Teräsvirta (1996) ve Teräsvirta (1998), tahmin edilen STAR modelinin tanılama (*diagnostics*) testlerinin, LM testinin F versiyonu aracılığıyla yapılmasını önermektedirler. STAR modeline özgü olan bu testler otokorelasyon testi, parametre devamlılığı testi ve kalan doğrusal-olmayanlık (*remaining non-linearity*) testidir. Ayrıca STAR modelinin geçerliliğini test etmek için geleneksel tanılama testleri de kullanılmaktadır. Şimdi STAR modeline özgü tanılama testleri ayrıntılı olarak ele alınacaktır. Tanılama testlerini incelerken ağırlıklı biçimde Eitrheim ve Teräsvirta (1996) ve Teräsvirta'dan (1998) yararlanılmıştır.

2.3.7.1. Otokorelasyon Testi

(2.4)'deki temel STAR modeli daha kısa bir biçimde (2.50)'deki gibi yazılabilir (Teräsvirta, 1998):

$$y_t = M(x_t; \theta) + \varepsilon_t \quad (2.50)$$

Bu eşitlikte M :

$$M(x_t; \theta) = \phi_1' x_t + \phi_2' x_t GF(s_t; \gamma, c) \quad (2.51)$$

$$\varepsilon_t = a' v_t + u_t \quad (2.52)$$

Burada, $a = (a_1, \dots, a_q)'$ ve $v_t = (\varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-q})'$ olarak tanımlanabilir. $GF(s_t; \gamma, c)$ ise lojistik ya da üssel fonksiyon olarak kabul edilebilir. “q.”cu düzeyde otokorelasyon testi istatistiğine ulaşmak için LM ilkesi, uygun olan *log-likelihood*

fonksiyonuna uygulanmalıdır.⁸ Otokorelasyon testi aşağıdaki üç aşama takip edilerek yapılmaktadır (Eitrheim, Teräsvirta, 1996; Teräsvirta 1998):

- i. Kalıntılarda otokorelasyon olmadığı varsayımı altında STAR modelinin tahmin edilmesi ve kalıntıların, $\hat{\varepsilon}_t$, ve $RSS_0 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$, in hesaplanması.
- ii. $\hat{\nu}_t$ ve $\hat{z}_t$ 'nin $\hat{\varepsilon}_t$ üzerine regres edilmesiyle yardımcı regresyonun kurulması. Kalıntıların ve kalıntı kareleri toplamının, RSS_1 , hesaplanması.
- iii. Burada $\hat{z}_t$ 'den kasıt, tahmin edilen STAR modelinin gradyant vektörü, yani parametrelere göre birinci türevidir. Gradyant vektördeki ilk iki terim LSTAR ve ESTAR modeli için aynı kalmaktadır. Ancak son iki terim olan $g_\gamma(t)$ ve $g_c(t)$, geçiş fonksiyonunun yapısına göre değişiklik gösterecektir.

$$\hat{z}_t = \frac{\partial M(x_t; \theta)}{\partial \theta} \quad (2.53)$$

$$\theta = (\phi'_1, \phi'_2, \gamma, c)' \quad (2.54)$$

$$\hat{z}_t = (x'_t, x'_t GF(s_t; \gamma, c), g_\gamma(t), g_c(t))' \quad (2.55)$$

LSTAR modelinin γ 'ya göre alınan türevi $-(s_t - c) = sc$ olarak kısaltılırsa – (2.56) ile (2.62) arasındaki eşitlikler aracılığıyla takip edilebilir.

$$g_\gamma(t) = \{1 + \exp(-\gamma sc)\}^{-2} \exp(-\gamma sc) (s_t - c) \phi'_2 x_t \quad (2.56)$$

$$= \{(1 + \exp(-\gamma sc))^2\}^{-1} \exp(-\gamma sc) (s_t - c) \phi'_2 x_t \quad (2.57)$$

$$= \{(1 + \exp(-\gamma sc))^2\}^{-1} \exp(-\gamma sc) (s_t - c) \phi'_2 x_t \quad (2.58)$$

$$= \{1 + 2 \exp(-\gamma sc) + \exp(-2\gamma sc)\}^{-1} \quad (2.59)$$

$$* \exp(-\gamma sc) (s_t - c) \phi'_2 x_t$$

$$= (\exp(\gamma sc) + 2 \exp(-\gamma sc) \exp(\gamma sc) + \exp(-\gamma sc))^{-1} (s_t - c) \phi'_2 x_t \quad (2.60)$$

$$= \left[\exp\left(\frac{\gamma}{2} sc\right) + \exp\left(-\frac{\gamma}{2} sc\right) \right]^{-2} (s_t - c) \phi'_2 x_t \quad (2.61)$$

⁸ Ayrıntılar için Eitrheim, Teräsvirta (1996) ve Teräsvirta (1998)'ya başvurulabilir.

$$= \left[\exp\left(\frac{\gamma}{2}(s_t - c)\right) + \exp\left(-\frac{\gamma}{2}(s_t - c)\right) \right]^{-2} (s_t - c) \phi_2' x_t \quad (2.62)$$

LSTAR modelinin γ 'ya göre alınan türevinin sadeleştirme işlemi sonucunda ulaşılan hali, (2.62), ayrıntılı olarak çıkarılmıştır. Bundan sonra türevlerin ayrıntılı çıkarımlarına gidilmeyecektir. LSTAR modelinin c 'ye göre türevinin nihai hali ise (2.63)'deki gibidir.

$$g_c(t) = \gamma \left[\exp\left(\frac{\gamma}{2}(s_t - c)\right) + \exp\left(-\frac{\gamma}{2}(s_t - c)\right) \right]^{-2} \phi_2' x_t \quad (2.63)$$

ESTAR modelinde ise $g_\gamma(t)$ ve $g_c(t)$, sırasıyla, (2.64) ve (2.65)'de yer almaktadır.

$$g_\gamma(t) = [1 + \exp(-\gamma(s_t - c))]^{-2} \exp(-\gamma(s_t - c))(s_t - c) \phi_2' x_t \quad (2.64)$$

$$g_c(t) = -2\gamma [1 + \exp(-\gamma(s_t - c))]^{-2} \exp(-\gamma(s_t - c)) \phi_2' x_t \quad (2.65)$$

Otokorelasyon testinin ikinci aşamasında geçiş fonksiyonunun tipine uygun gradyant vektörü kullanılır. Ayrıca parametre devamlılığı ve kalan doğrusal-olmayanlık testlerinde de aynı gradyant vektörü kullanılmaktadır.

Otokorelasyon olup olmadığını anlamak için $a = (a_1, \dots, a_q)'$ hipotezi kullanılarak LM istatistiğinin χ^2 versiyonu (2.66)'daki gibi hesaplanır:

$$LM = \frac{T(RSS_0 - RSS_1)}{RSS_1} \quad (2.66)$$

LM istatistiğinin F versiyonu ise (2.67)'deki gibi hesaplanır:

$$LM_F = \frac{(RSS_0 - RSS_1)/q}{RSS_1/(T - n - q)} \quad (2.67)$$

(2.67)'deki n gradyant vektörünün boyutu, q ise kalıntının gecikme derecesidir. Daha önce de belirtildiği üzere küçük ya da orta büyüklükteki örneklem için LM testinin F versiyonu kullanmak daha avantajlıdır. Bunun nedeni F versiyonunun χ^2 versiyonuna göre daha iyi küçük örneklem özellikleri taşımasıdır. Küçük örneklemelerde testin gücü daha iyidir (Eithrem, Teräsvirta, 1996).

Yukarıda ikinci aşamada kullanılan yardımcı regresyonda, “ q ” $\hat{\varepsilon}_t$ 'nin gecikme sayısıdır. Otokorelasyon testi yapılırken $\hat{\varepsilon}_t$ serisinin başında bulunan “ q ” adet kaybolan gözlem yerine sıfır konulmalıdır. Çünkü ilk “ q ” adet gözlemin yok olması, testin gücü üstünde ihmal edilemeyecek düzeyde bir etki yaratmaktadır (Teräsvirta,

1998). Ayrıca $\sum_{i=p+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{z}_t \neq 0$ durumunda gerek F gerekse χ^2 versiyonunun ampirik hacmi, küçük örneklemeler söz konusu olduğunda arttığından dolayı Eithrem ve Teräsvirta (1996) otokorelasyon testindeki ilk basamağı (i), aşağıdaki gibi (i') değiştirmişlerdir:

i'. Kalıntılarda otokorelasyon olmadığı varsayımı altında STAR modelinin tahmin edilmesi, $\hat{\varepsilon}_t$ 'nin $\hat{z}_t$ üzerine regres edilmesi. Bu regresyonun kalıntılarının, $\tilde{\varepsilon}_t$, ve RSS_0 'ın hesaplanması.

Bu yeni aşamayla birlikte $\sum_{i=p+1}^T \tilde{\varepsilon}_t \hat{z}_t = 0$ koşulu sağlanmış olur ve testin hacminde bozulma gerçekleşmez. Ayrıca bu yeni aşama parametre devamlılığı ve kalan doğrusal-olmayanlık testinde de aynen uygulanacaktır.

Uygulama bölümünde otokorelasyon testinin F istatistiğinin olasılık değeri AC olarak adlandırılacaktır.

2.3.7.2. Parametre Devamlılığı Testi

Parametre devamlılığı testi tahmin edilen STAR modelindeki parametrelerin devamlılığının/değişmezliğinin, parametrelerin değiştiği alternatifine karşı sınanmasıdır. Bu testin hipotezleri kurulurken, geçiş fonksiyonundaki parametrelerin zaman içinde sabit kaldığı, ancak ϕ_1 ve ϕ_2 vektörlerinin zamanla değiştiği varsayılmaktadır (Teräsvirta, 1998).

STAR modeli bu testin mantığına dayanılarak tekrar yazılırsa:

$$y_t = \phi_1(t)'x_t + \phi_2(t)'x_t GF(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (2.68)$$

(2.68)'de x_t , doğrusal kısımda sıfır olmadığı varsayılan ve x_t 'nin alt kümesi olan $p_0 \leq p + 1$ adet elemanı içermektedir. Aynı şekilde $\tilde{x}_t$ 'i, modelin doğrusal-olmayan kısmında sıfır olmadığı varsayılan $p_1 \leq p + 1$ adet elemanı barındırmaktadır. Böylece zaman içinde değişen parametre vektörleri aşağıdaki gibi tanımlanabilmektedir (Teräsvirta, 1998):

$$\phi_1(t) = \bar{\phi}_1 + \lambda_1 H_j(t, \gamma_1, c_1) \quad (2.69)$$

$$\phi_2(t) = \bar{\phi}_2 + \lambda_2 H_j(t, \gamma_1, c_1) \quad (2.70)$$

(2.69) ve (2.70) eşitliklerinde $\bar{\phi}_1$ ve λ_1 , $p_0 \times 1$; $\bar{\phi}_2$ ve λ_2 , $p_1 \times 1$ boyutunda vektörlerdir. Üç çeşit alternatif H_j , bu test için değerlendirmeye alınmaktadır:

$$H_1(t; \gamma_1, \mathbf{c}_1) = (1 + \exp[-\gamma_1(t - c_{11})])^{-1} - 0.5 \quad (2.71)$$

$$H_2(t; \gamma_1, \mathbf{c}_1) = (1 + \exp[-\gamma_1(t - c_{11})(t - c_{12})])^{-1} - 0.5 \quad (2.72)$$

$$H_3(t; \gamma_1, \mathbf{c}_1) = (1 + \exp[-\gamma_1(t - c_{11})(t - c_{12})(t - c_{13})])^{-1} - 0.5 \quad (2.73)$$

(2.71), (2.72) ve (2.73)'te $\gamma_1 > 0$ 'dır ve $\mathbf{c}_1 = (c_{11}, c_{12}, c_{13})'$ 'i ifade etmektedir. Parametre devamlılığı boş hipotezi ise $H_0 : \gamma_1 = 0$ 'dır. (2.71), yumuşak ve monoton parametre değişimini ifade eder. (2.72), monoton olmayan parametre değişimine işaret etmektedir. (2.73) ise monoton ve monoton olmayan parametre değişimine denk düşmektedir (Teräsvirta, 1998).

Bu üç alternatif hipotezi test edebilmek için H_1 , H_2 ve H_3 'e $\gamma_1 = 0$ civarında birinci dereceden Taylor açılımı (2.68) esas alınarak uygulanmalıdır. Bu işlemten sonra otokorelasyon testindeki üç aşama uygulanır. Burada tek değişen $\hat{z}_t$ ile $\hat{v}_t$ 'nin tanımları ve dolayısıyla F testinin serbestlik derecesidir.

Her üç alternatif için de ortak olan, $\hat{z}_t = (1, \dot{x}_t', \ddot{x}_t'GF(s_t; \gamma, c), g_\gamma(t), g_c(t))'$ 'dir. Ancak alternatif hipoteze göre $\hat{v}_t$ değişmektedir ve (2.74), (2.75) ve (2.76) sırasıyla H_1 , H_2 ve H_3 'e denk gelmektedir. H_3 hipotezine denk düşen F istatistiklerinin olasılık değerleri bu çalışmanın uygulama bölümlerinde rapor edilecektir ve genel parametre devamlılığı (*GPDEV*) adlandırılacaktır. Eğer *GPDEV*'in hesaplanmasında serbestlik derecesi sorunuyla karşılaşılırsa (2.75) ya da (2.74)'den yararlanılacaktır.

$$\hat{v}_t = (t\dot{x}_t', t\ddot{x}_t'GF)' \quad (2.74)$$

$$\hat{v}_t = (t\dot{x}_t', t^2\dot{x}_t', t\ddot{x}_t'GF, t^2\ddot{x}_t'GF)' \quad (2.75)$$

$$\hat{v}_t = (t\dot{x}_t', t^2\dot{x}_t', t^3\dot{x}_t', t\ddot{x}_t'GF, t^2\ddot{x}_t'GF, t^3\ddot{x}_t'GF)' \quad (2.76)$$

2.3.7.3. Kalan Doğrusal-olmayanlık Testi

STAR modelinin tahmin edilmesinin ardından ulaşılan nihai modelin veri yaratım sürecindeki doğrusal-olmayanlığı tam olarak modelleyip modellemediğini saptayabilmek için kalan doğrusal-olmayanlık testine başvurulmaktadır. Testin temel hareket noktası tahmin edilen STAR modelinin ikinci bir geçiş fonksiyonu – lojistik ya da üssel – barındırma olasılığının sınanmasıdır. Eithrem ve Teräsvirta (1996)'ya dayanarak bu test incelenecektir.

İki geiş fonksiyonu barındıran bir STAR modeli (2.77)'deki gibi yazılabilir.

$$y_t = \phi'_1 x_t + \phi'_2 x_t GF_1(s_{t1}; \gamma_1, c_1) + \phi'_3 x_t GF_2(s_{t2}; \gamma_2, c_2) + \xi_t \quad (2.77)$$

Burada, $GF_2(s_{t2}; \gamma_2, c_2)$, tahmin edilen $GF_1(s_{t1}; \gamma_1, c_1)$ 'in yapısından bağımsız olarak lojistik ya da üssel bir geiş fonksiyonu olabilmektedir. Eklenen doğrusal-olmayan yapının geçerli olmadığına işaret eden boş hipotez, $H_0 : \gamma_2 = 0$ ya da $GF_2(s_{t2}; 0, c_2) = 0$ biçiminde kurulabilir. Boş hipotez altında $\phi'_1, \phi'_2, \gamma_1, c_1$ 'in tutarlı biçimde tahmin edildiği varsayılmaktadır. Doğrusallık testine benzemektedir. Tahmin edilen nihai STAR modelinin, ikinci bir geiş fonksiyonuna sahip STAR modeline karşı sınanması gerekmektedir. Test istatistiğinin oluşturulma ilkesi de doğrusallık testiyle aynıdır. $GF_2(s_{t2}; \gamma_2, c_2)$ 'nin lojistik olduğu varsayımı altında, $\gamma_2 = 0$ civarında üçüncü dereceden Taylor açılımı (2.77)'ye uygulandığında (2.78)'e ulaşılmaktadır.

$$y_t = \beta'_0 x_t + \phi'_2 \tilde{x}_t GF_1 + \beta'_2 \tilde{x}_t s_{t2} + \beta'_3 \tilde{x}_t s_{t2}^2 + \beta'_4 \tilde{x}_t s_{t2}^3 + \xi_t \quad (2.80)$$

Burada kalan bir doğrusal-olmayanlık gösteren boş hipotezi sınamak, $H_0 : \beta'_2 = \beta'_3 = \beta'_4 = (0, \dots, 0)$ anlamına gelmektedir. Otokorelasyon ve parametre devamlılığı testlerinde izlenen üç aşama bu testte de izlenmektedir. Bu testte $\hat{v}_t = (\tilde{x}_t s_{t2}, \tilde{x}_t s_{t2}^2, \tilde{x}_t s_{t2}^3)$ şeklini almakta ve duruma uygun biçimde serbestlik derecesi değişmektedir.

İkinci geiş fonksiyonunun yapısını belirlemek için zincirleme F testlerine başvurulabileceği gibi, ikinci geiş fonksiyonunun lojistik ya da üssel yapıya sahip olduğu kabulüyle iki ayrı model tahmin edilerek en makul ve sağlıklı olanda karar kılmak da mümkündür. Ayrıca ilk önce tahmin edilen tek geiş fonksiyonlu STAR modelinin doğrusal kısmında anlamsız bulunduğu için modele dahil edilmeyen dışlanmış gecikmeli değişkenler mevcutsa bu değişkenler $\hat{v}_t$ 'ye dahil edilmelidir (Teräsvirta, 1998).

İkinci bir geiş fonksiyonunun varlığını araştırmaya yönelik kalan doğrusal-olmayanlık testinin olasılık değerleri uygulama bölümlerinde *Kdo* (kalan doğrusal-olmayanlık) olarak adlandırılacaktır.

STAR modeline özgü olan bu üç tanılama testinin yanı sıra tahmin edilen modelin yeterliliğini değerlendirebilmek için bir takım başka testler, pratik kurallar ve

modelin tutarlılığını sınarken dinamik yapısını da ortaya çıkaran bazı yöntemler vardır (Teräsvirta, Anderson, 1992; Teräsvirta, 1994):

i. STAR modelinin değerlendirilmesinde çarpıklık (*skewness*), basıklık (*kurtosis*) ve ARCH testlerinden yararlanılabilir (Jarque, Berra, 1980; Engle, 1982).

ii. Tahmin edilen katsayıların – yumuşaklık parametresi hariç – büyük standart hataları da modelin gereksiz parametreler barındırdığına işaret etmektedir.

iii. Tahmin edilen eşik değerinin, geçiş değişkeninin gözlemlenen değerleri içinde yer almaması modelin yetersiz olduğunu göstermektedir.

iv. Tahmin edilen STAR modelinin katsayılarını bireysel olarak yorumlamak genellikle zordur. Modelin karakteristik polinomunun baskın kökleri dinamik özellikleri anlamak için kullanılmaktadır. STAR modelinin kökleri (2.79)'deki gibi hesaplanmaktadır:

$$z^p - \sum_{i=1}^p (\hat{\phi}_{1i} + \hat{\phi}_{2i}GF) z^{p-i} = 0 \quad (2.79)$$

Geçiş fonksiyonunun farklı değerleri için kökler hesaplanır. Ancak geçiş fonksiyonu tanımı gereği $0 \leq GF \leq 1$ arasında değerler almaktadır. GF 'nin aldığı uç değerlere göre rejim farklılaşması gerçekleştiğinde, (2.79) uç değerler göz önüne alınarak hesaplanmaktadır. Köklerin yapısına göre modelin yerel olarak kararlı olup olmadığına karar verilebilmektedir.

v. Modelin uzun dönem özelliklerini incelemek de faydalı bir tanılama aracıdır. Bu inceleme ekstrapolasyon (*extrapolation*) yöntemine dayanmaktadır. İlk olarak tahmin edilen STAR modelinin kalıntısı dışlanarak iskeleti bulunur. Daha sonra veri yaratım süreci yakalanmaya çalışılan zaman serisinden elde edilen farklı başlangıç değer kümeleri için modelin iskeletinin $t \rightarrow \infty$ giderken nasıl bir süreç izlediği gözlenir ve bu sürecin yakınsak olması beklenir. Eğer süreç ıraksak karakterli ise modelin iktisadi anlamı yoktur. Ayrıca modelin uzun dönem dengesinin sürekli iki değer arasında gidip gelmesi de mümkündür. Bu durum limit çevrimleri (*limit cycles*) olarak adlandırılır. Ayrıca başlangıç değerlerinde yaratılan çok küçük değişiklikler uzun dönem dengesinde farklılıklara neden oluyorsa veri yaratım sürecinde kaotik bir yapı söz konusudur.

vi. Tahmin edilen STAR modelinin yeterliliğini sınamanın bir yolu da örneklem dışı öngörüye (*out-of-sample forecasting*) başvurmaktır. Ancak öngörülen zaman dilimi,

tahmin edilen STAR modelinin yakaladığı rejim değişikliklerini içermeyebilir. Bu durumda alternatif modellerle yapılan öngörü karşılaştırması sağlıklı sonuç vermeyeceği için örneklem dışı öngörüü kullanmak anlamsızdır.

2.3.8. STR Modeli

STR (*Smooth Transition Regression*) tek değişkenli STAR modelinin çok-değişkenli ortama taşınarak genelleştirilmesidir.

İki rejimli bir STR modeli aşağıdaki biçimde yazılabilir:

$$y_t = \phi'_1 x_t \{1 - GF(s_t; \gamma, c)\} + \phi'_2 x_t GF(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (2.80)$$

(2.80), (2.4)'deki STAR modeliyle gösterim itibarıyla aynıdır. Ancak x_t ve s_t 'nin tanımları çok değişkenli çerçeveye uygun olacak biçimde genişletilmiştir (Teräsvirta, 1998). (2.80)'deki x_t aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$x_t = (1, x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{pt})' = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-k}, z_{1t}, \dots, z_{mt})'$$

Burada $p = k + m$ adet açıklayıcı değişken vardır. Ayrıca s_t , sabit terim hariç x_t vektörünün elemanlarından birisi olmak durumundadır.

STR modelinde geçiş fonksiyonu lojistik ise LSTR (logistic STR), üssel ise ESTR (exponential STR) olarak adlandırılmaktadır. Fonksiyon yapıları LSTAR ve ESTAR modelindekilerle aynıdır.

STR modelinin tahmin sürecinde izlenecek aşamalar, doğrusallık testi ve tanılama testleri STAR modeline oldukça benzemektedir. Dikkate alınması gereken tek nokta x_t ve s_t 'nin yeni tanımını bu durumlara uyarlama gerekliliğidir. Bu yüzden STR modeli için bu durumlar ayrıca incelenmeyecektir. STAR modelinin aksine çok değişkenli STR modellerinde, ekstrapolasyon yöntemine ve baskın karakteristik köklerin bulunmasına gidilmemektedir. Bu yüzden STR modellerinin parametrelerini yorumlarken, uç rejim noktaları için modelde ilgilenilen değişkenin kısmi ve toplam etkileri ve işaretleri incelenmektedir (Öcal, 2002; Reyes, Osborn, Sensier, 2003; Öcal, 2006).

İki değişkenli bir STR modelinin tahmininde önemli olan bazı noktalara ayrıca değinmekte fayda vardır. İki değişkenli bağlamda düşünülecek olursa, STR modeli bir değişkenin diğer bir değişken üzerindeki etkisinin doğrusal-olmayan çerçevede incelenmesine olanak tanımaktadır. İki değişken arasındaki ilişkinin yönü hakkında

kesin bir bilgi varsa tahmin edilecek STR modeli tek yönlü olacaktır. Ancak ilişkinin yönü hakkında kesin bir bilgi yoksa ya da ilişkinin yönüne dair bir tereddüt varsa her iki değişkenin de bağımlı değişken olarak kabul edildiği farklı STR modelinin kurulmasına gayret edilmelidir. Bu durumda kurulan farklı modeller arasındaki seçim, modellerin standart hataları karşılaştırılarak ve STR modeline özgü tanılama testleri kullanılarak yapılabilmektedir (Öcal, 2002).

2.3.9. MRST(A)R Modeli

STAR ya da STR modelinde ikiden fazla rejim olmasını engelleyen hiçbir neden yoktur. Eğer veri yaratım süreci ya da değişkenler arası ilişkinin oluşumunda birden fazla eşik etkiliyse çok rejimli STR ve STAR modelleri tahmin edilebilir. Tek değişkenli ve çok rejimli model MRSTAR (*Multiple Regime STAR*), çok değişkenli ve çok rejimli model ise MRSTR olarak adlandırılmaktadır (Van Dijk, Franses, 1999). Eğer rejimlerin oluşumu yalnızca lojistik fonksiyonlarla tanımlıysa MRLST(A)R, üssel fonksiyonlarla tanımlıysa MREST(A)R ismi verilebilir. MRST(A)R modeline ihtiyaç duyulması, başlangıçta tahmin edilen ST(A)R modelinin doğrusal-olmayanlığı tam olarak yakalayamamasından kaynaklanmaktadır.

$$y_t = \phi'_1 x_t + \phi'_2 x_t GF_1(s_{t1}; \gamma_1, c_1) + \phi'_3 x_t GF_2(s_{t2}; \gamma_2, c_2) + \xi_t \quad (2.81)$$

(2.81)'de iki farklı geçiş fonksiyonunun bulunduğu bir MRST(A)R modelinin gösterimi vardır. Bu modelde teorik olarak dört farklı rejim bulunmaktadır. Ayrıca bu modele başka geçiş fonksiyonlarının eklenmesi halinde rejim sayısının artacağı açıktır. Örneğin (2.81)'e $\phi'_4 x_t GF_3(s_{t3}; \gamma_3, c_3)$ gibi bir kısım daha eklenirse teorik olarak altı rejimli bir MRSTR modeline ulaşmak mümkündür.

ST(A)R modeli tahmin edildikten sonra herhangi bir potansiyel geçiş değişkeni için yapılan kalan doğrusal-olmayanlık testinin boş hipotezi reddediliyorsa başlangıçta tahmin edilen ST(A)R modelindeki geçiş değişkeninin yanı sıra kalan doğrusal-olmayanlık testinin işaret ettiği ikinci geçiş değişkeni de kullanılarak MRST(A)R modelinin tahmini için yeni ve boyutu daha büyük olan bir tarama araştırmasına gidilir. Bundan sonra izlenecek aşamalar ST(A)R modeliyle aynı olduğundan ayrıntılı açıklama gerektirmemektedir.

3. UYGULAMA I: TÜRKİYE’DE SANAYİ ÜRETİMİ BÜYÜME HIZININ STAR MODELİ ÇERÇEVESİNDE ASİMETRİK DAVRANIŞI

3.1. Giriş

Bu uygulama bölümünde Türkiye’nin çeyrek yıllık sanayi üretim endeksi büyüme hızı serisi ikinci bölümdeki kuramsal çerçeveden hareketle incelenmektedir. Tekil olarak incelenen bu serinin STAR tipi doğrusal-olmayan bir veri yaratım sürecini izleyip izlemediğinin saptanması amaç edinilmiştir. Öncelikle bu veri için uygun olan bir AR modeliyle Teräsvirta’nın doğrusallık testi yapılmaktadır. Veriye uygun olduğu belirlenen lojistik STAR (LSTAR) modelinin tahmin sonuçları ve tanılama testleri ayrıntılı bir biçimde yorumlandıktan sonra LSTAR modelinin dinamik özelliklerini ortaya çıkarabilmek için uzun dönem dengesi ekstrapolasyon yöntemiyle bulunmaktadır. Ayrıca LSTAR modelinin farklı rejimlerdeki kararlılığını (stability) ve dinamiklerini saptamak için uç rejim hallerinde baskın karakteristik kökler hesaplanmaktadır. Türkiye’nin büyüme hızının yıllara göre rejim özelliklerine değinilmesinin ardından, tahmin edilen doğrusal-olmayan LSTAR modelini doğrusal AR modeliyle kıyaslamak için bir adım ve iki adım ileri öngörü karşılaştırmasına başvurulmaktadır. Sonuç kısmında ise bulgular özetlendikten sonra literatürdeki benzer çalışmaların sonuçlarıyla kıyaslanmaktadır.

Türkiye’nin sanayi üretim endeksinin büyüme hızının asimetrik davranışı LSTAR modeli çerçevesinde incelenmeye girişilmeden önce iktisadi devresel hareketlerin asimetrik yapısına ve büyüme hızındaki asimetrik davranışı STAR modeliyle açıklayan bazı önemli çalışmalara kısaca değinmekte yarar vardır.

Devresel hareketlerin asimetrik biçimde dalgalanması¹ tepe-dip ya da dip-tepe noktaları arası gidişlerde süre farklılıklarının olduğunu göstermektedir. Bu durumda

¹ İktisadi değişkenlerin devresel hareketlerde nasıl bir seyir izlediği iktisatçıların ilgisini çeken önemli bir araştırma alanıdır. Bu ilginin, makroekonomik değişkenlerdeki dalgalanmaların simetrik değil de asimetrik olabileceği fikrine açıkça yönelmesi ise yirminci yüzyılın ilk yarısından önceye rast gelmektedir (Keynes, 1936; Mitchell, 1927’den aktaran Granger, Teräsvirta, 1993). Ayrıca Kaldor (1940), Hicks (1950) ve Goodwin (1951) çalışmaları da asimetrik dinamiklere dikkat çeken ilk örnekler arasında yer almaktadır.

daralma genişlemeden çok daha kısa süreli ve keskindir. Bahsedilen asimetrik dinamik, iktisadi faaliyetin seyrinin ısınma ve yavaşlama dönemlerinde farklı olduğuna işaret etmektedir (Neftçi, 1984; Teräsvirta, Anderson, 1992). Sichel (1993) asimetrinin birbirinden farklı iki özelliği olduğunu vurgulamaktadır: *derinlik ve keskinlik*. Derinlik, dip noktaların tepe noktalara göre çok daha büyük ve derinde olduğunu ifade etmektedir. Keskinlik ise dip noktalardan çıkışın tepe noktalara göre daha hızlı olduğuna işaret etmektedir.²

Doğrusal (ARMA) modellerle bahsedilen asimetrik hareketleri yakalamak olanaklı değildir. Bunun için doğrusal-olmayan zaman serisi modellerine³ gereksinim vardır (Teräsvirta, Anderson, 1992).

Sanayi üretim endeksinin STAR modeliyle incelenmesine yönelik ilk çalışma Teräsvirta ve Anderson'a (1992) aittir. Almanya, Amerika Birleşik Devletleri, Avusturya, Belçika, İngiltere, İtalya, İsveç, Japonya ve Kanada'nın 1961-1986 arasındaki sanayi üretim endekslerinin çeyrek yıllık büyüme hızı serileriyle çalışan yazarlar, yeterli ve açıklayıcı LSTAR ve ESTAR modelleri kurabilmişlerdir. Böylece büyüme gibi devresel hareketleri temsil edebilme yetisine sahip bir değişkenin doğrusal-olmayan biçimde modellenebileceğini de göstermişlerdir.

Granger ve Teräsvirta (1993) ise Almanya, Amerika Birleşik Devletleri, Belçika, İngiltere, İtalya, Japonya ve Kanada'nın yine aynı dönemdeki verilerinden hareketle bu ülkelerin birbirleri arasında ortak devresel hareketler olup olmadığını saptayabilmek için iki değişkenli STR modelleri kurmuşlardır.⁴ Böylece ülkelerin büyüme hızlarının birbirini doğrusal-olmayan bir biçimde etkilediklerini ampirik olarak kanıtlamışlardır.

Bu iki çalışmayı takiben literatürde büyüme hızındaki asimetriyi STAR modeli yardımıyla sergileyen çalışmalar arasında ikisi dikkat çekicidir. Öcal ve Osborn

² Devresel hareketlerin asimetrik evrelerinin oluşumu iktisadi kaynaklı olabilmektedir. Örneğin bir endüstriden çıkmak, o endüstriye girmekten daha az maliyetlidir. Böylece üretim aniden düşebilirken, ancak yavaşça artabilmektedir. Ayrıca bir firmanın mallarına olan talep azaldığında üretimini azaltması, mallarına olan talep arttığında kapasite sınırı düşünüldüğünde – üretimini arttırmasından görece daha kolaydır ilgilidir (Sichel, 1993; Arango, Melo, 2006).

³ STAR modelinin dışında, devresel hareketlerdeki asimetriyi yakalamak için kullanılan diğer ana doğrusal-olmayan zaman serisi modelleri TAR ve Markov geçişli modellerdir. Bu modellerin ilk örnekleri için sırasıyla Tsay (1989) ve Hamilton'a (1989) başvurulabilir.

⁴ Türkiye ve Amerika Birleşik Devletleri arasında böyle bir model kurulmaya çalışılmıştır. Doğrusallık testi, geçiş değişkeni olarak ABD'nin büyüme hızının dördüncü gecikmesini göstermiştir. Ancak ulaşılan nihai STR modelinin yeterli olmadığından bu ikili modele ait STR modeli Ek 4'te sunulmuştur.

(2000) İngiltere'nin sanayi üretim endeksinin çeyrek yıllık büyüme hızını çok rejimli, yani MRSTAR olarak modellemeyi başarmıştır. Bu modelde ulaşılan iki geçiş fonksiyonu da üssel yapıdadır.

Arango ve Melo (2006) ise Brezilya, Kolombiya ve Meksika'nın sanayi üretim endeksinin aylık büyüme hızındaki asimetric seyri LSTAR modeli çerçevesinde açıklamışlardır. Bu çalışmanın önemi, büyüme hızı bağlamında gelişmiş ülkeler dışındaki ülkelere de STAR modelinin uygulanmış olmasıdır. Ayrıca bahsedilen Latin Amerika ülkelerinde rejimler arası geçiş yumuşak değil sert ve keskindir. Bu uygulama bölümünde Türkiye için kurulan LSTAR modeli özellikle Arango ve Melo'nun Brezilya için kurduğu modelle benzer dinamikleri sahiptir.

3.2. Veri

Bu bölümde kullanılan zaman serisi verisi Türkiye'nin çeyrek yıllık sanayi üretim endeksidir. Sanayi üretim endeksi verisi IMF International Financial Statistics'ten alınmıştır. Çeyrek yıllık GSYİH verisi 1987'nin ilk çeyreğinden itibaren mevcuttur. Bu yüzden 1980'nin ilk çeyreğinden itibaren ulaşılabilir olan ve dolayısıyla daha uzun bir dönemi kapsayan sanayi üretim endeksinin büyüme hızı, genel ekonomik gidişatın bir göstergesi olarak kabul edilmiştir. 1987-2006 dönemi için çeyrek yıllık GSYİH büyüme hızı ile çeyrek yıllık sanayi üretim endeksi büyüme hızı arasındaki korelasyon, 0.8617'dir. Bu yüksek değer çeyrek yıllık sanayi üretimi endeksinin büyüme hızının genel bir ekonomik performans göstergesi olarak kullanılmasını haklı çıkarabilecek niteliktedir (Yıldırım, 2007,85).

Büyüme hızı ise mevsimsellikten arındırılmış sanayi üretim endeksinde (Q_t) geçen çeyreğe göre oluşan nispi değişme olarak tanımlanmış⁵ ve kısaca BUY_t biçiminde gösterilen büyüme hızı (3.1)'deki gibi hesaplanmıştır:

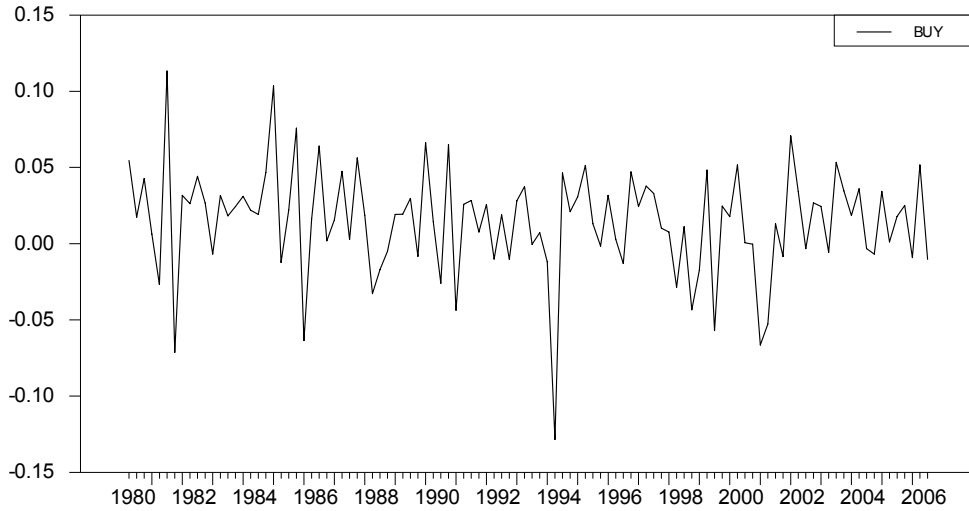
$$BUY_t = \frac{Q_t - Q_{t-1}}{Q_{t-1}} \cong \ln(Q_t) - \ln(Q_{t-1}) \quad (3.1)$$

Bu bölümde doğrusal ve doğrusal-olmayan modellerde yalnızca tanımlı yapılan BUY_t ⁶ serisi kullanılacaktır.

⁵ Türkiye'nin çeyrek yıllık sanayi büyüme endeksi yıllık büyüme biçiminde tanımlandığında yapılan doğrusallık testinde her olası geçiş değişkeni için doğrusallık (%10 düzeyinde) reddedilememiştir.

⁶ Düzeyde durağan olmayan $\ln(Q_t)$ fark alma işleminden sonra durağanlaşmıştır. DF, ADF ve PP birim kök testlerinin hepsinin sonucu BUY_t serisinin durağan olduğunu göstermektedir.

Şekil 3.1'deki serinin ortalama çeyrek yıllık büyüme oranı 0.014'tür ve büyüme hızı birikimli olarak yıl bazında %5.71'e karşılık gelmektedir. BUY_t serisinin verdiği ilk izlenim, sürekli ortalamayı kesme (mean reversion) eğilimidir. Ayrıca dip noktaların (serinin ortalamasının 0.014 olduğu dikkate alınırsa) derinlik ilkesiyle uyumlu olduğu çıplak gözle bile görülebilmektedir.



Şekil 3.1: Sanayi Üretim Endeksinin Bir Önceki Çeyreğe Göre Nispi Değişme Olarak Büyüme Hızı : BUY_t (1980:2-2006:3)

BUY_t 'ye doğrusallık testi uygulanması ve bu seriyle AR ve STAR modelleri kurma aşamasında 1994:2 için $d942$ olarak adlandırılan kukla değişken kullanılacaktır. BUY_t 'nin 1994:2'de aldığı değer -0.129 'dur. Bu değer bir uç değer olduğu Şekil 3.1'den de rahatlıkla görülebilir. Görsel açıklığın yanı sıra BUY_t 'nin ortalamasına standart sapmasının üç katı eklenip çıkarıldığında oluşan alt ve üst sınırları (-0.911 ve 0.120) aşan tek gözlemin 1994 krizinin yaşandığı ikinci çeyreğe işaret ettiği saptanmaktadır. Doğrusal ve doğrusal-olmayan modellerde uç gözlemler için kukla değişkenlerin bu şekilde kullanımına Öcal ve Osborn (2000), Sensier, Osborn, Öcal (2002) ve Öcal'da (2000, 2002, 2006) rastlamak mümkündür.

3.3. BUY_t için Kurulan STAR Modelinin Tahmin İzleği

İkinci bölümde detaylı olarak incelenen STAR modeli tahmin izleği BUY_t serisi için uygulanacaktır. Bu aşamada BUY_t için kullanılan tahmin izleği aşağıdaki gibidir:

- BUY_t için doğrusallık testine baz olan $AR(p)$ modelinin bulunması (Kısım 3.4).

- Baz AR(p) modelinden hareketle Teräsvirta'nın doğrusallık testinin uygulanması (Kısım 3.4).
- Tahmin edilmesi olası STAR modeliyle kıyaslamak için ideal AR(p) doğrusal modelinin tahmini (Kısım 3.4).
- STAR modelini tahmin etmek için uygun başlangıç değerlerinin bulunması (Kısım 3.5).
- STAR modelinin tahmin edilmesi ve tanılama testlerinin yapılması (Kısım 3.6).
- STAR modelinin yorumu ve değerlendirilmesi (Kısım 3.7).
- AR(p) ve STAR modelinin öngörü karşılaştırması (Kısım 3.8).

Ayrıca Kısım 3.7'nin sonunda nihai olarak tahmin edilen LSTAR modelinin TAR modelini içerdiği kısaca gösterilmektedir.

3.4. BUY_t için Doğrusallık Testi ve Doğrusal Model

Teräsvirta'nın STAR modellerine özgü doğrusallık testini gerçekleştirebilmek için öncelikle otokorelasyon sorunu barındırmayan ve bu teste baz teşkil edecek bir doğrusal AR(p) modeline gereksinim vardır. Baz doğrusal model (en çok 12 gecikme göz önünde bulundurulmuştur) AIC'e göre (Akaike Enformasyon Kriteri) belirlenmiştir.

BUY_t için uygun baz doğrusal model AR(4)'tür. Eğer AIC'in gösterdiği baz modelde otokorelasyon sorunuyla karşılaşmış olsaydı, Granger ve Teräsvirta'nın (1993) önerisini dikkate alarak AR(4) modelinin daha fazla içsel gecikmeli değişkene sahip bir AR($p > 4$) modeliyle değiştirilmesi gerekecekti.

AR(4) baz doğrusal model kabul edilip Teräsvirta'nın doğrusallık testi⁷ uygulandığında doğrusallık boş hipotezinin yalnızca BUY_{t-3} geçiş değişkeni söz konusu olduğunda kabul edilemediği (Tablo 3.1'de hipotez testlerinin olasılık değerlerine yer verilmiştir) görülmektedir. Çünkü olasılık değeri 0.075'tir.⁸

⁷ Teste esas olan regresyon ikinci bölümdeki 2.44 numaralı regresyondur. Bu test hakkında ayrıntılı bilgi Kısım 2.3.5'te mevcuttur. Ayrıca baz modele uygulanan BDS testi sonuçlarına Ek 3'te yer verilmiştir.

⁸ Test istatistiğinin %5'lik düzeyde anlamlı olmaması ılımlı bir doğrusal-olmayanlığa işaret edebilir. Ancak incelenen zaman serisinin görece kısa olması doğrusallık testinin gücünü zayıflatmaktadır. Literatürde doğrusallık testinin değerlendirilmesinde %10 anlamlılık düzeyinin kullanıldığına, özellikle görece kısa zaman serileriyle çalışılırken rastlanmaktadır (Bkz. Öcal, 2002). Bu yüzden

Tablo 3.1: BUY_t için AR(4) Modelini Baz Alan Doğrusallık Testi

<i>Geçiş Değişkeni</i>	H_0	H_4	H_3	H_2
BUY_{t-1}	0.321	-	-	-
BUY_{t-2}	0.240	-	-	-
BUY_{t-3}	0.075	0.519	0.035	0.191
BUY_{t-4}	0.436	-	-	-

STAR modelinin geçiş fonksiyonuna karar verebilmek için yapılan alternatif F -testi hipotezleri değerlendirildiğinde en küçük olasılık değerine sahip olan H_3 'tür. Uygun model ESTAR gibi görünmektedir. Ancak aynı geçiş değişkeni için Teräsvirta'nın önerdiği gibi ESTAR modelinin yanı sıra LSTAR modeli de tahmin edilmiştir.⁹ Tahmin edilen ESTAR¹⁰ ve LSTAR modelleri arasındaki seçim LSTAR'ı göstermiştir. Bu yüzden Türkiye'nin sanayi üretiminin büyüme hızının LSTAR olarak modellenmesinin daha tercih edilebilir olduğu sonucuna varılmıştır.¹¹

Tablo 3.2: BUY_t için AR(4) Modeli

	Katsayı	std.hata	t-ist.	ol.değ.
cons	0.021	0.003	6.087	0.000
BUY_{t-1}	-0.162	0.088	-1.837	0.070
BUY_{t-4}	-0.260	0.088	-2.944	0.004
d942	-0.142	0.031	-4.526	0.000
$AIC_{AR(4)}$	-6.910	$\sigma_{AR(4)}$	0.0310	
Tanılama	ol.değ.		ol.değ.	
ARCH(4)	0.015	AC(4)	0.428	

serinin veri yaratım sürecinin STAR tipi olup olmadığına karar vermek STAR modelinin tahmini sonrasına ertelenmelidir.

⁹ Diğer olası geçiş değişkenleri için de modellemeye girilmiş ama BUY_{t-3} 'ün dışındaki olası geçiş değişkenleri kullanıldığında yeterli nitelikleri taşıyan bir STAR modeline ulaşmak mümkün olmamıştır.

¹⁰ Tahmin edilen ESTAR modelinde anlamsız değişkenler AIC'deki iyileşmeye göre sırayla silinip tekrar tekrar tahmine gidildiğinde doğrusal-olmayan kısımdaki iki değişken gereksiz (redundant) duruma düşmektedir. Böylece ESTAR modeli yetersiz kalmaktadır. Eğer ESTAR modelinde anlamsız değişkenler, AIC dikkate alınmadan en anlamsızından başlayarak sırayla silinirse doğrusal-olmayan kısımda yalnızca sabit terim kalmaktadır. Daha da önemlisi ESTAR modelindeki eşik değeri anlamsızlaşmaktadır. Sonuç olarak ESTAR modelinin Türkiye'nin büyüme hızındaki asimetriyi kavrayamadığı sonucuna varılmış ve LSTAR modeli esas alınmıştır.

¹¹ LSTAR, büyüme hızının modellenmesine iktisadi olarak daha uygundur. ESTAR modelinin aksine düşük/ortalama ve yüksek büyüme hızlarını geçiş değişkenine göre ayırıştırarak iki rejim oluşturmaktadır. Bu bağlamda alternatif hipotezlere bakılmaksızın LSTAR biçiminde modellemeye gidilebilir. Ayrıca alternatif zincirleme hipotezlerinin değerlendirmesi ESTAR'ı işaret ederken LSTAR modelinin tercih edildiği çalışmalar da mevcuttur (Bkz. Öcal, 2002).

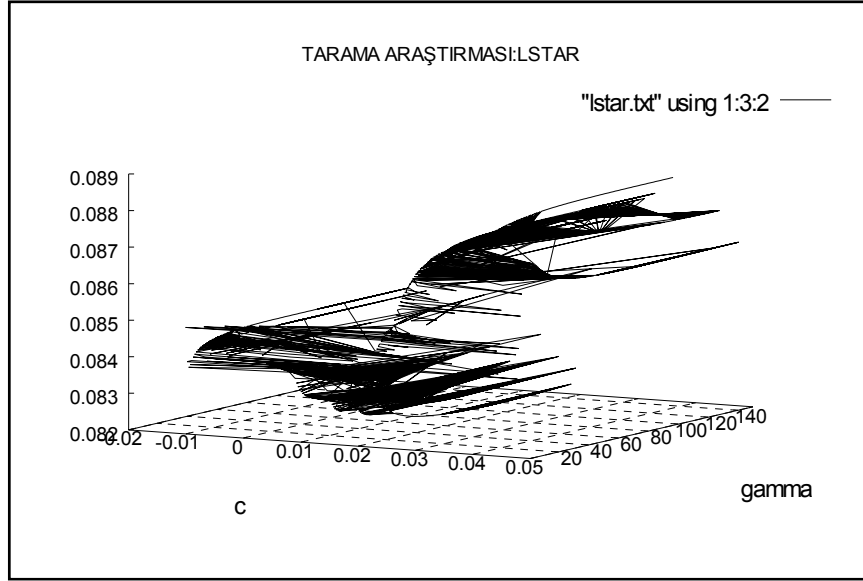
Baz modele doğrusallık testi yapıldıktan sonra BUY_t serisi için ideal doğrusal AR modeli, $d942$ de dahil edilerek, AIC 'e göre belirlenmiştir. Bu model doğrusal-olmayan LSTAR modeliyle kıyaslamak için kullanılacaktır. Modele ait ayrıntılı bilgi Tablo 3.2'de verilmektedir.

BUY_t için AR(4) modelinde sadece büyüme hızının birinci ve dördüncü gecikmesi istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu modelin AIC ve standart hatası doğrusal-olmayan modelle kıyaslamak için rapor edilmiştir.

Ayrıca otokorelasyon ve ARCH testinin olasılık değerleri de rapor edilmiştir. AR(4) modelinde otokorelasyon sorunu yoktur, ancak ARCH etkisi mevcuttur. Yukarıda rapor edilmemesine rağmen modelin kalıntıları incelendiğinde, çarpıklığın (skewness) olmadığını gösteren boş hipotezin olasılık değeri (0.40) kalıntılarda çarpıklık sorununa işaret etmemektedir. Fazladan basıklık (excess kurtosis) olmadığını gösteren boş hipotezin olasılık değeri ise sıfırdır ve bu durumda alternatif hipotezin kabul edilmesi gerektiğinden kalıntılar basıktır.

3.5. BUY_t için Tarama Araştırması

LSTAR modelini NLLS yöntemiyle tahmin edebilmek için uygun başlangıç değerlerine ulaşmak çok önemlidir. Öncelikle Teräsvirta'nın önerisi dikkate alınmış ve LSTAR modeli tahmin edilmeye çalışılmıştır. Ancak Teräsvirta'nın önerisiyle ulaşılan model yetersiz olduğundan tarama araştırmasına gidilmiştir. Tarama araştırmasında baz olarak AR(4) modeli alınmıştır. Eşik değeri $-c-$ ve geçişin niteliğini belirleyen $-\gamma-$ parametrelere farklı değerler verilerek sabitlendikten sonra en küçük RSS'ye sahip olan doğrusallaştırılmış modelin değişkenlerinin aldığı değerler başlangıç değerleri olarak kabul edilmiştir. Daha sonra bu değerlerden hareketle LSTAR modelinin NLLS ile tahmininde Öcal'ın (2000) önerdiği yöntem izlenmiştir. c için sıralanmış BUY_t serisinin alt ve üst kısmından %15'i atılarak birbirinden eşit uzaklıkta 18 farklı potansiyel eşik değeri kullanılmıştır. Ayrıca γ için 1'den 150'ye kadar değerler verilmiştir. Ancak γ , BUY_t serisinin standart hatası kullanılarak standardize edilmiştir (Teräsvirta, 1994). Toplam 18X150 adet regresyon tahmin edilmiş ve en küçük RSS'ye sahip olan regresyonda $c = 0.0184$ ve $\gamma = 97$ değerlerini almıştır.



Şekil 3.2: LSTAR için Tarama Araştırması

Yürütülen tarama araştırmasının sonucunu bir grafik üzerinde görmek durumu daha da somutlaştıracaktır. Şekil 3.2’de (Bu üç boyutlu grafik, ücretsiz ve programlamaya dayalı bir grafik çizme yazılımı olan GNUPLOT kullanılarak çizilmiştir) tarama araştırmasında sabitlenmiş her c ve γ değeri için ayrı bir RSS değeri (dikey eksen) vardır. RSS en küçük değerlere 0.0184 için ulaşmıştır. Grafikte çok belirgin olmasa da $\gamma = 97$ iken, RSS minimum değerini (0.082205) almıştır.

3.6. BUY_t için LSTAR Modeli: Tahmin ve Tanılama Testleri

Tarama araştırması sonucu elde edilen başlangıç değerlerinden hareketle NLLS (Gauss-Newton algoritmasıyla) yöntemi kullanılarak LSTAR modeli tahmin edilmiştir.

Tablo 3.3: BUY_t için Tahmin Edilen LSTAR Modeli

	katsayı	std.hata	t-ist.	ol.değeri
Doğrusal Kısım				
<i>cons</i>	0.0126	0.0047	2.665	0.009
BUY_{t-1}	-0.1598	0.0866	-1.838	0.069
BUY_{t-3}	-0.2482	0.1526	-1.626	0.107
BUY_{t-4}	-0.3487	0.1187	-2.938	0.004
<i>d942</i>	-0.1230	0.0304	-4.270	0.000
Doğrusal-olmayan Kısım (Geçiş Değiş.: BUY_{t-3})				
BUY_{t-3}	0.5985	0.2249	2.660	0.009

Tablo 3.3-devam

BUY_{t-4}	0.2708	0.1702	1.591	0.114
γ	97.066			
c	0.0181	0.0130	13.927	0.000
AIC_{LSTAR}	-6.940	σ_{LSTAR}	0.0298	
Tanılama	ol.değ.		ol.değ.	
$ARCH(4)$	0.359	$ReHTR$	0.552	
$AC(4)$	0.935	$GPDEV$	0.534	
$Kdo1$	0.643	$Kdo2$	0.387	
$Kdo3$	0.374	$Kdo4$	0.667	

Tablo 3.3'te BUY_t için ulaşılan LSTAR modelinde yer alan değişkenlerin t istatistikleri, standart hataları ve olasılık değerleri bulunmaktadır. Doğrusal ve doğrusal-olmayan kısım olarak iki bölüm halinde sunulan bu tablonun alt kısmında ise STAR modellerine özgü tanılama istatistiklerinin olasılık değerlerine yer verilmiştir.

LSTAR modelinin tahmini sürecinde istatistiksel olarak anlamsız değişkenler en anlamsızdan başlanarak sırayla atılmış ve aynı başlangıç değerleriyle LSTAR modeli tekrar tekrar tahmin edilerek nihai doğrusal-olmayan regresyon sonuçlarına ulaşılmıştır. Ayrıca LSTAR modelinde γ 'nın standart hatasının, t-istatistiğinin ve bu istatistiğin olasılık değerinin rapor edilmemesinin nedeni geçiş eşiğinin komşuluğunda yeterli sayıda gözlemlenen değerin bulunmamasıdır. STAR modellerinde γ 'nın istatistiksel olarak anlamsız çıkmasının STAR modelinin veri yaratım sürecini yakalayamadığı anlamına gelmediği ikinci bölümde belirtilmiştir.

Tablo 3.3'e göre LSTAR modelinin tanılama test sonuçları tatmin edicidir. Tanılama testlerinde boş hipotezlerin yalnızca olasılık değerleri verilmiştir¹². Hem otokorelasyon ($AC(4) = 0.935$) sorunu hem de herhangi bir $ARCH$ etkisi görülmemektedir. Ayrıca $ReHTR$ ¹³ olarak adlandırılan ve rejimlerde değişen varyans (heteroscedasticity) sorunu olup olmadığını saptayan testin olasılık değeri de bahsedilen türde bir sorun olmadığına işaret etmektedir. $GPDEV$ (genel parametre

¹² STAR modeline özgü tanılama testlerine dair ayrıntılı bilgi için Kısım 2.3.7'ye bakınız.

¹³ Tahmin edilen STAR modelinin kalıntı karelerinin sabit terim ve tahmin edilen geçiş fonksiyonuyla regresyona sokulmasının ardından geçiş fonksiyonunun anlamlı olup olmadığını sınamaya dayalı bir testtir (Öcal ve Osborn, 2000).

devamlılığı) testi de parametrelerin devamlı olduğunu göstermektedir. Kalan doğrusal-olmayanlık (*Kdo*) testlerinde BUY_{t-1} , BUY_{t-2} , BUY_{t-3} ve BUY_{t-4} esas alınmıştır ve iki-rejimli LSTAR modelinin yeterli olduğu her olası geçiş değişkeni için boş hipotezin reddedilememesinden ötürü açıkça görülmektedir.

Öte yandan Tablo 3.3’de yer almasa da LSTAR modelinin kalıntıları incelendiğinde çarpıklık (boş hipotezinin olasılık değeri 0.94) sorunu yoktur. Dikkat edilirse doğrusal AR(4) modeline göre çarpıklık çok daha güçlü reddedilmektedir. Fazladan basıklık (boş hipotezin olasılık değeri sıfırdır) ise hâlâ mevcuttur.¹⁴

Doğrusal modelle kıyaslandığında LSTAR modelinin doğrusal kısmında daha çok parametreye sahip olması dikkat çekicidir. AIC ’deki iyileşme de hemen göze çarpmaktadır ($AIC_{AR(4)} = -6.91$, $AIC_{LSTAR} = -6.94$). Her iki modelin standart hatası göz önünde bulundurulduğunda LSTAR modeli daha düşük bir standart hataya sahiptir ($\sigma_{AR(4)} = 0.0310$, $\sigma_{LSTAR} = 0.0298$). Modellerin varyansları oranlandığında ($\sigma_{LSTAR}^2/\sigma_{AR(4)}^2$) LSTAR modelinin varyansda yarattığı düşüş yaklaşık olarak %8’dir. Varyansdaki bu düşüş LSTAR modelinin doğrusal modele kurduğu üstünlüğe açıkça işaret etmektedir. Ayrıca doğrusal modelde bulunan *ARCH* etkisi LSTAR modelinde mevcut değildir ($ARCH(4)_{Doğ} = 0.015$, $ARCH(4)_{lstar} = 0.359$).

3.7. BUY_t için LSTAR Modeli: Değerlendirme ve Yorum

Tahmin edilen LSTAR modelindeki değişkenlerin aldığı değerler 3.2 numaralı regresyon biçiminde de yazılabilir:

$$BUY_t = 0.013 - 0.16BUY_{t-1} - 0.25BUY_{t-3} - 0.35BUY_{t-4} - 0.12d942 + (0.60BUY_{t-3} + 0.27BUY_{t-4}) * GF_{LSTAR} + u_t \quad (3.2)$$

Burada, $GF_{LSTAR} = (1 + \exp(-97.1/\sigma_{BUY} (BUY_{t-3} - 0.0181)))^{-1}$ geçiş fonksiyonudur. Geçiş fonksiyonunda eşik parametre olan c 0.0181 değerini almaktadır. LSTAR modeli, sanayi büyüme hızının üç çeyrek önce (BUY_{t-3}) aldığı değerin bu eşiğin altında ya da üstünde olmasına göre iki farklı rejim arasında genelde hızlı ve keskin

¹⁴ STAR modelinde basıklık ve/veya çarpıklığın sorunlu olduğu durumlarda, doğrusal modele göre bir iyileşme sağlanmışsa STAR modelinin işlevi olduğuna dair örneklerle Teräsvirta (1995, 1997), Öcal ve Osborn (2000), Öcal’da (2000) rastlamak mümkündür.

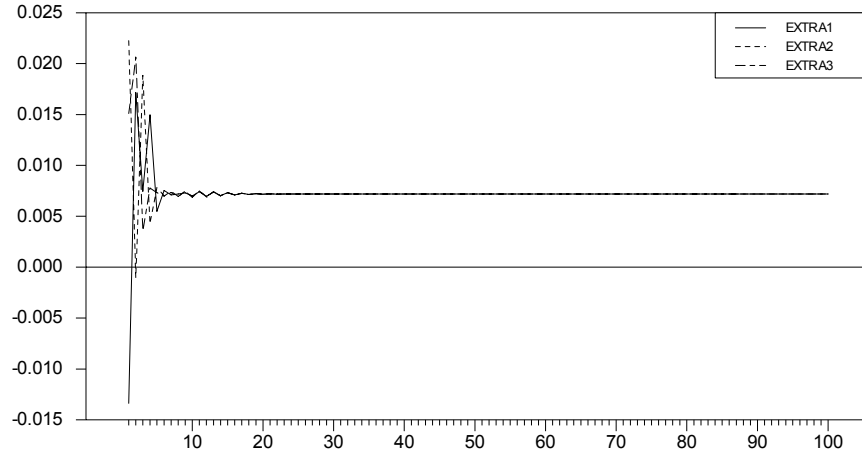
bir şekilde hareket etmektedir. Yalnız eşik değerinin 0.0181 (%1.8) değerini alması yıllık bazda yaklaşık olarak %7.3'lük bir büyümeye denk gelmektedir. Bu durumda alt rejim düşük ve ortalama büyümeyi kapsamaktadır. Üst rejim ise yüksek büyümeyi temsil etmektedir. Rejimler arası geçişin yumuşaktan ziyade sert olmasının nedeni yumuşaklık parametresinin, $\gamma = 97.1$, büyük bir değer almasıdır.

Rejimlerin yapısını irdelemeden önce tek değişkenli STAR modellerinin kararlılık durumunu saptamak ve uzun dönem dengesini bulmak için ekstrapolasyon (extrapolation) yönteminden yararlanılmıştır. Bu yöntem sadece tek değişkenli STAR modellerinin uzun dönem dengesini bulmak için kullanılmaktadır. Tahmin edilen LSTAR modelindeki kalıntı unsuru atıldıktan sonra oluşan modelin iskeleti, gözlemlenen büyüme hızı serisinden alınan yüz başlangıç değer kümeleri aracılığıyla $t \rightarrow 100$ 'e götürülmüştür. Bu süreç her küme için tek bir değere yakınsıyorsa tahmin edilen LSTAR modeli kararlıdır ve yakınsadığı değer uzun dönem dengesidir. Eğer büyüme hızı için tahmin edilen modele uygulanan ekstrapolasyon işleminin sonucunda elde edilen değerler sürekli olarak iki farklı değer arasında gidip geliyorsa, büyüme hızının limit çevrimleri sergilediği söylenebilir. Ancak ekstrapolasyon işlemi sonunda farklı değerlere ulaşılyorsa, tahmin edilen LSTAR modeli ıraksak karakterlidir ve iktisadi anlamı yoktur.

Türkiye'nin sanayi üretimi büyüme hızı için kurulan LSTAR modelinin yukarıda bahsedilen uzun dönem davranışlarından hangisini izlediğini anlamak için gerçekleştirilen ekstrapolasyon işleminde tüm potansiyel başlangıç değer kümelerinin modelin iskeletini sadece tek bir değer olan 0.0072'ye götürdüğü saptanmıştır. Böylece LSTAR modelinin iktisadi olarak yorumlanmasında bir çekince kalmamıştır.¹⁵

Şekil 3.3'te ekstrapolasyonda kullanılan üç farklı başlangıç değer kümesinin izlediği yakınsama süreci örnek olarak gösterilmiştir. Şekilden de gözlenebileceği gibi tahmin edilen LSTAR modeli tek bir değere yakınsamaktadır, yani kararlıdır ve sanayi büyüme hızının uzun dönem dengesi de 0.0072'dir.

¹⁵ Türkiye'nin büyüme hızının kaotik bir davranış izleyip izlemediğini anlamak için Andersen ve Teräsvirta'nın (1992) önerisi dikkate alınarak, ekstrapolasyon işleminde farklı başlangıç değer kümeleri içindeki bazı değerler tesadüfi olarak seçilip 0.001 kadar artırılmıştır. Bu işlem sonucunda da elde edilen uzun dönem dengesi değişmemiştir. Böylece kaotik davranış olasılığı da dışlanmıştır.



Şekil 3.3: LSTAR Modelinin Uzun Dönem Dengesi

Bu aşamada kurulan doğrusal-olmayan modelin asimetri yaratan dinamiklerini açığa çıkartmak için baskın karakteristik köklerin analizine gidilmiştir.¹⁶

Tahmin edilen LSTAR modelinin asimetric davranışını kavrayabilmek için $GF_{LSTAR} = (1 + \exp(-97.1/\sigma_{BUY}(BUY_{t-3} - 0.0181)))^{-1}$ 'in, yani geçiş fonksiyonunun aldığı uç değerlerde modelin baskın köklerini incelemek fayda getirecektir. $GF_{LSTAR} = 0$ ve $GF_{LSTAR} = 1$ değerlerini aldığıında LSTAR modelinin dinamik yapısını bulmak için ikinci bölümdeki 2.81 numaralı denklemden yararlanılmıştır.

Tahmin edilen LSTAR modelinin geçiş fonksiyonu $GF_{LSTAR} = 0$ değerini aldığıında (3.3) denklemine, $GF_{LSTAR} = 1$ olduğunda ise durumunda (3.4) denklemine ulaşılmıştır:

$$z^4 + 0.16z^3 + 0.25z + 0.35 = 0 \quad (3.3)$$

$$z^4 + 0.16z^3 - 0.36z + 0.08 = 0 \quad (3.4)$$

Her iki denklemin çözüm kümesinde yalnızca baskın kökler rapor edilmiştir.

Tablo 3.4'te hesaplanan baskın köklerin modülleri ve periyotları verilmiştir. $GF_{LSTAR} = 0$ ve $GF_{LSTAR} = 1$ uç durumlarında birer çift karmaşık kök

¹⁶ Doğrusal-olmayan modellerdeki asimetric davranış simülasyona dayalı genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonları analiziyle de (*generalized impulse-response functions analysis-GIRF*) aydınlığa çıkarılabilmektedir. Koop, Peseran, Potter'ın (1996) geliştirdiği bu yöntem geleneksel etki-tepki analizinden (TIRF) çok farklı sonuçlar üretebilmektedir. GIRF analizinde verilen şokun büyüklüğüne ve zamanlamasına bağlı olarak sistem asimetric tepkiler verebilmektedir. Ayrıca TIRF analizinde şokun verildiği t anından sonraki tüm ara (*intermediate*) şoklar sıfır kabul edilmektedir. GIRF analizinde ise ara şokların ve modelin geçmişinin *ortalaması* alınır. Ancak gerek karakteristik köklerin analizi asimetriyi yakaladığından gerekse hesaplama/programlama aşamasında karşılaşılan bazı sorunlardan ötürü bu çalışmada GIRF yöntemi kullanılmamıştır.

bulunmaktadır. Düşük/orta düzeyde büyümenin gerçekleştiği alt rejimde ve yüksek büyümeyi temsil eden üst rejimde modüller birden küçük olduğu için her iki rejimde de LSTAR modeli yerel olarak kararlıdır. Ayrıca modelin uzun dönem dengesinin belli bir değere yakınsadığı daha önceden saptanmıştı. Böylece LSTAR modelinin bütün olarak kararlı bir yapı sergilediği kesinleşmiştir.

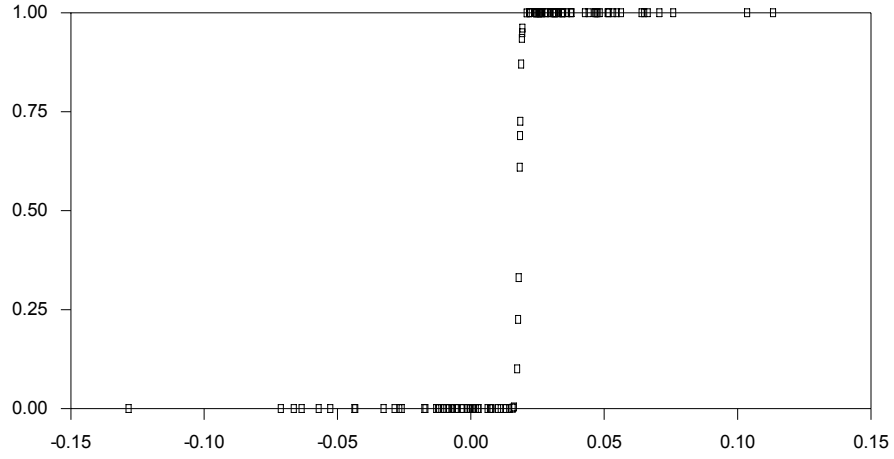
Tablo 3.4: BUY_t için LSTAR Modelinin Kökleri

	Baskın Kökler	Modül	Periyot
$GF_{LSTAR} = 0$	$0.51 \pm 0.64i$	0.815	6.982
$GF_{LSTAR} = 1$	$-0.47 \pm 0.62i$	0.777	2.830

Alt rejimde bulunan baskın kökün modülünün üst rejimdeki baskın kökün modülünden büyük olması oldukça anlamlıdır. Daha açıkça ifade edilecek olursa alt rejimin düşük/orta düzeyde büyüme dinamiklerini temsil ettiği düşünüldüğünde alt rejimdeyken gelen bir şokla birlikte üst rejime girmek, üst rejimdeyken gelen bir şokla alt rejime girmekten görece olarak daha kolaydır. Kısaca görece dip noktalardan kurtulma eğilimi daha kuvvetli ve anidir. Bu durum doğrusal modellerde gözlemlenmeyen bir asimetriye işaret etmektedir ve asimetric davranışın *keskinlik* ilkesiyle örtüşmektedir.

Sanayinin büyüme hızı alt rejimde yaklaşık yedi çeyrek yıllık¹⁷ bir çevrim izlemektedir. Yani sisteme bir şok gelmediğinde alt rejim, yani düşük/orta büyüme evresinin derinleşme eğilimine girdiği makul bir kabul sayılabilir. Bu durum ise asimetrinin *derinlik* özelliğini açıklamak için kullanılabilir. Her iki rejim yerel olarak kararlı olduğu için rejimlerden çıkış şoklarla açıklanabilir. Örneğin sanayi büyüme hızı alt rejimdeyken gelen büyük bir şok ya da bir dizi küçük şok, ekonomiyi üst rejime atacaktır. Fakat modelin uzun dönem dengesi yani ekonominin normal büyüme hızı olan 0.0072, alt rejimdedir. Bu yüzden büyüme hızı alt rejime dönme eğilimi sergileyecektir. Yani alt rejime geçiş daha sıklıkla gerçekleşmektedir. Ancak alt rejimin sadece büyüme hızının yalnızca negatif değerleri değil ortalama büyümeye yakın değerleri de içerdiğine dikkat edilmelidir.

¹⁷ Alt rejimdeki yedi çeyrek yıllık çevrimin uzun olmasının nedeni alt rejimin düşük ve orta düzeyde büyümenin her ikisini de içermesidir.



Şekil 3.4: LSTAR Geçiş Fonksiyonu (BUY_{t-3} 'e göre)

$GF_{LSTAR} = (1 + \exp(-97.1/\sigma_{BUY} (BUY_{t-3} - 0.0181)))^{-1}$ geçiş fonksiyonunun, geçiş değişkenine yani BUY_{t-3} 'e göre nasıl bir seyir izlediği serpilme (scatter) diyagramında (Şekil 3.4) gösterilmiştir. Bu şeklin yatay eksenini geçiş değişkeni, dikey eksenini ise geçiş fonksiyonudur. Şekil 3.4'ten de rahatça görebileceği gibi alt ve üst rejim arasındaki geçiş ani ve keskindir.

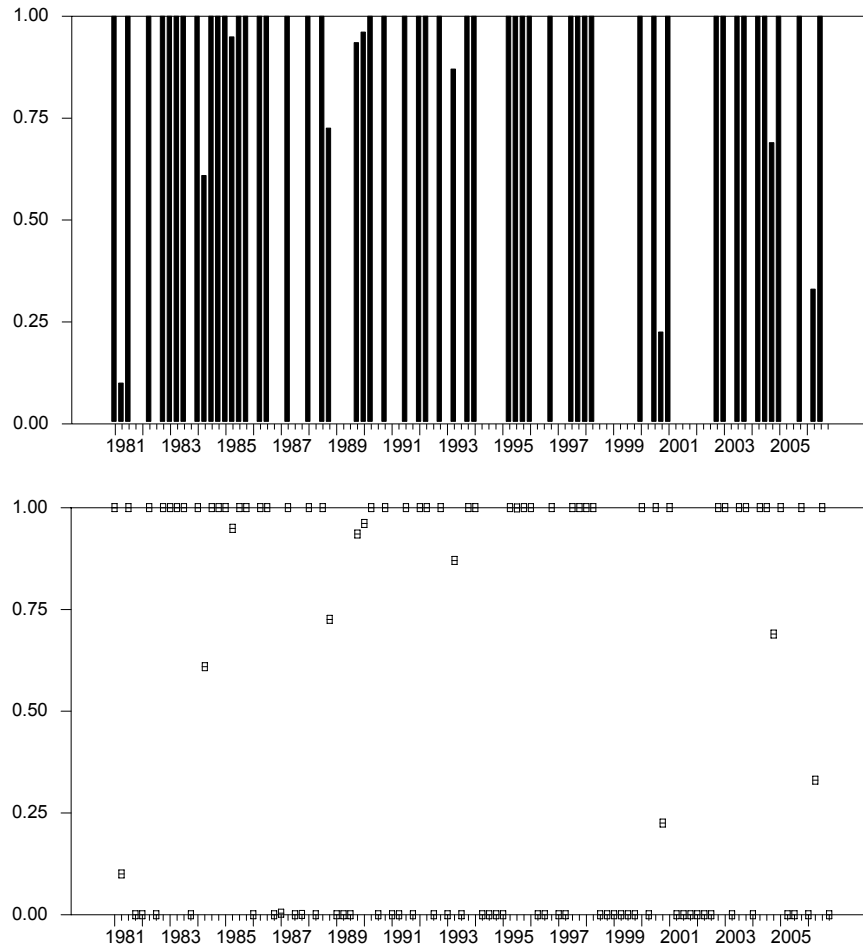
Şekil 3.5'te ise geçiş fonksiyonunun çeyrek yıllar itibariyle hangi rejimde yer aldığını gösteren grafik çifti vardır.

Şekil 3.5'in ilk kısmında dikey eksen geçiş fonksiyonun aldığı değerleri ifade etmektedir. Siyah çizgiler geçiş fonksiyonunun ilgili dönemde bulunduğu rejime işaret etmektedir. Siyah çizgilerin kaybolduğu boşluklarda (dönemlerde) LSTAR modeli alt rejimdedir. Şeklin ikinci kısmında ise her dönemde geçiş fonksiyonunun aldığı değerler noktalarla gösterilmiştir.

Bu grafik çifti dikkatle incelendiğinde LSTAR modelinde uzun süreli (en az üç çeyrek yıl süren dönemler) alt rejimde ($GF_{LSTAR} = 0$) kalınan dönemler 1989:1-1989:3, 1994:2-1995:1, 1998:3-1999:4 ve 2001:2-2002:3; üst rejimde ($GF_{LSTAR} = 1$) kalınan dönemler 1982:4-1983:3, 1984:3-1985:1, 1995:2-1996:1 ve 1997:3-1998:2 tarihleri arasını kapsamaktadır.

Bu dönemlerde rejimler arası ani gidip gelmeler gerçekleşmemekte, ekonomi bir rejimde takılmaktadır. Alt rejimde uzun süre takılma daralma, üst rejimdeki takılma ise genişleme dönemi olarak isimlendirilebilir. Özellikle daralma dönemlerinin Türkiye'de yaşanan kriz dönemleriyle eşleşmesi kurulan LSTAR modelinin başarısı olarak değerlendirilebilir. Ayrıca eşik değerinin çeyrek yıllık bazda %1.8 bulunması

Türkiye'nin daralma dinamiklerinden uzaklaşabilmesi için bu eşiğin üstüne çıkma gerekliliğini vurgulamaktadır.



Şekil 3.5: LSTAR Geçiş Fonksiyonu (Zamana Göre)

Uzun genişleme (yüksek büyüme hızlarının üst üste üç çeyrek tekrarı) ve daralma dönemleri (düşük/orta düzeyde büyümenin üst üste üç çeyrek tekrarı) dışında kalan tarihlerde rejimler arası geçiş ani ve keskindir. İlginç olan nokta ise 2001:2-2002:3 daralma döneminden sonra herhangi bir genişleme döneminin LSTAR modeliyle teşhis edilememesidir. Ancak 2002:4-2006:3 döneminde geçiş fonksiyonunun ortalamasının Türkiye ekonomisinin büyüme patikasını kabaca verdiği varsayılabilir. 2002:4-2006:3 arasında geçiş fonksiyonu ortalaması 0.63'tür ve on altı çeyrek yıllık bu uzun dönemde yalnızca beş kez alt rejimi görmüştür. Böylece 2001:2-2002:3 daralma döneminden çıkan Türkiye ekonomisi üst rejim/yüksek büyüme ağırlıklı hareket eden bir patikaya oturmuştur.

Şu ana kadar kurulan LSTAR modelinin dinamik yapısı Türkiye ekonomisi de göz önünde bulundurularak incelenmiştir. Bu arada teknik bir ayrıntıya değinmekte de

fayda vardır. LSTAR modellerinin γ 'nın yani geçişin yumuşaklığının derecesini belirleyen parametrenin aldığı büyük değerler için TAR modeli ile benzer bir karaktere büründüğü ve TAR modelinin LSTAR modeline yuvalanmış kabul edilebileceği daha önce belirtilmişti. Bu durum aynı zamanda STAR model ailesinin pratikte bir üstünlüğü olarak da algılanabilir.

Tahmin edilen LSTAR modelinde, $\gamma = 97.1/\sigma_{BUY}$ büyük bir değerdir. Bu yüzden eşik değeri $c = 0.0181$ olan LSTAR modelinde, yine aynı eşik değere sahip bir TAR modeli yuvalanmış sayılabilir. Gerçekten de Tsay'ın sıralı otoregresif doğrusallık testi uygulandığında Teräsvirta'nın doğrusallık testiyle benzer bir sonuca ulaşılmaktadır. Tablo 3.5'te olası geçiş değişkenleri için yapılan doğrusallık testinin boş hipotezleri verilmiştir.

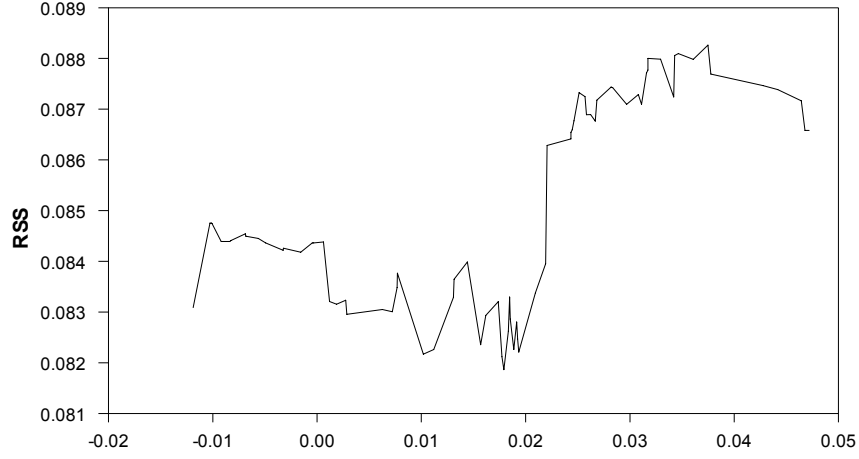
Tablo 3.5: BUY_t için Tsay'ın Sıralı AR Doğrusallık Testi

Eşik Değişkeni	BUY_{t-1}	BUY_{t-2}	BUY_{t-3}	BUY_{t-4}
H_0	0.195	0.203	0.0649	0.698

Tablo 3.5'te görüldüğü gibi bu doğrusallık testinde – Teräsvirta'nın doğrusallık testinde olduğu gibi – eşik değişkenin BUY_{t-3} olduğu belirlenmiştir. Çünkü TAR tipi doğrusallık hipotezi eşik değişkeni BUY_{t-3} olduğunda %10 anlamlılık düzeyinde ret edilememiştir.

Geçiş değişkeni belirlendikten sonra Chan'ın metodu kullanılarak eşik değeri bulunmuştur. Şekil 3.6 bu metodun grafiğe dökülmüş halidir. Yatay ekseninde potansiyel eşik değerleri yer almaktadır. RSS'yi minimize eden eşik değeri $c = 0.018$ 'dir ve tahmin edilen LSTAR modeliyle neredeyse aynıdır. Sonuç olarak kurulan LSTAR modelinde eşik değeri c 'ye eşit olan bir TAR modeli yuvalanmış kabul edilebilir.

Ancak kurulan LSTAR modelinde rejimler arası geçişler her ne kadar sert olsa da TAR modeli kadar kesiksiz değildir. LSTAR modelinin geçiş fonksiyonunda (Şekil 3.6) sıfır ile bir arasında on iki farklı değer mevcuttur. Böyle bir duruma TAR modeliyle ulaşmak mümkün değildir.



Şekil 3.6: Chan Metodu: Potansiyel Eşikler ve RSS

3.8. Öngörü Performansı Kıyaslaması

Doğrusal-olmayan modeller ekonomideki asimetrik hareketleri yakalamakta başarılı olsa da, öngörü (forecasting) performanslarının genelde doğrusal modellerden kötü olduğuna dair bulgular vardır (Öcal, Osborn, 2000). Ancak doğrusal-olmayan modellerin doğrusal modellerden daha iyi öngörü sonuçları verdiğine dair çalışmalar da mevcuttur. Pesaran ve Potter (1997), Clements ve Smith (1999), Sensier, Osborn ve Öcal (2002), Lundbergh ve Teräsvirta (2002) ve Öcal'ın (2006) çalışmaları bu duruma verilebilecek iyi örneklerdir.

Bu aşamada sanayinin büyüme hızının hangi veri yaratım sürecini izlediğine karar verebilmek için tahmin edilen doğrusal (AR) ve doğrusal-olmayan modelin (LSTAR) öngörü performanslarının karşılaştırmalı analizine girilmiştir.

Öngörü değerlendirmesi kullanılan verinin son on altı çeyrek yılı göz önüne alınarak gerçekleştirilmiştir. Bunun için son on altı gözlem atılıp modeller tekrar tahmin edilmiş ve öngörü değerleri hesaplanmıştır. Modellere ait öngörüler stokastik simülasyon yöntemiyle bulunmuştur. Öngörüler bir ve iki adım ileriye yönelik öngörülerdir (one-step, two-step ahead). Öngörülerini kıyaslamak için RMSFE¹⁸ (root mean-square forecast errors, ortalama öngörü hatası kareleri kökü) hesaplanmıştır.

Tablo 3.6, LSTAR modelinin AR modelinden her iki adımda da daha iyi bir öngörü performansı sergilediğini göstermektedir. LSTAR modelinin bir adım ileri örneklem

¹⁸ Öngörü değerleri serinin gözlemlenen değerlerinden çıkarıldıktan sonra, elde edilen öngörü hatası serisinin karesi alınmıştır. Ulaşılan serinin ortalamasının karekökü RMSFE'yi vermektedir.

dışı öngörüsü AR modeline göre RMSFE’de %5.2’lik bir düşüş sağlarken, iki adım ileri öngörüsü %9.1’lik bir azalma meydana getirmiştir.

Tablo 3.6: BUY_t için AR(4) ve LSTAR Modeli Öngörü Kıyaslaması

Model	Bir Adım İleri	İki Adım İleri
AR	0.01847	0.01966
LSTAR	0.01751	0.01787

3.9. Sonuç

Türkiye’nin çeyrek yıllık sanayi üretim endeksi büyüme hızının (1980:2-2006:3) veri yaratım sürecini doğrusal-olmayan LSTAR modeli AR(4) modeline göre daha iyi temsil etmektedir. Tahmin edilen LSTAR modeli AR(4) modeline göre daha küçük bir *AIC* değerine sahiptir. LSTAR modeli AR(4) modeline göre varyans oranında yarattığı düşüş de çarpıcı büyüklüktedir. Ayrıca doğrusal modelde bulunan *ARCH* etkisi LSTAR modelinde mevcut değildir. Son olarak LSTAR modelinin bir adım ve iki adım ileri örneklem dışı öngörüsü AR modelinden üstündür.

Tahmin edilen LSTAR modeli STAR modeline özgü bütün tanılama testlerinden başarıyla geçmiştir (Bkz. Tablo 3.3). Ayrıca yapılan extrapolasyon işlemi ve uç rejimlerdeki karakteristik kök analizi de LSTAR modelinin kararlı olduğuna işaret etmiştir. Böylece bu bölümde LSTAR modelinden hareketle Türkiye ekonomisi için yapılan yorumların geçerli olduğunu söylemek mümkün olmaktadır.

Türkiye’nin büyüme hızı için tahmin edilen LSTAR modelinde geçiş fonksiyonunda eşik parametresi (c) 0.0181, yumuşaklık parametresi (γ) 97.1 ve geçiş değişkeni ise büyüme hızının üç çeyrek yıllık gecikmesidir. Yani sanayi büyüme hızının üç çeyrek önce (BUY_{t-3}) aldığı değer bu eşiğin altında ya da üstünde olmasına göre iki farklı rejim arasında genelde hızlı ve keskin bir şekilde hareket etmektedir. Yalnız eşik değerinin 0.0181 (%1.8) değerini alması yıllık bazda yaklaşık olarak %7.3’lük bir büyümeye denk gelmektedir. Bu durumda alt rejim düşük ve ortalama büyümeyi de içine almaktadır. Üst rejim ise yüksek büyümeyi temsil etmektedir. Rejimler arası geçişin yumuşaktan ziyade sert olmasının nedeni yumuşaklık parametresinin, $\gamma = 97.1$, büyük bir değer almasıdır.

Literatürde STAR modelini esas alarak sanayi üretim endeksi büyüme hızının veri yaratım sürecinin doğrusal olmadığını gösteren önemli çalışmalara Kısım 3.1’de kısaca değinilmiştir. Bu çalışmalar uygulanan her ülke özelinde farklı sonuçlar üretmiştir. Örneğin çeyrek yıllık sanayi üretim endeksi büyüme hızını (1961:1-1986:4) kullanan Teräsvirta ve Anderson (1992) ABD ($\gamma = 49$, *yıllık eşik* = $-\%0.6$)¹⁹, Belçika ($\gamma = 7.3$, *yıllık eşik* = $-\%1.5$), Kanada ($\gamma = 37$, *yıllık eşik* = $\%6$) ve Almanya’yı ($\gamma = 1600$, *yıllık eşik* = $-\%0.7$) LSTAR biçiminde modellerken; İtalya ($\gamma = 1.25$, *yıllık eşik* = $-\%2.8$) ve Japonya’yı ($\gamma = 1.54$, *yıllık eşik* = $-\%8$) ESTAR olarak modellemiştir. Bu bulgular yumuşaklık parametresinin ve yıllık bazdaki eşik değerinin değişken olduğunu açıkça göstermektedir. Bu uygulama bölümünde Türkiye için tahmin edilen LSTAR modeli geçişin sert oluşu itibariyle ABD ile bir benzerlik göstermektedir.

Ancak yukarıdaki ülkeler gelişmiş ülkelerdir. Türkiye gibi gelişmekte olan bir ülkeyi bu ülkelerle kıyaslamak hatalı olabilir. Bu yüzden Arango ve Melo’nun (2006) üç Latin Amerika ülkesi için tahmin ettikleri STAR modellerinin yumuşaklık parametresi ve yıllık eşik değerlerine değinmek daha aydınlatıcı olacaktır. Brezilya ($\gamma = 183$, *yıllık eşik* = $\%6.6$), Kolombiya ($\gamma = 69$, *yıllık eşik* = $-\%7.2$), ve Meksika’nın ($\gamma = 74$, *yıllık eşik* = $-\%1$) sanayi üretim endekslerinin büyüme hızı için LSTAR modeli uygun bulunmuştur. Türkiye’de de olduğu gibi her üç ülkede de geçiş serttir, çünkü yumuşaklık parametresinin değeri yüksektir. Ayrıca yıllık eşik dikkate alındığında Brezilya ve Türkiye için ortak bir sonuç daha ortaya çıkmaktadır. Her iki ülkede de büyüme hızını karakterize eden veri yaratım süreci sonucu barizleşen alt ve üst rejimler, eşik değerleri yüksek olduğu için benzer niteliktedir. Yani alt rejim düşük ve orta düzeyde büyümeye denk düşerken, üst rejim yüksek büyümeyi temsil etmektedir.

¹⁹ Burada γ yumuşaklık parametresi ve *yıllık eşik* ise geçiş değişkeninin yıllık bazdaki kümülatif büyüme hızını göstermektedir.

4. UYGULAMA II: ÇOK REJİMLİ STR MODELİ ÇERÇEVESİNDE TÜRKİYE’DE BÜYÜME – ENFLASYON İLİŞKİSİ

4.1. Giriş

Bu uygulama bölümünde Türkiye’de büyüme-enflasyon ilişkisi STR modeli çerçevesinde açıklanmaya çalışılmaktadır. Öncelikle STR modeli için genel bir çerçeve çizilmektedir. Daha sonra doğrusal-olmayan ilişkinin yönü STR modeline özgü Granger nedensellik testiyle belirlenmektedir. Nedenselliğin yönü enflasyondan büyümeye doğrudur. Ardından Türkiye’de enflasyonun asimetrik etkilerini saptayabilmek için tek eşik ve tek geçiş değişkeni içeren bir LSTR modeli kurulmaktadır. Bu LSTR modelinin yeterli olmadığı saptandığından iki eşik değeri ve iki geçiş değişkeni barındıran çok rejimli bir LSTR (MRLSTR) modeli tahmin edilmektedir. Şu an için literatürde enflasyon-büyüme ilişkisini çok rejimli bir LSTR modeli çerçevesinde değerlendiren bir model bulunamadığından tahmin edilen bu modeli diğer ülke örnekleriyle kıyaslama aşamasında bir güçlük mevcuttur.

STR modellerinin tahmin ve sonuçlarına geçmeden önce enflasyon-büyüme arasındaki ilişkinin ampirik bakımdan nasıl değerlendirildiği kısaca irdelenecektir.

Enflasyonla büyüme arasındaki ilişkinin doğası üstüne pek çok ampirik araştırma yapılmıştır. Ancak bu araştırmalar birbirleriyle çelişen sonuçlar üretmiştir (Ayrıntılı bir literatür taraması için bkz. Hossain, Chowdhury, 1996; Temple, 2000). Bu çelişkili literatür genelde iki eksen üzerine oturmaktadır. İlk eksen enflasyonla büyüme arasında bir ilişkinin olup olmadığına dair tartışma zemininde kendini göstermektedir. İkinci eksen ise eğer böyle bir ilişki varsa nedenselliğin yönü etrafında gelişmiştir. Ancak Friedman’ın (1973’den aktaran Mallik, Chowdhury, 2001) belirttiği gibi tarih boyunca enflasyon-büyüme ilişkisinin olası bütün kombinasyonları sergilenmiştir. Yani enflasyonsuz ya da enflasyonlu ortamda büyüme gerçekleşebildiği gibi, büyüme olmaksızın ya da büyümeyle birlikte enflasyon olgusuna da rastlamak mümkündür. Çelişik sonuçlar barındıran bu

literatürde bazı kapsamlı çalışmaların sonuçlarına değinmek enflasyon-büyüme ilişkisinin ampirik doğasını kavramak için iyi bir başlangıç noktası sayılabilir.

Enflasyonla-büyüme arasındaki ilişkiyi ve nedenselliği kavramak için genellikle doğrusal zaman serisi analizi, yatay kesit ve panel veri analizi kullanılmıştır.

Doğrusal zaman serisi analizi göz önüne alındığında en kapsamlı çalışmalardan biri Paul, Kearney ve Chowdhury'e (1997) aittir. Yazarlar yetmiş ülke için 1960-1989 dönemini içeren büyüme ve enflasyon zaman serilerini kullanarak Granger nedensellik testi gerçekleştirmişlerdir. İnceledikleri ülkelerin yüzde kırkında herhangi bir nedensellik ilişkisi saptayamamışlardır. Ülkelerin yüzde yirmisinde ise çift yönlü bir nedenselliğe rastlamışlardır. Kalan yüzde kırkında ise tek yönlü (enflasyondan büyümeye ya da büyümeden enflasyona) bir nedensellik ilişkisi bulmuşlardır. Ayrıca nedenselliğin bulunduğu ülkelerin bir kısmı negatif bir kısmı da pozitif ilişkiye işaret etmiştir. Bu çalışmanın ima ettiği önemli sonuç enflasyon-büyüme ilişkisinin ülke bazında değişken olduğudur.

Yatay kesit ve panel veri analizini esas alan çalışmalar düşünüldüğünde enflasyonun büyümeyi olumsuz etkilediğini bulgulayan önemli çalışmalar Kormendi ve Meguire (1985), Fischer (1993) ve Barro'ya (1995) aittir. Ayrıca Bruno ve Easterly'e (1998) göre enflasyonun büyüme üzerindeki olumsuz etkisi yalnızca yüksek enflasyonun olduğu kriz dönemleri için geçerlidir. Ancak özellikle yatay kesit analizlerine yönelik önemli bir eleştiri, incelenen ülke kümesi ve zaman dilimindeki ufak değişikliklerin bu analizlerde büyük farklılıklar yaratmasıdır (Levine, Renelt, 1992; Clark, 1997).

Khan ve Senhadji (2001) gelişmiş ve gelişmekte olan yüz kırk ülkenin 1960-1998 arası beş yıllık ortalamaları kullanarak enflasyon-büyüme dinamiğinde etkin olan eşik enflasyon tahminine girişmişlerdir. Enflasyonun eşik değerinin gelişmekte olan ülkelerde %11-13, gelişmiş ülkelerde %1-3 arası olduğunu ileri sürmüşlerdir. Eşiğin üstünde enflasyonun büyümeye olumsuz etkisi söz konusudur. Ancak bu çalışma da ülke ve dönem seçimine karşı hassasiyet taşımaktadır.

Türkiye'de enflasyon-büyüme ilişkisini inceleyen ampirik araştırmalarda nedenselliğin yönü enflasyondan büyümeye doğrudur ve enflasyonun büyümeye etkisi olumsuzdur. 2002 yılından sonra yapılan bazı çalışmalara kısaca aşağıda değinilecektir.

Yılmaz, Akçay ve Alper (2002) geliřmekte olan yirmi dokuz lke iin 1970-2000 dnemini kapsayan panel verileri kullanarak enflasyon-byme iliřkisinin doęrusal olmadıęını ve enflasyon eřik deęerinin yıllık %13 olduęunu bulmuřlardır. Enflasyon eřik deęerini ařtıęında bymeyi olumsuz etkilemektedir, ancak enflasyon %13'n yani eřik deęerinin altındayken anlamlı bir enflasyon-byme iliřkisi yoktur. Ancak yatay kesit ve panel veri analizinin lke seimine karřı hassas olduęunu belirten yazarlar enflasyon eřięinin her lke iin ayrı ayrı tahmin edilmesinin daha makul olduęu sonucuna varmıřlardır. Yılmaz, Akçay ve Alper Trkiye iin enflasyon eřięini hesaplamak iin bir TAR modeli kurmuřlardır. Bu model 1990:2-2002:1 dnemini kapsamaktadır. Yazarların hesapladıęı eřik enflasyon eyrek yıllık %9'dur. Yıllık bazda ise enflasyon eřięi %41'e denk gelmektedir. Ancak zellikle 2002'den sonra gerekleřen dřk enflasyon yksek byme dnemini bu alıřma iermemektedir.

Trkiye'deki enflasyon-byme zerine olan bazı zaman serisi analizleri ise ařaęıda sıralanmıřtır.

Karaca (2003), 1987-2002 arası eyrek yıllık verilerle Trkiye'de enflasyondan bymeye doęru bir nedensellik bulgulanmıřtır ve enflasyon oranındaki bir puanlık artıřın byme oranını 0.37 puan dřreceęini tahmin etmiřtir.

Terzi ve Oltulular (2004) 1923-2003 dnemini kapsayan yıllık verilerden hareketle enflasyon ve sektrel (tarım, hizmet, sanayi) byme oranları arasındaki iliřkinin doęasını ortaya ıkarmaya alıřmıřlardır. Tarım ve sanayi sektrndeki byme tek ynl biimde enflasyondan negatif etkilenmektedir. Hizmet sektrnde ise byme-enflasyon iliřkisi iki ynl ve negatiftir. Bu alıřma, sonu olarak yksek enflasyonun sektrlerden baęımsız bir řekilde bymeyi olumsuz etkiledięini gstermiřtir.

Artan (2006) enflasyonun ve enflasyon belirsizlięinin byme zerindeki etkisini 1987:1-2003:3 dnemi iin incelemiř ve enflasyon belirsizlięinin bymeyi daha olumsuz etkiledięini saptamıřtır. Bu ařamada Trkiye stne yapılan alıřmaların tm 2004 ncesi veriler kullanılarak gerekleřtirilmiřtir. Oysa 2002 yılından itibaren dřk enflasyon dneimine giren Trkiye'nin yine aynı tarihten itibaren yksek byme oranlarını tutturması yeni bir ampirik alıřma zorunluluęunu doęurmaktadır.

2004'ten sonraki verileri kullanan önemli bir çalışma Yıldırım'a (2007) aittir. Yıldırım, Türkiye'de enflasyon-büyüme arasında doğrusal ilişkiye işaret eden bir model kurmanın mümkün olmadığını ayrıntılı bir biçimde göstermiş ve büyüme-enflasyon ilişkisini frekans-alan teknikleriyle ele aldığı hem ekonomik devresel hareketlerde (orta ve uzun dönem) hem de 6-12 aylık dalga boylarında (mevsimsel hareketler) iki değişken arasında negatif yönlü bir ilişki bulgulamıştır. Nedensellik enflasyondan büyümeye doğrudur.

4.2. Veri

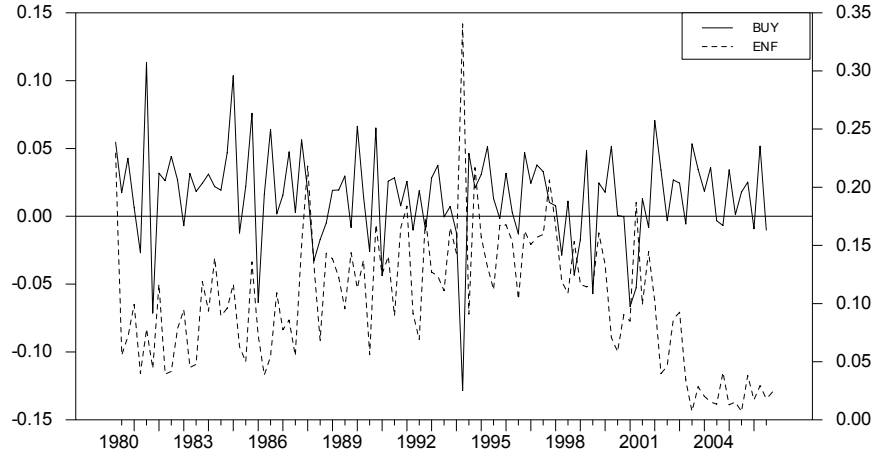
Bu bölümde kullanılan zaman serileri çeyrek yıllık sanayi üretim ve tüketici fiyatları endeksidir. Her iki veri de IMF International Financial Statistics'ten (IFS) alınmıştır. Çeyrek yıllık sanayi üretim endeksinin büyüme hızına (BUY_t) ait tanımdan bu çalışmanın üçüncü bölümünde bahsedilmişti. Tüketici fiyat endeksinin (TÜFE) büyüme hızı, TÜFE'de geçen çeyreğe göre oluşan nispi değişme olarak tanımlanmış ve ENF_t ¹ ile gösterilmiştir:

$$ENF_t = \frac{TÜFE_t - TÜFE_{t-1}}{TÜFE_{t-1}} \cong \ln(TÜFE_t) - \ln(TÜFE_{t-1}) \quad (4.1)$$

Sanayi üretiminin büyüme hızı (BUY_t) ve TÜFE enflasyonunun (ENF_t) 1980:2-2006:3 dönemi arasında çeyrek yıllara göre seyrini Şekil 4.1'de izlemek mümkündür.

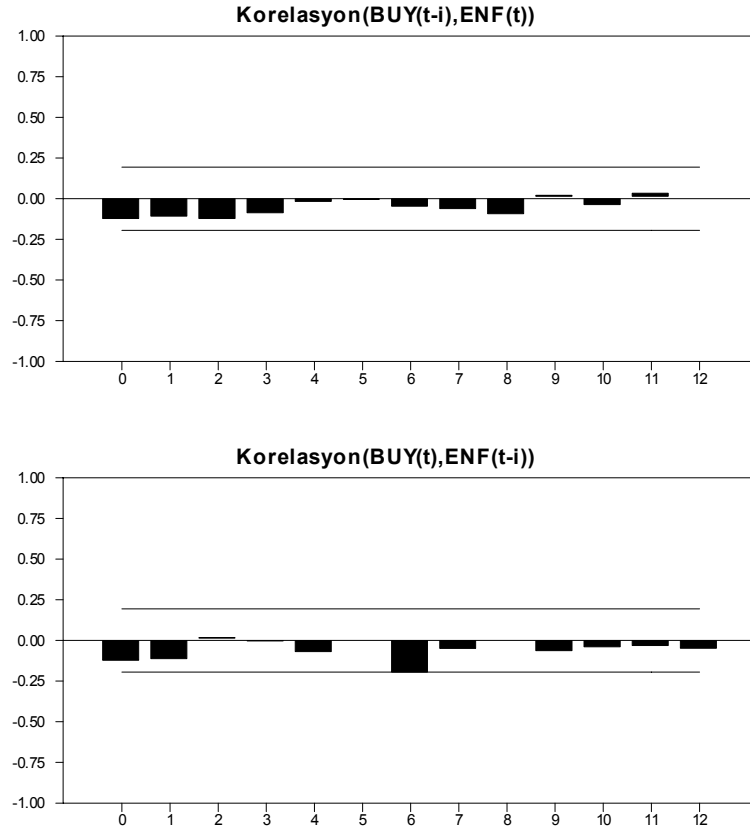
Şekil 4.1'de sol taraftaki değerler büyüme hızının (kesiksiz çizgi), sağ taraftaki değerler ise enflasyon oranının (kesikli çizgi) çeyrek yıllarda aldığı değerlere işaret etmektedir. 1980:2-2006:3 esas alındığında enflasyon-büyüme arasında kabaca ters yönlü bir etkileşim olduğu izlenimi doğmaktadır. Ayrıca 1994:2 incelenen her iki seri için de uç değer niteliği taşımaktadır. Bu yüzden 1994:2'ye D942 diye adlandırılan bir kukla değişken atanmıştır. Oluşturulan kukla değişken, 1994:2 için "1.0", diğer gözlemler için "0.0" değerini almıştır.

¹ Düzeyde durağan olmayan $\ln(TÜFE_t)$ fark alma işleminden sonra DF ve PP birim kök testlerine göre durağanlaşmıştır. ADF testinde ise durağan görünmemektedir. Ancak Türkiye'nin enflasyonu gibi yüksek derecede otokorelasyona sahip serilerde ADF birim kök testi durağan ve durağan-olmayan süreçleri iyi ayırt edememektedir (West, 1988; Phillips, Perron, 1988). Bu yüzden ENF_t serisi durağan kabul edilmiştir.



Şekil 4.1: BUY_t ve ENF_t Grafiği (1980:2-2006:3)

Bu dönem için büyüme ile enflasyon arasındaki eşanlı (*contemporaneous*) korelasyon (-0.1373) ile ileri ve geriye doğru çapraz korelasyonlar biri hariç istatistiksel olarak anlamsız çıkmaktadır. Şekil 4.2’de sadece altıncı gecikme sınırda anlamlı görünmektedir. Yani Türkiye ekonomisinde enflasyonla büyüme etkileşiminde gecikmeler dikkate alındığında dahi çapraz korelasyon sonuçları tatmin edici doğrusal bir ilişkiye işaret etmemektedir.



Şekil 4.2: BUY_t ve ENF_t : Çapraz Korelasyonlar

4.3. Enflasyon-Büyüme İlişkisi: STR Modeli İçin Genel Çerçeve

Türkiye’de enflasyon ile büyüme arasındaki ilişkiyi doğrusal-olmayan STR modeli çerçevesinde incelemek için farklı olasılıkları göz önünde bulundurmakta fayda vardır. Bu bağlamda enflasyonla büyüme arasındaki nedenselliğin yönünün ve doğrusal-olmayan etkiyi yaratan geçiş değişkeninin/değişkenlerinin gecikmeli değerinin ne olduğunun (enflasyon ya da büyüme) önceden bilinmediği varsayımından hareket etmek anlamlıdır. Genellikle aşağıda açıkça yazılan olası STR modelleri için tarama araştırması yapıldıktan sonra model tercihinin gidilmektedir. Bu yaklaşıma göre tahmin edilmesi olası STR modellerinin temel yapısı 4.2, 4.3, 4.4 ve 4.5’tir:

$$\begin{aligned} BUY_t = & \phi_{10} + \sum_{i=1}^{p1} \phi_{1i} BUY_{t-i} + \sum_{j=1}^{q1} \beta_{1j} ENF_{t-j} \\ & + \left\{ \phi_{20} + \sum_{i=1}^{p1} \phi_{2i} BUY_{t-i} + \sum_{j=1}^{q1} \beta_{2j} ENF_{t-j} \right\} GF(ENF_{t-d}) \end{aligned} \quad (4.2)$$

$$\begin{aligned} BUY_t = & \phi_{10} + \sum_{i=1}^{p1} \phi_{1i} BUY_{t-i} + \sum_{j=1}^{q1} \beta_{1j} ENF_{t-j} \\ & + \left\{ \phi_{20} + \sum_{i=1}^{p1} \phi_{2i} BUY_{t-i} + \sum_{j=1}^{q1} \beta_{2j} ENF_{t-j} \right\} GF(BUY_{t-d}) \end{aligned} \quad (4.3)$$

$$\begin{aligned} ENF_t = & \phi_{10} + \sum_{i=1}^{p2} \phi_{1i} BUY_{t-i} + \sum_{j=1}^{q2} \beta_{1j} ENF_{t-j} \\ & + \left\{ \phi_{20} + \sum_{i=1}^{p2} \phi_{2i} BUY_{t-i} + \sum_{j=1}^{q2} \beta_{2j} ENF_{t-j} \right\} GF(BUY_{t-d}) \end{aligned} \quad (4.4)$$

$$ENF_t = \phi_{10} + \sum_{i=1}^{p2} \phi_{1i} BUY_{t-i} + \sum_{j=1}^{q2} \beta_{1j} ENF_{t-j} \quad (4.5)$$

$$+ \left\{ \phi_{20} + \sum_{i=1}^{p2} \phi_{2i} BUY_{t-i} + \sum_{j=1}^{q2} \beta_{2j} ENF_{t-j} \right\} GF(ENF_{t-d})$$

Geçiş fonksiyonunun lojistik ya da üssel olabileceği düşünüldüğünde toplam sekiz adet olası model vardır. 4.2’de enflasyonun büyüme üzerindeki etkisi iki farklı enflasyon rejiminin göre oluşmaktadır. 4.3’te büyüme yine büyüme rejimleriyle tanımlıdır. 4.4 ve 4.5 ise 4.2 ve 4.3’teki durumun tersi olarak kurgulanmaktadır.

Ayrıca geçiş değişkeni yani enflasyonun ve büyümenin hangi gecikmesinin rejimler arası geçişi yönettiği dikkate alındığında tahmin edilmesi olası model sayısı daha da artmaktadır. Örneğin her iki değişkenin dörder gecikmesi olduğu düşünüldüğünde otuz iki adet model tahmin edildikten sonra nihai modele karar verilmesi gerekmektedir. Özellikle aralarında doğrusal-olmayan ilişkinin varlığının modellenmeye çalışıldığı değişkenler görece kısa uzunlukta ise tüm modelleri için tarama araştırmasına gidilmesi önerilmektedir (Öcal, 2002).

Bu noktada iki değişkenli STR modellerinin tahmini için yeni bir tahmin izleği önerilmiştir. 4.2-4.5 arasındaki olası STR modellerinin tahmin edilmesinin nedeni doğrusal-olmayan nedenselliğin yönünün bilinmemesinden kaynaklanmaktadır. Oysa Teräsvirta’nın (1997) önerdiği STAR modellerine özgü doğrusal-olmayan Granger nedenselliği testiyle nedensellik ilişkisinin yönünü ve geçiş değişkenini saptamak mümkündür.

Doğrusal-olmayan Granger nedensellik testini yapabilmek için hem büyüme hem de enflasyon için ayrı ayrı yeterli birer STAR modeline gereksinim vardır. Bu çalışmada eğer herhangi bir seri için yeterli bir STAR modeli tahmin edilemezse doğrusal baz model yardımıyla doğrusal-olmayan Granger nedensellik testi gerçekleştirilecektir. Enflasyondan büyüme doğru olan nedensellik araştırılırken üçüncü bölümde büyüme için tahmin edilen LSTAR modeli kullanılacaktır. Ancak büyümeden enflasyona doğru olan nedensellik araştırılırken enflasyon için yeterli bir STAR modeli tahmin edilmediğinden dolayı doğrusal-olmayan nedensellik testinde enflasyon için kurulan baz AR modelinden faydalanılacaktır. Ardından saptanan nedenselliğin yönü ya da yönleri esas alınarak doğrusallık testi gerçekleştirilecek. Son olarak tahmin edilen STR modelleri arasında bir seçim yapılacaktır.

4.4. Enflasyon-Büyüme İlişkisi: Doğrusal-olmayan Granger Nedensellik Testi

Granger nedensellik testine geçmeden önce enflasyonun STAR tipi bir veri yaratım süreci izleyip izlemediğini belirlemek için doğrusallık testi yapılmıştır.

4.4.1. ENF_t için Doğrusallık Testi

Doğrusallık testini gerçekleştirebilmek için otokorelasyon sorunu barındırmayan bir AR(p) modeline gereksinim vardır. Baz doğrusal model (en çok 12 gecikme göz önünde bulundurulmuştur) AIC 'e göre belirlenmiştir.

ENF_t için otokorelasyon içermeyen uygun baz doğrusal model AR(5)'tir. Her ne kadar AIC , AR(4)'ü işaret etse de bu modelde otokorelasyon sorunuyla karşılaşmıştır. Otokorelasyon, model AR(5) kabul edildiğinde ortadan kalkmaktadır. Bu yüzden Granger ve Teräsvirta'nın (1993) önerisi dikkate alınarak AR(4) yerine AR(5) modeli tercih edilmiştir.

Teräsvirta'nın doğrusallık testi uygulandığında doğrusallık boş hipotezinin reddedilemediği açıkça (Tablo 4.1'de hipotez testlerinin olasılık değerlerine yer verilmiştir) görülmektedir.² Sonuç olarak elde edilen baz AR(5) modeli doğrusal-olmayan Granger nedensellik testinde kullanılmıştır.

Tablo 4.1: ENF_t için AR(5) Modelini Baz Alan Doğrusallık Testi

Geçiş Değişkeni	H_0	H_4	H_3	H_2
ENF_{t-1}	0.252	-	-	-
ENF_{t-2}	0.444	-	-	-
ENF_{t-3}	0.397	-	-	-
ENF_{t-4}	0.161	-	-	-
ENF_{t-5}	0.361	-	-	-

4.4.2. Doğrusal-olmayan Granger Nedensellik Testi

Doğrusal-olmayan Granger nedensellik testini yapabilmek için Türkiye'nin enflasyondan büyümeye ve büyümeden enflasyona olası doğrusal-olmayan

² Doğrusallık testi enflasyon için STAR modellemesine işaret etmemesine rağmen her gecikme için farklı geçiş fonksiyon yapıları da göz önüne alınarak STAR modelleri kurulmaya çalışılmıştır. Ancak sağlıklı bir modele ulaşamamıştır.

nedensellik ilişkilerini sınamak amacıyla Teräsvirta'nın (1997) önerdiği aşağıdaki (4.6) yardımcı regresyondan yararlanılmıştır³:

$$\hat{u}_t = \hat{\beta}_0' g_t + \sum_j^q \check{\beta}_j z_{t-j} + \sum_{i=1}^q \sum_{j=1}^q \check{\beta}_{ij} z_{t-j} z_{t-i} + \sum_{j=1}^q \delta_j z_{t-j}^3 + \eta_t \quad (4.6)$$

Enflasyondan büyümeye doğru nedensellik sınanırken kullanılan (g_t) ve ($\hat{u}_t$) üçüncü bölümde tahmin edilen LSTAR modelinin sırasıyla gradyant vektörü ve kalıntı terimidir. Doğrusal-olmayan etkiyi yaratan olası geçiş değişkenleri (z_t), enflasyonun gecikmeli değerleridir.

Büyümeden enflasyona doğru nedensellik söz konusu olduğunda (g_t) ve ($\hat{u}_t$) Kısım 4.4.1'de enflasyon için belirlenen baz AR(5) modeline aittir. Ayrıca bu durumda doğrusal-olmayanlığı aktiveştiren olası geçiş değişkenler (z_t), büyümenin gecikmeli değerleridir.

4.6'da nedenselliği test etmek, $\check{\beta}_j = \check{\beta}_{ij} = \delta_j = 0$ hipotezini F testiyle sınamaktan ibarettir. Burada $i = 1, \dots, q$ ve $j = 1, \dots, q$ 'dur. 4.6 yardımcı regresyonunda q 'nun değişmesiyle birlikte serbestlik derecesinin değişeceği açıkça görülmektedir.

Tablo 4.2'de farklı q değerleri için doğrusal-olmayanlığı içeren Granger nedensellik testlerinin olasılık değerlerine yer verilmiştir.

Tablo 4.2: BUY_t – ENF_t için Doğrusal-olmayan Granger Nedensellik Testi

Nedenselliğin Yönü	$q = 1$	$q = 2$	$q = 3$	$q = 4$	$q = 5$
ENF → BUY	0.2052	0.0876	0.2016	0.3145	0.5415
BUY → ENF	0.3855	0.3191	0.5090	0.2435	0.4516

Yukarıdaki tablo incelendiğinde enflasyondan büyümeye doğru doğrusal-olmayan etki/nedensellik enflasyonun ikinci gecikmesinde (ENF_{t-2}) ortaya çıkmaktadır. Bu yüzden 4.2 numaralı regresyon dışındaki regresyonlarla (4.3, 4.4 ve 4.5) ilgilenilmesine gerek kalmamıştır. 4.2 numaralı regresyon hatırlatma amacıyla aşağıda tekrar verilmiştir:

³ Teräsvirta bu yardımcı regresyonu kalan doğrusal-olmayanlık testinde kullanılan regresyondan hareketle oluşturmuştur. Bu yardımcı regresyona nasıl ulaşıldığına dair ayrıntılı açıklama için Teräsvirta'ya (1997, 117-118) başvurulabilir.

$$BUY_t = \phi_{10} + \sum_{i=1}^{p1} \phi_{1i} BUY_{t-i} + \sum_{j=1}^{q1} \beta_{1j} ENF_{t-j} \\ + \left\{ \phi_{20} + \sum_{i=1}^{p1} \phi_{2i} BUY_{t-i} + \sum_{j=1}^{q1} \beta_{2j} ENF_{t-j} \right\} GF(ENF_{t-d})$$

Ancak büyüme ve enflasyonun uygun gecikmesini ($p1$ ve $q1$) bulmak için ikili bir baz doğrusal model tahmin edilmesi gerekmektedir. Ayrıca belirtmek gerekir ki standart doğrusallık testi yapıldığında enflasyonun ikinci gecikmesinin geçiş değişkeni olarak bulunması, uygulanan tahmin izleğinin kullanışlılığını gösterdiği düşünülebilir.

4.5. Büyüme-Enflasyon İlişkisi: Doğrusallık Testi ve Doğrusal Model

Teräsvirta'nın doğrusallık testini yapabilmek için otokorelasyon içermeyen iki değişkenli doğrusal bir baz modele gereksinim duyulmaktadır. BUY_t 'nin bağımlı değişken olarak alındığı baz doğrusal modelde – en çok 8'er gecikme göz önünde bulundurulmuştur – BUY_t ve ENF_t 'nin gecikmeli değerlerinden anlamsız olanlar sırayla modelden dışlanmıştır. Genelden özele doğru gerçekleştirilen modelin gecikmesini belirleme sürecinde BUY_t 'nin maksimum gecikmesi $p1 = 4$, ENF_t 'ninki ise $q1 = 6$ bulunmuştur.

Bu doğrusal model baz kabul edilip Teräsvirta'nın (1994) doğrusallık testine geçildiğinde doğrusallık boş hipotezinin en güçlü biçimde ENF_{t-2} geçiş değişkeni olduğunda kabul edilmediği görülmektedir (Tablo 4.3). Bu durum Granger nedensellik testiyle de örtüşmektedir. Öte yandan BUY_{t-3} geçiş değişkeni kabul edilip modellemeye girişildiğinde ise kurulan modellerde “yakınsama” sorunu ile karşılaşmıştır.

Alternatif F-testi hipotezleri ENF_{t-2} için değerlendirildiğinde H_3 ve H_2 'nin olasılık değerlerinin birbirine çok yakın olduğu görülmektedir. Bu yüzden hem LSTR hem ESTR modeli tahmin edilmiştir. Ancak ESTR modeli yakınsamadığından, en uygun modelin LSTR olduğuna karar verilmiştir.

Tablo 4.3: BUY_t (bağımlı değişken) – ENF_t için Doğrusallık Testi

Geçiş Değişkeni	H_0	H_4	H_3	H_2
BUY_{t-1}	0.305	-	-	-
BUY_{t-2}	0.624	-	-	-
BUY_{t-3}	0.095	0.242	0.209	0.133
BUY_{t-4}	0.632	-	-	-
ENF_{t-1}	0.229	-	-	-
ENF_{t-2}	0.069	0.251	0.142	0.118
ENF_{t-3}	0.895	-	-	-
ENF_{t-4}	0.922	-	-	-
ENF_{t-5}	0.791	-	-	-
ENF_{t-6}	0.594	-	-	-

Baz modele doğrusallık testi uygulandıktan sonra iki değişkenli ideal doğrusal model⁴ ile ilgili ayrıntılı bilgi Tablo 4.4’te verilmiştir. Aşağıdaki modelde bariz bir ARCH etkisine rastlanması bu modelin yetersizliğine de işaretettir.

Tablo 4.4: BUY_t (bağımlı değişken) – ENF_t için Doğrusal Model

	Katsayı	std.hata	t-ist.	ol.değ.
<i>cons</i>	0.0308	0.0065	4.702	0.000
BUY_{t-4}	-0.2793	0.0878	-3.379	0.001
ENF_{t-6}	-0.1148	0.0534	-2.148	0.034
<i>d942</i>	-0.1287	0.0297	-4.327	0.000
<i>AIC</i>	-7.019	σ_{dog}	0.0293	
Tanımlama	ol.değ.		ol.değ.	
<i>ARCH(4)</i>	0.000	<i>AC(4)</i>	0.223	

4.6. Tek Geçiş Fonksiyonlu LSTR Modeli

4.6.1. Başlangıç Değerlerinin Bulunuşu

Sağlıklı başlangıç değerleriyle doğrusal-olmayan optimizasyonu başlatmak LSTAR modelinde olduğu gibi LSTR modelinde de önemlidir. Öncelikle Terasvrita’nın önerisi ışığında geçişin niteliğini belirleyen γ parametre birde (1) sabitlenip 4.2

⁴ Bu ideal doğrusal modelde basıklık ve çarpıklık mevcut değildir. Ayrıca dördüncü bölümde tahmin edilen doğrusal-olmayan modellerde de basıklık ve çarpıklığa rastlanmamıştır. Bu yüzden rapor edilme gereği duyulmamıştır.

numaralı regresyondan hareket edilmiştir. Daha sonra bulunan başlangıç değerleriyle γ için konulan kısıt kaldırılıp tekrar tahmine girilmiş ve bu süreç sonunda yakınsama sağlanıp sağlanmadığı incelenmiştir. Yakınsama sorunuyla karşılaşmadığı için tarama araştırmasına gerek duyulmamış ve Teräsvirta'nın önerisiyle yetinilmiştir.

4.6.2 Tek Geçiş Fonksiyonlu LSTR Modeli: Tahmin ve Değerlendirme

Tablo 4.5'te LSTR modelinde yer alan değişkenler, t istatistikleri, standart hataları ve olasılık değerleri bulunmaktadır. Doğrusal ve doğrusal-olmayan kısım olarak iki bölüm halinde sunulan bu tablonun alt kısmında STR modellerine özgü tanılama istatistiklerinin olasılık değerlerine de yer verilmiştir.

Kurulan LSTR modelindeki anlamsız değişkenler atıldıktan sonra ulaşılan nihai model Tablo 4.5'te verilmiştir. LSTR modelinin tanılama test sonuçlarında kalan doğrusal-olmayanlık testi hariç bir sorun göze çarpmamaktadır.

Tablo 4.5: BUY_t (bağımlı değişken) – ENF_t için LSTR Modeli

	katsayı	std.hata	t-ist.	ol.değeri
Doğrusal Kısım				
<i>cons</i>	0.0235	0.0094	2.503	0.014
<i>BUY_{t-1}</i>	-0.1885	0.0816	-2.310	0.023
<i>BUY_{t-3}</i>	0.3332	0.1075	3.098	0.002
<i>ENF_{t-2}</i>	0.3087	0.1492	2.068	0.041
<i>ENF_{t-3}</i>	0.2189	0.0874	2.505	0.014
<i>ENF_{t-5}</i>	-0.1881	0.0871	-2.160	0.033
<i>ENF_{t-6}</i>	-0.4128	0.0946	-4.362	0.000
<i>d942</i>	-0.1469	0.0285	-5.155	0.000
Doğrusal-olmayan Kısım				
<i>BUY_{t-2}</i>	-0.4902	0.2490	-1.968	0.052
<i>BUY_{t-3}</i>	-0.3094	0.1621	-1.908	0.059
<i>ENF_{t-2}</i>	-0.3989	0.1754	-2.274	0.025
<i>ENF_{t-3}</i>	-0.3357	0.1836	-1.828	0.070
<i>ENF_{t-5}</i>	0.2779	0.1642	1.692	0.094
<i>ENF_{t-6}</i>	0.5353	0.1725	3.102	0.002
γ	5.974			

Tablo 4.5 - devam

<i>c</i>	0.1309	0.0085	15.401	0.000
<i>AIC</i>	-7.074	σ_{LSTR}	0.0270	
Tanımlama	ol.değ.		ol.değ.	
<i>ARCH</i> (4)	0.147	<i>ReHTR</i>	0.866	
<i>AC</i> (4)	0.210	<i>GPDEV</i>	0.656	
<i>Kdo_BUY1</i>	0.612	<i>Kdo_BUY2</i>	0.729	
<i>Kdo_BUY3</i>	0.206	<i>Kdo_BUY4</i>	0.341	
<i>Kdo_ENF1</i>	0.004	<i>Kdo_ENF2</i>	0.370	
<i>Kdo_ENF3</i>	0.793	<i>Kdo_ENF4</i>	0.693	
<i>Kdo_ENF5</i>	0.467	<i>Kdo_ENF6</i>	0.815	

Ayrıca modelin kalıntılarında otokorelasyon (0.210) ve *ARCH* (0.147) etkisi görülmemektedir. Diğer taraftan rejimler arasında değişen varyans sorunuyla da karşılaşılmemiştir. Parametre devamlılığı testinin (*GPDEV*) boş hipotezi reddedilememiştir. Kalan doğrusal-olmayanlık (*Kdo*) testlerine gelince; BUY_{t-1} , BUY_{t-2} , BUY_{t-3} , BUY_{t-4} ve ENF_{t-2} , ENF_{t-3} , ENF_{t-4} geçiş değişkenleri esas alındığında tek geçiş fonksiyonlu LSTR modelinin yeterli olduğu görülmektedir. Ancak ENF_{t-1} geçiş değişkeni iken modelde kalan doğrusal-olmayan bir yapı olduğu için ikinci bir geçiş fonksiyonun varlığına ihtiyaç duyulmaktadır. Bu yüzden bir sonraki aşamada iki geçiş fonksiyonuna sahip bir LSTR modeli tahmin edilecektir. Ancak önce LSTR modelini değerlendirmekte fayda vardır.

LSTR modeli, doğrusal modelle kıyaslandığında daha çok parametreyi barındırmaktadır. Bu yüzden doğrusal modelde açıklama gücü olmayan gecikmeli etkiler LSTR modelinde açıklayıcı güçlerine kavuşmaktadır. Yine doğrusal modele göre *AIC*'de bir miktar düzelme mevcuttur ($AIC_{Doğ} = -7.019$, $AIC_{LSTR} = -7.074$). Standart hatalar karşılaştırıldığında da LSTR modeli doğrusal modele üstünlük sağlamaktadır ($\sigma_{Doğ} = 0.0293$, $\sigma_{LSTR} = 0.0270$). LSTR modeli yaklaşık %15 civarında varyansda bir düşüş gerçekleştirmiştir.

Tahmin edilen LSTR modeli aşağıdaki biçimde yazılabilir:

$$\begin{aligned}
 BUY_t = & 0.024 - 0.19BUY_{t-1} + 0.33BUY_{t-3} + 0.31ENF_{t-2} \\
 & + 0.22ENF_{t-3} - 0.19ENF_{t-5} - 0.41ENF_{t-6} - 0.15d942
 \end{aligned} \tag{4.7}$$

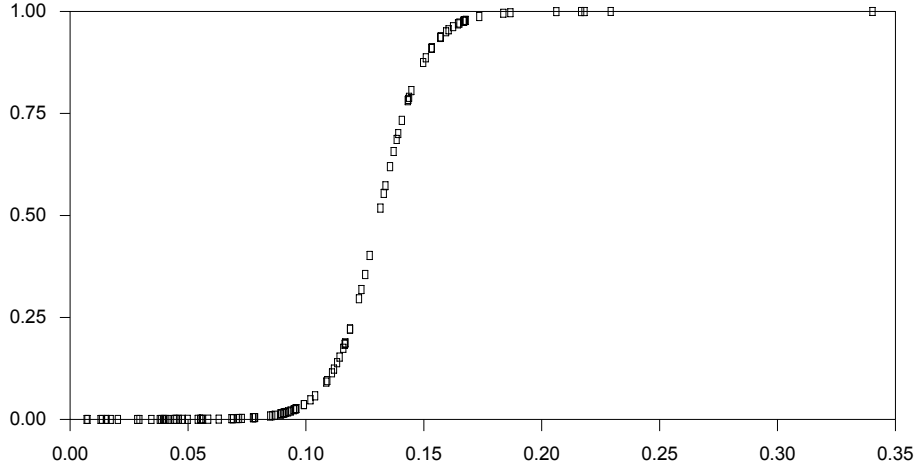
$$(-0.49BUY_{t-2} - 0.31BUY_{t-3} - 0.39ENF_{t-2} - 0.34ENF_{t-3} \\ + 0.28ENF_{t-5} + 0.54ENF_{t-6}) * GF_{LSTR} + u_t$$

Burada, $GF_{LSTR} = (1 + \exp(-5.97(ENF_{t-2} - 0.131)/\sigma_{ENF}))^{-1}$ geçiş fonksiyonudur.

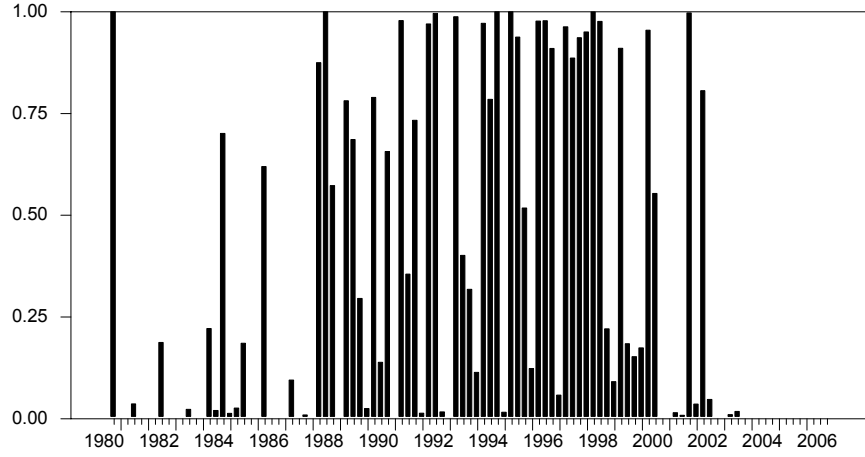
Geçiş fonksiyonunda eşik parametresi olan c , 0.131 değerini almaktadır. Model sanayi büyüme hızının enflasyonla ilişkisini, enflasyonun cari dönemden iki çeyrek yıl önceki (ENF_{t-2}) değerinin hesaplanan eşiğin altında ya da üstünde olmasına göre ortaya koymaktadır. Geçişin yumuşaklığı ise $\gamma = 5.97/\sigma_{ENF}$ 'ya göre belirlenmektedir. Sadece enflasyon oranının aldığı değerlere odaklanıldığında parametrelerin değerleri incelenirse düşük enflasyonu simgeleyen alt rejimde ($GF_{LSTR} = 0$) enflasyonun ikinci ve üçüncü gecikmesinin büyüme üstünde pozitif (0.31 ve 0.22), beşinci ve altıncı gecikmesinin ise negatif (-0.19 ve -0.41) etkisi olduğu görülmektedir. Bunun yanı sıra enflasyonun alt rejimdeki toplam etkisi kısa ve uzun dönemli etkilerle birlikte toplam “-0.05” değerini almaktadır. Yani düşük enflasyon rejiminde enflasyonun büyümeye etkisi toplamda çok az da olsa olumsuzdur. Özetle enflasyon saptanan eşiğin altındayken Türkiye’de kısa dönemde (enflasyonun ikinci ve üçüncü gecikmesi) enflasyon büyümeyi olumlu etkilemektedir. Ancak uzun dönemli (enflasyonun beşinci ve altıncı gecikmesi) etkiler de dikkate alındığında enflasyonun büyüme üstündeki etkisi olumsuzdur. Bu olumsuz etki Türkiye ekonomisinin gerçekleriyle çelişir niteliktedir. Ayrıca bu sonuç tek geçiş fonksiyonlu LSTR modelinin yetersizliğine bir işaret olarak da görülebilir.

Yüksek enflasyon rejiminde ise (üst rejim, $GF_{LSTR} = 1$) enflasyonun büyüme üstündeki ikinci ve üçüncü gecikmesinin etkisi (-0.08 ve -0.12) negatiftir. Ancak beşinci ve altıncı gecikmesinin etkisi pozitifdir (+0.08 ve +0.13). Üst rejimdeyken bütün etkiler göz önüne alındığında enflasyonun büyüme üzerinde kısa ve uzun dönemli toplam etkisi yok denebilecek kadar azdır.

Şekil 4.3’ten de gözlenebileceği gibi rejimler arası geçiş nispeten yumuşaktır. Ayrıca 0.00 ile 0.10 aralığında yani alt rejimde üst rejime göre çok daha fazla gözlemin bulunması kalan doğrusal-olmayanlığın varlığının ENF_{t-1} geçiş değişkeni iken tanılama testlerinde saptandığı gerçeğiyle birlikte düşünüldüğünde, ikinci bir eşiğin bu aralıkta olduğu ve alt rejimi çok düşük ve ortalama enflasyon gibi iki farklı rejime böleceği fikrini kuvvetlendirmektedir.



Şekil 4.3: LSTR Geçiş Fonksiyonu (ENF_{t-2} 'ye göre)



Şekil 4.4: LSTR Geçiş Fonksiyonu (Zamana Göre)

Şekil 4.4'te dikkat çekici bir nokta vardır. Türkiye 2002:3'ten beri düşük enflasyon/alt rejimindedir, ancak toplamda enflasyonun büyümeye etkisi “-0.05” olumsuz görünmektedir. Ancak daha öncede belirtildiği gibi düşük enflasyonun büyüme üstünde olumsuz etkisinin olması Türkiye ekonomisinin gerçekleriyle çelişmektedir. Bu yüzden iki değişkenli geçiş fonksiyonu barındıran bir LSTR modeli tahmin edildikten sonra Türkiye'deki enflasyon-büyüme ilişkisinin incelenmesi daha uygun olacaktır.

4.7. İki Geçiş Fonksiyonlu LSTR Modeli

4.7.1. Başlangıç Değerleri ve Tarama Araştırması

Teräsvirta'nın çok rejimli LSTR modellerinin başlangıç değerlerini bulmak için önerdiği pratik bir yöntem olmadığı için doğrudan tarama araştırmasına geçilmiştir.

İki geiş fonksiyonlu LSTR modeli iin, tek geiş fonksiyonlu LSTAR modelindeki gibi iki boyutlu deęil drt boyutlu bir tarama arařtırmasına gidilecektir. Her iki geiş fonksiyonu iin eřik deęerleri – c_1 ve c_2 – ve geişin nitelięini belirleyen – γ_1 ve γ_2 – parametreler sabitlendikten sonra, en kk RSS’ye sahip olan doęrusallařtırılmıř modeldeki parametrelerin aldıęı deęerler bařlangı deęerleri olarak kabul edilecektir (cal, Osborn, 2000). ENF_t serisi kkten byęe doęru sıralanıp alt ve st kısmından %10’u atılmıřtır. Toplam 10 adet farklı potansiyel eřik deęeri kullanılmıřtır. Ancak iki farklı geiş fonksiyonunun anlam kazanabilmesi iin c_1 ve c_2 birbirinden yeterince ayrıık olarak gruplanmıřtır. Ayrıca γ_1 ve γ_2 iin 1’den 70’e kadar deęerler verilmiřtir. Ancak γ_1 ve γ_2 , ENF_t serisinin standart hatasına blnmřtr. Toplam 5X5X70X70 adet regresyon tahmin edilmiř ve en kk RSS’ye (0.04100) sahip olan regresyonda $c_1 = 0.1270$ ve $c_2 = 0.0557$, $\gamma_1 = 27$ ve $\gamma_2 = 51$ deęerlerini almıřtır. Tarama arařtırması sonucu elde edilen bařlangı deęerlerinden hareketle LSTR modeli tahmin edilmiřtir.

4.7.2. İki Geiş Fonksiyonlu LSTR Modeli: Tahmin Sreci ve Deęerlendirme

Tablo 4.6’da iki geiş fonksiyonlu LSTR modelinde yer alan deęiřkenler, t istatistikleri, standart hataları ve olasılık deęerleri vardır. Doęrusal ve doęrusal-olmayan kısım olarak iki blm halinde verilen tablonun alt kısmında bir kısmı STR modellerine zg olan tanılama testlerinin olasılık deęerleri de bulunmaktadır.

Anlamsız parametrelerden arındırılmıř model Tablo 4.6’da verilmiřtir. Her iki geiş fonksiyonu da lojistikdir.⁵ Tanılama testlerinde boř hipotezlerin olasılık deęerleri verilmiřtir. Modelin kalıntılarında otokorelasyon (0.249) ve ARCH (0.562) etkisi grlmemektedir. Ayrıca $ReHTR$ olarak adlandırılan ve rejimlerde deęiřen varyans sorunu olup olmadıęını anlamaya yarayan testin olasılık deęeri de bahsedilen trde bir sorun olmadıęına iřaret etmektedir. Parametre devamlılıęı testinin boř hipotezi reddedilememiřtir. Kalan doęrusal-olmayanlık (Kdo) testlerinde de bir tanılama sorununa rastlanmamıřtır.

⁵ İkinci geiş fonksiyonu ssel (exponential) olarak alındıęında kurulan STR modelinde yakınsama sorunuyla karřılařılmıřtır. İkinci geiş fonksiyonu lojistik (logistic) kabul edildięinde ise yukarıdaki modele ulařılmıřtır. Her iki geiş fonksiyon lojistik karakterli olduęundan model MRSTR yerine MRLSTR biiminde adlandırılmıřtır.

Tablo 4.6: BUY_t (bağımlı değişken) – ENF_t için MRLSTR Modeli

	katsayı	std.hata	t-ist.	ol.değeri
Doğrusal Kısım				
<i>cons</i>	0.0304	0.0083	3.653	0.000
<i>BUY_{t-1}</i>	-0.4452	0.1902	-2.340	0.021
<i>BUY_{t-2}</i>	-0.4407	0.1539	-2.864	0.005
<i>BUY_{t-4}</i>	-0.2228	0.0688	-3.237	0.001
<i>ENF_{t-2}</i>	0.3959	0.1032	3.834	0.000
<i>d942</i>	-0.1425	0.0245	-5.818	0.000
Doğrusal-olmayan Kısımlar				
Geçiş Değişkeni: <i>ENF_{t-2}</i>				
<i>ENF_{t-2}</i>	-0.5258	0.1163	-4.520	0.000
<i>ENF_{t-6}</i>	0.6206	0.1153	5.379	0.000
γ_1	23.165			
<i>c₁</i>	0.1284	0.0038	33.379	0.000
Geçiş Değişkeni: <i>ENF_{t-1}</i>				
<i>BUY_{t-1}</i>	0.4073	0.2007	2.029	0.045
<i>BUY_{t-2}</i>	0.3814	0.1643	2.320	0.022
<i>ENF_{t-6}</i>	-0.5424	0.0720	-7.531	0.000
γ_2	46.474			
<i>c₂</i>	0.0565	0.0018	31.436	0.000
<i>AIC</i>	-7.350	σ_{MRLSTR}	0.0236	
Tanılama	ol.değ.	ol.değ.		
<i>ARCH(4)</i>	0.562	<i>ReHTR</i>	0.879	
<i>AC(4)</i>	0.249	<i>GPDEV</i>	0.899	
<i>Kdo_BUY1</i>	0.697	<i>Kdo_BUY2</i>	0.879	
<i>Kdo_BUY3</i>	0.520	<i>Kdo_BUY4</i>	0.847	
<i>Kdo_ENF1</i>	0.203	<i>Kdo_ENF2</i>	0.874	
<i>Kdo_ENF3</i>	0.990	<i>Kdo_ENF4</i>	0.629	
<i>Kdo_ENF5</i>	0.526	<i>Kdo_ENF6</i>	0.902	

İki geçiş fonksiyonlu MRLSTR modeli, doğrusal modelde açıklama gücü olmayan gecikmeli etkileri barındırmaktadır. Yine doğrusal modele göre *AIC*'de çok belirgin bir iyileşme gerçekleşmiştir ($AIC_{Doğ} = -7.019$, $AIC_{MRLSTR} = -7.350$). Standart

hatalar karşılaştırıldığında da LSTR modeli doğrusal modele üstünlük sağlamaktadır ($\sigma_{Doğ} = 0.0293$, $\sigma_{MRLSTR} = 0.0236$). Doğrusal-olmayan LSTR modelinin doğrusal modele göre varyansda meydana getirdiği düşüş yaklaşık %35'tir.

Tek geçiş fonksiyonlu LSTR modeliyle, iki geçiş fonksiyonlu modeli kıyasladığımızda da tahmin edilen son modelin üstünlüğü dikkat çekicidir. Bu yüzden iki geçiş fonksiyonlu modelin enflasyon-büyüme ilişkisini daha iyi yakalayabildiğinden söz etmek mümkündür ($AIC_{LSTR} = -7.074$, $AIC_{MRLSTR} = -7.350$; $\sigma_{LSTR} = 0.0270$, $\sigma_{MRLSTR} = 0.0236$). MRLSTR, LSTR'ye göre varyansda %25 civarında bir düşüşe neden olmuştur.

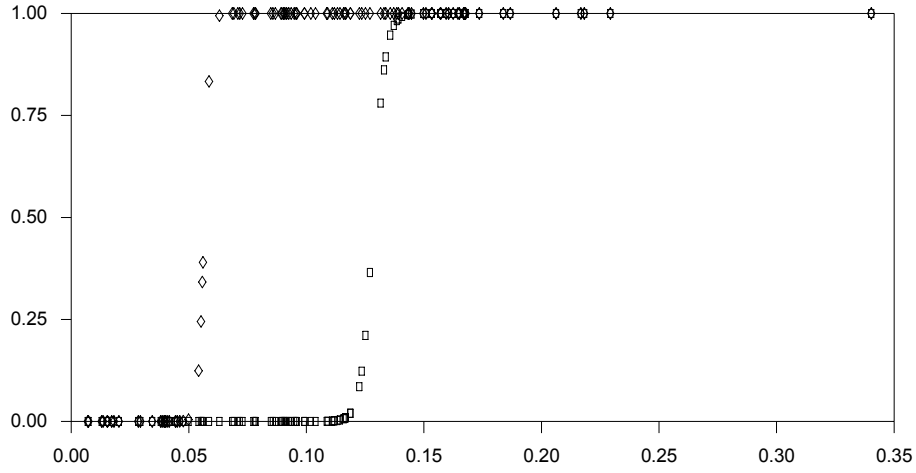
Tahmin edilen iki geçiş fonksiyonlu MRLSTR modeli aşağıdaki biçimde yazılabilir:

$$\begin{aligned} BUY_t = & 0.03 - 0.46gBUY_{t-1} - 0.44BUY_{t-2} - 0.22BUY_{t-4} \\ & + 0.40ENF_{t-2} - 0.14d942 \\ & + (-0.53ENF_{t-2} + 0.62ENF_{t-6}) * GF_{LSTR1} \\ & + (0.41BUY_{t-1} + 0.38BUY_{t-2} - 0.54ENF_{t-6}) * GF_{LSTR2} + u_t \end{aligned} \quad (4.8)$$

$$GF_{LSTR1} = (1 + \exp(-23.17(ENF_{t-2} - 0.129)/\sigma_{ENF}))^{-1}$$

$$GF_{LSTR2} = (1 + \exp(-46.47(ENF_{t-1} - 0.057)/\sigma_{ENF}))^{-1}$$

Burada, GF_{LSTR1} ve GF_{LSTR2} geçiş fonksiyonlarıdır. Modelde iki eşik bulunmaktadır ve değerleri $c_1 = 0.129$ ve $c_2 = 0.057$ 'dir. İlk eşik yani c_1 tek geçiş fonksiyonlu LSTR modelindeki eşikle neredeyse aynıdır. İlk geçiş fonksiyonunu yönlendiren geçiş değişkeni ENF_{t-2} 'dir. İkinci geçiş fonksiyonundaki c_2 eşiği, daha düşük bir enflasyona işaret etmektedir. Ayrıca bu eşikle etkinleşen geçiş değişkeni enflasyonun cari dönemden bir çeyrek yıl önceki (ENF_{t-1}) değeridir. Her iki geçiş fonksiyonunun nasıl bir seyir izlediği Şekil 4.5'te sunulmuştur. Rejimler arası geçişler serttir. Ancak ENF_{t-1} geçiş değişkeni iken ENF_{t-2} 'ye göre rejimler arası geçiş iki kat daha sert gerçekleşmektedir.



Şekil 4.5: MRLSTR Geçiş Fonksiyonları (ENF_{t-1} ve ENF_{t-2} 'e göre)

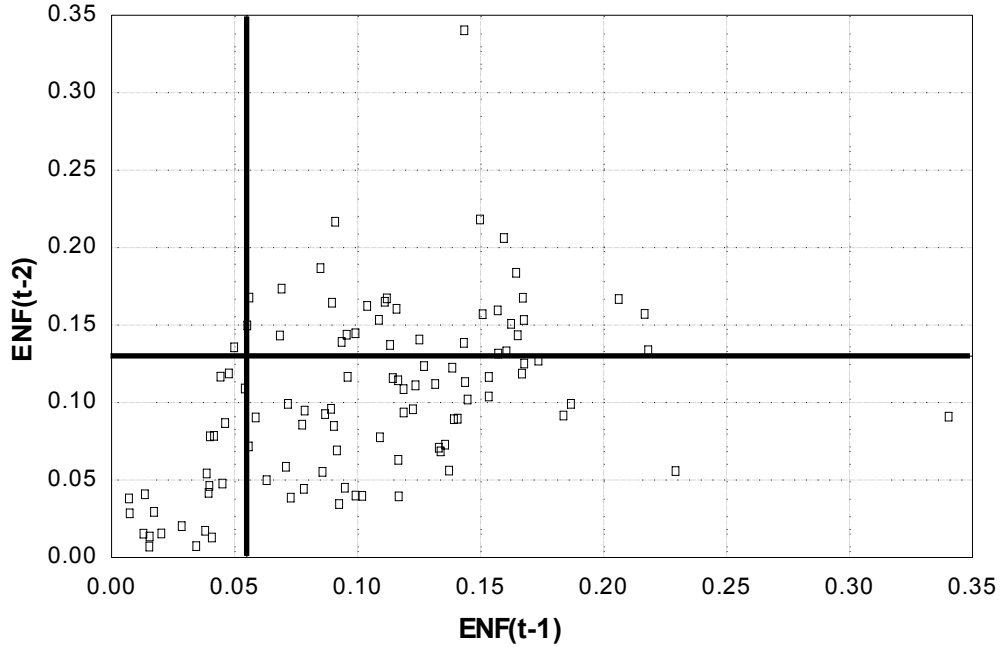
4.8. Türkiye’de Enflasyonun Büyümeye Etkisinin Rejimlere Göre Sınıflandırılması

Bu model ışığında Türkiye’de enflasyonun büyümeye etkisini enflasyonu temel alarak dört farklı rejime ayırmak teorik olarak mümkündür. Bu rejimler geçiş fonksiyonlarının aldığı uç değerlere göre sınıflandırılırsa:

- I. Yüksek (ENF_{t-2} 'ye göre) – Yüksek (ENF_{t-1} 'ye göre) Enflasyon Rejimi:
 $GF_{LSTR1}=1$ ve $GF_{LSTR2}=1$
 $ENF_{t-2} > 0.129$ ve $ENF_{t-1} > 0.057$
- II. Yüksek (ENF_{t-2} 'ye göre) – Düşük (ENF_{t-1} 'ye göre) Enflasyon Rejimi:
 $GF_{LSTR1}=1$ ve $GF_{LSTR2}=0$
 $ENF_{t-2} > 0.129$ ve $ENF_{t-1} < 0.057$
- III. Düşük (ENF_{t-2} 'ye göre) – Yüksek (ENF_{t-1} 'ye göre) Enflasyon Rejimi:
 $GF_{LSTR1}=0$ ve $GF_{LSTR2}=1$
 $ENF_{t-2} < 0.129$ ve $ENF_{t-1} > 0.057$
- IV. Düşük (ENF_{t-2} 'ye göre) – Düşük (ENF_{t-1} 'ye göre) Enflasyon Rejimi:
 $GF_{LSTR1}=0$ ve $GF_{LSTR2}=0$
 $ENF_{t-2} < 0.129$ ve $ENF_{t-1} < 0.057$

Rejimlerin yüksek ve düşük olarak ikili biçimde sınıflandırılması, geçiş değişkenlerinin ilgili eşik değerlere göre aldıkları fonksiyonel değerlerle ilişkilendirilmesinden kaynaklanmaktadır. Şekil 4.6’da geçiş değişkenlerinin serpilme diyagramı bulunmaktadır. Yatay ve dikey çizgiler ilgili geçiş değişkeninin

bulunduğu rejimdeki eşik değerleridir. Oluşan rejimlerden ikincisi olan yüksek-düşük enflasyon rejimini dışlamanın mümkün olduğu Şekil 4.6’da açıkça görülmektedir. Böylece pratikte üç rejimi sahip bir MRLSTR modeline ulaşılmış olur.



Şekil 4.6: MRLSTR için Rejim Sınıflandırması

Düşük-Düşük enflasyon rejiminde ENF_{t-2} ’nin katsayısı 0.4’tür. Yani $ENF_{t-2} < 0.129$ ve $ENF_{t-1} < 0.057$ olduğunda enflasyonun büyümeye etkisi olumludur. Bu rejim, büyümenin süreklilik kazandığı ve enflasyonun istikrarlı bir düşüş trendi izlediği özellikle 2002 sonrası dönemi içermektedir (Şekil 4.7).

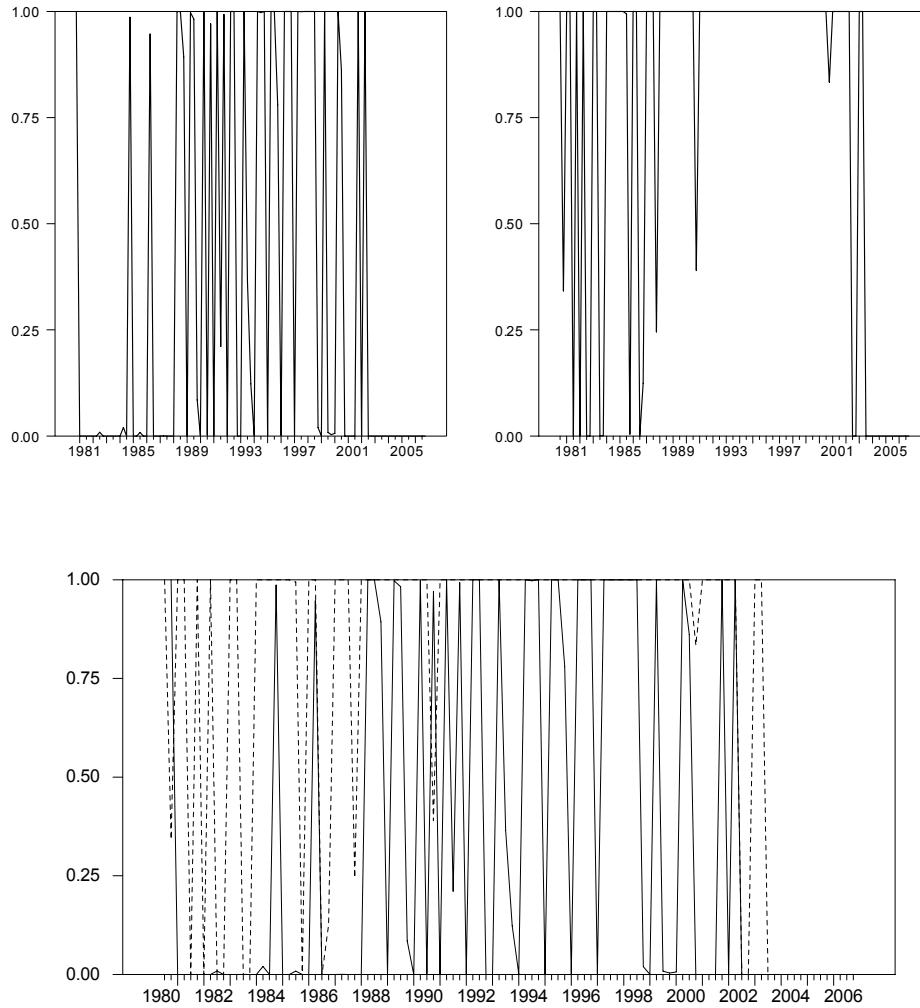
Yüksek-Yüksek enflasyon rejiminde enflasyonun gecikmeli değişkenlerinin katsayıları toplamı değerlendirildiğinde ENF_{t-2} ’nin katsayısı -0.13 ve ENF_{t-6} ’nin katsayısı 0.08 ’dir. $ENF_{t-2} > 0.129$ ve $ENF_{t-1} > 0.057$ durumu geçerliyken, enflasyonun büyümeye etkisi genel anlamda olumsuzdur. 1980 sonrası Türkiye’de yaşanan yüksek enflasyon dönemlerinin büyüme üstündeki sakıncalı etkisi bu rejimin özelinde kendini göstermektedir (Şekil 4.7).

Düşük-Yüksek enflasyon rejiminde; enflasyonunun gecikmeli değişkenlerinin katsayılarına odaklanıldığında ENF_{t-2} ’nin katsayısı 0.4 ve ENF_{t-6} ’nin ise -0.54 ’dür. $ENF_{t-2} < 0.129$ ve $ENF_{t-1} > 0.057$ durumu geçerliyken enflasyonun büyümeye etkisi toplamda olumsuzdur.

Rejim sınıflandırmasından da açık biçimde görüldüğü gibi Türkiye’de düşük-düşük enflasyon rejiminde enflasyon büyüme üstünde net bir büyüme etkisi yaratmaktadır.

Düşük-Düşük enflasyon döneminde büyümenin ortalaması 0.028’dir. BUY_t serisinin ortalamasının 0.014 olduğu göz önünde bulundurulduğunda bu rejimde düşük enflasyonun BUY_t serisinin ortalamasını ikiye katladığını söylemek mümkündür. Ayrıca 2003:3’den beri (üst üste on üç çeyrek yıl) düşük-düşük enflasyon rejiminde bulunan Türkiye’nin büyüme ortalaması 0.019’dur ve yine BUY_t serisinin ortalamasından yeterince yüksektir.

Düşük-Yüksek ve Yüksek-Yüksek enflasyon rejimlerinde büyümenin ortalaması sırasıyla 0.005 ve 0.012’dir. Her iki değer de BUY_t serisinin ve Düşük-Düşük enflasyon rejimindeki büyümenin ortalamasından düşüktür. Bu durum enflasyonun birinci ve/veya ikinci gecikmeli değerinin, belirlenen eşik değerlerinden yüksek olması halinde büyümenin kendi ortalamasının altına indiğini göstermektedir.



Şekil 4.7: MRLSTR Geçiş Fonksiyonları (Zamana Göre)

4.9. Sonuç

Bu uygulama bölümünde Türkiye’de enflasyon-büyüme etkileşimindeki (1980:2-2006:3) olası doğrusal-olmayanlık STR modeli çerçevesinde incelenmiştir. Gerek Yıldırım’ın (2007) çalışması gerekse bu bölümde ulaşılan iki değişkenli doğrusal model sağlıklı bir doğrusal ilişkiye işaret etmemektedir. Doğrusal-olmayan ilişkinin yönünün tayin edilmesi için Teräsvirta’nın (1997) önerdiği STAR modelini esas alan doğrusal-olmayan nedensellik testinden yararlanılmıştır. Bu testin sonucu nedenselliğin yönünün enflasyondan büyümeye doğru olduğunu göstermektedir. Böylece STR modeline özgü tahmin izleğine göre tahmin edilmesi olası model sayısında önemli bir tasarruf sağlanmış olmaktadır. Nihai olarak karar kılınan MRLSTR modeli hem LSTR modelinden hem de tahmin edilen doğrusal modelden daha iyidir. MRLSTR her iki modele göre AIC ’de çok belirgin bir iyileşmeye yol açmıştır. MRLSTR modelinin doğrusal modele göre varyansda meydana getirdiği düşüş yaklaşık %35 iken, LSTR’ye göre %25’tir. Ayrıca tahmin edilen MRLSTR modeli için yapılan tanılama testlerinde de bir soruna rastlanmamıştır (Bkz. Tablo 4.6).

Türkiye’nin enflasyonun büyüme üzerindeki doğrusal-olmayan etkisini gösteren çok rejimli MRSTR modelinde asimetrik etkiyi yaratan lojistik karakterli iki farklı geçiş fonksiyonu vardır. Modelde iki enflasyon eşiği bulunmaktadır ve değerleri $c_1 = 0.129$ ve $c_2 = 0.057$ ’dir. Bu enflasyon eşikleri yıllık bazda sırasıyla %62 ve %25’tir. İlk eşik yani c_1 tek geçiş fonksiyonlu LSTR modelindeki eşikle neredeyse aynıdır. İlk geçiş fonksiyonunu yönlendiren geçiş değişkeni ENF_{t-2} ’dir. İkinci geçiş fonksiyonundaki c_2 eşiği, daha düşük bir enflasyona işaret etmektedir. Ayrıca bu eşikle etkinleşen geçiş değişkeni enflasyonun cari dönemden bir çeyrek yıl önceki (ENF_{t-1}) değeridir. Rejimler arası geçişler serttir. Ancak ENF_{t-1} geçiş değişkeni iken ENF_{t-2} ’ye göre rejimler arası geçiş iki kat daha sert gerçekleşmektedir .

Bu aşamada karmaşık bir doğrusal-olmayan yapı sergileyen modeli kavrayabilmek için rejimlerin yüksek ve düşük enflasyon rejimi olarak ikili biçimde sınıflandırılması uygun görünmektedir. Lojistik geçiş fonksiyonlarının aldığı uç değerler için üç farklı enflasyon rejimi oluşmaktadır. Düşük-Düşük enflasyon rejiminde ENF_{t-2} ’nin katsayı 0.4’tür. $ENF_{t-2} < \%13$ ve $ENF_{t-1} < \%5.7$ olduğunda enflasyonun büyümeye etkisi olumludur. Bu rejim, büyümenin süreklilik

kazandığı ve enflasyonun istikrarlı bir düşüş trendi izlediği özellikle 2002 sonrası dönemi içermektedir. Yüksek-Yüksek enflasyon rejiminde enflasyonun gecikmeli değişkenlerinin katsayıları toplamı değerlendirildiğinde ENF_{t-2} 'nin katsayısı -0.13 ve ENF_{t-6} 'nın katsayısı 0.08 'dir. $ENF_{t-2} > \%13$ ve $ENF_{t-1} > \%5.7$ olduğunda, enflasyonun büyümeye etkisi toplamda negatiftir. 1980 sonrası Türkiye'de yaşanan yüksek enflasyon dönemlerinin büyüme üstündeki sakıncalı etkisi bu rejimin özelinde kendini göstermektedir. Düşük-Yüksek enflasyon rejiminde; ENF_{t-2} 'nin katsayısı 0.4 ve ENF_{t-6} 'nın ise -0.54 'dür. $ENF_{t-2} < \%13$ ve $ENF_{t-1} > \%5.7$ iken enflasyonun büyümeye etkisi toplamda yine olumsuzdur. Rejim sınıflandırmasından da açık biçimde görüldüğü gibi Türkiye'de düşük-düşük enflasyon rejiminde enflasyon büyüme üstünde net bir büyüme etkisi yaratırken, diğer rejimlerin enflasyonun büyüme üstündeki etkisi olumsuzdur.

Düşük-Düşük enflasyon döneminde büyüme hızının ortalaması 0.028 'dir ve BUY_t serisinin incelenen dönemdeki genel ortalamasının yaklaşık iki katı kadar büyüktür. Düşük-Yüksek ve Yüksek-Yüksek enflasyon rejimlerinde büyümenin ortalaması sırasıyla 0.005 ve 0.012 'dir. Her iki değer hem BUY_t serisinin ve hem de Düşük-Düşük enflasyon rejimindeki büyümenin ortalamasından düşüktür.

Literatürde Türkiye ve diğer ülkeler için çoklu rejimi içeren herhangi bir doğrusal olmayan zaman serisi modeline rastlanamamıştır. Ancak Yılmaz, Akçay ve Alper (2002) Türkiye için çeyrek yıllık 1990:2-2002:1 dönemi için çoklu rejimi içermeyen sadece iki rejimli bir TAR modeli kurmuşlardır. Modele ait ayrıntılı bilgi vermeyen yazarlar, sadece tahmin edilen eşik enflasyon değerinin yıllık bazda ise $\%41$ 'e karşılık geldiğini belirtmektedirler. Ama bu model hem 2002'den sonra gerçekleşen düşük enflasyon yüksek büyüme dönemini içermediğinden hem de sadece iki rejimli olduğundan kurulan MRLSTR modeliyle kıyaslamak mümkün olamamaktadır.

5. SONUÇ

İktisadi değişkenlerin sergiledikleri asimetrik davranışı açıklayabilmek için doğrusal-olmayan zaman serisi modellerinden yararlanma eğilimi son yıllarda giderek artmaktadır. Bunun nedeni doğrusal modellerin gerek kuramsal olarak ileri sürülen gerekse pratikte gözlemlenen asimetriyi yakalayamamasıdır. Ayrıca gelişen bilgisayar teknolojisi de bu modellerin yaygınlaşmasında önemli bir rol oynamıştır.

Bu çalışmada doğrusal-olmayan zaman serisi modellerinden STAR modeli kullanılmıştır. Bu yüzden ilk olarak STAR modelinin kuramsal altyapısına dair bir literatür değerlendirmesi yapılmıştır. Uygulamaya yönelik bölümlerin ilkinde (Uygulama I) ise Türkiye gibi gelişmekte olan bir ülkenin sanayi üretim endeksi büyüme hızının STAR tipi doğrusal-olmayan veri üretim sürecince temsil edilebileceği sonucuna varılmıştır. İkinci uygulama bölümünde (Uygulama II) Türkiye'deki enflasyon-büyüme ilişkisi STAR modelinin çok değişkenli ve çok rejimli ortama aktarılmasıyla ulaşılan MRSTR modeli çerçevesinde modellenmiştir. Ulaşılan MRSTR modeli enflasyonun büyüme üstündeki doğrusal-olmayan etkilerini Türkiye için açık bir biçimde ortaya koymuştur.

Uygulamaya dönük bölümlere ait bulgulara ve sonuçlara değinmeden önce bu çalışmada neden STAR modelinin tercih edildiğini açıklığa kavuşturmak uygun olacaktır. Rejim değişikliğini esas alan doğrusal-olmayan zaman serisi modellerinden STAR modelinin bu çalışmada tercih edilmesinin başlıca dört nedeni vardır. Bu nedenler sırasıyla STAR modeline özgü doğrusallık testi, STAR modelinin sağladığı esneklik, STAR modelinin iktisadi anlamlılığı ve STAR modeline özgü tanımlama testleridir:

i. Doğrusallık varsayımı bir kenara konduğunda doğrusal-olmayan modellemenin hangi fonksiyonel yapıya dayandırılacağı araştırmacıların yüz yüze geldiği önemli bir sorundur. Literatürde pek çok doğrusallık testi bulunmaktadır. Ancak bu testlerin bir kısmında (örneğin BDS testi) doğrusallık boş hipotezinin kabul edilememesi halinde alternatif hipotez belirsiz olduğundan doğrusal-olmayanlığı yaratan fonksiyonel yapı belirlenememektedir. Portmanto tipi bu testler modellemenin

evrileceği yönden ziyade incelenen serinin sadece doğrusal-olmadığına işaret etmektedir. Portmanto tipi testlerin dışında kalan doğrusallık testlerinde (örneğin Hansen'in testi) ise alternatif hipotezdeki doğrusal-olmayan modelin yapısı açıktır. Ancak bu noktada karşılaşılan sorun ise doğrusallık boş hipotezi altında tanımlanamayan parametrelerin varlığıdır. Yani doğrusallık testini gerçekleştirmek için doğrusal-olmayan modeli de tahmin etme zorunluluğu baş göstermektedir. Bu yüzden simülasyon ve bootstrapping yöntemleri kullanılarak yeni kritik değerler üretilmekte ve standart dağılımlar devre dışı kalmaktadır. STAR modeli tanımlanamayan parametreler sorununu doğrusal-olmayanlığı yaratan belli fonksiyonel formlara uygun Taylor açılımları uygulanmak suretiyle aşmaktadır. Böylece standart dağılımlar yeniden işlerlik kazandığından etkili ve pratik bazda görece basit bir doğrusallık testine ulaşılmaktadır. STAR tipi doğrusallık testinde alternatif hipotezlerde doğrusal-olmayan modelin yapısı belirli olduğundan araştırmacının işi daha da kolaylaşmaktadır.

ii. STAR modeli, farklı fonksiyonel yapıları esas alan (lojistik ve üssel) alt modelleri ile iktisadi anlamda pek çok asimetrik davranışı açıklayabilecek derecede esnek bir modeldir. STAR modeli belli bir geçiş değişkeni ve eşik değeriyle aktifleşen fonksiyonları kullanarak farklı rejim oluşumlarına olanak tanımaktadır. Ayrıca rejimler arası geçişin yumuşak olduğu varsayımından hareket etmesine rağmen rejimler arası geçiş sert olduğunda bile açıklayıcı gücünü yitirmemektedir. Bu yüzden STAR modeli, ani rejim geçişleri kabulüyle tanımlı TAR modelinin genel bir hali olarak da yorumlanabilir. Bunun yanı sıra STAR modelinin temel mantığı çok değişkenli ortama taşınmasına engel teşkil etmemektedir. Böylece iktisadi değişkenler arasındaki ilişkinin asimetrik dinamiklerini incelemek de mümkün olmaktadır. Çok rejimli STAR (MRSTAR) ya da STR (MRSTR) modelleri ise ikiden fazla rejimin açığa çıkarılmak istenen doğrusal-olmayan yapının saptanmasına olanak sağlamaktadır.

iii. STAR modelinin iktisadi olarak makul olduğunu iki örnekle kısaca belirtmek mümkündür. LSTAR modeli çerçevesinde incelenen iktisadi değişkenin büyüme hızı olduğu düşünülürse eşğin altında kalan kısım düşük büyüme rejimine, üstünde kalan kısım ise yüksek büyüme rejimine denk düşmektedir. Eğer reel kur ESTAR modeli kullanılarak modellenirse eşik değerinden uzak gözlemler dış rejimde, eşığa yakın gözlemler ise orta rejim adı verilen bölgede farklı davranır.

iv. STAR modeline özgü tanılama testleri modelin dinamik yapısını açığa çıkarmasının yanı sıra tanılama işlevi de gören bir takım hesaplamalar STAR modelinin sunduğu avantajlardandır. STAR modeline özgü tanılama testleri aracılığıyla modeldeki parametrelerin devamlı olup olmadığını, modelin kalıntılarının otokorelasyon sorunu taşıyıp taşımadığını ve modelin etkin bir şekilde doğrusal-olmayanlığı yakalayıp yakalayamadığını sınamak mümkündür. Ayrıca ekstrapolasyon işlemiyle ulaşılan uzun dönem dengesi, STAR modelinin iktisadi açıdan yorumlanabilirliğini artırmaktadır. Modelin baskın köklerinin davranışı da asimetrik davranışı anlamak yolunda önemlidir. Uç rejim durumları dikkate alınarak hesaplanan baskın kökler, STAR modelinin farklı rejimlerde nasıl bir dinamik yapı izlediğine ışık tutmaktadır.

Bu çalışmanın asıl katkısı incelenen kuramsal çerçevenin Türkiye uygulamasına yönelik bölümleridir. Uygulamaya yönelik üçüncü bölümde (Uygulama I) Türkiye'nin çeyrek yıllık sanayi üretim endeksi büyüme hızına (1980:2-2006:3) ait veri yaratım sürecini doğrusal-olmayan LSTAR modelinin doğrusal $AR(4)$ modelinden daha iyi yakaladığı sonucuna varılmıştır. LSTAR modeli $AR(4)$ modeline göre AIC değerinde bir iyileşmeye yol açmıştır ($AIC_{AR(4)} = -6.91$, $AIC_{LSTAR} = -6.94$). LSTAR modeli $AR(4)$ modeline göre varyans oranında ciddi bir düşüş yaratmıştır ($\sigma_{LSTAR}^2/\sigma_{AR(4)}^2 = \%8$). Bunun yanı sıra $AR(4)$ modelinde mevcut olan $ARCH$ etkisi LSTAR modelinde ortadan kaybolmuştur ($ARCH(4)_{Doğ} = 0.015$, $ARCH(4)_{Lstar} = 0.359$). Doğrusal ve doğrusal-olmayan modeller arasındaki bir adım ve iki adım ileri örneklem dışı öngörü karşılaştırması LSTAR modelinin üstünlüğünü vurgulamaktadır. Ayrıca tahmin edilen LSTAR modeli STAR modeline özgü bütün tanılama testlerinden başarıyla geçmiştir. Son olarak ekstrapolasyon işlemi ve uç rejim değerleri için yapılan karakteristik kök analizi de LSTAR modelinin kararlı olduğuna işaret etmiştir.

Türkiye'nin büyüme hızı için tahmin edilen LSTAR modelinde geçiş fonksiyonunda eşik parametresi 0.0181 , yumuşaklık parametresi 97.1 ve geçiş değişkeni, büyüme hızının üç çeyrek yıllık gecikmesi olarak belirlenmiştir. Yani sanayi büyüme hızının üç çeyrek önce (BUY_{t-3}) aldığı değer tahmin edilen eşik altında ya da üstünde kalışına göre model iki farklı rejim arasında hızlı ve keskin bir biçimde salınmaktadır. Ancak belirtmek gerekir ki eşik değerinin 0.0181 (%1.8) olması, yıllık olarak yaklaşık %7.3'lük bir büyümeye işaret etmektedir. Böylece alt rejim

düşük ve orta düzeyde büyümeyi kapsamaktadır. Yüksek büyüme ise üst rejimce tanımlanmaktadır. Alt rejim olarak isimlendirilen düşük ve orta düzeyde büyüme alanıyla, üst rejim yani yüksek büyüme alanının farklı dinamikleri vardır. Yapılan baskın kök analizi, dışsal şoklar karşısında büyüme hızının alt rejimden çıkmaya daha yatkın olduğunu göstermiştir. Ayrıca modelin uzun dönem dengesi alt rejimde olduğundan, üst rejimde görece olarak daha az tutunabilen büyüme hızı bariz bir asimetri sergilemektedir. Rejimlerin çeyrek yıllara göre sınıflandırılması ise LSTAR modelinin kriz ve büyüme dönemlerini etkin bir şekilde saptadığını göstermektedir.

STAR modelini esas alarak sanayi üretim endeksi büyüme hızının veri yaratım sürecinin doğrusal olmadığını gösteren önemli çalışmalarda birbirinden çok farklı eşik ve yumuşaklık parametrelerine rastlanmaktadır. Örneğin çeyrek yıllık sanayi üretim endeksi büyüme hızından (1961:1-1986:4) hareket eden Teräsvirta ve Anderson (1992) ABD ($\gamma = \text{yumuşaklık parametresi} = 49$, $\text{yıllık eşik} = -\%0.6$), Belçika ($\gamma = 7.3$, $\text{yıllık eşik} = -\%1.5$), Kanada ($\gamma = 37$, $\text{yıllık eşik} = \%6$) ve Almanya ($\gamma = 1600$, $\text{yıllık eşik} = -\%0.7$) için lojistik STAR'ı (LSTAR) uygun bulurken; İtalya ($\gamma = 1.25$, $\text{yıllık eşik} = -\%2.8$) ve Japonya ($\gamma = 1.54$, $\text{yıllık eşik} = -\%8$) için üssel STAR'ı (ESTAR) uygun bulmuşlardır.

Ancak yukarıdaki ülkeler gelişmiş ülkelerdir. Türkiye gibi gelişmekte olan bir ülkeyi bu ülkelerle kıyaslamak yanıltıcı olabilir. Bu yüzden Arango ve Melo'nun (2006) Brezilya ($\gamma = 183$, $\text{yıllık eşik} = \%6.6$), Kolombiya ($\gamma = 69$, $\text{yıllık eşik} = -\%7.2$), ve Meksika'nın ($\gamma = 74$, $\text{yıllık eşik} = -\%1$) sanayi üretim endeksleri büyüme hızı serileri için kurduğu LSTAR modellerini kıyaslama noktası olarak kabul etmek daha uygundur. Türkiye için de LSTAR modelinin tahmin edilmesi bu üç Latin Amerika ülkesiyle Türkiye arasındaki bir ortaklığa dikkat çekmektedir. Ayrıca tıpkı Türkiye'de olduğu gibi her üç ülkede de rejimler arası geçiş serttir, çünkü yumuşaklık parametresinin aldığı değer yüksektir. Ayrıca sadece Brezilya ve Türkiye için geçerli olan ortak bir sonuca daha ulaşmak mümkün olmaktadır. İki ülkede de büyüme hızının izlediği STAR tipi doğrusal-olmayan veri yaratım süreçleri vasıtasıyla ayırdına varılan alt ve üst rejimler, eşik değerler yüksek olduğu için benzer niteliktedir. Yani alt rejim düşük/ortala düzeyde büyümeye denk düşerken, üst rejim yüksek büyümeyi temsil etmektedir.

Uygulamaya dayalı dördüncü bölümdeki (Uygulama II) katkı hem uygulamanın yeni oluşunda ve hem de STR modelinin tahmin izleğine dair yöntemsel bir yenilik

önerilmesinde yatmaktadır. Bu noktada literatürdeki çok değişkenli ve çok rejimli LSTR modeli sayısının kısıtlı olduğuna dikkat çekmek gerekmektedir. Ayrıca enflasyon-büyüme ilişkisini çok rejimli çerçevede inceleyen modele ise rastlanmamıştır. Uygulamanın yeniliği bu durumdan kaynaklanmaktadır. STR tahmin izleğine getirilen yenilik ise Teräsvirta'nın önerdiği doğrusal-olmayan Granger nedensellik testinin STR modellemesine geçilmeden önce uygulanarak nedenselliğin yönünün belirlenmesi için kullanılmış olmasında yatmaktadır. Bu yöntemsel yeniliğin önemi tahmin sürecini kolaylaştırmasıyla ilgilidir.

Türkiye'de enflasyon-büyüme etkileşimindeki (1980:2-2006:3) olası doğrusal-olmayanlık STR modeli çerçevesinde incelenmiştir. Gerek Yıldırım'ın (2007) çalışması gerekse bu bölümde ulaşılan iki değişkenli doğrusal model sağlıklı bir doğrusal ilişkiye işaret etmemektedir. Türkiye'de büyüme-enflasyon ilişkisini aydınlatmak için yapılan doğrusal-olmayan nedensellik testi yalnızca enflasyonun ikinci gecikmesinin büyümeyi etkilediğini göstermektedir. Bu nedenle yalnızca bu yön esas alınarak STR modellemesine geçilmiştir. Burada dikkat çekici olan STR doğrusallık testinin, tıpkı Granger nedensellik testinde olduğu gibi, enflasyonun ikinci gecikmesini geçiş değişkeni olarak belirlemiş olmasıdır. Kurulan tek geçiş fonksiyonlu yani iki rejimli LSTR modeli tam anlamıyla yeterli olmadığı için çok rejimli bir LSTR (MRLSTR) modelinin tahmin edilmesi gerekmiştir. Böylece pratikte üç rejimli bir LSTR modeline ulaşılmıştır.

Nihai olarak ulaşılan MRLSTR modeli hem LSTR modelinden hem de tahmin edilen doğrusal modelden daha iyidir. MRLSTR, her iki modele göre AIC 'de çok belirgin bir iyileşme gerçekleştirmiştir ($AIC_{Doğ} = -7.019$, $AIC_{LSTR} = -7.074$, $AIC_{MRLSTR} = -7.350$). Standart hatalar karşılaştırıldığında da MRLSTR modelinin kurduğu üstünlük yadsınmaz ($\sigma_{Doğ} = 0.0293$, $\sigma_{MRLSTR} = 0.0236$, $\sigma_{LSTR} = 0.0270$). MRLSTR modelinin varyansda meydana getirdiği düşüş doğrusal modele göre %35 iken, LSTR'ye göre %25 civarındadır. Ayrıca tahmin edilen MRLSTR modeli yapılan tanılama testlerinden de geçmiştir.

Türkiye'nin enflasyonun büyüme üzerindeki doğrusal-olmayan etkisini gösteren çok rejimli MRSTR modelinde asimetrik etkiyi yaratan iki lojistik geçiş fonksiyonu vardır. Her geçiş fonksiyonunda birer tane enflasyon eşiği bulunmaktadır ve eşik enflasyon değerleri $c_1 = 0.129$ ve $c_2 = 0.057$ 'dir. Bu değerler yıllık bazda sırasıyla %62 ve %25'tir. İlk eşik, tek geçiş fonksiyonlu LSTR modelindeki eşikle neredeyse

aynıdır. İlk geiş fonksiyonunu yönlendiren geiş deęişkeni ENF_{t-2} 'dir. İkinci geiş fonksiyonundaki eşik, daha düşük bir enflasyona işaret etmektedir. Ayrıca bu eşikle etkinleşen geiş deęişkeni ENF_{t-1} 'dir. Yumuşaklık parametreleri ise sert bir geişe işaret etmektedir ($\gamma_1 = 23.2$, $\gamma_2 = 46.5$). Ancak ENF_{t-1} geiş deęişkeni olduğunda rejimler arası geiş iki kat daha serttir.

Lojistik geiş fonksiyonlarının aldığı uç deęerlerden faydalanarak enflasyon rejimlerinin sınıflandırılmasına gidilmesi, ulaşılan karmaşık doğrusal-olmayan modelinin yorumlanmasını epey kolaylaştırmaktadır. Pratikte üç farklı enflasyon rejimi oluşmaktadır. Düşük-Düşük enflasyon rejiminde enflasyonun büyümeye etkisi olumludur. Bu rejim, büyümenin süreklilik kazandığı ve enflasyonun istikrarlı bir düşüş trendi izlediğı özellikle 2002 sonrası dönemi içermektedir. Yüksek-Yüksek enflasyon rejiminde enflasyonun büyümeye etkisi toplamda negatiftir. 1980 sonrası Türkiye'de yaşanan yüksek enflasyon dönemlerinin büyüme üstündeki sakıncalı etkisi bu rejimle açığa çıkmaktadır. Düşük-Yüksek enflasyon rejiminde ise enflasyonun büyümeye etkisi toplamda olumsuzdur. Sonuç olarak rejim sınıflandırması Türkiye'de düşük-düşük enflasyon rejiminde enflasyonun büyüme üstünde olumlu bir etki, diğer rejimlerde ise büyüme üstünde olumsuz bir etki yarattığını göstermektedir.

BUY_t serisinin bahsedilen üç rejimle eşleşen ilgili deęerlerinin ortalaması da Türkiye'de enflasyonun büyüme üzerindeki asimetrik etkisine dair önemli ipuçları vermektedir. Düşük-Düşük enflasyon döneminde büyüme hızının ortalaması 0.028'dir ve BUY_t serisinin incelenen dönemdeki ortalamasının yaklaşık iki katıdır. Düşük-Yüksek ve Yüksek-Yüksek enflasyon rejimlerinde büyüme hızının ortalaması sırasıyla 0.005 ve 0.012'dir. Her iki deęer hem BUY_t serisinin ve hem de Düşük-Düşük enflasyon rejimindeki büyümenin ortalamasından düşüktür.

Literatürde Türkiye ve diğer ülkeler için çoklu rejimi içeren herhangi bir doğrusal-olmayan zaman serisi modeline rastlanamamıştır. Ancak Yılmaz, Akçay ve Alper (2002) Türkiye için çeyrek yıllık 1990:2-2002:1 dönemi için çoklu rejimi içermeyen sadece iki rejimli bir TAR modeli kurmuştur. Bu modelde tahmin edilen çeyrek yıllık eşik enflasyon deęeri %9'dur. Bu rakam yıllık bazda ise %41'e karşılık gelmektedir. Ancak bu model hem 2002'den sonra gerçekleşen düşük enflasyon yüksek büyüme dönemini içermediğinden hem de sadece iki rejimli olduğundan kurulan MRLSTR modeliyle kıyaslamak mümkün olamamaktadır.

Bu çalışmanın yürütülmesi aşamasında ESTAR modelini esas alan doğrusal-olmayan birim kök testleri de incelenmiştir. Kapetones, Shin ve Snell (2003) ile Kılıç'ın (2003) temel çıkış noktası reel kurda doğrusal anlamda birim kök varsa satın alma gücü hipotezinin geçersiz kalmasıdır. Bu yüzden reel kurun doğrusal-olmayan bir biçimde durağan olduğu düşünülmektedir. Ancak ESTAR modeli çerçevesinde reel kur serisini incelemek için kullanılan Kapetones, Shin ve Snell'in (KSS) testine yönelik bir takım ciddi eleştiriler mevcuttur. Bu eleştiri adı geçen yazarların kullandığı geçiş değişkeninin durağan olmamasından kaynaklanmaktadır (Kılıç, 2004). Ayrıca aynı eleştiri reel kuru ADF testinin yardımcı regresyonunu ESTAR modeline benzeterek inceleyen Micheal, Nobay ve Peel'in (1997) çalışmasıyla yaygınlık kazanan yöntem için de geçerlidir. Kılıç'ın (2003) henüz tamamlamadığı için alıntılanmasına izin vermediği çalışmada ise geçiş değişkeni durağan kabul edilmiştir. Ancak bu çalışmada geçiş fonksiyonunu standartlaştırmak için, Teräsvirta'nın önerisinin tersine, geçiş değişkeninin standart sapmasının kullanılmasıdır. Bu çalışmanın ana bölümlerinde yer almasa da Türkiye'nin reel kur endeksi serisine (1980:1-2004:4) doğrusal ve doğrusal-olmayan birim kök testleri uygulanmıştır. Doğrusal birim kök testleri reel kurda birim kök olduğuna işaret etmiştir. Doğrusal-olmayan KSS birim kök testi sonuçları zayıf bir doğrusal-olmayanlığı göstermiştir. Kılıç'ın testi ise geçiş fonksiyonunun standartlaştırılma biçimine göre farklı sonuçlar üretebilmektedir. Bu nedenle yapılan bu testlere hem çalışmanın bütünlüğünü bozacağından hem de testlerin kuramsal yapısı tam oturmadığından kısaca Ek 5'de yer verilmiştir.

İleride uğraşılması düşünülen çalışma alanı ise STAR tipi doğrusal-olmayanlığı içeren panel veri analizidir. ST(A)R modelinin panel veri ortamına aktarılmasıyla oluşan Panel ST(A)R modeli üzerine henüz olgunlaşma aşamasında olan birkaç makale yayınlanmıştır (Fok, Van Dijk, Franses, 2004; Gonzalez, Terasvirta, Van Dijk, 2005). Çalışmaların azlığı, tahmin sürecinin zaman serilerindeki STAR modeline göre daha karmaşık olmasından kaynaklanmaktadır.

KAYNAKÇA

- Arango, Luis E., Luis F. Melo. 2006. Expansion and Contractions in Brazil, Colombia and Mexico: A View Through Nonlinear Models. **Journal of Development Economics**. c. 80: 501-517.
- Artan, Seyfettin. 2006. Türkiye’de Enflasyon, Enflasyon Belirsizliği ve Büyüme. **Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metinleri**.
- Bacon, David W., Donald G. Watts. 1971. Estimating the Transition between Two Intersecting Straight Lines. **Biometrika**. c. 58: 525-534.
- Barro, Robert J. 1995. Inflation and Economic Growth. **Bank of England Quarterly Bulletin**. c. 35: 166-176.
- Bates, Douglas M., Donald G. Watts. 1988. **Nonlinear Regression and Its Applications**. New York: John Wiley.
- Brock, William A., Davies W., Dechert, Jose Scheinkman, Blake LeBaron. 1996. A Test for Independence Based on the Correlation Dimension. **Econometric Reviews**. c. 15: 197-235.
- Bruno, Micheal, William Easterly. 1998. Inflation Crises and Long-run Growth. **Journal of Monetary Economics**. c. 41: 3-26.
- Caner, Mehmet, Bruce E. Hansen. 2001. Threshold Autoregression with a Unit Root. **Econometrica**. c. 69: 1555–1596.
- Chan, K. S. 1993. Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model. **The Annals of Statistics**. c. 21: 520-533.
- Clark, Todd E. 1997. Cross-Country Evidence on Long-run Growth and Inflation. **Economic Inquiry**. c. 35: 70-81.
- Clements, Micheal P., Jeremy Smith. 1999. A Monte Carlo Study of the Forecasting Performance of Empirical SETAR Models. **Journal of Applied Econometrics**. c. 14: 123–142.
- Doan, Thomas A. 2006. **RATS User’s Guide**. 2. Bası. Evanston: Estima.
- Eitheim, Øyvind, Timo Teräsvirta. 1996. Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models. **Journal of Econometrics**. c. 74: 59–76.
- Enders, Walter. 2004. **Applied Econometric Time Series**. 2. Bası. New York: Wiley Series in Probability and Statistics.

- 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: 304–311.
- Engle, Robert F. 1982. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. **Econometrica**. c. 32: 35-50.
- Escribano, Alvaro, Oscar Jorda. 1999. Improved Testing and Specification of Smooth Transition Autoregressive Models. **Nonlinear Time Series Analysis of Economic and Financial Data**. ed. Philip Rothman. Boston: Kluwer Academic Publishers: 289-320
- Fan, Jianqing, Qiwei Yao. 2003. **Nonlinear Time Series: Nonparametric and Parametric Models**. New York: Springer-Verlag.
- Fischer, Stanley. 1993. The Role of Macroeconomic Factors in Growth. **Journal of Monetary Economics**. c. 32: 485-511.
- Fok, Dennis, Dick Van Dijk, Philip H. Franses. 2004. A Multi-level Panel STAR Model for U.S. Manufacturing Sectors. Working paper. **Econometric Institute, Erasmus University**.
- Franses, Philip H. 1998. **Time Series Models for Business and Economic Forecasting**. Cambridge: Cambridge University Press.
- Franses, Philip H., Dick Van Dijk. 2000. **Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance**. Cambridge: Cambridge University Press.
- Friedman, Milton. 1973. **Money and Economic Development**. Toronto: Lexington Books (Aktaran: Mallik, Girijisankar, Anis Chowdhury. 2001. Inflation and Economic Growth: Evidence from Four South Asian Countries. **Asia-Pacific Development Journal**. c. 8: 123-135).
- Gallant, A. Ronald. 1987. **Nonlinear Statistical Models**. New York: John Wiley.
- Gonzalez, Andrez, Timo Terasvirta, Dick Van Dijk. 2005. Panel Smooth Transition Regression Models. Research paper. No:165. **Quantitative Finance Research Center**.
- Granger, Clive W. J., Timo Teräsvirta. 1993. **Modelling Nonlinear Economic Relationships**. Oxford: Oxford University Press.
- Hamilton, James D. 1989. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series Subject to Changes in Regime. **Econometrica**. c. 57: 357–384.
- Hansen, Bruce E. 1996. Inference When a Nuisance Parameter is not Identified under The Null Hypothesis. **Econometrica**. c. 64: 413–430.
- _____. 1997. Inference in TAR Models. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**. c. 2: 1-14.

- _____. 1999. Testing for Linearity. **Journal of Economic Surveys**. c. 13: 551-576.
- Hicks, John R. 1950. **A Contribution to the Theory of Trade Cycle**. Oxford: Clarendon Press.
- Hossain, Akhtar, Anis Chowdhury. 1996. **Monetary and Financial Policies in Developing Countries**. London: Routledge.
- Jarque, Carlos M., Anil K. Berra. 1980. A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. **International Statistical Review**. c. 55: 165-172.
- Kaldor, Nicholas. 1940. A Model of the Trade Cycle. **Economic Journal**. c.50: 78-92.
- Kapetanios, George, Yongcheol Shin, Andy Sneel. 2003. Testing for an Unit Root in the Nonlinear STAR Framework. **Journal of Econometrics**. c. 112: 359-379.
- Karaca, Orhan. 2003. Türkiye’de Enflasyon-Büyüme İlişkisi: Zaman Serileri Analizi. **Doğuş Üniversitesi Dergisi**. c. 4: 247-55.
- Keynes, John M. 1936. **The General Theory of Employment, Interest and Money**. London: MacMillan.
- Khan, Mohsin S., Abdelhak Senhadji. 2001. Threshold Effects in The Relationship Between Inflation and Growth. **IMF Staff Papers**.
- Kılıç, Rehim. 2003. A Testing Procedure for a Linear Unit Root against Stationary ESTAR Process. Working Paper. **School of Economics, Georgia Institute of Technology**.
- _____. 2004. Linearity Tests and Stationarity. **Econometrics Journal**. c. 7: 55-62.
- Koop, Gary, M. Hashem Pesaran, Simon M. Potter. 1996. Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models. **Journal of Econometrics**. c. 74: 119-147.
- Kormendi, Roger C., Philip G. Meguire. 1985. Macroeconomic Determinants of Growth Cross-Country Evidence. **Journal of Monetary Economics**. c. 16: 141-163.
- Levine, Ross, David Renelt. 1992. A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions. **American Economic Review**. c. 84: 942-963.
- Lundbergh, Stefhan, Timo Teräsvirta. 2002. Forecasting with Smooth Transition Autoregressive Models. **A Companion to Economic Forecasting**. ed. Micheal P. Clements, David F. Hendry. Oxford: Blackwell Publishing: 485-509.
- Lutkepohl, Helmut, Timo Teräsvirta, Jurgen Wolters. 1999. Investigating Stability and Linearity of a German M1 Money Demand Function. **Journal of Applied Econometrics**. c. 14: 511-525

- Luukkonen, Ritva, Pentti Saikkonen, Timo Teräsvirta. 1988. Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models. **Biometrika**. c. 75: 491-499.
- Mallik, Girijisankar, Anis Chowdhury. 2001. Inflation and Economic Growth: Evidence from Four South Asian Countries. **Asia-Pacific Development Journal**. c. 8: 123-135.
- Micheal, Panos, Robert A. Nobay, David A. Peel. 1997. Transactions Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation. **Journal of Political Economy**. c. 105: 862-879.
- Mitchell, Wesley C. 1927. **Business Cycles: The Problem and its Setting**. New York: National Bureau of Economic Research (Aktaran: Granger, Clive W. J., Timo Teräsvirta. 1993. **Modelling Nonlinear Economic Relationships**. Oxford: Oxford University Press).
- Myers, Raymond H. 1990. **Classical and Modern Regression with Applications**. 2. Bası. Boston: PWS-Kent Publication.
- Neftçi, Salih N. 1984. Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycles. **Journal of Political Economy**. c. 92: 307-328.
- Öcal, Nadir. 2000. Non-linear Models for UK Macroeconomic Time Series. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**. c. 3: 123-125.
- _____. 2002. Asymmetric Effects of Military Expenditure Between Turkey and Greece. **Defence and Peace Economics**. c. 13: 405-416.
- _____. 2006. Nonlinear Models, Composite Longer Indicator and Forecasts for UK Real GDP. **Applied Economics**. c. 28: 1049-1053.
- Öcal, Nadir, Denise R. Osborn. 2000. Business Cycle Nonlinearities in UK Consumption and Production. **Journal of Applied Econometrics**. c. 15: 27-43.
- Paul, Satya, Colm Kearney, Kabir Chowdhury. 1997. Inflation and Economic Growth: A Multi-Country Empirical Analysis. **Applied Economics**. c. 29: 1387-1401.
- Pesaran, M. Hashem, Simon M. Potter. 1997. A Floor and Ceiling Model of US Output. **Journal of Economic Dynamics and Control**. c. 21: 661-695.
- Phillips, Peter C. B., Pierre Perron. 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika**. c. 75: 335-346.
- Potter, Simon M. 1995. A Nonlinear Approach to US GNP. **Journal of Applied Econometrics**. c. 10: 109-125.
- _____. 1999. Nonlinear Time Series Modelling: An Introduction. **Journal of Economic Surveys**. c. 13: 505-528.

- Reyes, Pablo M., Denise R. Osborn, Marianne Sensier. 2003. Modelling Real Exchange Rate Effects on Output Performance in Latin America. **University of Manchester. Discussion Paper Series.**
- Sensier, Marianne, Denise R. Osborn, Nadir Öcal. 2002. Asymmetric Interest Rate Effects for the UK Real Economy. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics.** c. 64: 315-340.
- Sichel, Daniel E. 1993. Business Cycles Asymmetry: A Deeper Look. **Economic Inquiry.** c. 31: 224–236.
- Temple, Jonathan. 2000. Inflation and Growth: Stories Short and Tall. **Journal of Economic Surveys.** c. 14: 395-426.
- Teräsvirta, Timo. 1994. Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models. **Journal of the American Statistical Association.** c. 89: 208–218.
- _____. 1995. Modelling Nonlinearity in U.S. Gross National Product 1889-1987. **Empirical Economics.** c. 20: 577–597.
- _____. 1997. Smooth Transition Models. **System Dynamics in Economic and Financial Models.** ed. Christiaan Heij, Hans Schumacher, Bernard Hanzon, Kees Praagman, New York: John Wiley&Sons: 109-136.
- _____. 1998. Modelling Economic Relationships with Smooth Transition Regressions. **Handbook of Applied Economic Statistics.** ed. Aman Ullah, David E. A. Giles. New York: Marcel Dekker: 507–552.
- _____. 2004. Smooth Transition Regression Modeling. **Applied Time Series Econometrics.** ed. Helmut Lütkepohl, Marcus Krätzig. Cambridge: Cambridge University Press: 222–242.
- Teräsvirta, Timo, Heather M. Anderson. 1992. Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models. **Journal of Applied Econometrics.** c. 7: S119–S136.
- Terzi, Harun, Sabiha Oltulular. 2004. Türkiye’de Ekonomik Büyüme-Enflasyon Süreci: Sektörler İtibariyle Ekonometrik bir Analiz. **Türkiye Bankalar Birliği Dergisi.** s. 50: 19-33.
- Tong, Howell. 1983. A Note on a Delayed Autoregressive Process in Continuous Time. **Biometrika.** c. 70: 710-712.
- _____. 1990. **Non-Linear Time Series: A Dynamical Systems Approach.** Oxford: Oxford University Press.
- Tong, Howell., K. S. Lim. 1980. Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data. **Journal of Royal Statistics Society. Ser.B.** c. 42: 245-292.
- Tsay, Ruey S. 1989. Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes. **Journal of the American Statistical Association.** c. 84: 231–240.

- _____. 1998. Testing and Modeling Multivariate Threshold Models. **Journal of the American Statistical Association**. c. 93: 1188–1202.
- _____. 2002. **Analysis of Financial Time Series**. New York: Wiley Series in Probability and Statistics.
- Van Dijk, Dick, Philip H. Franses. 1999. Modelling Multiple Regimes in the Business Cycles. Macroeconomic Dynamics. **Econometric Reviews**. c. 3: 311-340.
- Van Dijk, Dick, Timo Teräsvirta, Philip H. Franses. 2002. Smooth Transition Autoregressive Models: A Survey of Recent Developments. **Econometric Reviews**. c. 21: 1-47.
- West, Kenneth D. 1988. On the Interpretation of Near Random Walk Behavior in GNP. **American Economic Review**. c. 78: 202-209.
- Wooldridge, Jeffrey M. 1990. A Unified Approach to Robust, Regression-based Specification Tests. **Econometric Theory**. c. 6: 17-43.
- _____. 1991. On the Application of Robust, Regression-based Diagnostics to Models of Conditional Means and Conditional Variances. **Journal of Econometrics**. c. 47: 5-46.
- Yıldırım, Nuri. 2007. **İktisatta Frekans-Alan (Spektral Analiz) Teknikleri: Kuramsal Çerçeve ve Türkiye Uygulaması**. İstanbul: YTÜ Yayınları.
- Yılmaz, Kamil, Cevdet Akçay, Emre Alper. 2002. **Enflasyon ve Büyüme Dinamikleri: Gelişmekte Olan Ülke Deneyimleri Işığında Türkiye Analizi**. İstanbul: TÜSİAD Yayınları.

Ek 1. Sözlük

AC: Otokorelasyon. Ayrıca bu çalışmada otokorelasyon testinin olasılık değeri.

AIC: Akaike enformasyon kriteri.

Arranged AR: Sıralı otoregresyon.

ARCH: Otoregresif koşullu değişen varyans. Ayrıca bu çalışmada ARCH testinin olasılık değerini ifade etmek için kullanılan kısaltma.

Base model: Doğrusallık testine esas olan model.

Business cycles: Devresel hareketler.

BUY_t: Türkiye'nin çeyrek yıllık sanayi üretimi büyüme hızı.

Delay: Geçiş değişkeninin gecikmesi.

DGP: Veri yaratım/üretim süreci.

Diagnostics: Tanılama testleri.

Dominant root: Baskın kök.

ENF_t: Türkiye'nin çeyrek yıllık tüketici fiyatı enflasyonu.

EST(A)R: Üssel yumuşak geçişli (oto)regresyon.

Exponential: Üssel.

Extrapolation: Ekstrapolasyon, dış değer bulma.

Forecasting: Öngörü.

GNUPLOT: Grafik çizmeye yönelik ücretsiz bir yazılım.

GPDEV: Genel parametre devamlılığı testlerinin olasılık değeri.

Gradient: Gradyant, düşüm.

Grid search: Tarama araştırması.

Indicator function: Gösterge fonksiyon.

Initialization effect: Başlatma etkisi.

Iterative: Tekrarlamalı, tekrarlı.

Jump phenomena: Atlama olgusu.

Kdo: Kalan doğrusal-olmayanlık testinin olasılık değeri.

Linearity: Doğrusallık.

Logistic: Lojistik.

LST(A)R: Lojistik yumuşak geçişli (oto)regresyon.

MREST(A)R: Bütün geçiş fonksiyonları üssel olan çok rejimli ve yumuşak geçişli (oto)regresyon.

MRLST(A)R: Bütün geçiş fonksiyonları lojistik olan çok rejimli ve yumuşak geçişli (oto)regresyon.

MRST(A)R: Çok rejimli ve yumuşak geçişli (oto)regresyon.

MS: Markov geçişli.

M-TAR: Moment eşik otoregresyon.

Multiple regime: Çok rejimli, çoklu rejim.

NLLS: Doğrusal-olmayan en küçük kareler.

Non-linear: Doğrusal-olmayan.

Non-linearity: Doğrusal-olmayanlık, doğrusalsızlık.

Out-of-sample: Örneklem dışı.

Parameter constancy: Parametre devamlılığı/değişmezliği.

RATS: Zaman serisi analizine yönelik bir yazılım.

Regime switch: Rejim değiştirme.

ReHTR: Rejimlerde değişen varyans testinin olasılık değeri.

Robustification: Sağlamlaştırma.

RMSE: Ortalama öngörü hatası kareleri kökü.

RSS: Kalıntı kareleri toplamı.

Skeleton: Kalıntılardan arındırılmış model.

Smooth transition: Yumuşak geçiş.

ST(A)R: Yumuşak geçişli (oto)regresyon.

TAR: Eşik otoregresyon.

Taylor expansion: Taylor açılımı.

Threshold: Eşik.

Transition function: Geçiş fonksiyonu.

Transition variable: Geçiş değişkeni.

Unidentified parameter: Tanımlanamayan parametre.

Ek 2. Gauss-Newton Algoritması

Doğrusal-olmayan bir modelde en küçük kareler tahmin edicilerine ulaşmak için bir çok algoritma kullanılmaktadır. Bu çalışmada kullanılan algoritma Gauss-Newton'dur. Gauss-Newton algoritması tekrarlamalıdır (iterative). Ayrıca algoritmanın işlemesi parametrelere ait sağlıklı başlangıç değerlerinin önceden kestirilmesine bağlıdır (Myers, 1990).

Genel bir doğrusal-olmayan model Ek 2.1'deki gibi yazılabilir:

$$y_t = f(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\theta}) + \varepsilon_t \quad i = 1, 2, 3, \dots, t \quad (\text{Ek 2.1})$$

$\boldsymbol{\theta}$, p adet parametreye sahip bir vektördür. Ayrıca f , $\boldsymbol{\theta}' = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p)$ 'ye göre yani parametrelere göre doğrusal-olmayan bir fonksiyondur. Ek 2.2'deki $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ vektörü ise RSS'yi minimize eden $\boldsymbol{\theta}$ tahmin edicisidir.

$$RSS = \sum_{i=1}^t (y_t - f(\mathbf{x}_t, \hat{\boldsymbol{\theta}}))^2 \quad (\text{Ek 2.2})$$

Bu algoritmayı başlatmak için gereken parametrelere ait başlangıç değerleri kümesi ise $\boldsymbol{\theta}'_0 = (\theta_{1,0}, \theta_{2,0}, \dots, \theta_{p,0})$ şeklinde tanımlanabilir. Ek 2.2'de RSS'yi minimize eden $\boldsymbol{\theta}$ değerlerini bulmak için Ek 2.1'deki doğrusal-olmayan f fonksiyonuna $\boldsymbol{\theta} = \boldsymbol{\theta}_0$ civarında birinci dereceden Taylor açılımı uygulanırsa Ek 2.3'e ulaşılır:

$$\begin{aligned} f(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\theta}) \cong f(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\theta}_0) + (\theta_1 - \theta_{1,0}) \left[\frac{\partial f(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\theta})}{\partial \theta_1} \right]_{\boldsymbol{\theta}=\boldsymbol{\theta}_0} + (\theta_2 - \theta_{2,0}) \left[\frac{\partial f(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\theta})}{\partial \theta_2} \right]_{\boldsymbol{\theta}=\boldsymbol{\theta}_0} \\ + \dots + (\theta_p - \theta_{p,0}) \left[\frac{\partial f(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\theta})}{\partial \theta_p} \right]_{\boldsymbol{\theta}=\boldsymbol{\theta}_0} \end{aligned} \quad (\text{Ek 2.3})$$

Ek 2.3'te, Ek 2.1'deki doğrusal-olmayan fonksiyon doğrusallaştırılmıştır. Böylece Ek 2.3, başlangıç değerlerinin komşuluğundaki doğrusal yaklaşma biçiminde düşünülebilir.

Ayrıca Ek 2.3, Ek 2.4'teki gibi de düzenlenebilir:

$$f(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\theta}) - f(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\theta}_0) \cong \gamma_1 w_{1i} + \gamma_2 w_{2i} + \dots + \gamma_p w_{pi} \quad (\text{Ek 2.4})$$

Burada, w_{ji} 'ler j . parametreye göre doğrusal-olmayan fonksiyonun türevidir ve $\gamma_j = \theta_j - \theta_{j,0}$ 'de ($j = 1, 2, 3, \dots, p$) değerlendirilmiştir.

Ek 2.4'ün sol tarafı, parametrelerin başlangıç değerleriyle değiştirilmesiyle oluşan kalıntılar biçiminde yorumlanabilir ($y_t - f(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\theta}_0)$). Böylece w_{ji} 'ler regresyonda değişken rolü üstlenir. γ_j 'ler ise parametrenin aldığı değerle başlangıç değeri arasındaki farkı göstermektedir ve regresyonda katsayılarla işaret etmektedir. Sonuç olarak Gauss-Newton algoritması Ek 2.5'teki doğrusal regresyon yapısını esas almaktadır:

$$y_t - f(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\theta}_0) \cong \gamma_1 w_{1i} + \gamma_2 w_{2i} + \dots + \gamma_p w_{pi} + \varepsilon_t \quad (\text{Ek 2.5})$$

Bu aşamaya kadar tek tekrarla elde edilen Ek 2.5'e çözüme ulaşmak için yeterli değildir. Burada γ_j 'lerin tahmini, θ_j 'lerin tahminini üretmektedir. Bu tahminler başlangıç değerlerine göre ulaşılan iyileşmeye işaret etmektedir. Ancak bu iyileşmenin bir yakınsama karakteri taşıması için tekrarlamalı bir sürecin izlenmesi gerekmektedir. Bu sürecin aşamaları aşağıdadır.

- i. Ek 2.5'teki modelin doğrusal en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmesi. Yapılan bu tahminde ulaşılan parametrelerin $\hat{\gamma}_{1,1}, \hat{\gamma}_{2,1}, \dots, \hat{\gamma}_{p,1}$ biçiminde adlandırılması.
- ii. $\hat{\theta}_{j,1} = \theta_{j,0} + \hat{\gamma}_{j,1}$ 'in hesaplanması. Bu aşamada nihai tahminlere ulaşılmadığı için $\hat{\theta}_{1,1}, \hat{\theta}_{2,1}, \dots, \hat{\theta}_{p,1}$ 'in ilk tekrar (iteration) değerleri kabul edilmesi.
- iii. ii. aşamada elde edilen $\hat{\theta}_{j,1}$ 'leri yeni başlangıç değerleri olarak kabul edip, i. ve ii. aşamanın tekrar edilmesi. $\hat{\theta}_{1,2}, \hat{\theta}_{2,2}, \dots, \hat{\theta}_{p,2}$ 'nin ikinci tekrar değerleri biçiminde tanımlanması.
- iv. Yakınsama gerçekleşene kadar i. ii. ve iii. aşamanın r kere tekrar edilmesi. Burada yakınsamadan kasıt, minimum RSS'ye ve tahmin edilen parametrelerin değerinin artık değişmediği noktaya ulaşılmasıdır.

Böylece bu tekrarlı algoritmanın sonucunda doğrusal-olmayan en küçük kareler yöntemiyle tahmin gerçekleştirilip bulunması hedeflenen parametrik değerlere erişilir.

Ek 3. BDS Testi'nin BUY_t için Elde Edilen Modellerin Kalıntılarına Uygulanması

BDS testi (Brock, Dechert, Scheinkman, LeBaron, 1996) bir serinin zamana dayalı bağımsızlığını (independence) sınamaya yönelik portmanto karakterli bir testtir. Bu testin boş hipotezinde herhangi bir modelden elde edilen kalıntıların bağımsız ve özdeş biçimde dağıldığı (independent and identically distributed, *iid*) varsayılmaktadır. Testin alternatif hipotezinde ise doğrusal, doğrusal-olmayan bağımlılık veya kaotik süreç varsayımı bulunmaktadır.

BDS testini yapabilmek için öncelikle bazı olası mesafeler/uzaklıklar (distance) tanımlanır. Eğer serinin gözlemlenen değerleri *iid* ise, incelenen seride bulunan herhangi bir gözlem çifti arasındaki uzaklığın tanımlanan mesafeye göre küçük ya da eşit olma olasılığı sabittir. Bu, testin boş hipotezidir. Eğer bahsedilen olasılık her gözlem çifti için sabit değilse alternatif hipotez reddedilemez ve bağımsızlık varsayımı geçersizleşir. Ayrıca ikiden fazla gözlem arasındaki mesafeler için de bu test yapılmaktadır ve bu durum testin boyutunu artırmaktadır. BDS testi seçilen mesafe ve gözlem boyutuna duyarlı olduğu için farklı mesafe ve boyutlar için gerçekleştirilmektedir. BDS testi hakkında daha ayrıntılı ve formel bilgi için Brock, Dechert, Scheinkman ve LeBaron (1996) ve Tsay'a (2002) başvurulabilir.

Bu ekte, üçüncü bölümde BUY_t için kurulan baz AR(4) ve LSTAR modellerinin kalıntılarına BDS testi uygulanmıştır. Bu ekte baz AR(4) ve LSTAR modellerinin kalıntıları için yapılan BDS testinde mesafeler kalıntıların standart hatalarının 0.5, 1 ve 2 katı, boyutlar ise 2,3 ve 4 olarak kabul edilmiştir.

BDS testinin alternatif hipotezi her ne kadar doğrusal-olmayan fonksiyonel yapıyı tam olarak belirleyemeyen bir portmanto testi olsa da BUY_t için kurulan doğrusal modelin yetersizliğini göstermek için kullanılmıştır. Ayrıca üçüncü bölümde tahmin edilen LSTAR modelinin kalıntılarına BDS testi uygulandığında kalan-doğrusal olmayanlık testini destekleyen sonuçlara da ulaşmak mümkün olmuştur.

Tablo Ek 3.1 ve Tablo Ek 3.2’de uygulanan BDS testi sonuçları vardır. Tablolarda farklı mesafe ve boyutlar için boş hipotezlerin bootstrapping (500 tekrara dayalı) yöntemiyle hesaplanan olasılık değerleri verilmiştir.

Tablo Ek 3.1: BUY_t için Tahmin Edilen Baz AR(4) Modelinin Kalıntılarına Uygulanan BDS Testi

<i>Boyut</i>	<i>mesafe: $0.5\sigma_{AR}$</i>	<i>mesafe: σ_{AR}</i>	<i>mesafe: $2\sigma_{AR}$</i>
2	0.2520	0.2200	0.0960
3	0.0880	0.2320	0.0400
4	0.0400	0.0600	0.0080

Tablo Ek 3.2: BUY_t için Tahmin Edilen LSTAR Modelinin Kalıntılarına Uygulanan BDS Testi

<i>Boyut</i>	<i>mesafe: $0.5\sigma_{LSTAR}$</i>	<i>mesafe: σ_{LSTAR}</i>	<i>mesafe: $2\sigma_{LSTAR}$</i>
2	0.7080	0.9960	0.3880
3	0.5160	0.7160	0.2360
4	0.2640	0.2400	0.1000

Tablo Ek 3.1’de farklı mesafe ve boyutlar için yapılan BDS test sonuçları çoğunlukla boş hipotezin reddedilmesi gerektiğine işaret etmiştir. Yani test sonuçları doğrusal AR modelinin doğrusal-olmayan bağımlılık ya da kaotik bir süreç izlediğine işaret etmektedir. Ancak BDS testi Teräsvirta’nın doğrusallık testinde olduğu gibi bir fonksiyonel yapı belirleyerek modelleme aşamasında faydalı olmamaktadır.

Tablo Ek 3.2’deki BDS test sonuçları ise LSTAR modelinde doğrusal, doğrusal-olmayan ya da kaotik bir bağımlılık sorunu olmadığını göstermektedir. Böylece BUY_t için kurulan LSTAR modelinin yeterliliği BDS testi yoluyla da pekişmiş olmaktadır.

Ek 4. ABD'nin Büyüme Hızının Türkiye'nin Büyüme Hızı Üzerindeki Doğrusal- Olmayan Etkisi: İki Rejimli STR Modeli

Bu ekte ABD'nin büyüme hızının Türkiye'nin büyüme hızı üstünde doğrusal-olmayan etkisi iki rejimli bir STR modeli çerçevesinde kısaca incelenmiştir. Kullanılan zaman serileri, ABD ve Türkiye için çeyrek yıllık sanayi üretim endeksleridir (1980:1-2006:3). Her iki veri de IMF'in International Financial Statistics'ten (IFS) alınmıştır ve mevsimsellikten arındırılmıştır. ABD ve Türkiye'nin sanayi üretiminin büyüme hızları aşağıdaki gibi hesaplanmıştır:

$$BUY_t^{tr} = \frac{Q_t^{tr} - Q_{t-1}^{tr}}{Q_{t-1}^{tr}} \cong Ln(Q_t^{tr}) - Ln(Q_{t-1}^{tr})$$

$$BUY_t^{abd} = \frac{Q_t^{abd} - Q_{t-1}^{abd}}{Q_{t-1}^{abd}} \cong Ln(Q_t^{abd}) - Ln(Q_{t-1}^{abd})$$

İki değişkenli uygun baz doğrusal modelde hem BUY_t^{tr} 'nin hem de BUY_t^{abd} 'nin gecikmesi dört bulunmuştur. Baz modelde Q istatistiklerinin olasılık değerleri $Q(4) = 0.923$ ve $Q(8) = 0.927$ dir.

Tablo Ek 4.1: BUY_t^{tr} (bağımlı değişken)-Doğrusallık Testi

Geçiş Değişkeni	H_0	H_4	H_3	H_2
BUY_{t-1}^{tr}	0.216	-	-	-
BUY_{t-2}^{tr}	0.591	-	-	-
BUY_{t-3}^{tr}	0.169	-	-	-
BUY_{t-4}^{tr}	0.734	-	-	-
BUY_{t-1}^{abd}	0.895	-	-	-
BUY_{t-2}^{abd}	0.516	-	-	-
BUY_{t-3}^{abd}	0.622	-	-	-
BUY_{t-4}^{abd}	0.046	0.089	0.184	0.172

Teräsvirta (1994) doğrusallık testine geçildiğinde, doğrusallık boş hipotezinin sadece BUY_{t-4}^{abd} geçiş değişkeni olduğunda kabul edilmemektedir. Alternatif F-testi hipotezleri BUY_{t-4}^{abd} için değerlendirildiğinde, en küçük olasılık değerine H_4 sahiptir. Bu yüzden geçiş fonksiyonu lojistik karakterlidir.

Eşik değeri – c – ve geçişin niteliğini belirleyen – γ – parametre sabitlendikten sonra en küçük RSS’a sahip olan doğrusallaştırılmış modelin parametrelerinin aldığı değerler, başlangıç değerleri olarak kabul edilecektir. Bu değerlerle LSTR modeli tahmin edilecektir. c için BUY_t^{abd} serisinin alt ve üst kısmından %15’i dışlanarak 18 farklı potansiyel eşik değeri kullanılmıştır. Ayrıca γ için 1’den 150’ye kadar değerler verilmiştir. γ , BUY_t^{abd} ’nin standart hatasına bölünmüştür. Toplam 18X150 adet regresyon tahmin edilmiş ve en küçük RSS’ye (0.06706) sahip olan regresyonda $c = 0.008$ ve $\gamma = 25$ değerlerini almıştır. Tarama araştırması sonucu elde edilen başlangıç değerlerinden hareketle LSTR modeli tahmin edilmiştir.

Tablo Ek 4.2: BUY_t^{tr} (bağımlı değişken) için LSTR Modeli

	katsayı	std.hata	t-ist.	ol.değeri
Doğrusal Kısım				
<i>cons</i>	0.0303	0.0053	5.735	0.000
BUY_{t-1}^{tr}	-0.1481	0.0839	-1.765	0.081
BUY_{t-4}^{tr}	-0.2651	0.0831	-3.191	0.002
BUY_{t-1}^{abd}	0.5146	0.3292	1.563	0.121
BUY_{t-2}^{abd}	-0.7634	0.3507	-2.177	0.032
BUY_{t-3}^{abd}	0.4717	0.2998	2.392	0.019
Doğrusal-olmayan Kısım				
<i>cons</i>	-0.0366	0.0104	-3.517	0.000
BUY_{t-2}^{abd}	1.1161	0.6780	-1.646	0.103
γ	11.247			
c	0.008	0.0013	6.156	0.000
Tanılama	ol.değ.	ol.değ.		
ARCH(4)	0.104	ReHTR	0.2673	
Basıklık	0.051	Çarpıklık	0.000	
AC(4)	0.275			

Tablo Ek 4.2’de LSTR modelinde yer alan deęişkenler, t istatistikleri, standart hataları, olasılık deęerleri bulunmaktadır. Ayrıca modele *D942* olarak tanımlanan kukla deęişken de dahildir. Modelin tanılama testlerinde hem basıklık ve hem de çarpıklık sorununa rastlanmaktadır. Burada rapor edilemese de STAR modeline özgü tanılama testlerinin sonuçları da sorunludur. Bu gerçek göz ardı edildiğinde LSTR modeli Türkiye’nin büyüme hızının ABD’nin büyüme hızının dördüncü gecikmesinin %0.08’in altında ya da üstünde olmasına göre iki farklı rejimle tanımlı olduğunu göstermektedir.

Ek 5. ESTAR Modelini Esas Alan Doğrusal-olmayan Birim Kök Testleri ve Reel Kur

ESTAR modelini esas alan doğrusal-olmayan birim kök testleri genellikle reel kur serisi için uygulanmaktadır. Doğrusal birim kök testlerinde reel kurda birim kökün varlığı satın alma gücü paritesi hipotezinin (PPP) geçersizliğini ve reel kurun ortalama dönmeye eğiliminin olmadığını göstermektedir. Ancak ESTAR modeli çerçevesinde düşünüldüğünde PPP'den ufak çaplı sapmalar için ortalama dönmeye özelliğinin olmadığı bir orta rejimin yanı sıra, PPP'den her iki yönde de meydana gelen büyük sapmaların ortalama dönmeye özelliği taşıdığı bir dış rejimi tanımlamak olanaklıdır. İki rejimin varlığından hareketle Kapetanious, Shin ve Snell (2003) ve Kılıç (2003) doğrusal-olmayan birim kök testleri geliştirmişlerdir.

KSS testinde (Kapetanious, Shin, Snell, 2003) reel kurun veri yaratım süreci Ek 5.1'deki gibi ifade edilmiştir:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} (1 - GF(s_t; \gamma, c)) + \phi_2 GF(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (\text{Ek 5.1})$$

Ek 5.1'de model ESTAR'dır ve geçiş fonksiyonu $GF = 1 - \exp(-\gamma s_t^2)$ biçimindedir. Ayrıca geçiş değişkeni $s_t = y_{t-1}$ olarak kabul edilmiş ve eşik değerinin, c , sıfır olduğu varsayılmıştır.

Eğer reel kur serisinde, y_t , birim kök varsa $\phi_1 = 1$ 'dir. Doğrusal-olmayan kısımda stabil bir AR sürecinin olması ise $-1 < \phi_2 < 1$ anlamına gelmektedir. Bu kısıtlamalardan hareketle Ek 5.1 tekrar yazılırsa, Ek 5.2'ye ulaşılmaktadır.

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} GF(y_{t-1}, \gamma) + \varepsilon_t \quad (\text{Ek 5.2})$$

Ek 5.2'de $\delta = \phi_2 - 1$ ve δ $-2 < \delta < 0$ aralığıyla sınırlıdır. Doğrusal-olmayan anlamda birim kökü sınamak için aşağıdaki hipotezlerden yararlanılmaktadır:

$$H_0: \gamma = 0$$

$$H_1: \gamma > 0$$

Ancak hipotezler sınanırken karşılaşılan tanımlanmayan parametre sorunundan ötürü $\gamma = 0$ civarında gidilen Taylor açılımı sonucunda Ek 5.3'teki regresyona ulaşılır:

$$\Delta y_t = \zeta y_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (\text{Ek 5.3})$$

Bu regresyondaki ζ parametresinin t-istatistiği KSS test istatistiğini verir. Eğer kalıntılarda otokorelasyon sorunuyla karşılaşılırsa tıpkı ADF testinde olduğu gibi gecikmeli fark terimleri eklenir ve Ek 5.4'e ulaşılır:

$$\Delta y_t = \zeta y_{t-1}^3 + \sum_{i=1}^p \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{Ek 5.4})$$

KSS testi için kritik değerler simülasyonla elde edilmiştir. Kritik değerler Kapetanious, Shin ve Snell (2003)'de verilmiştir.

Kılıç'ın testinin (2003) temel yapısı KSS testiyle aynıdır. Ancak Kılıç'ın testi iki noktada KSS testinden farklılaşmaktadır. İlk farklılık geçiş değişkeni olarak Δy_{t-1} alınmasıdır, yani $s_t = \Delta y_{t-1}$ 'dir. Böylece Ek 5.5'e ulaşılır.

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} GF(\Delta y_{t-1}, \gamma) + \varepsilon_t \quad (\text{Ek 5.5})$$

İkinci farklılık test istatistiğinin elde edilmesiyle ilgilidir. Farklı γ değerleri için tarama araştırmasına gidilir. Tarama araştırması sonucunda elde edilen regresyonlarda δ için bulunan en küçük t istatistiği Kılıç'ın testinin test istatistiğini verir. Kritik değerler simülasyonla elde edilmiştir ve Kılıç (2003)'de yer almaktadır.

TCMB'nın elektronik veri dağıtım sisteminde bulunan TÜFE bazlı reel kur endeksi serisi ortalamadan arındırıldıktan sonra 1980:1-2004:4 dönemi için Dickey-Fuller (Gecikmeli fark terimlerine gerek olmadığı için ADF testi yapılmamıştır), Phillips-Perron, ERS Optimal-nokta ve Ng-Perron testleri yapılmıştır. Ancak bu testlerin hepsinin sonucu reel kurda birim kök olduğu yönündedir.

Ancak KSS ve Kılıç'ın testleri daha farklı bir tablo sergilemektedir. Her iki test yapılırken otokorelasyon sorunuyla karşılaşılmadığından gecikmeli fark terimlerine ihtiyaç duyulmamıştır. Türkiye'nin reel kuru için KSS testinin test istatistiği -2.7918 'dir ve KSS (2003)'te simülasyonla üretilen kritik değerlere göre %10 düzeyinde (-2.55) anlamlıdır. Tarama araştırması sonucunda elde edilen Kılıç'ın testinin test istatistiği ise -2.6986 'dır ve Kılıç (2003)'teki kritik değerler göz önüne alındığında %5 düzeyinde (-2.164) anlamlıdır.

Yapılan doğrusal-olmayan birim kök testlerinin sonuçları ışığında Türkiye için PPP hipotezinin ESTAR modeline uygun bir doğrusal-olmayanlık sergilediği sonucuna varılabilir. Özetle Türkiye'de reel kurda meydana gelen küçük sapmalar için belirgin

bir düzeltme gerçekleşmezken (orta rejimde birim kök var), büyük sapmalar ciddi biçimde düzeltmeye (dış rejimde birim kök yok) tabidir.

ÖZGEÇMİŞ

Hasan Ađan KARADUMAN

02.04.1974

Dörtyol/HATAY

Evli

Lisans, Bođaziçi Üniversitesi, İşletme, 1999

Yüksek Lisans, Yıldız Teknik Üniversitesi, İktisat, 2003

Doktora, Yıldız Teknik Üniversitesi, İktisat, 2003 – devam ediyor

Araştırma Görevlisi, Yıldız Teknik Üniversitesi, İktisat, 2001 – devam ediyor