

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

DOKTORA TEZİ

**TÜRKİYE’DE FİYATLAR GENEL DÜZEYİNE
İLİŞKİN MALİYE TEORİSİNİN DOĞRUSAL
OLMAYAN ZAMAN SERİSİ MODELLERİ
BAKIMINDAN İNCELENMESİ**

Özgür Ömer ERSİN
5711203

TEZ DANIŞMANI
Prof. Dr. Melike BİLDİRİCİ

İSTANBUL
2009

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

DOKTORA TEZİ

**TÜRKİYE'DE FİYATLAR GENEL DÜZEYİNE İLİŞKİN
MALİYE TEORİSİNİN DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN
SERİSİ MODELLERİ BAKIMINDAN İNCELENMESİ**

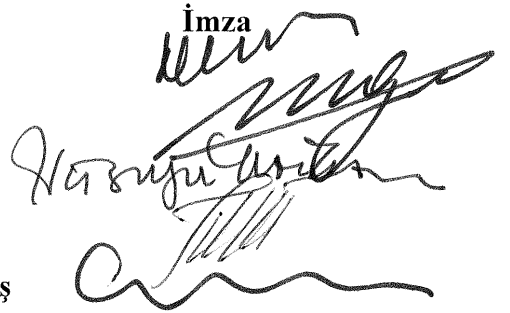
Özgür Ömer ERSİN
5711203

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih: 11.05.2009
Tezin Savunulduğu Tarih: 21.05.2009

Tez Oy birliği / Oy çokluğu ile başarılı bulunmuştur.

	Unvan Ad Soyad
Tez Danışmanı :	Prof.Dr. Melike Bildirici
Jüri Üyeleri :	Prof.Dr. Mehmet Genceli
	Doç.Dr. Hüseyin Taştan
	Prof.Dr. Işıl Akgül
	Yrd.Doç.Dr. Tahsin Bakırtaş

İmza



İSTANBUL
2009

ÖZ

TÜRKİYE’DE FİYATLAR GENEL DÜZEYİNE İLİŞKİN MALİYE TEORİSİNİN DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİSİ MODELLERİ BAKIMINDAN İNCELENMESİ Özgür Ömer Ersin Nisan, 2009

FTPL teorisinde, fiyatlar genel düzeyinin belirlenmesinde zamanlararası bütçe kısıtı önem taşımaktadır. Nitekim reel borç stokunun gelecek faiz dışı fazlaların bugünkü değerine eşitlendiği kısıtta, gelecek faiz dışı fazlalarının beklenen bugünkü değeri iç borç stokunu karşılamakta yetersiz kaldığında, eşdeğerliğin sağlanması fiyat seviyesinde gerçekleşen değişimler kanalıyla sağlanmaktadır. FTPL teorisinin test edilmesine ilişkin yazında doğrusal modeller ağırlıkta olup, Cochrane (1998) ve Canzoneri ve diğ. (2001) çalışmaları takip edilerek Cochrane (1998) gözlemsel eşdeğerlik probleminin kontrol edilmesi amaçlanmakta, bu kapsamda VAR modellerinden hareket edilmektedir. Davig ve Leeper (2005) ve Sims ve Zha (2006) çalışmalarında ise FTPL teorisi doğrusal olmayan rejim geçişli modellere genelleştirilmiştir.

Çalışmada, Davig ve Leeper (2005) ve Sims ve Zha (2006) çalışmalarından farklı olarak FTPL teorisinin, rejimler arası geçişin eşik mantığını içeren ve içsel geçiş fonksiyonları ile tanımlandığı STAR ailesi ve ANN modelleri ile modellenmesi hedeflenmiştir. Bu yaklaşımda, FTPL teorisinde önem taşıyan rasyonel beklentiler ve tam öngörü dengesi varsayımları ve maliye politikalarında bütçe gerçekleştirmelerinden hareket edilmesi rol oynamıştır. Çalışmada, STAR ve ANN modellerinin yerleşik gösteriminden hareket edilmiştir. Deterministik ANN modellerinin stokastik yapıya genelleştirilmesinde Lai ve Wong (2001) SANN modelinden hareket edilirken, SANN model kurulum aşamalarında STAR modelleri için geliştirilen ekonometrik yöntemler esas alınmıştır.

Türkiye ekonomisinde faiz ödemeleri oranı serisi 1985-2008 örneklemini için LSTAR, MLSTAR ve SANN modelleri ile modellenerek mali baskınlığın kriz dönemlerinde önemli rol oynadığı görülmüştür. Türkiye’de FTPL teorisi 1989-2008 örneklemini için LSTAR, LSTVAR, ve SANN modelleri ile incelenmiş, maliye politikalarının servet etkilerinin doğrusal-olmayan yapıda gerçekleştiği ve enflasyon oranı ve iç borç stoku büyüme oranının karşılıklı etkileşimlerinin farklı rejimler altında asimetric yapı sergilediği görülmüştür. Bu çerçevede, Türkiye’de fiyatlar genel düzeyine ilişkin politikaların oluşturulmasında iç borçlanma ve mali baskınlığın fiyatlar genel düzeyi üzerindeki doğrusal olmayan servet etkilerinin göz önünde bulundurulması gerektiği sonucuna varılmıştır.

Anahtar Kelimeler : FTPL, Enflasyon, Mali Baskınlık, Ricardocu Eşdeğerlik, TAR, STAR, MLSTAR, LSTVAR, SANN, Stokastik Yapay Sinir Ağları.

ABSTRACT

ANALYSIS OF FISCAL THEORY OF PRICE LEVEL WITH NONLINEAR TIME SERIES MODELS IN TURKEY

Özgür Ömer ERSİN

April, 2009

In FTPL theory, price level is determined by intertemporal budget constraint. If the expected value of discounted future primary surpluses fails to offset the domestic debt stock, the equation is satisfied through the changes in price level. The empirical studies mainly focus on linear models in which, following Cochrane (1998) and Canzoneri ve diğ.(2001), VAR models have an important significance to overcome the observational equivalence problem of Cochrane (1998), Sims and Zha (2006) and Davig and Leeper (2005) extended FTPL theory to regime switching nonlinear models.

The study departs from Sims and Zha (2006) and Davig and Leeper (2005). FTPL theory is modeled by the nonlinear STAR and ANN models with implicit threshold logic with transition functions as a function of threshold and transition variables. In the derivation, rational expectations and perfect foresight equilibrium assumptions and the nature of fiscal policies that are conducted by budget realizations play significant role. STAR and ANN models are represented within nested functional forms. Lai and Wong (2001) SANN model is followed to generalize ANN models to stochastic ANN models. Further, the econometric methodology developed for STAR models is evaluated for SANN model.

In Turkish economy, interest payments are modeled for 1985-2008 sample with LSTAR, MLSTAR and SANN models and observed that fiscal dominance plays a significant role especially for economic crises periods. FTPL theory is investigated for 1985-2008 period with LSTAR, LSTVAR and SANN models and concluded that wealth effects of fiscal policies occur nonlinearly, and interrelations between inflation rate and domestic debt growth rate exhibit asymmetric characteristics under different regimes. Accordingly, in policy formations aiming the stabilization of price level in Turkey, nonlinear wealth effects of domestic debt and fiscal dominance should be taken into consideration.

Keywords : FTPL, Inflation, Fiscal Dominance, Ricardian Equivalence, TAR, STAR, MLSTAR, LSTVAR, SANN, Stochastic Neural Network.

ÖNSÖZ

Bu çalışmanın hazırlanmasında katkılarından dolayı danışmanım hocam Prof. Dr. Melike Bildirici'ye teşekkürlerimi ve saygılarımı sunarım. Çalışmam süresince karşılaştığım güçlüklerde değerli önerileri ile çalışmanın önemli gelişim kaydetmesinde değerli hocam Prof. Dr. Mehmet Genceli'ye minnettarım. Yorumları ve bana ayırdığı zamanı için sayın Doç. Dr. Hüseyin Taştan'a teşekkürlerimi sunarım. Prof. Dr. Fazıl Güler'e çalışmam sırasında yardımlarından dolayı teşekkür ederim. Çalışmamda hep yanımda olan sevgili aileme sabır ve destekleri için teşekkürlerimi sunarım. Destekleri için Nükhet Polat'a teşekkür ederim.

İstanbul; Mayıs, 2009

Özgür Ömer Ersin

İÇİNDEKİLER

Sayfa No.

ÖZ	iii
ABSTRACT	iv
ÖNSÖZ	v
İÇİNDEKİLER.....	vi
TABLolar LİSTESİ.....	ix
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	x
KISALTMALAR.....	xi
1. GİRİŞ.....	1
2. FİYAT SEVİYESİNİN BELİRLENMESİNE İLİŞKİN MALİYE TEORİSİ	6
2.1 Para ve Maliye Politikalarında Servet Etkilerine Genel Bir Bakış	6
2.2 Ricardocu Eşdeğerlik Teoremi	9
2.2.1 Vergiler ve Devlet Tahvilleri Arasındaki İkame ve Ricardocu Eşdeğerlik- Eşdeğersizlik Tartışması	10
2.2.2 Ricardocu Eşdeğerlik Teoreminin Varsayımları ve Bu Varsayımlara İlişkin Bazı Tartışmalar	12
2.3 Fiyat Seviyesinin Belirlenmesine İlişkin Maliye Teorisi Modeli	14
2.3.1 Hanehalkından Hareketle FTPL Modeli	16
2.3.2 Kamu Kesiminden Hareketle FTPL Modeli	22
2.4 FTPL Teorisinde Aktif ve Pasif Maliye Politikaları ve Ricardocu ve Ricardocu- olmayan Rejimler	26
2.4.1 Hoş Olmayan Parasal Aritmetik ve Baskın-Maliye Rejimleri	27
2.4.2 Aktif ve Pasif Para ve Maliye Politikaları Karışımları	29
2.4.3 Ricardocu-Kutuplu-Olmayan Politikalar ve Aktif Maliye Politikaları Tartışması .	33
2.5 FTPL Teorisi ile İlişkili Doğrusal Ekonometri Yazınına Genel Bir Bakış	40
2.6 FTPL Teorisi ile İlişkili Doğrusal-Olmayan Ekonometri Yazınına Genel Bir Bakış	43
2.6.1 FTPL Teorisi ve Rejim Geçişli Modeller.....	44
2.6.2 FTPL Teorisi, Maliye Politikalarının Sürdürülebilirliği ve TAR Ailesi Modelleri.....	48
3. DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİLERİ MODELLERİ	53
3.1 T(A)R Eşik (Oto)regresif Modeli.....	54
3.2 ST(A)R Yumuşak Geçiş (Oto)regresif Modelleri	57
3.2.1 LST(A)R Lojistik Yumuşak Geçiş (Oto)regresif Modeli	60
3.2.2 EST(A)R Üstel Yumuşak Geçiş (Oto)regresif Modeli	63
3.2.3 LST(A)R2 Karesel Lojistik Yumuşak Geçiş (Oto)regresif Modeli	65
3.2.4 LST(A)R3 Karesel Lojistik Yumuşak Geçiş (Oto)regresif Modeli	68
3.2.5 ST(A)R Modellerinde Model Oluşturma Süreci	68

3.2.5.1 Doğrusallığın ST(A)R Tipi Doğrusal Olmama Karşı Sınanması.....	70
3.2.5.2 ST(A)R Tipi Doğrusal Olmama Testinden Hareketle LST(A)R ve EST(A)R Model Seçimi.....	74
3.3 Yerleşik Yapıda Birden Fazla Geçiş Fonksiyonlu STAR Modelleri	78
3.3.1 MRSTAR ve TVSTAR Modelleri	79
3.3.1.1 Model	80
3.3.1.2 MRSTAR ve TVSTAR Modellerinin Eklemeli STAR Gösterimi	82
3.3.1.3 MRST(A)R Modelinde Rejimlerin İncelenmesi.....	83
3.3.1.4 Yerleşik STAR Modellerinde Model Oluşturma Süreci.....	84
3.4 Eklemeli Yapıda Birden Fazla Geçiş Fonksiyonlu STAR Modelleri	89
3.4.1 MLSTAR Modeli	91
3.4.1.1 MLST(A)R Modelinde Rejimlerin İncelenmesi	94
3.4.1.2 MLST(A)R Modelinde Model Oluşturma Süreci.....	98
4. STOKASTİK YAPAY SINIR AĞLARI	105
4.1. Stokastik Yapay Sinir Ağlarına Genel Bir Bakış	105
4.2 Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Modelleri ve Hiyerarşik Uzman Karışımı Modeli ..	109
4.2.1 Jordan ve Jacobs HME Modeli	109
4.2.2 HME Modeli ve Zaman Serisi Analizi.....	113
4.3 HME, STAR ve SANN Modellerine Genel Bir Bakış	115
4.4 SANN Modeli.....	118
4.4 SANN Modellerinin ST(A)R Modelleri Çerçevesinde İncelenmesi.....	127
4.4.1 STAR Modelleri Çerçevesinde Geliştirilen SANN Modellerine Genel Bir Bakış.....	128
4.4.2 Çok Rejimli Yumuşak Geçişli Otoregresif (MRSTAR) Modelinden Hareketle Stokastik Yapay Sinir Ağı Modelinin İncelenmesi	130
4.4.3 Yumuşak Geçişli Otoregresif (STAR) Modelinden Hareketle Stokastik Yapay Sinir Ağı (SANN) ve İyileştirilmiş Stokastik Yapay Sinir Ağı (ANN) Modelleri.....	132
4.4.4 Otoregresif Stokastik Yapay Sinir Ağı (AR-NN) Modeli.....	135
4.4.5 NN-STR Yapay Sinir Ağı Yumuşak Rejim Geçiş Modeli	140
4.5 Deterministik ANN Modellerinden Hareketle ANN Modellerinin Stokastik Yapıya Genelleştirilmesi	144
4.6 Stokastik Yapay Sinir Ağı Modelinin Doğrusal Olmayan Ekonometrik Yöntemler İle Modellenmesi.....	146
4.6.1 Doğrusal Olmayan Ekonometri Yazınında ANN Modellerinde Model Mimarisi Seçimine Genel Bir Bakış.....	147
4.6.2 ANN Modellerinde Gizli Birim Adeti ve Girdi Setinin Seçilmesi için Aşamalı Test Süreçlerine Genel Bakış.....	153
4.6.3 STAR Modellerinden Hareketle SANN Modelinin Kurulma Aşamaları	155
4.6.3.1 Doğrusal Kısımda Optimum Girdi Setinin Belirlenmesi	155
4.6.3.2 Doğrusal Olmayan Kısımda Girdi Setinin Belirlenmesi.....	158
4.6.3.3 Doğrusal Olmayan Kısımda Nöron Adetinin Belirlenmesi	162
5. TÜRKİYE'DE FİYAT SEVİYESİNE İLİŞKİN MALİYE TEORİSİNİN ANALİZİ	167
5.1 Faiz Ödemeleri Oranı Serisi İçin Tek Değişkenli Modeller.....	168
5.1.1 Tek Değişkenli Model için Verinin İncelenmesi	169
5.1.2 Doğrusal Model.....	174
5.1.3 STAR Tipi Doğrusal Olmama Testi.....	177
5.1.4 İki Rejimli LSTAR Modeli	178
5.1.5 STAR Modelinin Hata Terimlerinde Doğrusal Olmama Testi	186

5.1.6 İki Geçiş Fonksiyonlu MLSTAR Modeli.....	187
5.1.7 SANN Modeli	191
5.2 Çok Değişkenli Analiz	201
5.2.1 Çok Değişkenli Model için Veri Setinin İncelenmesi.....	201
5.2.2 Enflasyon ve İç Borç Büyüme Oranları için Doğrusal Model	204
5.2.3 STAR Modelleri.....	207
5.2.3.1 Enflasyon Oranı İçin İki Rejimli STAR Modeli	208
5.2.3.2 İç Borç Stoku Büyüme Oranı İçin İki Rejimli STAR Modeli	213
5.2.4 LSTVAR Modeli	216
5.2.5 SANN Modelleri	224
5.2.5.1 Enflasyon Oranı İçin SANN Modeli.....	224
5.2.5.2 İç Borç Büyüme Oranı İçin SANN Modeli	229
6. SONUÇ.....	234
KAYNAKÇA	243
EKLER.....	262
Ek 1. Tek Değişkenli Modelin Kökleri	262
Ek 2. Kapetanios Shin Snell (2003) Birim Kök Testi	262
Ek 3. LSTVAR Sisteminde Asimetriye İlişkin Bir Ölçüt	263
ÖZGEÇMİŞ.....	265

TABLÖLAR LİSTESİ

	Sayfa No.
Tablo 5.1:	Birim Kök Testleri171
Tablo 5.2:	Normallik Testleri173
Tablo 5.3:	Doğrusal Modelde Bilgi Kriterleri ile Gecikme Uzunluğu Seçimi174
Tablo 5.4:	STAR Tipi Doğrusal Olmama Testi177
Tablo 5.5:	STAR Tipi Otokorelasyon Testi180
Tablo 5.6:	Tek Geçiş Fonksiyonlu STAR Modelinde Doğrusal Olmama Testi186
Tablo 5.7:	Doğrusallık Testleri ile Optimum Girdi Seti, Nöron Adeti ve Nöronlarda Yer Alan Girdi Setlerinin Seçimi.....192
Tablo 5.8:	Bir Adım Ötesi İçin Tahmin Gücü Karşılaştırması: RMSE Değerleri ...197
Tablo 5.9:	Diebold Mariano Testleri198
Tablo 5.10:	Birim Kök Testleri202
Tablo 5.11:	Doğrusal Modelde Bilgi Kriterleri ile Gecikme Uzunluğu Seçimi204
Tablo 5.12:	STAR Tipi Doğrusal Olmama Testi208
Tablo 5.13:	Enflasyon Oranı için LSTAR Modelinde Modellenmemiş Doğrusal Olmama Testi.....210
Tablo 5.14:	STAR Tipi Doğrusal Olmama Testi213
Tablo 5.15:	STVAR Modeli İçin Doğrusallık Testi.....219
Tablo 5.16:	Enflasyon Oranı Modeli Doğrusallık Testleri ile Optimum Girdi Seti, Nöron Adeti ve Nöronlarda Yer Alan Girdi Setlerinin Seçimi224
Tablo 5.17:	Enflasyon Oranı Modeli Doğrusallık Testleri ile Optimum Girdi Seti, Nöron Adeti ve Nöronlarda Yer Alan Girdi Setlerinin Seçimi229

ŞEKİLLER LİSTESİ

		Sayfa No.
Şekil 3.1:	Farklı Gamma Değerleri İçin Lojistik Geçiş Fonksiyonu	62
Şekil 3.2:	Farklı γ Değerleri için Üstel Geçiş Fonksiyonu.....	64
Şekil 3.3:	LSTAR2 Geçiş Fonksiyonu	66
Şekil 3.4:	ST(A)R Modellerinde Model Oluşturma Süreci	76
Şekil 3.5:	MLST(A)R Modelinde Model Seçim Süreci	104
Şekil 4.1:	İki Katmanlı Hiyerarşik Uzman Ağı	111
Şekil 4.2:	Üç Katmanlı Basit HME	113
Şekil 4.3:	TAR Modelinin Tek Gizli Katmanlı ve İki Nöronlu bir ANN Modeli Biçiminde Gösterimi.....	119
Şekil 4.4:	Tek Gizli Katmanlı ve Doğrusal Kısayollu Stokastik ANN Modeli	124
Şekil 4.5:	İki Rejimli bir LSTAR Modelinin Tek Gizli Katmanlı Bir SANN Modeli Biçiminde Gösterimi	126
Şekil 4.6:	J Adet Nöron İçeren Tek Değişkenli bir Sıçrama Bağlantılı Ağ (JCN) Modeli	134
Şekil 4.7:	McNelis NN- STR Modeli	143
Şekil 4.8:	Doğrusal Olmama Testleri Çerçevesinde SANN Model Mimarisi Seçim Süreci.....	166
Şekil 5.1.a:	Faiz Ödemeleri Oranı, 1985.01-2008.10	170
Şekil 5.1.b:	<i>foo</i> Serisinin Histogramı.....	170
Şekil 5.2.a:	Faiz Ödemeleri Oranı Doğal Logaritması, $\ln(foo)$ Serisi, 1985.01-2008.10.....	171
Şekil 5.2.b:	Logaritmik Faiz Ödemeleri Oranı Serisi Histogramı	171
Şekil 5.3.a:	Faiz Ödemeleri Oranı Serisine İlişkin <i>Infood1</i> Serisi, 1985.02-2008.10.....	172
Şekil 5.3.b:	<i>Infood1</i> Serisinin Histogramı	172
Şekil 5.4:	AR Modeli, Etki Tepki Analizi	176
Şekil 5.5:	LSTAR Modeli Geçiş Fonksiyonu	180
Şekil 5.6:	LSTAR Geçiş Fonksiyonunun Her Gözleme Karşılık Gelen Değerleri	181
Şekil 5.7:	LSTAR Modeli GIRF Fonksiyonları: 1 Std. Sapmalık Pozitif Şok	183
Şekil 5.8:	LSTAR Modeli, Farklı Şoklar Altında GIRF Fonksiyonları.....	185
Şekil 5.9:	LSTAR Modelinde Rejimler Arası Asimetri	186
Şekil 5.10:	SANN Modelinde Geçiş Fonksiyonları ve Faiz Ödemeleri Oranı Serisi	196
Şekil 5.11:	$\ln(TEFE)$ ve $\ln(\dot{B})$ Serileri, 1989.01-2008.09	201
Şekil 5.12:	$\ln(TEFE)$ ve $\ln(\dot{B})$ Serilerinin Birinci Farkları, 1989.02-2008.09	203
Şekil 5.13:	Enflasyon Oranı Bağımlı Değişkenli LSTAR Modeli Geçiş Fonksiyonu	212
Şekil 5.14:	İç Borç Bağımlı Değişkenli LSTAR Modeli Geçiş Fonksiyonu	215
Şekil 5.15.a:	LSTVAR Modeli Enflasyon Oranı Vektörü GIRF Fonksiyonları	221
Şekil 5.15.b:	LSTVAR Modeli İç Borç Büyüme Oranı Vektörü GIRF Fonksiyonları	222
Şekil 5.16.a:	Pozitif Şoklarda Asimetri	223
Şekil 5.16.b:	Negatif Şoklarda Asimetri.....	223
Şekil 5.17:	Farklı Şok büyüklüklerine Asimetrik Tepki.....	223

KISALTMALAR

ADF	: İyileştirilmiş Dickey Fuller
AIC	: Akaike Bilgi Kriteri
ANN	: Yapay Sinir Ağı
ARCH	: Otoregresif Koşullu Heteroskedastisite
BP	: Hata Geri Yayma
DFÖ	: Net Dış Borç Faiz Ödemeleri
DM	: Diebold Mariano Eşit Tahmin Tutarlılığı Testi
DW	: Durbin-Watson Otokorrelasyon Testi
ESTAR	: Üstel Yumuşak Geçişli Otoregresyon
FCSTAR	: Esnek Değişkenli Yumuşak Geçişli Otoregresyon
FOO	: Faiz Ödemeleri Oranı
FTPL	: Fiscal Theory of Price Level
GA	: Genetik Algoritma
GIRF	: Genelleştirilmiş Etki Tepki Fonksiyonu
HME	: Hiyerarşik Uzman Karışımı Modeli
HQ	: Hannan-Quinn Bilgi Kriteri
IRF	: Etki Tepki Fonksiyonu
İB	: İç Borç Stoku
İFÖ	: Net İç Borç Faiz Ödemeleri
JB	: Jarque-Berra Normallik Testi
JCN	: Sıçrama Bağlantılı Yapay Sinir Ağı
KSS	: Kapetanios Shin Snell Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi
LM	: Lagranj Çarpanı
LNFOO	: Faiz Ödemeleri Oranının Doğal Logaritması
LNFOOD1	: Faiz Ödemeleri Oranının Doğal Logaritmasının Birinci Farkı
LSTAR	: Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresyon
LSTAR(2)	: 2. Derece Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresyon
LSTAR(3)	: 3. Derece Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresyon
LSTVAR	: Lojistik Yumuşak Geçişli Vektör Otoregresyon
MAE	: Ortalama Mutlak Hata
MAPE	: Tahminin Ortalama Mutlak Hatası
MDL	: En Küçük Açıklayıcı Uzunluk Bilgi Kriteri
MIC	: Mallow Bilgi Kriteri
MLP-ANN	: Çok Katmanlı Perseptron Yapay Sinir Ağı
MLSTAR	: Çok Lojistikli Yumuşak Geçişli Otoregresyon
MML	: Minimum Mesaj Uzunluğu Bilgi Kriteri
MRSTAR	: Çok Rejimli Yumuşak Geçişli Otoregresyon
MSEP	: Tahminin Hata Kareleri Ortalaması
MSE	: Ortalama Hata Kareleri
NCSTAR	: Nöron Değişkenli Yumuşak Geçişli Otoregresyon

NLARX	: Doğrusal Olmayan Dışsal Değişkenli Otoregresif
NN-STR	: Sinir Ağı Yumuşak Geçişli Regresyon
PP	: Phillips Perron Birim Kök Testi
PRESS	: Tahmin Kareleri Toplamı Bilgi Kriteri
RBF-ANN	: Radyal Baz Fonksiyonu Yapay Sinir Ağı
RET	: Ricardocu Eşdeğerlik Teoremi
RESET	: Ramsey Model Tanılama Hatası Testi
RMSE	: Ortalama Hata Karelerinin Karekökü
SANN	: Stokastik Yapay Sinir Ağı
SETAR	: Kendinden Uyarımlı Eşik Otoregresyon
SIC	: Schwarz Bilgi Kriteri
SK	: Eğiklik Basıklık Testi
SMSTAR	: Kayan Ortalamalı Yumuşak Geçişli Otoregresyon
SSM	: İstatistiksel Basamaklı Eliminasyon
STAR	: Yumuşak Geçişli Otoregresyon
STVAR	: Yumuşak Geçişli Vektör Otoregresyon
SW	: Shapiro Wilk Normallik Testi
TAR	: Eşik Otoregresyon
TEFE	: Toptan Eşya Fiyat Endeksi
TVSTAR	: Zamana Göre Değişen Yumuşak Geçişli Otoregresyon
VAR	: Vektör Otoregresyon
WCSTAR	: Ağırlıklandırılmış Değişkenli Yumuşak Geçişli Otoregresyon

1. GİRİŞ

İktisat yazınında birçok önerme değişkenlerin doğrusal olmayan yapılarıyla yakından ilişkilidir. Ekonomilerde para ve maliye politikalarının etkileri eksik istihdam veya tam istihdam altında farklılaşmaktadır. Dezenflasyon politikalarının maliyetleri yüksek enflasyon seviyelerine nazaran düşük enflasyon seviyelerine yaklaştıkça artmaktadır. Emek piyasasında ücret ayarlanmaları ve istihdam-ücret arasındaki Phillips ilişkisi gibi birçok çıkarsama doğrusal olmayan özellikleriyle öne çıkmaktadır. Bu kapsamda İktisat politikalarında ekonominin içinde bulunduğu durumların göz önünde bulundurulması önem taşımakta, belli eşik seviyelerinin aşılmasıyla iktisadi ilişkilerin yönü değişmekte; ilişkinin yönü aynı kalsa da ilişkinin gücünün farklılaşması söz konusu olabilmektedir.

Fiyatlar genel düzeyine ilişkin maliye teorisinde (FTPL) temel teşkil eden Leeper (1991) modelinde, bir para politikası kuralına ek olarak bir maliye politikası kuralı Ricardocu ve Ricardocu olmayan rejimler altında incelenmektedir. Woodford (1994, 1995, 1998a, 1998b), Sims (1994) ve Cochrane (1998a) FTPL modellerinde zamanlararası bütçe kısıtı her iki rejimde de geçerli kabul edilirken, rejimlerin ayırt edilmesinde hangi kuralın diğer kuralı veri aldığı önem taşımaktadır. Ricardocu olmayan rejimlerde gelecek faiz dışı fazlaların iç borçları karşılamakta yetersiz kalması durumunda zamanlararası bütçe kısıtı eşdeğerliği fiyatlar genel düzeyinde ayarlanmalar kanalıyla gerçekleşmektedir.

Cochrane (1998a, 1998b) FTPL teorisinin test edilmesinde gözlemsel eşdeğerlik problemine dikkat çekmektedir. Faiz dışı fazlaların bağımlı değişken olduğu bir regresyon modelinde, kamu yükümlülüklerinin parametresinin pozitif olarak tahmin edilmesi her iki rejim olan Ricardocu ve Ricardocu olmayan rejimlerde de mümkündür. Canzoneri ve diğ. (2001), FTPL teorisinin test edilmesinde doğrusal VAR modellerinin temel alınarak gözlemsel eşdeğerlik probleminin kontrol altına alınabileceğine dikkat çekilmektedir. Bu yaklaşımda, parametre tahminlerinin değil IRF fonksiyonlarının incelenerek kamu yükümlülüklerinin gelecek faiz dışı fazlalarda gerçekleşen şoklar sonucunda negatif bir patika takip ettiği ekonomilerde politikaların Ricardocu yapıda olduğu sonucuna varılmaktadır. Öte yandan, faiz dışı fazlalar kamu yükümlülüklerine tepkisiz olduğunda Ricardocu olmayan politika sonucuna

varılmakta, bu çerçevede zamanlararası bütçe kısıtının sağlanması için fiyatlar genel düzeyinin artması gerekeceğine dikkat çekilmektedir.

FTPL teorisi, Davig, Leeper ve Chung (2005), Davig ve Leeper (2005) ve Sims ve Zha (2006) çalışmalarında doğrusal olmayan Markov Geçişli (MS) modellere genelleştirilmekle beraber FTPL teorisinin MS modelleri ile modellendiğinde ortaya çıkan tanımlama problemine dikkat çekilmektedir. Nitekim Ricardocu olmayan rejimlere geçiş bir olasılık olarak tanımlandığında FTPL teorisinde önem taşıyan rasyonel hanehalkı ve tam öngörü varsayımları altında her dönemde Ricardocu olmayan politikalara geçiş söz konusu olabileceğinden Ricardocu ve Ricardocu- olmayan rejimler ayrıştırılamamaktadır. Rasyonel hanehalkının karar alma fonksiyonlarında politikaların gelecekte değişebileceğine ilişkin bir olasılık yerleşik olduğunda, para veya maliye şokları her zaman (her dönemde) servet etkileri yaratmaktadır¹. Maliye disiplininin kalıcı olması durumunda oluşan Ricardocu kayıtsızlık rejiminde kamu harcamalarındaki bir artış Devlet tahvilleri ile finanse edildiğinde kamu yükümlülüklerindeki bu artışın gelecekte vergi artışına karşılık geleceği bilinmekte, kamu yükümlülüklerindeki artışlar ekonomilerde reel etkilere sebep olmamaktadır. FTPL teorisinin doğrusal olmayan modellere genelleştirilmesinde doğrusal olmayan yapıda MS modelleri temel alınmakla beraber FTPL teorisinin teorik çerçevesi ve varsayımları ile uyumsuzluklara sahiptir².

Doğrusal olmayan yöntemlere maliye teorisi kapsamında sıklıkla başvurulduğu bir diğer alan ise maliye politikalarının sürdürülebilirliği ile ilgilidir. FTPL teorisinde önem taşıyan zamanlararası bütçe eşdeğerliğinin sağlanmasının test edilmesinde birim kök testlerinin öne çıktığı Hamilton ve Flavin (1986) çalışması, Arestis ve diğ. (2004) tarafından Caner ve Hansen (2001) doğrusal olmayan eşik otoregresif (TAR) birim kök testlerine genişletilmiş; Chortareras, Kapetanios ve Uctum (2004), Bahmani (2007), Sollis (2004), Ono (2008), Considine ve Gallagher (2004) ve Bajo-Rubio, Diaz-Roldan ve Esteve (2006) çalışmalarında STAR tipi doğrusal olmayan yapıya genelleştirilmiştir³.

¹ Troy Davig, Eric M. Leeper, Hess Chung, “ Monetary and Fiscal Policy Switching”, **The Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Research Department Working Paper Series**, RWP 05-12, (2005): 1.

² Davig ve diğ., 2005, *age*, 16.

³ Arestis ve diğ. (2004) çalışmasını takiben gelişen yazında fiyat seviyesine oranlanmış reel mali değişkenlerden hareket edilmektedir. Zamanlararası bütçe eşdeğerliğinde seriler reel tanımlandığında fiyat seviyesinde değişimler gözlemlenememektedir. Yaklaşımda zamanlararası bütçe kısıtında ayarlanmanın nominal değerlerde değişim kanalıyla gerçekleştiği FTPL teorisinden bağımsız hareket etmekle beraber maliye politikalarının TAR tipi doğrusal olmayan yapıya genelleştirilmektedir. Buna ek olarak yaklaşımda serilerin tek değişkenli analizi önem taşıdığından, çok değişkenli analize genelleştirilmemektedir.

Çalışmada, Davig, Leeper ve Chung (2005), Davig ve Leeper (2005) ve Sims ve Zha (2006) çalışmalarından farklı olarak FTPL teorisinin test edilmesi için rejimler arası geçişin eşik mantığını içeren ve içsel geçiş fonksiyonları ile tanımlandığı doğrusal olmayan modeller olan STAR ailesi ve ANN modelleri temel alınmıştır. Bu yaklaşımda, FTPL teorisinde önem taşıyan rasyonel beklentiler ve tam öngörü dengesi varsayımları ve maliye politikalarında bütçe gerçekleştirmelerinden hareket edilmesi önem taşımaktadır. Çalışmada incelenen FTPL modelinde, Canzoneri ve diğ. (2001) doğrusal VAR ve Davig ve Leeper (2005) MS-VAR yaklaşımlarından farklı olarak iç borç stoku ve fiyatlar genel düzeyi serilerinden hareket edilmektedir. Bu yaklaşım çerçevesinde doğrusal olmayan yapıda STAR ve ANN modellerinden hareket edilmesinin diğer sebebi FTPL modelinde fiyat seviyesinde her dönemde ayarlanmanın test edilmesinin önem taşıması dolayısıyla modellerde rejimlerde kalıcılık olmamasıdır. Çalışmada, maliye disiplininin doğrusal olmayan TAR ve STAR tipi birim kök testleri ile incelendiği Arestis ve diğ. (2005) Chortareras, Kapetanios ve Uctum (2004), Bahmani (2007), Sollis (2004), Ono (2008), Considine ve Gallagher (2004) ve Bajo-Rubio, Diaz-Roldan ve Esteve (2006) çalışmalarından önemli farkı maliye politikalarına ilişkin seriler için doğrusal olmayan birim kök reddedilse de doğrusal olmayan STVAR ve SANN modellerinden hareketle FTPL teorisi çerçevesinde zamanlararası bütçe kısıtında ayarlanmanın fiyatlar genel düzeyi kanalıyla gerçekleştiğine, dolayısıyla seriler durağan kabul edilmekle beraber mali baskınlığın önemli reel etkilerinin reddedilemeyeceğine dikkat çekilmesidir.

Çalışmada, FTPL teorisinin test edilmesinde STAR ve ANN modellerinin yerleşik modeller olduğundan hareket edilerek gerçekte deterministik ve parametrik olmayan ANN modellerinin stokastik ve parametrik çerçevede modellenmesi önem taşımaktadır. FTPL teorisinin test edilmesinde STAR modelleri ve STVAR modelleri SANN modellerine genişletilerek aynı zamanda doğrusal olmayan mali zaman serilerinin modellenmesinde iyileşme sağlanması amaçlanmıştır. ANN modellerinin parametrik yapıda incelenmesinde STAR ve ANN modellerinin yerleşik gösteriminden hareket edilmiştir. Deterministik ANN mimarisinin stokastik yapıya genelleştirilmesinde Stokastik ANN (SANN) modelinin geliştirildiği Lai ve Wong (2001) çalışmasından farklı olarak, STAR modelleri için geliştirilen ekonometrik yöntemler esas alınmıştır. Çalışmada incelenen SANN modelinde Lai ve Wong SANN modelinden farklı olarak aktivasyon fonksiyonları kesikli gösterge fonksiyonu yerine sürekli lojistik fonksiyon olarak tanımlanmıştır. Model oluşturulma aşamalarında Luukkonen ve diğ. (1988) ve Eitrheim ve Teräsvirta (1996) STAR tipi doğrusal

olmama testleri ile benzer yapıda olan Teräsvirta, Lin ve Granger (1993) ve White (1989a, 1989b) ANN tipi doğrusal olmama testleri esas alınmıştır. STAR tipi model seçim süreçlerinin SANN modeli için incelenmesinde ikiden fazla rejim içeren eklemeli STAR modelleri için önerilen model kurulum süreci temel alınmıştır. Çalışmada incelenen SANN modelinde ilk aşamada bilgi kriterleri temel alınarak optimum doğrusal model oluşturulmaktadır. İkinci aşamada, Teräsvirta ve diğ. (1993), White (1989a, 1989b), Anders ve Korn (1999) ANN tipi doğrusal olmama testleri uygulanarak hata terimlerinde ANN tipi doğrusal olmama LM testleri ile incelenmektedir. Test sürecinde doğrusal olmayan kısmın Taylor yaklaşımını gizli katmanda yer alan nöron adetinden bağımsızdır. Farklı girdi kombinasyonları için elde edilen modellerin Taylor yaklaşımları bir döngü çerçevesinde bir bilgi kriteri temel alınarak karşılaştırılarak doğrusal olmayan optimum girdi seti kümesi belirlenmektedir. Üçüncü aşamada, bir nöronlu bir SANN modeli doğrusal modele karşı sınanmakta, farklı girdi kombinasyonları içeren tek nöronlu modeller içerisinde optimum model doğrusallığın en güçlü reddedildiği noktada belirlenmektedir. Dördüncü aşamada, tek nöronlu SANN modeli iki nöronlu modele karşı sınanmaktadır. Doğrusallığın ilk reddedilemediği noktada model kurulum döngüsünden çıkılarak optimum SANN modeli belirlenmektedir⁴. Yaklaşım çerçevesinde STAR modellerinin tahmin gücünün iyileştirilmesine ek olarak ANN modellerinin doğrusal olmayan ekonometrik yöntemler çerçevesinde modellenmesi ile İktisat politikalarında bir politika aracı olarak kullanılması amaçlanmaktadır.

FTPL Teorisi Bölüm 2’de incelenecektir. FTPL teorisi çerçevesinde bir modelin sunulduğu bölümde, FTPL teorisi ve mali sürdürülebilirlik modellerine ilişkin ekonometri yazınının incelenmesi ve FTPL teorisinin TAR ailesi ve SANN doğrusal olmayan yöntemlere genelleştirilmesi amaçlanmaktadır.

Bölüm 3’te TAR ailesi modelleri ve bu modellerin oluşturulması ve tahminine yönelik doğrusal olmayan ekonometrik yöntemlerin incelenmesi amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda, STAR modellerinin ANN modellerinde yerleşik gösterimleri incelenmiştir.

⁴ Benzer çerçevede, Medeiros ve diğ. (2002), Teräsvirta ve diğ. (2006) çalışmaları öne çıkmaktadır. Çalışmadaki yaklaşımda, Medeiros ve diğ. (2002), Teräsvirta ve diğ. (2006) AR-NN model kurulum aşamalarından farklı olarak doğrusal olmayan kısımdaki girdi seti (örn. otoregresif gecikme uzunluğu) doğrusal kısım girdi setinden daha fazla eleman içerebilmektedir. Medeiros ve diğ. (2002), Teräsvirta ve diğ. (2006) yaklaşımında ise doğrusal olmayan kısım için girdi seti seçimi, doğrusal kısım için seçilen girdi seti içerisinde gerçekleştirilmektedir. Dolayısıyla, AR-NN modelinde doğrusal olmayan kısımda yer alan girdi sayısı her zaman doğrusal kısımda yer alan girdi sayısından düşüktür. Çalışmada incelenen SANN modelinde ise doğrusal olarak açıklayıcı gücü olmamasına karşın bazı girdilerden doğrusal olmayan yapıda bilgi alınması modelin önemli bir farkıdır.

ANN modeli ikiden fazla rejimin modellenmesine olanak tanıyan yerleşik yapılı MRSTAR ve TVSTAR modelleri ile ortak gösterimlere sahip olmakla beraber yerleşik yapılı bir STAR modeli olan MRSTAR modelinin eklemeli yapıdaki ANN modelinden önemli farkları söz konusudur. Bölümde, rejimlerin eklenmesiyle küçük modelden büyük modele hareket edilen eklemeli STAR modelleri incelenmiştir. Eklemeli STAR yapısı için incelenen doğrusal olmayan model kurulum testleri SANN modelinin oluşturulmasında temel alındığından önem taşımaktadır.

Bölüm 4'te, deterministik ANN modellerinin Jordan ve Jacobs (1994) Hiyerarşik Uzman Karışımları (HME) modellerinden hareketle stokastik yapıya genişletildiği Lai ve Wong (2001) SANN modeli incelenmiştir. Bölümde, SANN modeli Lai ve Wong yaklaşımından farklı olarak STAR modelleri için geliştirilen modelleme yöntemleri temel alınmıştır.

Bölüm 5'te Türkiye ekonomisinde mali değişkenler için tek değişkenli ve çok değişkenli iki uygulama değerlendirilmiştir.

FTPL teorisinin doğrusal olmayan yapıda test edilmesinin amaçlandığı çalışmada STAR ve SANN modelleri incelenmiştir. Bu modellere ilişkin bazı terimler mühendislik yazınından ödünç alınmıştır. Çalışmada bazı kavramlar tam türkçe karşılıklara sahip olmadığından doğrudan çevrilmiş, ingilizce karşılıkları ise parantez içinde verilmiştir. Çalışmadaki terimlere ilişkin benimsenen bu yaklaşımda anlam kaybından kaçınmaya çalışmamız önemli rol oynamıştır.

2. FİYAT SEVİYESİNİN BELİRLENMESİNE İLİŞKİN MALİYE TEORİSİ

İktisat yazınında, fiyat seviyesinin belirlenmesinde Miktar Teorisi önemli bir yere sahiptir. Miktar Teorisinde, nispi fiyatlardaki değişimlerin temel belirleyicisi para arzı olup fiyat seviyesi parasal bir olgudur⁵. Miktar Teorisinde, fiyat seviyesinin para arzı tarafından belirlenmesinde maliye politikalarının Ricardocu yapıda olması önem taşır⁶. Fiyat Seviyesinin Belirlenmesine İlişkin Maliye Teorisinde (FTPL) ise Ricardocu eşdeğerliğin sağlanmadığı ekonomilerde, kamu borçları servet etkileri kanalıyla reel etkiler yaratmaktadır. FTPL Teorisinde, baskın maliye politikaları altında servet etkileri gerçekleşeceğinden fiyat seviyesi zamanlararası bütçe kısıtı tarafından belirlenmektedir⁷.

Çalışmanın bu kısmında, FTPL Teorisinin Türkiye ekonomisi için test edilmesinin hedeflendiği çalışmamızda, öncelikle FTPL Teorisinin incelenmesi amaçlanmaktadır. Bu amaç doğrultusunda, FTPL Teorisi ve FTPL Teorisinde önem taşıyan Ricardocu Eşdeğerlik Teoreminin incelenmesi hedeflenmiştir.

2.1 Para ve Maliye Politikalarında Servet Etkilerine Genel Bir Bakış

Para politikalarının fiyat seviyesi üzerindeki etkilerinin incelendiği bir çok çalışmada, para politikalarının başarılı sonuç verebilmesi maliye politikalarının Ricardocu eşdeğerliği gözetmesiyle yakından ilişkilidir. Para politikalarının başarısında Ricardocu eşdeğerliğin öneminin vurgulandığı temel çalışmalar Modigliani ve Ando (1960, 1963), Modigliani (1971), Modigliani (1986), Scitovszky (1941), Haberler (1946), Pigou (1943) ve Patinkin (1956) çalışmalarıdır. Bu çalışmalarda, maliye ve para politikalarının servet etkilerine vurgu yapılarak, para ve maliye politikalarının sonuçlarının farklılaşacağına dikkat çekilmektedir.

Maliye politikaları kapsamında servet etkilerinin vurgulandığı Patinkin (1956) ve Modigliani (1986) çalışmalarında, hükümetlerin vergi finansmanı yerine borçlanmaya başvurulmasının

⁵ Miktar teorisinde fiyat seviyesi parasal bir olgudur. $MV=PY$ eşdeğerliğinde mübadele hızı (V) ve GSMH'nın (Y) sabit olduğu varsayılırsa, fiyat seviyesindeki artışlar para arzındaki artışlarla açıklanmaktadır. Finansal buluşlar sonucunda zaman içinde para tanımının değişeceği göz önünde bulundurulmaktadır.

⁶ Ricardocu rejim kavramı Woodford (1994, 1995) çalışmalarından devralınmıştır. Bu kavram, Leeper (1991) tarafından *pasif maliye politikası* rejimi olarak adlandırılırken, Sargent (1982) çalışmasında Ricardiyen-kutuplu rejim olarak adlandırılmaktadır.

⁷ Michael Woodford, "Doing Without Money: Controlling Inflation in a Post-Monetary World," **Review of Economic Dynamics**, c. 98, s. 1, (1998b): 173-219.

hanehalkı tarafından bir servet artışı olarak algılanacağından hareket edilmekte, maliye politikaları sonucunda oluşacak “net servet” etkisinin tasarruflarda bir azalma ve tüketimde bir artışa sebep olabileceğini ortaya koymuştur.

Servet etkilerinin para politikaları kapsamında incelendiği Scitovszky (1941), Haberler (1946), Pigou (1943) ve Patinkin (1956) çalışmalarında, reel para balanslarında gerçekleşen bir değişim sonucunda gerçekleşen reel balans ve Pigou etkileri tartışılmaktadır. Nominal para arzında veya fiyat seviyesinde bir değişimle gerçekleştiğinde oluşacak servet etkileri tüketim ve üretim üzerinde reel etkiler doğurmaktadır. Reel balans etkisi olarak adlandırılan bu durum, Keynesyen İktisat Teorisinde önemli yere sahip olan likidite tuzağıyla yakından ilişkilidir. Keynesyen yaklaşımda, bir ekonomide nominal faiz oranı sıfıra yaklaştığında para politikası etkinliğini yitireceğine ve likidite tuzağına düşüleceğine vurgu yapılırken, reel balans etkileri altında servet etkileri oluştuğunda likidite tuzağı geçerliliğini yitirmektedir⁸.

Aiyagari ve Gertler (1985), Sargent (1982), Sargent ve Wallace (1981) ve Leeper (1991), fiyat seviyesine ilişkin modellerde Ricardocu eşdeğerliğin a-priori olarak kabul edilmesinin doğuracağı sakıncaları vurgulamaktadır. Bu çalışmalarda, Ricardocu eşdeğerliğin geçersiz olması durumunda maliye politikalarının baskın yapıda olacağı, dolayısıyla para politikaları çerçevesinde hedeflenen sonuçlar ile gerçekleşen nihai sonuçlar arasında önemli farklar olacağı vurgulanmıştır⁹.

Sargent ve Wallace (1981), fiyat seviyesinin para politikası tarafından kontrol edilmesinde maliye politikalarından kaynaklanan güçlükleri tartışmaktadır. Sargent-Wallace’ın hoş olmayan monetarist aritmetiğinde, Ricardocu-olmayan ekonomilerde para politikası maliye politikasının baskısı altındadır. Sonuçta, enflasyon artışının kontrol altına alınması için uygulanan sıkı para politikası, belli bir eşiğin aşılması sonucunda mali baskıya teslim olarak borçları monetize etmektedir. Dolayısıyla, oluşan hoş olmayan monetarist aritmetikte,

⁸ Likidite tuzağının oluşması için, sıfır nominal faiz oranına gelindiğinde, nominal faiz oranında artık bir azalış gerçekleşmeyeceğinden, para politikasının etkinliği ortadan kalkmaktadır. (Benhabib ve diğ., 2001, **age**).; Peter N. Ireland, “The Real Balance Effect,” **Boston College Economics Department Working Papers in Economics**, 2001: 1-35. http://escholarship.bc.edu/econ_papers/121 [04.02.2009].

⁹ Ricardocu eşdeğerliğin sağlanmaması halinde de fiyat seviyesinin kontrol edilebileceği gibi maliye yönlü politikalarla fiyat istikrarının sağlanabileceğine yönelik yazın 1980’lerde Sims (1988), Woodford (1991) çoklu denge çalışmaları ve Leeper (1991), Woodford (1994, 1995) FTPL Teorisi çalışmaları ile farklı bir boyut kazanmaktadır. Öte yandan, Cochrane (1998, 1999, 2001, 2003) çalışmalarında FTPL Teorisi yeni bir yapı kazanmıştır. Bu çalışmalarda, FTPL çıkarımlarının oluşması yalnız ve yalnız Ricardocu eşdeğerliğinin sağlanmadığı ekonomikler için geçerli değildir. Nitekim $MV=PT$ eşdeğerliği gibi zamanlararası bütçe kısıtı da her iki rejim olan Ricardocu ve Ricardocu-olmayan rejimlerde sağlanmakta, fiyat seviyesi zamanlararası bütçe kısıtı tarafından belirlenmekte, miktar teorisi eşitliği için veri kabul edilmektedir.

başlangıçta yüksek enflasyon ile mücadele etmek için girişilen sıkı para politikası, sonuçta daha yüksek enflasyon artışlarına sebep olmaktadır¹⁰.

Sargent (1982), kamu borçlanmalarının servet etkileri yaratacağına, dolayısıyla kamu borçlarının enflasyonist sonuçlar doğurmaması için vergilerle desteklenmesi gerekliliğine dikkat çekmektedir. Sargent, vergi dersteğinin sağlandığı ekonomileri Para-Baskın ekonomiler olarak adlandırmaktadır¹¹.

Aiyagari ve Gertler (1985), devlet tahvilleri ile Makroiktisat politikalarının etkileri arasındaki bağlantıya dikkat çekerek, para politikalarının fiyat seviyesine yönelik sonuçlarının, maliye politikalarının Devlet tahvillerine yönelik kararlarıyla doğrudan bağlantılı olduğunu ortaya koymaktadır¹². Aiyagari ve Gertler (1985), Ricardocu eşdeğerliğin sağlandığı ekonomileri Ricardocu-kutuplu ekonomiler olarak adlandırırken, Ricardocu eşdeğerliğin sağlanmadığı ekonomiler Ricardocu-kutuplu-olmayan ekonomiler olarak adlandırmaktadır¹³.

Leeper (1991) FTPL modelinde, enflasyonist sonuçların oluşması için borçlar gelecek faiz dışı bütçeleri tarafından finanse edilmektedir. Bu kapsamda, enflasyonu düşürmeye yönelik aktif para politikaları beklenenin aksine daha yüksek enflasyon oranlarıyla sonuçlanmaktadır. Leeper (1991), aktif veya pasif para ile aktif veya pasif maliye politikalarının etkileşimlerine ilişkin geliştirdiği modelinde, enflasyonist sonucun oluşması için borçların monetize edilmesi gerekmemektedir. Leeper (1991), aktif ve pasif para ve maliye politikalarının etkilerinin Ricardocu eşdeğerliğin geçersiz olduğu ekonomilerde farklılaştığını; Ricardocu olmayan ekonomilerde fiyat seviyesinin kontrol altına alınabileceğini ve zamanlararası bütçe fonksiyonu tarafından belirlenebileceğini göstermektedir¹⁴.

¹⁰ Thomas Sargent, Neil Wallace, "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic", **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, c. 5, s. 3, (1981): 1-18.

¹¹ Thomas Sargent, "The Ends of Four Big Inflation", **Inflation: Causes and Effects**, ed. R.E. Hall, (Chicago: University of Chicago Press, 1982): 41-97.

¹² Rao Aiyagari, Mark Gertler, "The Backing of Government Bonds and Monetarism", **Journal of Monetary Economics**, s. 16, (1985): 19-44.

¹³ Aiyagari ve Gertler (1985) tarafından servet etkileri kapsamında değerlendirilen bir diğer husus büyüme teorilerine ilişkindir. Nitekim Solow (1973) büyüme teorisinde, Patinkin (1956) çerçevesinde ortaya çıkan servet etkileri sonucu oluşan tüketimdeki artış ve tasarruftaki azalışların, aynı zamanda toplam üretimin sermaye oluşumuna ayrılan kısmındaki azalışlara sebep olabileceğine değinmektedir. Bu kapsamda, servet etkileri uzun vadede iktisadi kalkınmayı olumsuz etkileyebilmektedir.

¹⁴ Eric M. Leeper, "Equilibria under 'Active' and 'Passive' Monetary and Fiscal Policies," **Journal of Monetary Economics**, s. 27, (1991): 127-147.

Leeper (1991) aktif maliye politikası tanımı, Aiyagari ve Gertler Ricardocu-kutuplu-olmayan¹⁵ maliye politikası, Sargent ve Wallace (1981) baskın maliye politikası¹⁶ ve Woodford (1994) Ricardocu-olmayan maliye politikası¹⁷ tanımlarıyla benzer yapıdadır.

Çalışmada, Ricardocu Eşdeğerlik Teoremi (RET) incelenecektir. RET teoremi çerçevesinde Ricardocu ve Ricardocu olmayan politika tanımlarının, FTPL kapsamında aktif ve pasif politika ve Ricardocu, Ricardocu-olmayan rejim tanımlarına genişletilerek tartışılması hedeflenmektedir.

2.2 Ricardocu Eşdeğerlik Teoremi

Barro (1974) tarafından geliştirilen Ricardocu Eşdeğerlik Teoreminde (RET), Devlet tahvillerinin net servet etkisi yaratıp yaratmayacağı sorgulanmıştır¹⁸. İktisat yazınında yoğun bir ilgi alanına kavuşmuş olan RET teoreminin önemli sonucu, borçlanma ve vergilerin birbirleri ile tam ikame olmasıdır¹⁹. Kamu harcamalarının finansmanı vergilerden borçlara kaydırıldığında, reel faiz oranı, özel yatırımlar, tüketim ve büyüme gibi reel değişkenler üzerinde reel etkilerinin olmayacağı vurgulanmaktadır²⁰.

Barro (1974) RET Teoreminde, cari yükümlülüklerin gelecek vergilerinin bugünkü değere indirgenmesiyle sağlanacak zamanlararası bütçe kısıtı altında, devlet tahvilleri net servet olarak kabul edilemeyeceğinden borç stokunun nispi fiyatlar üstündeki reel etkileri gerçekleşmemesi varsayımı altında maliye politikalarının nispi fiyatlar üzerindeki etkisi ortadan kalkmaktadır. Sonuçta, Devlet tahvilleri net servet etkilerine sebep olmazken, maliye şokları reel etkilerle sonuçlanmamaktadır²¹. Ricardocu eşdeğerliğin geçerli olduğu ekonomilerde para politikası, Sargent ve Wallace (1981), Leeper (1991), Aiyagari ve Gertler (1985), Woodford (1994) çalışmalarında ortaya konan Ricardocu-olmayan mali baskınlıktan

¹⁵ Çev. *Polar-Non-Ricardian Policy*.

¹⁶ Çev. *Dominant Fiscal Policy*.

¹⁷ Çev. *Non-Ricardian Fiscal Policy*.

¹⁸ Robert J. Barro, "Are Government Bonds Net Wealth?", *Journal of Political Economy*, c. LXXXII, (1974): 1095-1117.

¹⁹ Robert J. Barro, "Reflections on Ricardian Equivalence", *NBER Working Paper Series*, no. 5502, (1996), National Bureau of Economic Research.

²⁰ Robert J. Barro, "On the Determination of Public Debt", *Journal of Political Economy*, c. 87, s. 5, (1989): 940-971.

²¹ Barro (1974, 1979) çalışmalarında Devlet tahvillerinin net servet etkilerinin rasyonel beklentiler altında geçersizliği ortaya konmaktadır. İktisat yazınında RET Teoreminin Ricardo-Barro Teoremi olarak da adlandırılmaktadır. Buchanan (1976), Barro (1974) tarafından değinilen teoremin Ricardo (1951) çalışmasında değinildiğine dikkat çekmektedir. Barro (1996), Ricardocu Eşdeğerlemeye Yansımalar çalışmasında teoremi Ricardo'ya dayandırmaktadır.

bağımsız olduğundan, enflasyonun parasal bir olgu olması ve fiyat seviyesinin belirlenmesinde miktar teorisinin öne çıkması söz konusu olmaktadır.

Bu sonucun oluşması için RET teoreminin varsayımları,

- i. maksimizasyon yapan hanehalkı,
- ii. mükemmel sermaye ve varlık piyasaları,
- iii. sonsuz ufuk,
- iv. nesillerarası aktarım,
- v. rasyonel beklentiler,
- vi. miras bağları ve diğerkamlıktır²².

RET varsayımları altında, hanehalkı devlet tahvillerindeki artışı net servetleri olarak algılamamasının sebebi, cari borçların gelecek harcanabilir gelirlerindeki azalışlara karşılık gelmesinden kaynaklanmaktadır. Gelecekteki vergiler sonucu oluşacak harcanabilir gelirlerdeki azalışların şimdiki devlet borçlarına tam olarak karşılık gelecek şekilde ayarlandığı noktada Ricardocu eşdeğerliğin sağlandığı kabul edilmektedir²³. Dolayısıyla, devlet tahvillerinin net servet olarak algılanması için, vergi akımlarının beklenen değerinin azalması, diğer bir deyişle, vergi akımlarının beklenen değerinin devlet tahvillerinin cari değerinin altında kalması gerekmektedir²⁴.

2.2.1 Vergiler ve Devlet Tahvilleri Arasındaki İkame ve Ricardocu Eşdeğerlik-Eşdeğersizlik Tartışması

RET Teoremi, Barro (1974), ‘Devlet Tahvilleri Net Servet midir?’ çalışmasını takiben, İktisat yazınında önemli yer kazanmıştır. Buchanan (1976), Barro (1974) çalışmasını Ricardo’ya ilişkin geçmiş yazını göz ardı etmekle eleştirmekte, Ricardo (1813) çalışmasında vergiler ve kamu borçları arasındaki eşdeğerliğe dikkat çekilmektedir^{25 26}. Barro (1996) ise

²² Çev: Altruizm. Diğerkamlık, “başkalarının yararını da kendi yararı kadar gözetme” ya da “diğer insanlara maddi veya manevi kişisel çıkar gözetmeksizin yararlı olmaya çalışma ve ‘bencillik karşıtı hareketler’de bulunma” olarak tanımlanır. (Kaynak: Türk dil kurumu sözlüğü).

²³ Paul Evans, “Consumers Are Not Ricardian: Evidence from Nineteen Countries”, **Economic Inquiry**, s. 31, (1993): 534-548.

²⁴ Barro, 1974, **age**, 1095.

²⁵ James M. Buchanan, “Barro on the Ricardian Equivalence Theorem”, **Journal of Political Economy**, c. 84, (1976): 337-342.

²⁶ O’Driscoll (1977), Buchanan eleştirisini eleştirmekte, Ricardo’nun yaklaşımını yansıtmadığına dikkat çekmekte, Buchanan’ın yaklaşımının kendi ortodoks görüşünü yansıttığına değinmektedir. Öte yandan, Barro (1974) çalışması *değişmezlik önermesinin* gerçekte gerçekleşmesinde oluşabilecek güçlüklerle dikkat çekmektedir. Dolayısıyla, Barro tarafından geliştirilen ve ancak Ricardo’ya ilişkin yazınla ilişkilendirilecek RET teoremi Ricardo-Barro Teoremi olarak değerlendirilmektedir.

Ricardo eşdeğerliğinin gerçekte Ricardo'dan önce Smith (1790) tarafından tartışıldığına dikkat çekmektedir²⁷.

Barro (1974) ve Buchanan (1976), mali şoklar altında dahi Ricardocu eşdeğerliğin sağlanmasına vurgu yapılmıştır. Ani bir savaş kararı bir mali şok sonucu oluşan finansman ihtiyacında borç ve vergi arasında ikame öne çıkmaktadır:

Başlangıçta hiç borcu olmayan bir ülkede savaş gerçekleşmiş ve ortaya yıllık olarak 20 milyonluk bir harcama çıkmışsa bu harcama üç yöntemle karşılanabilir; birincisi, vergilerin barış dönemine kadar yıllık 20 milyon artırılması; ikincisi yıllık harcamalar için paranın borçlanması veya fonlanması [...]; üçüncüsü harcamaya karşılık borçlanması olmalıdır, fakat faizlere ek olarak, vergilere karşılık gelmesi ve katlanan faizlerle birikimli olarak artarak sonuçta borca eşit olması [...] iktisadi açıdan üç yöntem arasında bir fark bulunmamaktadır. [...] 20000 pounda sahip bir adam, 20 yıl boyunca 1000 poundluk vergiyle aynı baskı altına girmediğine yönelik kandırılmaz [...] Yıllık 50 pound vergilendirilse, kaderini (geriye kalan 19000 vergiyi) oğluna miras bırakmaktadır. (Ricardo, 1951, ss. 185-186)

Bu çerçevede, Ricardocu eşdeğerliğin iki özelliğinden birincisi, fonlamanın kaynağına yönelik eşdeğerliktir. Nitekim fonlamanın vergilerle, borçlanmayla veya para basımıyla gerçekleşmesi açısından ikame edilebilirlik kapsamında bir eşdeğerlik söz konusu olup vergi ve borcun nispi ağırlığının değişmesi cari dönemde bir fark yaratmamalıdır. Bu çerçevede, üç farklı yöntem olan vergilendirme, borçlanma veya fonlamayla borçlanmanın gerçekte eşdeğer yapıdadır²⁸. İkincisi, cari veya gelecek vergilendirmeleri arasında bir zamansal eşdeğerlik ile ilişkilidir:

[...] (temsili birey) sadece 1000 pound vergi ödese de; ve geri kalan borçtan feragat ettiğini düşünse de; oğluna vergi sonrası 19000 bırakmasıyla, vergilendirilmemiş 20000 bırakması arasında ne fark vardır? (Ricardo, 1951, ss. 187)

RET teoreminde, bir ağırlıklandırma kapsamında gelecek ve cari döneme ilişkin finansman kaynakları arasında tam ikame edilebilirlik ortaya çıkmaktadır²⁹. Bu çerçevede, Barro (1974) babadan oğla geçen, altruistik bağlara sahip üst üste gelen nesillerden oluşan bir modelden hareket etmektedir. Ricardocu durumun oluşması için vergilerle Devlet borçları arasında zamanlararası tam ikame gerçekleşmesi gereklidir.

O'Driscoll (1977), Ricardo (1813)'ün RET teoreminde olduğu çerçevede kesin bir ilişkiyi vurgulamadığına değinmiştir. Birincisi, Barro'nun vurguladığı ikame özelliğinin aksine, Ricardo, üç finansman yöntemi içerisinde birincisi olan tek seferde vergilendirmenin tercih edilmesini önermektedir³⁰ (Ricardo, 1951, ss. 188-189). İkincisi, Ricardo (1813), eşdeğerliği

²⁷ Bu çerçevede, Barro (1974, 1979) ve Buchanan (1976) RET eşdeğerliğinin anaakım iktisat yazınında ele alınan genel çerçevesini oluşturmuştur; Barro, 1996, *age*, 10.

²⁸ Barro, 1996, *age*, 5.

²⁹ Barro (1974) tarafından ortaya konan değişmezlik önermesiyle aynı yapıdadır.

³⁰ O'Driscoll, Gerald P. Jr, "The Ricardian Nonequivalence Theorem", *Journal of Political Economy*, c. 85, s. 1, (1977): 207-210.

bazı dönemlerde açıklayıcı bir araç olarak kabul etmekle beraber, RET eşdeğerliliğinin gerçekleşmesine şüpheyile yaklaşmaktadır³¹,

[...] iktisadi açıdan üç finansman yöntemi arasında bir fark bulunmamaktadır (Ricardo, 1813, s. 186-187). [...] Fakat, vergi ödeyen insanlar asla onları (gelecek vergilerini) öyle tahmin edemezler, ve dolayısıyla, özel kararlarını bu doğrultuda oluşturmazlar.[...]Bu vergilerin yalnız şu anki durumumuza ilişkin bir baskı yaratacağını, bu vergilerin kalıcılıklarına ilişkin belirsizlik gözönünde bulundurulduğunda, düşünmeyiz. 20000 poundu olan bir adamı, 50 poundluk yıllık vergiler ile 1000 poundluk tek bir verginin aynı olduğuna kandırmamız zordur. (Ricardo, 1951, s. 187)

Barro (1974) çalışmasında ele alınan RET teorisinde temel varsayımlar olan tam öngörü, rasyonel beklentiler, sonlu yaşama sahip bireylerin gerçekte miras bağları ve diğerkamlık, nesillerarası karar alma varsayımlarının sağlanmaması durumunda, borçların servet etkileri yaratacağına dikkat çekmektedir. Buna ek olarak, Ricardo'nun *vergilerde kalıcılık* çıkarımı, Tobin (1971) vergilerde yapışkanlık önermesiyle benzer yapıdadır. Dolayısıyla, RET teoreminin geçerli olması için değinilen varsayımların sağlanması önem taşımaktadır.

2.2.2 Ricardocu Eşdeğerlik Teoreminin Varsayımları ve Bu Varsayımlara İlişkin Bazı Tartışmalar

Barro (1974) tarafından geliştirilen RET teoreminin temel varsayımları olan mükemmel sermaye ve varlık piyasaları, maksimizasyon yapan hanehalkı, sonsuz ufuk, miras bağları ile nesillerarası aktarım altında diğerkam davranış ve rasyonel beklentiler varsayımları birçok çalışmada eleştirilmektedir. Bu çalışmalarda, RET teoreminin varsayımlarının yumuşatılmasıyla Ricardocu olmayan sonuçların gerçekleşebileceği ortaya konmaktadır.

Bu çalışmalar içerisinde, Feldstein (1988) belirsizlik ile sonsuz ufuk ve diğerkamlık varsayımlarından hareket etmektedir. Feldstein (1988), RET teoreminde nesillerarası diğerkamlık geçerli olsa da, gelirlerdeki belirsizlik altında açık finansmanının vergi finansmanına ikame edilmesi veya fonlanmamış bir sosyal güvenlik programının her zaman net servet olacağı sonucuna ulaşmıştır³².

Abel ve Bernheim (1991), RET teoremi varsayımları içerisinde nesillerarası bağları eleştirmiş, nesillerarası bağların güçsüz olması durumunda RET teoreminin “güçlü

³¹ O'Driscoll (1977), gerçekte Ricardo'nun teorisinin Ricardocu Eşdeğersizlik olarak değerlendirilmesi gerektiğini vurgulamaktadır.

³² Martin Feldstein, “The Effects of Fiscal Policies When Incomes Are Uncertain: A Contradiction to Ricardian Equivalence”, **The American Economic Review**, c. 78, s.1, (1988): 14-23.

kayıtsızlık” sonucunun yumuşayacağını, dolayısıyla Ricardocu eşdeğerliğe şüpheyile yaklaşılması gerekliliğini vurgulamıştır³³.

Webb (1981), RET teoreminin rasyonel beklenti ve mükemmel piyasalar varsayımlarının yumuşatılmasından hareket etmiş, Akerloff (1970) tarafından geliştirilen kredi piyasasında asimetrik bilgi ve ahlaki problem yaklaşımı tahvil piyasalarına uyarlamıştır. Modelde, özel bonolar ve hazine tahvilleri piyasası arasında etkinlik farkı mevcuttur. Hanehalkı, bono finansmanlı bir vergi indirimini takiben, Devlet tahvilleri piyasasından farklı olarak ödeyememe riskinin olduğu kredi piyasasında özel borçlarını ödemeyi tercih ederler. Sonuçta, Devlet tahvillerinden kaynaklanan bir servet etkisi oluşmaktadır³⁴.

Strawczynski (1995), tam öngörü, rasyonellik, nesillerarası bağlar ve diğerkamlik varsayımlarından hareket etmiştir. Yaşlı ve genç olmak üzere iki nesilli modelinde, herhangi bir neslin gelirinde belirsizlik olduğu varsayılırsa, RET teoreminin sonuçlarının aksayacağı vurgulanmıştır. Strawczynski (1995), gelire ilişkin belirsizliğin yaşlı nesilde gerçekleşmesi halinde, RET eşdeğerliğinin başarısızlığının genç nesle nazaran daha güçlü gerçekleşeceği, bu durumun oluşmasında ekstra tüketimin marjinal faydasının birinci nesil için daha yüksek olmasının etkili olduğu göstermiştir³⁵.

Barsky, Mankiw ve Zeldes (1986), belirsizlik altında marjinal tüketim eğiliminin (*mpc*) farklılaşacağını vurgulamıştır. Modelde, cari ve gelecekteki vergi ve Devlet tahvillerine ilişkin algılama farkları vardır. Geleceğe ilişkin belirsizlik altında risk söz konusudur. Tahvillerle finanse edilen vergiler azalırsa, hanehalkının cari dönemdeki *mpc*’si, gelecekteki vergi arttırımı sonrasında oluşacak *mpc*’sinden farklıdır. Bu durumun oluşmasında gelecekteki gelirlere ilişkin belirsizlik önem taşır. Gelecekteki gelirlerin devamlılığına yönelik risk algısı vurgulanarak, Devlet tahvilleri cari dönemde servet etkileri yaratacağı sonucuna ulaşılmıştır³⁶.

Benassy (2007), Barsky ve diğ. (1986) eleştirisinden hareket ettiği çalışmasında Keynesyen çarpan etkisini zamanlararası analize genişleterek çarpan etkisinin geçerli olması için Ricardocu-olmayan politikaların önemini vurgulamıştır. Model, nesillerarası bir dinamik

³³ Andrew B. Abel, Douglas Bernheim, “Fiscal Policy with Impure Intergenerational Altruism”, **Econometrica**, c. 59, s. 6, (1991): 1687-1711.

³⁴ Douglas C. Webb, “The Net Wealth Effect of Government Bonds when Credit Markets are Imperfect”, **The Economic Journal**, c. 91, s. 362, (1981): 405-414.

³⁵ Michel Strawczynski, “Income Uncertainty and Ricardian Equivalence”, **The American Economic Review**, c. 85, s. 4, (1995): 964-967.

³⁶ Robert Barsky, Gregory Mankiw, Stephen Zeldes, “Ricardian Consumers with Keynesian Propensities”, **The American Economic Review**, c. 76, s. 4, (1986): 676-691.

optimizasyon modelidir³⁷. Makroiktisat teorisinde, kamu harcamalarının iki etkisine değinilmiştir. Birincisi, çarpan etkisiyle tüketim kanalıyla gerçekleşen genişletici etkidir. İkincisi ise Walrasyan modellerden devralınan dışlama etkisidir. Birinci etki genişletici yapıda iken ikinci etki daraltıcı yapıda olduğundan her iki etkinin nispi oranları önem taşır. Bénassy (2007), Barsky ve diğ. (1986)'dan Ricardocu-olmayan yapıyı devralmıştır. Bu çerçevede, Ricardocu-olmayan politikalar sonucu gerçekleşecek pozitif etki, negatif Walrasyan dışlama etkisini bertaraf edeceği sonucuna varılmıştır³⁸.

RET teoreminin varsayımlarının eleştirildiği yukarıdaki çalışmalara ek olarak, Barro (1996) Ricardocu eşdeğerlilik altında vergilerin bozucu etkisini vurgulamıştır³⁹. Bütçe açıkları vergilerin zamanlamasını, emek gelirini ve tüketimi etkilemektedir. İnsanlar düşük vergi oranlarının gerçekleştiği dönemlerde emek arzlarını arttırarak gelir birikimlerini ve ayrıca tüketimlerini yükseltmek isterler. Dolayısıyla, vergi yükümlülüklerinin zamanlaması emek eforu ve tüketim arasındaki zamanlararası tahsisin yapısını bozmaktadır⁴⁰.

Ricardocu Eşdeğerlik Teoremi, Leeper (1991), Sims (1993) ve Woodford (1995) çalışmalarında geliştirilen FTPL Teorisi'nin oluşturulmasında önemli bir role sahiptir. Çalışmada, Barro (1974)'ten hareketle geliştirilen Ricardocu ve Ricardocu olmayan politika ayrımları öncelikle Leeper (1991) aktif ve pasif politika kombinasyonları bağlamında ele alınarak FTPL Teorisine genişletilecektir.

2.3 Fiyat Seviyesinin Belirlenmesine İlişkin Maliye Teorisi Modeli

Çalışmada, fiyat seviyesinin belirlenmesinde maliye disiplini kapsamında bir modelin tartışılması hedeflenmiştir. FTPL Teorisi'nin Türkiye Ekonomisi'nde test edilmesine yönelik bir model oluşturulacaktır.

Modelde, Barro (1974), Sargent ve Wallace (1981) ve Aiyagari ve Gertler (1985) çalışmaları incelenmiştir. Bu çalışmalarda geliştirilen modeller üstüste gelen nesillere ilişkin modeller olup iki nesilli ve iki dönemli modellerdir. Modellerde birinci dönemde genç nesil, ikinci dönemde yaşlı nesile dönerken, tam öngörü ve nesiller arası diğerkamlık bağları ile sonsuz

³⁷ Benassy modelinin Hicks (1936) Keynesyen modelinden farkları, kısa dönem analizi olmaması, dinamik optimizasyon dolayısıyla, nesillerin fayda optimizasyonu ve tam öngörüdür. Zamanlararası dinamik optimizasyon yöntemi Ramsey (1928)'den hareketle oluşturulmuştur.

³⁸ Jean-Pascal Bénassy, "Ricardian Equivalence and the Intertemporal Keynesian Multiplier", **Economics Letters**, c. 94, s. 1, (2007): 118-123.

³⁹ Barro, 1996, **age**, 13-14.

⁴⁰ Barro (1996), vergilerin bozucu yapısı için Ricardo'ya atıfta bulunmaktadır (Ricardo, 1951, 188-189).

ufuklu ve ölümsüz gibi davranabilen hanehalkı varsayımı geçerli olup tasarruf edilemeyen tek tip bir tüketim malı temel alınmaktadır.

Barro (1979) modelinde ise, iki nesilli modeller terk edilerek RET teoremi için sonsuz ufuklu bir model oluşturulmuştur. Temel FTPL modelleri olan Woodford (1995, 1998), Leeper (1991), Sims (1993), Cochrane (1998) çalışmalarında aynı yaklaşım devralınmıştır. Canzoneri ve diğ. (2001), sonsuz ufuklu modellerin VAR modelleri ile modellenebileceğini ortaya koymuştur. Davig ve Leeper (2005), Woodford (1995, 1998), Leeper (1991), Sims (1993) FTPL modellerinin rejim geçişli doğrusal olmayan modellere genişletildiği temel çalışmalardır. Sims (2001) ve Canzoneri ve diğ. (2002), FTPL modelinin açık ekonomiye genişletildiği çalışmalardır.

Woodford (1995, 1998) modellerinde nakitsiz durum altında sürtünmesiz ekonomi yaklaşımı önem taşımaktadır. Bu yaklaşımda, finansal gelişmelerin etkisiyle paranın GSMH içindeki payı görmezden gelinebilecek seviyelerde kabul edilebilmektedir. Cochrane (1998, 2007a, 2007b) FTPL modellerinde, finansal gelişmeler göz önüne alınmaktadır. Bu çerçevede, para tutmanın fırsat maliyeti kaybedilen faiz gelirleridir. Öte yandan, finansal gelişmeler altında varlık piyasaları geceleri de açıktır. Hanehalkı yalnız zorunlu ödemeleri için likit fonlarını bozduracak, gelirlerini doğrudan likit fonlara çevirecektir. Woodford (2001) ve Cochrane (1998, 2007a, 2007b) modellerinde para modelden çıkartılmaktadır.

Barro (1979) ve Aiyagari ve Gertler (1985) çalışmalarıyla benzer yapıda olan Leeper (1991), Sims (1993), Woodford (1995, 1998) ve Canzoneri ve diğ. (1999, 2001) çalışmalarında, özel ve kamu kesimlerine ait bütçe kısıtlarından hareket edilmektedir.

Çalışmada incelenecek modelde Diamond (1965) çalışmasından hareketle oluşturulan Aiyagari ve Gertler (1985) ve Barro (1974) çalışmalarında kullanılan fayda fonksiyonları temel alınmıştır. Leeper (1991) modelinden hareketle iki nesil yaklaşım terk edilmiştir. Modelin temel varsayımları tek tüketim malı, saf mübadele ekonomisi (Leeper, 1991), tam piyasalardır (Barro, 1974). Sonsuz ömürlü temsili bireyin her dönemindeki geliri y birim tüketim malı cinsindendir. Devletin kamu harcamaları, $g < y$ 'dir. Tam sermaye mobilitesi varsayılmıştır. Cochrane (1998)'den farklı olarak, özel ve kamu kesimi bütçe kısıtları ayrı ayrı incelenmiştir. Bu yaklaşım, Aiyagari ve Gertler (1985), Barro (1979) çalışmalarını esas alan temel FTPL modelleri olan Sims (1993), Leeper (1991) Woodford (1998a, 1998b) FTPL modellerinden devralınmıştır. Modelde, hanehalkı bütçe kısıtından veya kamu kesimi bütçe kısıtından hareket edilerek aynı zamanlararası bütçe kısıtına ulaşılmıştır.

2.3.1 Hanehalkından Hareketle FTPL Modeli

Sonsuz ufuklu ve diğerkam bağlara sahip temsili hanehalkı tam sermaye mobilitesi ve rasyonel beklentiler varsayımları altında her t döneminde aşağıdaki fayda fonksiyonunda tüketim ve Devlet tahvili cinsinden tasarruflarını maksimize etmektedir,

$$U_t = E_t \sum_{t=p}^{\infty} \beta^{t-p} \left(u(C_t) + v\left(\frac{B_{t,t+1}}{P_t}\right) \right) \quad (2.1)$$

Denklemde, β iskonto faktörü $0 < \beta < 1$ olup, C_t hanehalkının t dönemindeki tüketimi, $B_{t,t+1}$ hanehalkının t döneminde sahip olduğu devlet tahvilleri stoku ve P_t fiyat seviyesidir. Temsili hanehalkı tüketimlerini ve devlet tahvillerinin reel değerini içeren U fayda fonksiyonunun t döneminde beklenen değerini maksimize eder. U fayda fonksiyonu, u ve v fonksiyonları ile tüketim ve Devlet tahvillerinin reel değerinden oluşan reel tasarrufları içerir⁴¹.

Hanehalkının her t dönemindeki bütçe kısıtı,

$$C_t + Q_t B_{t,t+1} + T_t \leq Y_t + B_{t-1,t} \quad (2.2)$$

biçimindedir. Denklemde, C_t hanehalkının t dönemindeki tüketimi, T_t vergileri, Y_t nominal gelirini temsil ederken; $B_{t,t+1}$, t döneminde piyasaya sürülmüş ve $t+1$ dönemini valörlü nominal Devlet tahvili stoku, Q_t ise Devlet tahvilinin t dönemindeki fiyatıdır. Dolayısıyla, $B_{t-1,t}$, $t-1$ döneminde piyasaya sürülmüş, ancak içinde bulunan t dönemi valörlü olduğundan, $Q_{t-1} = 1$ değerine eşitlendiğinden kısıtta yer almamaktadır⁴².

Modelde büyük harfler ile nominal değerler belirtilirken, küçük harfler ile reel değerler belirtilmiştir. Bütçe kısıtı nominal terimleri içermektedir. Öte yandan, nominal ve reel

⁴¹ U fayda fonksiyonunda, u fonksiyonu Cochrane (1998, 2007a, 2007b) fayda fonksiyonuna karşılık gelirken, Canzoneri ve diğ. (1999) ve Woodford (1994, 1995, 1998) çalışmalarında yer alan tasarruflara ilişkin değişken reel para balansları olup, FTPL teorisindeki gelişim çerçevesinde; tasarrufların Devlet tahvillerinde değerlendirildiği bir fonksiyondur. Bir diğer etmen ise u ve v fonksiyonlarında birinci mertebe koşulları belirlerken bu fonksiyonların birinci türevlerinin alarak marjinal eğilimlerinin hesaplanacak olması ve gösterim kolaylığı sağlamasıdır.

⁴² Woodford (1994, 1995, 1998a, 1998b) modellerinde, hanehalkının fayda fonksiyonu tüketim ve reel para balanslarını içerirken; Canzoneri ve diğ. (1999) modelinde, hanehalkı benzer şekilde tüketimi ve reel para arzını maksimize eder. Aynı yaklaşım, Aiyagari ve Gertler (1985) ve Leeper (1991) çalışmalarında hakimdir. Cochrane (1998) ve Sims (1997) modellerinde hanehalkı sadece tüketimini maksimize etmektedir. Nitekim reel para cinsinden tasarrufların gerçekte ömür boyu tüketimi maksimize etmek için tutulacağından hareketle, fayda fonksiyonu sadece C 'yi içerecek şekilde yazılmaktadır. Çalışmada, bu yaklaşım sürdürülmekle beraber, devlet tahvili cinsinden tasarruflar fayda fonksiyonuna eklenmektedir.

değerler arasındaki ilişki, $P_t C_t = C_t$, $P_t b_{t,t+1} = B_{t,t+1}$, $P_t y_t = Y_t$, $P_t \tau_t = T_t$ biçiminde gösterilirse reel terimlerle,

$$\underbrace{P_t C_t + Q_t P_t b_{t,t+1} + P_t \tau_t}_{\text{HARCAMALAR}} \leq \underbrace{P_t y_t + P_t b_{t-1,t}}_{\text{GELİRLER}} \quad (2.3)$$

t dönemi için temsili hanehalkının bütçe kısıtının bir diğer gösterimi elde edilmektedir⁴³.

Hanehalkının bütçe kısıtında sol tarafta t dönemindeki harcamalar yer alırken, denklemin sağ tarafı gelirleri belirtmektedir. Bu çerçevede, toplam harcamalar en fazla toplam gelirler kadar gerçekleşmektedir. Öte yandan, hanehalkı tasarrufundaki tahvil miktarı her zaman pozitiftir. Dolayısıyla, modelde, hanehalkının Tahvil ihraç ederek borcu borçla finanse ettiği bir Ponzi tipi finansman engellenmiştir⁴⁴.

Hanehalkının Devlet tahviline t döneminde ödemeye hazır olduğu fiyatın belirlenmesi için β iskonto oranı ve enflasyon sonucunda oluşan getiri kaybı gözetileceğinden, tahvilin fiyatı,

$$Q_t = \beta \frac{1}{\pi_{t+1}} \quad (2.4)$$

olarak hesaplanmaktadır. Denklemden, t döneminden $t+1$ dönemine geçilirken gerçekleşen enflasyon artış oranı fiyat seviyelerinin oranı olarak,

$$\pi_{t+1} = \frac{P_{t+1}}{P_t} \quad (2.5)$$

biçiminde gösterilmiştir. Dolayısıyla, $t+1$ dönemi valörlü bir tahvilin t dönemindeki fiyatı,

$$Q_t = \beta \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (2.6)$$

olmaktadır.

Modelde, rasyonel beklentiler varsayımından hareketle, t döneminde $t+1$ dönemi enflasyon oranına ilişkin beklenen değerine ilişkin varsayım,

$$\pi_{t+1}^e = E(\pi_{t+1} | \Omega_t) = \pi_{t+1} \quad (2.7)$$

biçimindedir. t döneminde Ω_t veri seti altında $t+1$ dönemine ilişkin enflasyon beklentisinin gerçekleşen değere eşit olduğu varsayılmıştır.

⁴³ Temsili hane halkı reel değerleri hesaplarken; tüketim malı ve Devlet tahviline ilişkin mübadeleler nominal değerler üzerinden gerçekleşir. Vergiler nominal olarak ödenmektedir.

⁴⁴ Woodford (1998a, 1998b) varsayımı devralınmıştır.

Tam sermaye mobilitesi ve tam sermaye piyasaları varsayımları altında denge durumunda nominal faiz oranı Devlet tahvillerinin fiyatı olan Q 'nın bir fonksiyonudur,

$$R_t = \frac{1}{1+i_t} = E_t(Q_t) = E_t\left(\beta \frac{P_t}{P_{t+1}}\right) \quad (2.8)$$

iskonto oranı bir sabit terimdir. Parantez dışına çıkartılarak,

$$\frac{1}{1+i_t} = \beta E_t\left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right) \quad (2.9)$$

nominal faiz oranı ve enflasyon oranı ilişkisi elde edilmektedir⁴⁵.

Modelde optimizasyon probleminde, temsili hanehalkı fayda fonksiyonu olan Denklem (2.1)'i bütçe kısıtı olan Denklem (2.3) altında veri C_t ve $B_t(t+1)$ değerlerini gözeterek maksimize etmektedir. Optimizasyon problemi için birinci derece türevler,

$$v'\left(\frac{B_{t,t+1}}{P_t}\right) = u'(C_t)\left(\frac{i_t}{1+i_t}\right) \quad (2.10)$$

$$\left(\frac{1}{1+i_t}\right) = \beta E_t\left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right) \quad (2.11)$$

biçimindedir. Birinci koşul olan (2.10)'da, Devlet tahvillerinin marjinal faydası ile tüketimin marjinal faydası eşitlenmektedir. Birinci koşulda, Devlet tahvillerinde bir artışın marjinal faydası, tüketim tarafında aynı oranda bir marjinal tüketim azalışı ile karşılanması gerekliliğini belirtmiştir⁴⁶.

İkinci koşul olan (2.11)'de, nominal faiz oranı ile fiyat seviyesindeki iskonto edilmiş beklenen değişim eşittir⁴⁷.

⁴⁵ John H. Cochrane, "Inflation Determination with Taylor Rules: A Critical Review". **NBER Working Paper**. 2007a. <http://www.nber.org/papers/w13409> [14.02.2009].

⁴⁶ Matthew B. Canzoneri, Robert E. Cumby, Behzad Diba, "Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency?", **The American Economic View**, c. 91, s. 5, (2001): 1221-1238.

⁴⁷ Canzoneri ve diğ. (2001) çalışmasında, birinci mertebe koşullarında, reel para balansları yer aldığından, yaklaşımları buradaki yaklaşımdan farklılaşmaktadır. Canzoneri ve diğ. (2001) üçüncü koşulu, Leeper (1991) ikinci koşuluyla aynı yapıdadır. (Canzoneri ve diğ., 2001, 671; Leeper, 1991, 133) Öte yandan, Canzoneri ve diğ. (2001) çalışmasında sağlanması gereken birinci koşul satın alma paritesidir. Dolayısıyla, Canzoneri ve diğ. (2001) iki ülkeli FTPL modeli burada değinilen modelden farklılaşmakta; fiyat seviyesi her iki yaklaşımda da zamanlararası bütçe kısıtı tarafından belirlenirken, Canzoneri ve diğ. (2001) modelinde, iki ülkede fiyat seviyesi belirlendikten sonra, satın alma paritesi denkleminde yerine konulduğunda iki ülke parası arasındaki kur oranı belirlenmektedir. Gerçekte bu yaklaşım, Lucas (1982) çalışmasından temel alınmaktadır.

Koşul (2.11)'in açılımı,

$$\left(\frac{1}{1+i_t} \right) = E_t(Q_t) = \beta E_t \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) = \frac{1}{1+r} E_t \left(\frac{1}{\pi_{t+1}} \right) \quad (2.12)$$

biçimindedir.

Reel faiz oranının her dönem için sabit olduğu varsayılırsa, Denklem (2.12) doğrusallaştırılarak Fisher ilişkisi,

$$i_t = r + E_t(\pi_{t+1}) \quad (2.13)$$

elde edilmektedir⁴⁸.

Denklem (2.2) ve (2.3)'te yer alan nominal ve reel terimleri içeren bütçe kısıtları tekrar yazılırsa,

$$C_t + Q_t B_{t,t+1} + T_t \leq Y_t + B_{t-1,t} \quad (2.2)$$

$$P_t C_t + Q_t P_t b_{t,t+1} + P_t \tau_t \leq P_t y_t + P_t b_{t-1,t} \quad (2.3)$$

Her iki bütçe kısıtında nominal değerler fiyat seviyesine bölünerek,

$$\frac{C_t}{P_t} + Q_t \frac{B_{t,t+1}}{P_t} + \frac{T_t}{P_t} \leq \frac{Y_t}{P_t} + \frac{B_{t-1,t}}{P_t} \quad (2.2)'$$

$$c_t + Q_t b_{t,t+1} + \tau_t \leq y_t + b_{t-1,t} \quad (2.3)'$$

reel değişkenler cinsinden yazılmış hanehalkı bütçe kısıtları elde edilmektedir.

Denklem (2.2)' ile verilen hanehalkı bütçe kısıtı, Leeper (1991) modelinde ulaşılan hanehalkı bütçe kısıtıdır⁴⁹.

Denklem (2.3)' ile gösterilen bütçe kısıtı, aynı zamanda, Barro (1979) modelinde ulaşılan Devlet bütçe kısıtıdır⁵⁰.

Modelde yer alan bütçe kısıtı yapısı Barro (1979) ve Leeper (1991) bütçe kısıtıyla aynı yapıdadır. Diğer taraftan, elde edilen bütçe kısıtları gösterim olarak aynı olmakla beraber, reel para balanslarını içermemektedir. Dolayısıyla, Canzoneri ve diğ. (2001, 2002) modellerinden ayrılmaktadır. Woodford (1994, 1995, 1998) FTPL modelinde ise kamu yükümlülükleri senyoraaj gelirlerini de içermekle beraber, senyoraaj gelirlerinin görmezden

⁴⁸ Cochrane, 2007a, **age**, 8.

⁴⁹ Bkz. Leeper, 1991, Denklem (2.4).

⁵⁰ Bkz. Barro, 1979, Denklem (1).

gelinecek seviyededir. Ancak, Merkez Bankası'nın bağımsız olduğu ekonomilerde, senyoraj gelirleri hükümetlerin gelir kalemleri içinde yer almaz. Dolayısıyla, senyoraj gelirleri ve dolayısıyla para modele dahil değildir.

Denge durumunda, harcamalar gelirlere eşitlenmelidir⁵¹.

$$g_t + c_t = y_t \quad (2.14)$$

Her t döneminde, faiz dışı bütçe dengesi,

$$s_t = \tau_t - g_t \quad (2.15)$$

olarak tanımlanmaktadır⁵².

Denklem (2.14)'da yer alan denge koşulu reel tüketim solda kalacak şekilde yazılabilir,

$$c_t = y_t - g_t \quad (2.16)$$

elde edilen denge koşulu Denklem (2.3)' içinde reel tüketim yerine yazılırsa, hanehalkının bütçe kısıtı,

$$y_t - g_t + Q_t \frac{B_{t,t+1}}{P_t} + \tau_t = y_t + \frac{B_{t-1,t}}{P_t} \quad (2.17)$$

biçimini alır. (2.17) sadeleştirilerek,

$$\frac{B_{t-1,t}}{P_t} = s_t + \frac{Q_t B_{t,t+1}}{P_t} \quad (2.18)$$

hanehalkının bütçe kısıtının reel değişkenler cinsinden yazıldığı ve denge koşulunun sağlandığı bir gösterimine ulaşılmaktadır.

FTPL teorisine ilişkin temel çıkarım Denklem (2.18)'dan görülebilmektedir. Denklemde, her t döneminde, $t-1$ döneminde ihraç edilmiş reel borç stoku, ancak ve ancak t döneminde gerçekleşen faiz dışı fazla veya t döneminde yeni reel borçlanma ile finanse edilebilmektedir.

⁵¹ Canzoneri ve diğ., 2001, **age**, 671; Woodford, 1998a, **age**, 5; Woodford, 1995, **age**, 6.

⁵² Denklem (2.14)'te kamu harcamaları, devlet tahvillerinin faiz ödemeleri ip_t ve $\tilde{g}_t$ faiz ödemeleri haricindeki kamu harcamaları toplamı $g_t = \tilde{g}_t + ip_t$ olarak yazılırsa, denge durumunun bir diğer gösteriminde, $(\tilde{g}_t + ip_t) + c_t = y_t$ olarak gösterilebilmektedir. Faiz dışı fazla ise, $s_t = \tau_t - \tilde{g}_t - ip_t$ olmaktadır.

FTPL yaklaşımına ilişkin sonuç en kolay yeni borçlanma gerçekleşmeyeceği varsayıldığında gözlemlenebilmektedir⁵³,

$$\frac{B_{t-1,t}}{P_t} = s_t \quad (2.19)$$

Denklem (2.19)'da $B_{t-1,t}$ nominal borç stoku veri olduğundan, s_t faiz dışı fazla borç stokunu karşılamakta yetersiz kaldığında eşitliğin sağlanması, ancak P_t fiyat seviyesinde bir sıçramayla sağlanmaktadır. Dolayısıyla, borç stokundaki bir artış nispi fiyatlarda bir artışla sonuçlanmaktadır⁵⁴.

Diğer taraftan, kamu harcamaları devlet tahvillerinin faiz ödemeleri ip_t ve $\tilde{g}_t$ faiz ödemeleri haricindeki kamu harcamaları toplamından oluşmaktadır. Kamu harcamaları

$$g_t = \tilde{g}_t + ip_t \quad (2.20)$$

olarak yazılırsa, faiz dışı fazla,

$$s_t = \tau_t - \tilde{g}_t - ip_t \quad (2.21)$$

olarak gösterilirebilmektedir. Denklem (2.21), Denklem(2.19)'da yerine yazılarak,

$$\frac{B_{t-1,t}}{P_t} = \tau_t - (\tilde{g}_t + ip_t) \quad (2.22)$$

Hanehalkı bütçe kısıtının faiz ödemeleri cinsinden bir gösterimine ulaşılmaktadır.

Denklem (2.22)'de yer alan temsili hanehalkının bütçe kısıtında, faiz ödemelerindeki bir artış sonucunda faiz dışı fazlanın azalacağı; dolayısıyla, tahvil stoku veri iken, eşitliğin sağlanmasının ancak fiyat seviyesinde gerçekleşecek artışlarla gerçekleşeceği görülmektedir. Hanehalkının bütçe kısıtına ip_t değişkeninin dahil edilmesinin bir sebebi, borçlanma maliyetine ilişkin bir değişken olmasından kaynaklanmaktadır. Ricardocu olmayan rejimlerde, borçlanma maliyetinde bir artış borç ödemelerini nispi olarak arttırmakta, para ve maliye politikalarının deflasyonist politikalarına ilişkin hedeflerine ulaşmaları güçleşmektedir.

⁵³ John H. Cochrane, "A Frictionless View of Inflation", **Chicago University Graduate School of Business Working Papers**, 1998a, s. 3. www.gsb.uchicago.edu/fac/john.cochrane/ [01.11.2008].

⁵⁴ John H. Cochrane, "Long Term Debt and Optimal Policy in the Fiscal Theory of the Price Level", **Chicago University Graduate School of Business Working Papers**, 1998b, s. 2. www.gsb.uchicago.edu/fac/john.cochrane/ [01.11.2008]

2.3.2 Kamu Kesiminden Hareketle FTPL Modeli

Devlet'in her t döneminde karşılaştığı bütçe kısıtında, hükümetler maliye politikalarıyla belirlenen $\{G_t, T_t, B_t\}$ değişkenlerini göz önünde bulundurmaktadır,

$$R_t B_{t,t+1} + T_t \leq B_{t-1,t} + G_t \quad (2.23)$$

Devlet'in bütçe kısıtında, yeni borçlanmalar ve vergi gelirleri toplamı, mevcut yükümlülükleri ve Devlet harcamalarını karşılamaktadır. Denklem (2.23)'nin bir diğer gösterimi faiz dışı fazlalar için yazılırsa,

$$R_t B_{t,t+1} + \underbrace{(T_t - G_t)}_{S_t} \leq B_{t-1,t} \quad (2.24)$$

Denklem (2.8)'da yer alan nominal faiz oranı

$$R_t = \beta E_t \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) = \left(\beta \frac{P_t}{P_{t+1}} \right)$$

olarak tanımlandığından, Denklem (2.23) ile verilen Devlet bütçe kısıtının bir diğer gösterimi,

$$\underbrace{\beta B_{t,t+1} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right)}_{\text{YENİ BORÇLANMA}} + \underbrace{S_t}_{\text{FAİZ DIŞI FAZLA}} \leq \underbrace{B_{t-1,t}}_{\text{MEVCUT BORÇ STOKU}} \quad (2.25)$$

biçimindedir. Devlet'in bütçe kısıtı, mevcut Devlet tahvili stoku olan $B_{t-1,t}$ göz önünde bulundurulduğunda, mevcut $B_{t-1,t}$ ancak yeni borçlanma olan $\beta B_{t,t+1} (P_t/P_{t+1})$ ve S_t nominal faiz dışı fazlaları ile finanse edilmesine ilişkin bir kısıttır.

Devlet'in bütçe kısıtının reel değişkenler cinsinden gösterilmesi için $\frac{1}{P_t}$ ile çarpılır ve P_t 'ler sadeleştirilerek,

$$\beta \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{B_{t,t+1}}{P_t} + \frac{S_t}{P_t} \leq \frac{B_{t-1,t}}{P_t} \quad (2.26)$$

$$\beta \frac{B_{t,t+1}}{P_{t+1}} + s_t \leq \frac{B_{t-1,t}}{P_t} \quad (2.27)$$

reel değişkenler cinsinden bütçe kısıtı elde edilmektedir. Denklem (2.27)'de, her t döneminde gerçekleşen reel faiz dışı fazla olan s_t ve her t döneminde gerçekleştirilen ve $t+1$ dönemi

valörüne sahip Devlet tahvili cinsinden yeni reel borçlanma olan $\frac{B_{t,t+1}}{P_{t+1}}$, en az cari reel Devlet tahvilleri stoku olan $\frac{B_{t-1,t}}{P_t}$ 'yi karşılanacak seviyede olmalıdır.

Dengede, gelirler harcamalara eşittir. Denklem (2.27) düzenlenirse,

$$\frac{B_{t-1,t}}{P_t} = s_t + \beta \frac{B_{t,t+1}}{P_{t+1}} \quad (2.28)$$

Devlet'in bütçe kısıtı elde edilmektedir.

Yeni borçlanmanın gerçekleşmediği ve t-1 döneminde ihraç edilen ve bir dönem valörlü borçlanma olduğu varsayılırsa; Denklem (2.28)'in reel faiz dışı fazla ve reel borç stoku cinsinden basit gösterimine,

$$\frac{B_{t-1,t}}{P_t} = s_t \quad (2.29)$$

ulaşılır. Devlet'in bütçe kısıtı olan Denklem (2.29), temsili hanehalkının bütçe kısıtı olan Denklem (2.19) ile aynı yapıdadır. Nitekim $B_{t-1,t}$ nominal borç stoku veri olduğundan, s_t reel faiz dışı fazlası, borç stokunu karşılamakta yetersiz kaldığında eşitliğin sağlanması, ancak P_t fiyat seviyesinde bir sıçramayla sağlanacaktır.

Denklem (2.28) ile verilen Devlet'in bütçe kısıtı eşitliği ileri ötelenerek zamanlararası bütçe kısıtına ulaşılmaktadır,

$$\frac{B_{t-1,t}}{P_t} = E_t \left\{ \sum_{j=t}^{+\infty} \left(\prod_{k=t}^j \beta_k s_j \right) \right\} + \lim_{j \rightarrow \infty} E_t \left\{ \left(\prod_{k=t}^{t+j-1} \beta_k \right) \frac{B_{t+j-1,t+j}}{P_{t+j}} \right\} \quad (2.30)$$

Zamanlararası bütçe kısıtı elde edilmektedir. Denklem (2.30)'da, tam öngörü altında, kamu kesiminin cari reel borç stoku, cari ve gelecek gelirlerine eşittir. Cari ve gelecek gelirleri faiz dışı fazlalar Devlet tahvilleri cinsinden borçlanmalardan oluşmaktadır. Zamanlararası bütçe kısıtında, gelecek faiz dışı fazlaları ve gelecek kamu borçlarının bugüne indirgenmiş beklenen değeri, cari kamu borç stokuna eşit olmaktadır. Öte yandan, Devlet ve hanehalkı Devlet ve hanehalkını uzun vade de Ponzi tipi finansmana başvuramamaktadır.

Transversalite koşulu olarak adlandırılan kısıt,

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E_t \left\{ \left(\prod_{k=t}^{t+j-1} \beta_k \frac{B_{t+j-1,t+j}}{P_{t+j}} \right) \right\} = 0 \quad (2.31)$$

biçimindedir. Limit sonsuza giderken, borçlanmanın sonsuza kadar sürdürülemez, dolayısıyla er ya da geç maliye disiplininin faiz dışı fazlalar kanalıyla sağlanması zorunludur⁵⁵. Denklem (2.31) ile verilen borçlanma kısıtı, Denklem (2.30) ile verilen eşitlikte yerine yazıldığında,

$$\frac{B_{t-1,t}}{P_t} = E_t \left\{ \sum_{j=t}^{+\infty} \left(\prod_{k=t}^j \beta_k s_j \right) \right\} \quad (2.32)$$

zamanlararası bütçe kısıtına ulaşılmaktadır. Denklem (2.32)'de yer alan zamanlararası bütçe kısıtı temsili hanehalkının veya kamu kesiminin bütçe kısıtlarından hareketle elde edilmiştir. Zamanlararası bütçe kısıtında, $t-1$ döneminde ihraç edilmiş ve içinde bulunulan t döneminde vadesi tamamlanmış (t dönemi valörlü) Devlet tahvilleri cinsinden kamu yükümlülükleri veri iken, t dönemindeki reel Devlet tahvilleri stoku gelecek faiz dışı bütçe fazlalarının iskonto edilmiş beklenen bugünkü değerine eşitlenmektedir.

FTPL teorisinde, zamanlararası bütçe kısıtı bir kısıt olmakla beraber fiyat seviyesinin belirlenmesinde rol oynayan bir eşdeğerliktir. Ekonomilerde, hükümetlerin cari ve gelecek faiz dışı fazlaları mevcut kamu yükümlülüklerinden bağımsız ise, zamanlararası bütçe kısıtının sağlanması fiyat seviyesindeki değişimlerle sağlanır. Diğer taraftan, hükümetler cari faiz dışı fazla politikalarını ve gelecek faiz dışı fazla taahhütlerini mevcut kamu yükümlülüklerini göz önünde bulundurarak yeterli ölçüde belirliyorsa, zamanlararası bütçe kısıtı fiyat seviyesinde artışlar olmadan sağlanır.

⁵⁵ FTPL modellerinde, hanehalkı borçlanabilmekte, fakat bir borç limiti ile kısıtlandırılmaktadır. Bu limit, hanehalkının ve Devlet'in portföy seçimine yöneliktir. Dolayısıyla, Devlet borç stoku $B_{t,t+1}$ ileri ötelendiğinde, limitte t sonsuza giderken borçlanmada bir alt sınır kabul edilmektedir. Temsili hanehalkı, borçlanma limiti ile gelecek kazançlarıyla sınırlandırılmıştır. Dolayısıyla, hanehalkının borçlanma limiti aynı zamanda dönem sonu servet olarak da düşünülmelidir (Woodford, 1994, 349).

Bu kapsamda, maliye politikalarına ilişkin beklentiler önem taşıırken, gelecekteki faiz dışı fazlalara ilişkin beklentiler önem kazanmaktadır. Cari ve gelecek faiz dışı fazla politikaları ve bu politikalara yönelik beklentilerin oluşmasında ve dolayısıyla zamanlararası bütçe kısıtı kapsamında vurgulanmış başlıca etmenler şunlardır:

- i. maliye politikalarının takip ettiği politika kuralına ilişkin zaman tutarsızlığı olmaması⁵⁶,
- ii. mali baskınlığın para politikası kurallarında göz ardı edilmemiş olması⁵⁷,
- iii. doğrudan vergilerin borçlara karşı tepkisiz kalmaması⁵⁸,
- iv. faiz dışı fazlaların borçlardan bağımsız (dışsal) belirlenmemesi,
- v. rasyonel beklentiler kapsamında hükümetlerin Ricardocu olmayan politikalar takip etmeyeceğine ilişkin inanışların hiç bir zaman boşa çıkmamış olması⁵⁹,
- vi. tarihi belli olmasa da hükümetlerin kesinlikle yükümlülüklerle karşı kayıtsız kalmayacağına ilişkin beklentilerin varlığı⁶⁰,
- vii. Devlet tahvillerinin net servet olarak algılanmamasıdır⁶¹.

Yukarıda değinilen koşulların sağlanmadığı ekonomilerde, mali şoklar reel etkiler yaratmaktadır. Bu tip ekonomilerde, Ricardocu olmayan veya aktif maliye politikası olarak adlandırılan yapı hakimdir. Dolayısıyla, maliye politikaları birincil fazlaları mevcut kamu yükümlülüklerinden tamamen veya kısmen bağımsız belirlenmekte, fiyat seviyesi zamanlararası bütçe kısıtını sağlayacak şekilde ayarlanmaktadır⁶².

FTPL teorisine ilişkin yazında önem taşıyan zamanlararası bütçe kısıtına ilişkin farklı yaklaşımlar söz konusudur. FTPL teorisinin geliştirildiği Woodford (1994, 1995) çalışmalarını takiben oluşan yazında, zamanlararası bütçe kısıtı Ricardocu olmayan rejimlerde önem kazanırken, Cochrane (1998a, 1998b) FTPL teorisinde zamanlararası bütçe kısıtı her rejimde de önem taşımaktadır. Bu noktada, politikaların Leeper (1991) tarafından

⁵⁶ John H. Cochrane, "Money as Stock", **Chicago University Graduate School of Business Working Papers**, 2003a. <http://gsbwww.uchicago.edu/fac/john.cochrane/research/Papers/#Fiscal> [01.11.2008].

⁵⁷ Jess Benhabib, Stephanie Schmitt-Grohe, Martin & Uribe, "The Perils of Taylor Rules", **Journal of Economic Theory**, c. 96, s. 1-2, (2001): 40-69.

⁵⁸ Eric M. Leeper, "Equilibria under 'Active' and 'Passive' Monetary and Fiscal Policies". **Journal of Monetary Economics**, c. 27, s. 1. (1991): 142.

⁵⁹ Michael Woodford, "Public Debt and Price Level", **Bank of England conference on Government Debt and Monetary Policy**, 18-19 Haziran, 1998. (1998a), s. 3. www.columbia.edu/~mw2230/BOE.pdf [03.04.2009]

⁶⁰ Canzoneri ve diğ., 2001, **age**, 1.

⁶¹ Barro, 1979, **age**, 942.

⁶² Luca Sala, "The Fiscal Theory of Price Level: Identifying Restrictions and Empirical Evidence", **IGIER Discussion Series**, s. 257, (2004): 2.

tanımlanan aktif ve pasif rolleri önem taşımaktadır. Nitekim zamanlararası bütçe kısıtı ve Miktar teorisi eşitliği her iki rejim olan Ricardocu ve Ricardocu olmayan rejimlerde de geçerlidir. Cochrane (1998)'i takiben oluşan FTPL yaklaşımında, her iki denklik her iki rejim için de sağlanırken, iki denklik içerisinde hangisinin önce belirlendiği önem taşır. Bu çerçevede, FTPL teorisinde her iki denklem de teorik olarak geçerlidir⁶³.

2.4 FTPL Teorisinde Aktif ve Pasif Maliye Politikaları ve Ricardocu ve Ricardocu olmayan Rejimler

FTPL Teorisi'nde, Para ve Maliye politikalarının özelliklerine ilişkin aktif ve pasif politika ayrımı Leeper (1991) çalışmasında geliştirilmiştir⁶⁴. Leeper (1991) aktif ve pasif politika yaklaşımı, Cochrane (1998, 2001, 2003), Sims (1993, 1998) ve Woodford (1994, 1995, 1998) çalışmalarında Ricardocu ve Ricardocu olmayan politikalar çerçevesine genişletilmiştir.

Leeper (1991) FTPL modelinde, Miktar teorisi çerçevesinde bir para politikası kuralı ve FTPL teorisi çerçevesinde zamanlararası bütçe kısıtı her iki rejim olan Ricardocu ve Ricardocu olmayan rejimlerde de geçerlidir. Diğer taraftan, hangi politikanın aktif olarak karar aldığı ve hangi politikanın diğer politikanın kararlarını pasif olarak kendi fonksiyonuna dahil ettiği önem taşımaktadır. Cochrane (1998a) ve Woodford (1998a, 1998b) FTPL modellerinde, Leeper (1991) modelinde olduğu gibi zamanlararası bütçe kısıtı her rejimde geçerlidir. Ancak bu kısıt içindeki değişkenlerden hangisinin hangisine göre ayarlandığı ve bu ayarlanmanın yeterli kalmaması durumunda, bütçe kısıtı eşdeğerliği fiyat seviyesindeki ayarlanmalar kanalıyla sağlanır. Bu kapsamda da her her iki politika olan para ve maliye politikalarının aktif ve pasif yapıları öne çıkmaktadır.

Leeper (1991) pasif maliye ve aktif para politikası karışımı, Sargent ve Wallace (1981) baskın olmayan maliye rejimi ve Aiyagari ve Gertler (1985) Polar-Ricardocu ekonomiler tanımlarıyla örtüşmektedir. Öte yandan, Leeper (1991) tarafından geliştirilen FTPL modelinde temel alınan yapının Aiyagari ve Gertler (1985) ile ortak özellikleri bulunmakla

⁶³ Cochrane (1998) tarafından VAR modelleri önerilmiştir. Kamu borç yükümlülüklerinde gerçekleşen pozitif şok, faiz dışı fazlalarda pozitif bir tepkiye yol açmalıdır. Faiz dışı fazlalarda gerçekleşen bir şoku takiben kamu yükümlülüklerinin izlediği patika istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bulunmalıdır. Bu durumda, faiz dışı fazlaların belirlenmesinde yükümlülükleri gözetildiğinden, ekonomi Ricardocu yapıda kabul edilmektedir. Faiz dışı fazlaların izlediği sürecin kamu yükümlülüklerinden bağımsız olması veya kamu yükümlülüklerine karşı tepkisinin yetersiz olması durumunda, kamu yükümlülüklerindeki artışlar reel etkiler yaratır. Borçlanmanın enflasyonist etkilerinin bu kapsamda istatistiksel olarak anlamlı bulunmasıyla Ricardocu olmayan rejim sonucuna varılmaktadır. Her iki durumda da zamanlararası bütçe kısıtı geçerlidir.

⁶⁴ Leeper, 1991, **age**, 2.

beraber; bu modellerde temel alınan Ricardocu ve Ricardocu-olmayan rejim ayrımına ilişkin tanımların; Woodford (1994), Sims (1993) ve Cochrane (1998) FTPL modellerinde incelenen Ricardocu ve Ricardocu-olmayan rejim ayrımı arasında bazı farklar söz konusudur.

FTPL teorisinde Ricardocu ve Ricardocu olmayan rejim ayrımlarına farklı yaklaşımlar söz konusudur. Bu çerçevede ilk aşamada, Sargent ve Wallace (1981) baskın maliye politikaları incelenecektir. Ricardocu ve Ricardocu olmayan rejim tanımlarında Leeper (1991) aktif ve pasif politika tanımları temel alınacaktır. Aiyagari ve Gertler (1985) kapsamında ele alınan bir FTPL modeliyle karşılaştırılacaktır.

2.4.1 Hoş Olmayan Parasal Aritmetik ve Baskın-Maliye Rejimleri

Sargent ve Wallace (1981), fiyat seviyesinin para politikası tarafından kontrol edilmesinde maliye politikalarından kaynaklanan güçlükleri tartışmaktadır. Sargent-Wallace'ın hoş olmayan monetarist aritmetiğinde, Ricardocu-olmayan ekonomilerde para politikası maliye politikasının baskısı altındadır. Sonuçta, enflasyon artışının kontrol altına alınması için uygulanan sıkı para politikası, belli bir eşiğin aşılması sonucunda mali baskıya teslim olarak borçları monetize etmektedir. Dolayısıyla, oluşan hoş olmayan monetarist aritmetikte, başlangıçta yüksek enflasyon ile mücadele etmek için girilen sıkı para politikası, sonuçta daha yüksek enflasyon artışlarına sebep olmaktadır⁶⁵.

Sargent ve Wallace (1981) modelinin temel varsayımları şunlardır,

- i. reel gelirin g ve nüfusun n sabit artış oranlarına sahip olması,
- ii. devlet tahvilleri reel borçlanma faizi olan r 'nin g 'den hızlı artması,
- iii. merkez bankası bağımsızlığı,
- iv. para otoritesinin yüksek paranın büyüme hızı olan yüksek para tanımının büyüme hızını (m)'yi hedeflemesi,
- v. mübadele hızının (v) sabit olmasıdır.

Sargent ve Wallace (1981) hoş olmayan monetarist aritmetiği sonucunun oluşması için,

- i. $r > g$ durumunun sürdürülememesi,
- ii. Para otoritesinin maliye otoritesinin baskısına boyun eğmesi,
- iii. bütçe açıkları ve yüksek borçlanmanın sonuçta monetize edilmesi.

olarak tanımlanmıştır. Bütçe açığının başlangıçta borçla finanse edilmesinin sebebi enflasyonla mücadele iken belli bir limit aşıldığında açıkların monetize edilmesiyle ortaya

⁶⁵ Thomas Sargent, Neil Wallace, "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic", **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, c. 5, s. 3, (1981): 1-18.

çıkan enflasyonist durum parasal bir olgudur. Dolayısıyla, Sargent ve Wallace (1981) hoş olmayan monetarist durumun oluşması için sağlanması gereken üç koşuldan birincisi, borçlanmaya ilişkin reel faiz oranının GSMH büyüme oranından büyük olması iken; ikinci koşul, merkez bankasının para basarak gelir sağlayabilme erkine sahip olması ve üçüncü koşul Merkez Bankasının mali baskıya yenik düşerek borcu monetize etmesidir⁶⁶.

Sargent ve Wallace (1981) çalışmasında ortaya konan sıkı paranın yüksek enflasyona sebep olabilmesine yönelik sonuç önemli tartışmalara sebep olmuştur. Darby (1984), Sargent ve Wallace (1981) modelini değerlendirerek, hoş olmayan durumun oluşmasında temel etmen olan bütçe açıklarının devlet tahvilleri ile finanse edilmesinin enflasyonist etkiye sebep olmayacağı, oluşacak hoş parasal aritmetikte, devlet tahvilleri/GSMH oranındaki artışın belli bir orana yakınsamakta, sonuçta açıkların monetize edilmesiyle sonuçlanacak limit noktasına ulaşılmayacağını göstermektedir⁶⁷.

Miller ve Sargent (1984), Darby'nin *hoş parasal aritmetik* ve Sargent ve Wallace'ın *hoş olmayan parasal aritmetik* yaklaşımlarını tartıştıkları çalışmalarında, Darby'nin hoş parasal aritmetiğinin oluşmasının, Sargent ve Wallace'ın faiz oranına ilişkin varsayımının değiştirilmesiyle sağlanacağını vurgulamakta, devlet tahvillerinin reel faiz oranının GSMH büyüme oranından düşük olmasıyla *hoş parasal sonucun* oluşacağına dikkat çekmektedir. Dolayısıyla, $r < g$ olduğu müddetçe bütçe açıklarının borçla finanse edilmesiyle 'hoş parasal aritmetik' sonucu ortaya çıkarken, $r > g$ olduğunda ise 'hoş olmayan parasal aritmetik' sonucu gerçekleşmektedir⁶⁸. Nitekim hoş sonucun oluşması devlet tahvilleri/GSMH oranının ancak belli bir limit orana kadar artması ve dolayısıyla sonuçta açıkların monetize edilmesi zorunlu bir hal almayacaktır.

Sargent ve Zeira (2008), İsrail'de 1970-1985 yılları arasında yaşanan yüksek enflasyon dönemini hoş olmayan monetarist aritmetik ile açıklamaktadır. İsrail'de değinilen dönemde, bankacılık sektörünün kendi hisselerinin fiyatını yapay olarak şişirdiğinin anlaşılmasıyla patlak veren krizin ardından, yoğun kamu borçlanması gerçekleşmiş; dönem içinde enflasyon oranı yıllık olarak yüzde 400 seviyelerine ulaşmıştır. Sargent ve Zeira (2008) çalışmasında yüksek enflasyon oranları, borçların monetize edilmesiyle oluşmaktadır⁶⁹.

⁶⁶ Sargent ve Wallace, 1981, **age**, 16.

⁶⁷ Michael R. Darby, "Some Pleasant Monetarist Arithmetic", **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, c. 8, s. 2, (1984): 15-20.

⁶⁸ Preston J. Miller, Thomas J. Sargent, "A Reply to Darby", **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, c. 8, s. 2, (1984): 21-26.

⁶⁹ Thomas Sargent, Joseph Zeira, "Israel 1983: A Bout of Unpleasant Monetarist Arithmetic", **CEPR Discussion Papers**, (2008). www.cepr.org/pubs/dps/DP6792.asp [19.11.2008].

2.4.2 Aktif ve Pasif Para ve Maliye Politikaları Karışımları

Leeper (1991) FTPL modeli kapsamında zamanlararası bütçe kısıtında, reel borçlarda gerçekleşen şokların vergilerde değişime sebep olması önem taşır⁷⁰. Modelde bütçe açıklarının finansmanında para yaratımı veya faiz dışı fazla gelirlerinde bir artış gerçekleşmesi gerektiği vurgulanır⁷¹.

FTPL teorisinde, bir politikanın aktif veya pasif kabul edilmesi o politik otoritenin yüzleştiği kısıtla ilişkilidir. Leeper (1991) aktif ve pasif para politika ayrımında, politikaların yapısını bütçe açıkları ve reel borç stokuna karşı tepki belirlemektedir:

Bir aktif otorite hükümet borçlarına karşı kayıtsız kalan ve kontrol değişkenini hükümet borçlarından bağımsız olarak uygun gördüğü amaç doğrultusunda belirlemektedir. Diğer taraftan pasif otorite kararlarını toplam borç yükümlülüklerini gözetenek ve kendi amaç ve araçlarını belirlerken aktif otoritenin kararlarını veri kabul etmektedir. (Leeper, Eric M. (1991), a.g.e., s. 130.

Bu kapsamda, bir politikanın aktif kabul edilmesi için o politikanın kamu borç stokundaki artışları kendi politika fonksiyonunu oluştururken bir kısıt olarak algılamaması gerekirken; pasif politika, kendi politika fonksiyonunu belirleme sürecinde kamu yükümlülüklerini bir kısıt olarak formülize etmekte, kendi amaç ve araçlarını belirlerken aktif otoritenin kararlarını veri kabul etmektedir⁷².

FTPL teorisinde zamanlararası bütçe kısıtı kapsamında gerçekleşen ayarlanma süreci vurgulanmaktadır. Nitekim bir mali şok sonrası gerçekleşen süreçte, zamanlararası bütçe kısıtının sağlanmasında hangi değişkenin öncül olarak hareket ettiği önem taşıyacaktır.

Denklem (2.32) ile verilen zamanlararası bütçe kısıtı,

$$\frac{B_{t-1,t}}{P_t} = E_t \left\{ \sum_{j=t}^{+\infty} \left(\prod_{k=t}^j \beta_k s_j \right) \right\} \quad (2.33)$$

biçiminde elde edilmiştir. Denklemde, nominal Devlet tahvilleri stoku ($B_{t-1,t}$) veri iken, reel borç stoku ($B_{t-1,t}/P_t$) gelecek faiz dışı bütçe fazlalarının (s_j) bugüne indirgenmiş beklenen

⁷⁰ Leeper (1991), gelecekte herhangi bir zamanda da olsa vergilerde bir artış gerektiğini vurgular. Bu noktada, *bir gelecek vergisi* ile kasıt, faiz dışı fazlaların reel borç şoklarına tepkisi olması gerektiğine ilişkindir. Ancak bu tepki gelecek vergilerinde olurken, t zamanında gerçekleşen bir şoku takiben vergilerdeki tepkinin herhangi bir gelecek $t+i$ noktasında gerçekleşmesi yeterlidir. Leeper (1991), age, s. 131.

Canzoneri ve diğ. (2001), aynı noktaya dikkat çekmiştir. Nitekim teoride, tepki her yıl olabildiği gibi 10 yıl veya bir yüzyıl sonra gerçekleşebilir. Politika kesinlikle kredibilitete sahip olmalıdır. Diğer bir deyişle, tepki 10 yıl sonra da gerçekleşse, maliye otoritesi iktisadi ajanlara maliye politikalarının tepkisiz kalmayacağını ve tepkisinin yeterli olacağını telkin etmelidir. Modelde, gelecek politikalarına yönelik güven öne çıkmaktadır.

⁷¹ Leeper, 1991, age, 131.

⁷² Leeper, 1991, age, 130.

değerine eşitlenmektedir. $B_{t-1,t}$ veri kabul edilerek, zamanlararası bütçe kısıtında zamanlararası eşdeğerlikte ayarlanmanın birinci kanalı s_j faiz dışı fazlalardır. Ayarlanmanın ikinci bir kanalı ise P_t fiyat seviyesindeki değişimlerdir.

Fiyat seviyesinin belirlenmesine ilişkin Miktar Teorisi ilişkisi,

$$M_t V = P_t Y_t \quad (2.34)$$

biçimindedir. Denklemden, M_t para arzı, V mübadele hızı, Y_t tüketime ayrılan nominal gelir ve P_t fiyat seviyesidir. Denklem (2.34)'te yer alan Miktar Teorisi ilişkisinde fiyat seviyesi para talebinin para arzına eşitlendiği noktada belirlenmektedir⁷³.

FTPL Teorisinde, Denklem (2.34) ile verilen Miktar Teorisi ilişkisi reddedilmemektedir.⁷⁴ Nitekim iki eşdeğerlik olan (2.32) ve (2.34) her iki rejimde de sağlanırken, hangi eşdeğerliğin öncü ve hangi eşdeğerliğin artçı olarak belirlendiği, politika otoritelerinin aktif ve pasif yapıları kapsamında belirlenir⁷⁵. Mali baskın (Aktif Maliye/Pasif Para) rejimlerde fiyat seviyesi zamanlararası bütçe kısıtı (2.32) tarafından belirlenirken, belirlenen fiyat seviyesi P_t veri nominal gelir ile çarpılarak mübadeleler için gerekli olan para talebi $P_t Y_t$, para arzına eşittir. Dolaşım hızının (V) sabit olduğu varsayılmıştır. Dolayısıyla, fiyat seviyesi zamanlararası bütçe kısıtından belirlenirken, para talebine karşılık gelen para arzı (2.34)'den elde edilmektedir. Fiyat seviyesi aktif maliye politikaları kapsamında zamanlararası bütçe değerlendirme ilişkisinin bir fonksiyonu iken, pasif para otoritesi aktif politikanın kararlarını takip etmekte, bütçe kısıtını veri kabul ederek politika fonksiyonunu oluşturmaktadır⁷⁶.

Leeper (1991), Denklem (2.32) ve (2.34) ile verilen eşdeğerliklere karşılık birer politika kuralı oluşturmaktadır⁷⁷.

⁷³ Cochrane, 2003a, **age**, 10.

⁷⁴ Woodford, 1998a, **age**, 7.

⁷⁵ Aynı kapsamda bkz. Cochrane (1998a, 2007a), Leeper (1991), Canzoneri ve diğ. (2001), Davig ve Leeper (2005).

⁷⁶ Leeper, 1991, **age**, 133.

⁷⁷ Para ve maliye politikalarına ilişkin kurallar ileride tartışılmıştır. FTPL Teorisi gözetilerek nominal faiz kurallarının incelendiği başlıca çalışmalar; Benigno ve Woodford (2003), Loyo (1997, 1999) çalışmalarıdır. Doğrusal olmayan çerçevede tartışıldığı başlıca çalışmalar ise Cochrane (2007a, 2007b) ve Davig ve diğ. (2005) çalışmalarıdır.

Para otoritesinin takip ettiği politika fonksiyonu nominal faiz oranına ilişkin bir kural olarak şöyle tanımlamaktadır,

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_t + \theta_t \quad (2.35)$$

$$\theta_t = \rho_1 \theta_{t-1} + \varepsilon_{1t}, \quad \rho_1 \leq 1 \quad (2.36)$$

R_t nominal faiz oranının π_t enflasyon oranının bir fonksiyonu olarak tanımlandığı Denklem (2.35)'te, mali şoklar θ_t Denklem (2.36) ile tanımlanmıştır. θ_t politika şoklarının izlediği otoregresif süreç olup $\rho_1 \leq 1$ 'dir. ρ_1 bire eşitlendiğinde ise rassal yürüyüş sergileyecektir. Denklem (2.35)'teki para politikası kuralının hata terimlerinin izlediği süreç $\varepsilon_{1t} \sim N(0, \sigma_1^2)$ sıfır ortalamalı, sabit varyanslı beyaz parazit süreci varsayılmıştır.

Maliye otoritesinin izlediği kural,

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 b_{t-1} + \psi_t \quad (2.37)$$

$$\psi_t = \rho_2 \psi_{t-1} + \varepsilon_{2t}, \quad \rho_2 \leq 1 \quad (2.38)$$

biçimindedir. Denklemde, s_t faiz dışı fazla bağımlı değişkeni b_{t-1} reel borç stoku değişkeninin bir fonksiyonudur. Maliye kuralında, para politikası kuralına benzer şekilde, $\rho_2 \leq 1$ 'dir. $\varepsilon_{2t} \sim N(0, \sigma_2^2)$ varsayılmıştır. Her iki politika kuralında, politika şoklarının karşılıklı ilişkilerine ilişkin çoklu doğrusal bağlanımın olmadığı $E\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt-k} = 0 \quad i,j=1,2 \quad i \neq j$ varsayılmıştır⁷⁸.

Para politikasının enflasyona tepkine ilişkin bir fonksiyon olan Denklem (2.35)'te, α_1 parametresi para politikasının enflasyona tepkisinin derecesini belirlerken; maliye politikasında faiz dışı fazlaların bir dönem önceki reel borç stokuna ilişkin gösterdikleri tepkinin derecesi β_1 'dir. Para ve maliye politikalarına ilişkin kurallarda yer alan θ_t ve ψ_t hata terimleri politika kuralları kapsamında modellenemeyen şokları tanımlamaktadır. Bu şokların politika kuralları üzerindeki etkisi, gerçekte para ve maliye politikaları arasında koordinasyon azaldıkça ve politikalar birbirinden bağımsızlaştıkça artmaktadır⁷⁹.

Cochrane (1998, 2003a, 2003b), Christiano ve Fitzgerald (2000) ve Woodford (1994, 1995, 1998) FTPL yaklaşımında, zamanlararası bütçe kısıtında faiz dışı fazlaların borçlara yönelik

⁷⁸ Leeper, 1991, **age**, 134.

⁷⁹ Leeper, 1991, **age**, 135.

şoklar sonucunda ayarlanması gerekmemektedir⁸⁰. Zamanlararası bütçe kısıtının sağlanmasında fiyat seviyesi önem taşırken, zamanlararası bütçe kısıtına ilişkin eşdeğerlik nispi fiyatlardaki değişimlerle sağlanır⁸¹.

Woodford (1998a, 1998b) Ricardocu ve Ricardocu olmayan rejim tanımından hareketle, aktif-pasif politika tanımlarında, politika kararlarında mali koşulların gözetilmesine yönelik ayrım önem taşımaktadır⁸². Nitekim Woodford (1998a, 1998b) Ricardocu ve Ricardocu olmayan rejim tanımı Leeper (1991) aktif ve pasif politikaları kapsamında değerlendirilirse, aktif maliye-pasif para tanımı Ricardocu-olmayan rejim tanımıyla örtüşmekte, bu rejimde, aktif maliye politikası politika araçlarını belirlerken bütçe koşullarına karşı *kısmi* veya *tamamen* tepkisiz kalırken, pasif davranışlı politik otorite amaç ve araçlarını belirlerken bütçe denkliğini gözetebilmektedir⁸³.

Bu noktada dikkat çekmek istediğimiz husus, Woodford (1998a, 1998b) ve aynı çerçevede değerlendirebileceğimiz Cochrane (1998) ve Sims (1997) çalışmalarında geliştirilen FTPL modellerinde, pasif para politikalarının senyoraj gelirleriyle bütçe kısıtını gözetmesi zorunluluğuna vurgu yapılmamakta, zamanlararası bütçe kısıtı ilişkisi fiyat seviyesindeki değişimlerle de gerçekleşebilmektedir.

Bu bağlamda, Sargent-Wallace savı aktif mali politikaların pasif para politikalarının bütçe açığını senyoraj gelirlerini kullanarak finanse etmesi olarak açıklanabilirken, paranın modelden çıkarılması veya senyoraj gelirlerinin nispi oranının önemli ölçüde azalmasıyla, bütçe kısıtının sağlanmasında fiyat seviyesinin rolü önem kazanmaktadır. Bu modelde, aktif maliye-pasif para politikaları kombinasyonu öne çıkarken, pasif politikanın bütçe açıkları dolayısıyla gerçekleşen borçlara karşı kayıtsız kalamayacağı noktaya ulaşıldığında, açıkların

⁸⁰Faiz dışı fazlaların belirlenmesinde zamanlararası bütçe kısıtı gözetilmiyorsa, eşitliğin sağlanması fiyatlardaki “sıçramalar” ile sağlanır. Matematiksel olarak dışsallık olup formülden düşmesi veya bir sabit olması anlamında değerlendirilmektedir. Nitekim istatistiksel olarak dışsal-exojen değişken tanımı açıklanan değişken (regressant) olarak kullanılabilir.

⁸¹ Bir uç durum, faiz dışı fazlaların belirlenmesinde kamu yükümlülüklerinin kısmen dahi olsa gözetilmemesidir. Canzoneri ve diğ. (2001) tarafından değinilen bu durum, Ricardocu olmayan rejimlerde ortaya çıkmaktadır. Faiz dışı fazlalar stokastik ve dışsal bir süreç takip ettiği kabul edilir. Sonuçta, maliye otoritesi için mali borçlar bir kısıt oluşturmamaktadır (Canzoneri ve diğ. ,2001, 675). Ancak bu yaklaşım tartışmaya açıktır.

⁸² Woodford (1998a, 1998b) çalışmasında aktif ve pasif politika ayrımı Ricardocu ve Ricardocu olmayan politika olarak tanımlanmaktadır. Woodford ve Cochrane metodolojisinde R ve NR rejim ayrımı, Leeper (1991) metodolojisinden kısmen farklı olduğundan gerçekte Woodford’un tanımlarındaki fark göz önünde bulundurulmalıdır. Çalışmada değinmemizin sebebi farklı yaklaşımın açıklanacak olmasıdır.

⁸³ Woodford, 1998a, **age**, 4.

monetize edilmesi söz konusu olmakta, parasal genişlemeyi takiben enflasyon oranında artışlar gündeme gelmektedir⁸⁴.

Diğer taraftan FTPL modelinde, parasal müdahale gerçekleşmese de, fiyat seviyesindeki değişimler servet etkileri kanalıyla gerçekleşen mali bir olgu olmaktadır. Dolayısıyla, Leeper (1991) tarafından geliştirilen aktif-pasif politika tanımları, Woodford-Sims-Cochrane FTPL modeli tanımlarıyla örtüşürken, bu modeller arasındaki farklılıkların önemli farkları söz konusudur. Nitekim bu farklılıklardan hareket edildiğinde, Aiyagari ve Gertler (1985) ve Leeper (1991) kapsamında gelişen zamanlararası bütçe kısıtına ilişkin yazın takip edildiğinde ortaya çıkan farklılığın bütçe kısıtının sağlanmasındaki süreçte değişkenlerin karşılıklı etkileşimlerine yönelik farklar önem taşımaktadır.

2.4.3 Ricardocu-Kutuplu-Olmayan Politikalar ve Aktif Maliye Politikaları Tartışması

Aiyagari ve Gertler (1985) çalışmasında, Leeper (1991) FTPL yaklaşımından farklı olarak, reel borçların finanse edilmesinde faiz dışı fazlalara ek olarak senyoraj gelirleri modele dahil olurken, modelin önemli farkı, bu iki finansman kaynağı arasındaki tamamlayıcılık ilişkisidir. Bu çerçevede, faiz dışı fazlaların reel borçları kısmi olarak finanse edebildiğinde, reel borçların gelecek senyoraj gelirleriyle finanse edilmesi gündeme gelmektedir. Aiyagari ve Gertler (1985) modelini takiben oluşturulan FTPL yaklaşımında, zamanlararası bütçe kısıtındaki ayarlanma süreci faiz dışı fazlalar ve/veya senyoraj gelirleri tarafından sağlanabilmekte; senyoraj ve faiz dışı fazlalar arasında ikame ilişkisi söz konusu olabilmektedir⁸⁵.

Bu çerçevede senyoraj ve faiz dışı fazlalar arasında ikame ve tamamlayıcılık ilişkilerinden hareketle oluşturulan Castro ve diğ. (2003) ve Resende ve Rebei (2008) FTPL modelleri öne çıkmaktadır. Nitekim Castro ve diğ. (2003) ve Resende ve Rebei (2008) FTPL modellerinde kamu borçların faiz dışı fazlalarla finanse edilen kısmı δ -yüzdesi maliye kuralı ve κ -yüzdesi maliye kuralı olarak adlandırılmakta; borçların faiz dışı fazlalarla finanse edilmeyen $(1-\delta)$ ve $(1-\kappa)$ kısımları senyoraj gelirleri ile finanse edilmektedir. Bu çerçevede, borçların tamamen faiz dışı fazlalarla finanse edildiği durumda $\delta=1$ ve $\kappa=1$ olacağından, oluşan

⁸⁴ Leeper (1991) modelinin Sargent ve Wallace (1981) modelinden bir diğer önemli farkı modelin stokastik bir model olmasıdır. Modelde, mali şoklar önem taşırken, FTPL kapsamında para ve maliye politikalarının takip ettiği kurallarda mali şokları takiben zamanlararası bütçe kısıtının ayarlanma süreci önem taşımaktadır. (Leeper, 1991, s. 133). Model, Cochrane (1998) kapsamında değerlendirilirse, mali şokların takibinde zamanlararası bütçe kısıtındaki ayarlanmalarda faiz dışı fazlalar ve fiyat seviyesi önem taşırken, para arzındaki artışlar ve senyoraj gelirleri modelden çıkmaktadır.

⁸⁵ Rao Aiyagari, Mark Gertler, "The Backing of Government Bonds and Monetarism", **Journal of Monetary Economics**, s. 16, (1985): 19-44.

rejimin Ricardocu eşdeğerliği sağladığı sonucuna varılırken; δ ve κ sıfır olduğunda rejimin Ricardocu olmayan rejim olduğu sonucuna varılmaktadır^{86 87}.

Çalışmada, Bölüm 2.4.'te yer alan FTPL modelinin yukarıda değinilen FTPL modellerinden önemli bir farkı mevcuttur. Nitekim Bölüm 2.4.'te yer alan FTPL modelinde, para ve maliye politikaları arasında tamamlayıcılık ilişkisi olmasa da Devlet tahvillerinin servet etkileri gerçekleşmektedir. Diğer bir deyişle, zamanlararası bütçe kısıtı her δ değeri için sağlanacağından, $\delta=0$ olduğunda dahi fiyat seviyesindeki artışlar kanalıyla eşdeğerliğin sağlanması söz konusudur.

Çalışmada, bu çerçevede, tamamlayıcılık ilişkisi altında ele alınan FTPL yaklaşımının gerçekte kısmi olarak mali-baskın bir model olup olmaması tartışılarak, FTPL yaklaşımları arasındaki farka dikkat çekilmek istenmektedir⁸⁸.

Aiyagari ve Gertler (1985) modeli, Barro (1974) modeli çerçevesinde, $t-1$ döneminde genç ve t döneminde yaşlı temsili hanehalkını içeren iki dönemli bir modeldir.

Devlet'in iki dönemli bütçe kısıtı,

$$\frac{B_{t-1,t}}{P_t} + G_t = \tau_{y,t} + \tau_{o,t} + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} + \frac{B_{t,t+1}}{(1+i_t)P_t} \quad (2.39)$$

biçiminde olup, $\frac{B_{t-1,t}}{P_t}$ cari dönemdeki reel yükümlülükler, $\tau_{y,t} + \tau_{o,t}$ genç ve yaşlı bireyin

vergi yükü, $\frac{M_t - M_{t-1}}{P_t}$ para yaratılmasından elde edilen gelirler, $\frac{B_{t,t+1}}{(1+i_t)P_t}$ yeni

borçlanmadan elde edilecek gelirlerdir.

Aiyagari ve Gertler modelinin temel çıkarımı olan borç yükümlülüklerine ilişkin maliye tarafından karşılanan kısmı (δ) değişkeni ile modellenmektedir;

$$\tau_{y,t} + \tau_{o,t} = \delta \left[\frac{i_t}{(1+i_t)} \frac{B_{t,t+1}}{P_t} - \frac{B_{t,t+1} - B_{t-1,t}}{P_t} \right] \quad (2.40)$$

⁸⁶ Rui Castro, Carlos Resende, Francisco J. Ruge-Murcia, "The Backing of Government Debt and the Price Level", **Montreal University CIREQ Discussion Papers**, s. 6, (2003): 1-35.

⁸⁷ Carlos De Resende, Nooman Rebei, "The Welfare Implications of Fiscal Dominance", **Bank of Canada Working Paper**, c. 08. s. 28, (2008): 1-43.

⁸⁸ Nitekim, Castro ve diğ. (2003) ve Resende ve Rebei (2008), FTPL modellerini kurarken Aiyagari ve Gertler (1985) çalışmasından hareket etmektedir. Öte yandan, Aiyagari ve Gertler (1985) ekonomilerin Ricardocu-Olmayan yapıları altında da monetarist modelin uzun vade de çalıştığı izleniminin oluşabileceğine dikkat çekmektedir (Aiyagari ve Gertler, 1985, 37). Nitekim devlet tahvilleri ve para arzı arasında uzun vade de gözlemlenecek korrelasyon, rejimin Ricardocu olduğuna işaret etmemektedir.

Castro ve diğ. (2003), Denklem (2.40) ile verilen vergi eşitliğini zamanlararası bütçe kısıtı için değerlendirerek faiz dışı fazlalar cinsinden bir maliye politikası kuralı önermektedir,

$$T_t - G_t = \delta \left(i_t \frac{B_{t-1,t}}{P_t} \right) \quad (2.41)$$

Denklem (2.40) ve (2.41) ile verilen maliye politikasına ilişkin kurallarda, $0 \leq \delta \leq 1$ aralığında tanımlanırken, her t döneminde mevcut borç stoku üzerindeki cari faiz yükümlülüğünün bugünkü değerinin ve Devlet tahvilleri cinsinden yükümlülüklerdeki değişiminin (δ) değişkeni kadarlık bir kısmı vergiler tarafından karşılanmaktadır.

Para politikasına ilişkin basit bir kural,

$$\tilde{M}_t = (1 - \delta) \left(i_t \frac{B_{t-1,t}}{P_t} \right) \quad (2.42)$$

biçimindedir. Denklemde, $\tilde{M}_t = \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t}$ senyoraj gelirlerini temsil ederken, mevcut Devlet tahvillerinin $(1 - \delta)$ kısmı senyoraj gelirleriyle finanse edilmektedir⁸⁹.

Denklem (2.41) ve (2.42) ile verilen maliye ve para politikalarına ilişkin kurallarda iki durum söz konusudur. Birincisinde, $(\delta)=0$ olduğunda, maliye politikaları borç yükümlülüklerini gözetmemekte, Ricardocu-olmayan-kutuplu maliye politikası oluşmakta; ikincisinde $(\delta)=1$ olduğunda, Devlet tahvilleri tamamıyla faiz dışı fazlalar ile karşılanmakta, bu tür ekonomiler Ricardocu-kutuplu politikaların hakim olduğu ekonomiler olarak adlandırılmaktadır⁹⁰.

Bu kapsamda, iki uç durum arasındaki durumlarda ($0 < \delta < 1$), para ve maliye politikalarının birbirini destekler mahiyette değerlendirildiğinden, modelde Ricardocu ve Ricardocu olmayan politikalar arasında geçiş söz konusudur⁹¹.

Aiyagari ve Gertler (1985) ve Castro ve diğ. (2003) Ricardocu-olmayan-kutuplu ve Ricardocu-kutuplu politika ayırımı, Woodford (1994, 1995, 1998) Ricardocu olmayan ve Ricardocu politika tanımları ile aynı çerçevededir. Diğer taraftan, Aiyagari ve Gertler (1985) yaklaşımında politikalar arasında tamamlayıcılık öne çıkmaktadır. Bu çerçevede, Ricardocu olmayan kutuplu politikaların oluşmasında, Leeper (1991) çalışmasında ortaya konan aktif

⁸⁹ Castro ve diğ., 2003, **age**, 6.

⁹⁰ Aiyagari ve Gertler, 1985, **age**, 29.

⁹¹ Aiyagari ve Gertler, 1985, **age**, 20.

otoritenin borçlardan bağımsız araçlarını belirlemesi olgusu karşısında pasif para otoritesinin senyoraj gelirlerine başvurmak zorunda kaldığı durumu temsil etmektedir⁹².

Çalışmada Bölüm 2.4'te yer alan modelin önemli bir farkı nominal değerlerden hareket etmesi ve dolayısıyla servet etkileri kanalıyla gerçekleşen fiyat etkilerinin reel değerleri etkilemesidir. Çalışmada temel alınan FTPL yaklaşımı Cochrane (1998, 2007a, 2007b), Sims (1997) ve Woodford (1995, 1998) çerçevesinde hareket etmektedir.

Dolayısıyla, Aiyagari ve Gertler (1985)'den hareketle elde edilen Castro ve diğ. (2003) ve çalışmada esas alınan FTPL yaklaşımları arasındaki fark zamanlararası bütçe kısıtındaki ayarlanma sürecinden hareketle ortaya çıkmaktadır.

Zamanlararası bütçe kısıtı tekrar yazılırsa,

$$\frac{B_{t-1,t}}{P_t} = E_t \left\{ \sum_{j=t}^{+\infty} \left(\prod_{k=t}^j \beta_k s_j \right) \right\} \quad (2.43)$$

Denklemde, $t-1$ döneminde borçlanılan ve t dönemi valörlü $B_{t-1,t}$ Devlet tahvilleri veri iken, zamanlararası bütçe kısıtında Leeper (1991) çerçevesinde borçlanmaya karşın kayıtsız aktif maliye otoritesi altında zamanlararası eşdeğerliğin ayarlanmasında denklemin sağ tarafında yer alan s_j faiz dışı fazların Devlet tahvillerini gözetmeden belirleniyor olması öne çıkmaktadır. Bu kapsamda, Bölüm 2.4.'te değinildiği gibi, ayarlanmanın ikinci bir kanalı ise P_t fiyat seviyesindeki değişimlerle sağlanmaktadır. Öte yandan, Denklem (2.43)'te senyoraj gelirleri modele dahil edilirse, zamanlararası bütçe kısıtı,

$$\frac{B_{t-1,t}}{P_t} = E_t \left\{ \sum_{j=t}^{+\infty} \left(\prod_{k=t}^j \beta_{s,k} s_j \right) \right\} + E_t \left\{ \sum_{j=t}^{+\infty} \left(\prod_{k=t}^j \beta_{m,k} m_j \right) \right\} \quad (2.44)$$

olarak gösterilmektedir. Denklemde, senyoraj (m_j) ve faiz dışı fazla (s_j) gelirleri olup bu ilgili değerlerin iskonto edilen bugünkü değerlerinin her j döneminde birbirinden farklı olacağı varsayılmıştır. Nitekim yüksek enflasyon oranlarının yaşandığı dönemlerde Devlet tahvilleri faizleri yükselirken, hanehalkı için para tutmanın fırsat maliyeti artmaktadır. Öte yandan, kamu kesimi açısından enflasyon artışları sebebiyle bütçe gelirlerindeki artışların bir sebebi enflasyon vergisi kanalıyla gerçekleşmektedir.

⁹² Castro ve diğ., 2003, **age**, 9.

Faiz dışı ve senyoraj gelirlerinin iskonto oranları olan $\beta_{s,k}$ ve $\beta_{m,k}$ nominal faiz oranının bir fonksiyonu olduğundan, tam sermaye piyasaları altında nominal faiz oranları Devlet tahvili faiz oranlarına yakınsadığından iskonto oranlarının eşit olduğu varsayılarak, Denklem (2.44)'de yer alan zamanlararası bütçe kısıtının bir diğer gösterimi,

$$\frac{B_{t-1,t}}{P_t} = \left\{ E_t \sum_{j=t}^{+\infty} \left(\prod_{k=t}^j \beta_k (s_j + m_j) \right) \right\} \quad (2.45)$$

biçimindedir. Denklem (2.45), Woodford (1998a, 1998b) ve Canzoneri ve diğ. (1999, 2001) FTPL modellerinde yer alan zamanlararası bütçe kısıtıdır.

Aiyagari ve Gertler (1985)'den hareketle oluşturulan Castro ve diğ. (2003) FTPL modelinde, senyoraj gelirleri ve faiz dışı fazlalar arasındaki tamamlayıcılık ilişkisinde yer alan δ -kuralı denkleme eklenerek,

$$\frac{B_{t-1,t}}{P_t} = \left\{ E_t \sum_{j=t}^{+\infty} \left(\prod_{k=t}^j \beta_k (\delta_j s_j + (1-\delta_j) m_j) \right) \right\} \quad (2.46)$$

elde edilen Denklem (2.46)'da, $0 \leq \delta_j \leq 1$ olduğundan her j döneminde para ve maliye politikaları arasında zamana göre değişen bir tamamlayıcılık ilişkisi oluşmaktadır. Bu çerçevede, $\delta_j \rightarrow 1$ 'e yaklaşırken borç yükümlülüklerinin büyük çoğunluğu (gittikçe azalan kısmı) s_j faiz dışı fazlalarla (m_j senyoraj gelirleriyle) finanse edilirken; $\delta_j \rightarrow 0$ 'a yaklaşırken borç yükümlülüklerinin gittikçe azalan kısmı (artan bir kısmı) s_j faiz dışı fazlalarla (m_j senyoraj gelirleriyle) finanse edilmektedir. Değinildiği gibi, Aiyagari ve Gertler modelinde, $\delta_j = 1$ olduğunda faiz dışı fazlalar tamamiyle borçları finanse ettiğinden Ricardocu-kutuplu politikalar oluşmakta; maliye otoritesi zamanlararası bütçe kısıtını gözetmekte, para politikası borç yükümlülüklerinden bağımsız belirlenirken, enflasyon monetarist bir olgu olmaktadır.

Bu yaklaşımda, Denklem (2.46) ile verilen zamanlararası bütçe kısıtında, Ricardocu ve Ricardocu olmayan sonuçların oluşması için denklemin sağ tarafında gerçekleşen değişim eşdeğerliğin sağlanmasında yeterli bulunurken, zamanlararası bütçe kısıtı δ -kuralı çerçevesinde *mali ödeyebilirliğe* vurgu yapmaktadır⁹³. Nitekim bütçe kısıtının sağlanmasında

⁹³ Mali ödeyebilirlik, Çev. Fiscal Solvency. Hamilton ve Flavin (1986) yaklaşımından devralınmıştır. Bu yaklaşımda, zamanlararası bütçe kısıtının sağlanması için faiz dışı fazla serisinin izlediği sürecin rassal yürüyüş

P_t fiyat seviyesinde bir sıçrama olmadan, s_j ve m_j gelirleri arasında tamamlayıcılık ilişkisi önem taşımaktadır⁹⁴.

Çalışmada esas alınan Bölüm 2.4.'te yer alan FTPL modelinin yukarıda tartışılan Aiyagari ve Gertler (1985) temel alınarak oluşturulan FTPL yaklaşımından iki farkı söz konusudur. Birincisi, Bölüm 2.4.'te yer alan temel modelde, zamanlararası bütçe kısıtının sağ tarafında yer alan gelirlerin mevcut borç yükümlülüklerini gözetmekte yetersiz kalması sonucunda zamanlararası bütçe kısıtında eşdeğerlik fiyat seviyesindeki değişimlerle sağlanmaktadır. Nitekim, zamanlararası bütçe kısıtı eşdeğerliği, her iki rejim olan Ricardocu ve Ricardocu olmayan rejimlerde de sağlandığından, denklemin sağ tarafında faiz dışı fazlalar ve senyoraj gelirleri arasında tamamlayıcılık ilişkisi oluşmamaktadır⁹⁵.

İkincisi, para arzının çalışmada modele dahil edilmemesidir. Bu durumun oluşmasında çalışmada tartışılan etmenler, finansal gelişmeler altında para arzının GSMH içindeki payının çok düşük seviyelere ulaşması (Aiyagari ve Gertler, 1985; Woodford, 1994, 1995, 1998); gece piyasalarının açık olması ile hanehalkının ihtiyacı olan mübadeleri likit fonları bozdurduktan sonra tekrar bu fonlara dönebilmesi, dolayısıyla, para tutmanın fırsat maliyetinden kaçınması (Cochrane, 1998a); parasız limitin sağlanması ve ekonomide yalnızca helikopterden atılan paranın⁹⁶ kısa dönemde reel etkiler yaratabilmesi öne çıkan faktörlerdir⁹⁷. Dikkat çekilden etmenler geçersiz dahi kabul edilse, para arzının ekonomi içindeki payının 1980'lerdeki oranlar ile karşılaştırılarak çok düşük olduğu ve 1990'lardan itibaren Merkez bankalarının politikaları arasında enflasyon hedeflemesi politikalarının artan

sergilememesi test edilmektedir. Öte yandan, bu kısımda, mali ödeyebilirlik denklemin sağ tarafının, sol taraf veri iken sağlanıyor olmasıdır. Diğer bir deyişle, sol tarafta yer alan reel borç stoku veri alınarak, P_t 'de değişimler gerçekleşmemekte, ayarlanma senyoraj ve faiz dışı fazlalarla, denklemin sağ tarafında sağlanmaktadır.

⁹⁴ Aiyagari, Gertler, 1985, **age**, 22.

⁹⁵ Diğer bir deyişle, Denklem (2.46)'da senyoraj ve faiz dışı fazlaların ağırlıklarının toplamı 1 etmemektedir. Denklem (2.46) şu şekilde yazılırsa,

$$\frac{B_{t-1,t}}{P_t} = \left\{ E_t \sum_{j=t}^{+\infty} \left(\prod_{k=t}^j \beta_k (\delta_j s_j + \phi_j m_j) \right) \right\} \quad (4.46)'$$

Faiz dışı fazla ve senyoraj ağırlıklarının toplamı ise birden küçüktür: $(\delta_j + \phi_j) < 1$.

⁹⁶ Helikopterden atılan para kavramı bir para kuralı dışında bağımsız ve beklenmeyen para arzı artışı olarak kullanılmıştır. Makroiktisat yazınında helikopterden atılan para kavramı Friedman (1946) çerçevesinde monetarist iktisatta kullanılmaktadır. Friedman (1946), para otoritesinin, likidite tuzağından kaçınmak için hediye para ve helikopterden atılan para kavramlarını kullanmaktadır. FTPL kapsamında ise, Benhabib ve diğ. (1999) takip edilerek, likidite tuzağından kaçınmanın yolu Ricardocu olmayan politikalar ile sağlanabilmektedir. Nitekim Japonya'da 1990'lardan itibaren yaşanan deflasyonist süreçte nominal faiz oranlarının alt limite ulaşmasıyla para politikası etkinliğini yitirmektedir.

⁹⁷ Woodford, 1994, **age**, 7.

payı önem taşımaktadır⁹⁸. Bu politikalar altında Merkez Bankaları amaç bağımsız olmasa da araç bağımsız olduklarından, para basmadan sağlanacak bir gelir kaleminin maliye otoritesinin politika fonksiyonunun bir değişkeni olmaması gerekeceğinden, senyoraj ve faiz dışı fazlalar arasında bir tamamlayıcılık ilişkisi söz konusu olmamaktadır⁹⁹.

Bu kapsamda, para ve maliye politikalarının pasif ve aktif özellikleri politika sonuçlarını etkileyebilmekte; aktif maliye politikaları altında para politikasının sonuçları mali şokların etkisiyle farklılaşmakta; maliye disiplini tarafından bazı uyumluluk koşulları sağlanmadıkça, bağımsız bir Merkez Bankası tarafından sürdürülen bir aktif para politikası kuralı fiyat seviyesine ilişkin kararlı dengenin sürdürülebilmesinde yetersiz kalabilmektedir.

Çalışmada, politikaların aktif ve pasif özelliklerinin FTPL yazını çerçevesindeki tanımlarının tartışılması hedeflenmiştir. Çalışmada değinilen model çerçevesinde, aktif ve pasif politikalardan hareketle tartışılan Ricardocu ve Ricardocu olmayan rejim tanımlarında, kamu borç yükümlülüklerini takiben gerçekleşen servet etkilerinin önemine dikkat çekilerek, fiyat seviyesindeki ayarlanma kanalıyla zamanlararası bütçe kısıtının sağlanması tartışılmıştır. Çalışmada temel alınan FTPL modelinde, fiyat seviyesi mali bir olgu olarak ortaya çıkmakta; maliye otoritesi Devlet tahvillerini gözetmediğinde, faiz dışı fazlaların iskonto edilmiş bugünkü beklenen değeri cari borç stokunu karşılamakta yetersiz kalmaktadır. zamanlararası bütçe kısıtı fiyat seviyesindeki değişimlerle sağlanmaktadır. Nakitsiz ekonomi varsayımı altında da fiyat seviyesinin maliye politikaları ile açıklanabileceği ortaya konmakla beraber, para modelden tamamen çıkartılmamakta, zamanlararası bütçe kısıtıyla aynı şekilde, para arzı ve para talebi eşitliği her t döneminde sağlanmaktadır. Nitekim modelde, fiyat seviyesi zamanlararası bütçe kısıtı tarafından belirlenirken, para arzı ve talebi eşitliği mübadeleler için

⁹⁸ FTPL kapsamında enflasyon hedeflemesi için bkz. Sims, C. (1997).

⁹⁹ Bu çerçevede, Denklem (2.46)'da faiz dışı ve senyoraj gelirlerinin ağırlıklarını içeren bir gösterim içeren Denklem (4.46)',

$$\frac{B_{t-1,t}}{P_t} = \left\{ E_t \sum_{j=t}^{+\infty} \left(\prod_{k=t}^j \beta_k (\delta_j s_j + \phi_j m_j) \right) \right\} \quad (4.46)'$$

olup, $(\delta_j + \phi_j) = 1$ varsayılarak, senyoraj gelirlerinin payı görmezden gelinecek seviyede azalır, senyorajın ağırlığı 0'a yaklaştığı $\phi \approx 0$ varsayılarak modelden çıkartıldığında; veya kamu kesiminin bütçe kısıtında senyoraj gelirleri kalemi yer almayacağından, bütçe kısıtı yalnız mali değişkenlerin bir fonksiyonu olacağından, faiz dışı fazlaların ağırlığı $\phi = 1$ 'e eşitlenmektedir. Denklemde yerine yazılırsa,

$$\frac{B_{t-1,t}}{P_t} = \left\{ E_t \sum_{j=t}^{+\infty} \left(\prod_{k=t}^j \beta_k s_j \right) \right\} \quad (4.46)''$$

Bölüm 4.4.'te, Denklem (2.32) ile verilen zamanlararası bütçe kısıtı elde edilmektedir.

gerekli nakit miktarını gözeterek belirlenmekte, Miktar Teorisi ilişkisinde eşitlik fiyat seviyesinin dışsal belirlenmesiyle oluşmaktadır.

2.5 FTPL Teorisi ile İlişkili Doğrusal Ekonometri Yazınına Genel Bir Bakış

İktisat yazınında maliye politikalarının reel etkileri bir çok çalışmada değerlendirilmiştir. Yazın içerisinde, FTPL teorisinin doğrudan test edildiği çalışmalara ek olarak dolaylı olarak mali baskınlıkla ilişkili çalışmalar incelenmiştir. FTPL teorisi ile ilgili ekonometrik modeller statik regresyon modelleri ve dinamik AR modellerinin temel alındığı modeller olmak üzere iki genel grupta toplanmaktadır. Birincisinde, Bohn (1998), Afonso (2002) çalışmalarından hareketle faiz dışı fazlaların kamu yükümlülükleri ile tahmin edildiği bir regresyon modeli ile maliye otoritesinin faiz dışı fazlaların belirlenmesinde Devlet yükümlülüklerini gözetip gözetmediği sınanmaktadır¹⁰⁰. Benzer kapsamda, RET teoreminin incelendiği temel çalışmalar olan Kochin (1974), Kormendi (1983), Feldstein (1982), Seater ve Mariano (1985) ve Flavin (1987) çalışmalarında Devlet tahvillerinin tüketim üzerinde reel etkileri test edilerek farklı sonuçlar elde edilmiştir¹⁰¹.

FTPL teorisinin doğrudan test edilmesinde Cochrane (1998a) önermesi öne çıkmaktadır. Cochrane (1998a), FTPL teorisinin statik modellerle test edilmesinin olanaksızlığına değindiği çalışmasında ekonomilerde iki eşdeğerlik olan zamanlararası bütçe kısıtı ve miktar teorisi eşdeğerliklerinin her iki rejim olan Ricardocu ve Ricardocu olmayan rejimlerde eşanlı olarak geçerli olduğunu, dolayısıyla her iki eşdeğerliğinde tahmin edilmesi ile rejimler arasında ayrıma gidilemeyeceğini vurgulamaktadır. Woodford (1998a, 1998b) ve Cochrane (1998b) FTPL teorisinin test edilemezliği önermesinin vurgulandığı diğer öne çıkan çalışmalardır. Cochrane (1998b), FTPL teorisinin test edilmesinde dinamik AR modelleri önermektedir. Bu kapsamda öne çıkan Canzoneri ve diğ. (2001), VAR modelleri için değişkenlerin işaretlerinden ziyade etki tepki fonksiyonlarını temel alan bir yaklaşım önermiştir. Canzoneri ve diğ. (2001) yaklaşımında, faiz ödemeleri ve kamu yükümlülükleri

¹⁰⁰ Cochrane (1998) FTPL teorisinin test edilebilmesinin olanaksızlığına değinmektedir. Nitekim her iki eşdeğerlik olan zamanlararası bütçe kısıtı ve Miktar teorisi eşdeğerlikleri, her iki rejim olan Ricardocu ve Ricardocu olmayan rejimlerde de sağlanacaktır. Woodford (1998a, 1998b), Cochrane (1998)'de değinilen FTPL teorisinin test edilebilirliğine ilişkin değerlendirmeye katılmakla beraber, Bohn (1998) çalışmasında borç yükümlülükleri için elde edilen pozitif beta tahmininin önemli politikaların Ricardocu olduğuna dair önemli bir bulgu olduğuna değinmektedir. Öte yandan, Canzoneri ve diğ. (1999) çerçevesinde VAR modelleri kullanılarak, değişkenlerin işaretlerinden ziyade, tahmin edilen VAR vektörlerinin pozitif standart sapma şoklarına tepkisinin incelenmesinin gerekliliğini ortaya koymaktadır.

¹⁰¹ Bernheim (1987), statik ekonometrik modellerin gerçekte gelecek beklentilerini içereceğine, sadece cari t dönemine ilişkin borç ve tüketim verilerinin kullanıldığında, bu değişkenlere ilişkin gerçekleştirmelerin zaten hanehalkının gelecek beklentilerini içerdiğine değinmektedir.

için tahmin edilen VAR vektörlerinin pozitif şoklara tepkisi öne çıkmakta, kamu yükümlülüklerinin faiz dışı fazla şokları sonucunda izlediği patikanın negatif yönlü olduğunda incelenen ekonomilerin Ricardocu yapıda olacağını vurgulanmaktadır¹⁰².

Creel ve Le Bihan (2006), Fransa ve ABD ekonomisi için test ettikleri VAR modellerinde faiz dışı fazla şoklarının kamu yükümlülüklerinde negatif bir tepkiye sebep olduğunu ortaya koymakta; Canzoneri ve diğ. (2001) sonuçlarını destekler sonuçlar elde etmektedir¹⁰³. Sala (2004), VAR modelleri kapsamında, ABD ekonomisinde takip edilen politikaların Canzoneri ve diğ. (2001) sonuçlarının aksine, 1960-1979 döneminde Ricardocu olmayan yapıda olduğunu; 1990 sonrası dönemde ise Ricardocu rejimlerin hâkim olduğu sonucuna varmaktadır¹⁰⁴.

Creel ve Kamber (2004), Türkiye ekonomisi için iç borç ve faiz dışı fazla serileri için tahmin ettikleri VAR modellerinde, 1975-2000 döneminde takip edilen politikaların Ricardocu yapıya yatkın bulunmasına ek olarak, 2000-2001 krizlerinin gerçekleştiği yılların dahil edildiği 1975-2002 örnekleme için elde edilen etki tepki fonksiyonlarında, iç borçlanmanın faiz dışı fazla şokları sonrasında izlediği patikanın pozitif olduğundan hareketle, Türkiye’de FTPL teorisinin özellikle Bankacılık krizleri sonucunda geçerli kabul edilmesi gerektiğini göstermektedir.

Ersin (2005), Türkiye’de ilk iç borçlanma olan 1933 Ergani İstikrazı’nı takiben bütçe politikalarında artan ağırlığını, borçlanma maliyetleri kapsamında incelediği çalışmada, iç borçlanma ve enflasyon arasında 1933-1960 planlı dönem öncesi, 1960-1980 planlı dönem, 1980-1989 liberal politikalara geçiş ve 1989-2004 liberal alt dönemleri için incelemekte, Engle-Granger iki aşamalı eştümleşme ve vektör eştümleşme (VEC) modellerinden hareketle Türkiye’de borçlanma maliyetlerindeki yükselişe paralel olarak iç borçlanmanın enflasyonist etkilerini ortaya koymaktadır.

Bildirici ve Ersin (2008), borçlanma maliyetlerine göre iki gruba ayırdıkları yüksek borç/GSMH oranlarına sahip ülkeleri inceledikleri çalışmalarında, yüksek borçlanma ve borç maliyetlerine sahip Meksika, Hindistan, Türkiye, Arjantin ve Brezilya ekonomilerinde, yine yüksek borç oranına sahip olan ancak borçlanma maliyetinin düşük olduğu İngiltere, Fransa, Almanya, İspanya, Avusturalya ekonomileriyle karşılaştırıldığında iç borç şoklarının

¹⁰² Canzoneri ve diğ., 2001, **age**, 1.

¹⁰³ Jérôme Creel, Hervé Le Bihan, “Using Structural Balance Data to Test the Fiscal Theory of the Price Level: An Application to France and the USA”, **Journal of Macroeconomics**, c. 28, s. 2, (2006): 338-360.

¹⁰⁴ Luca Sala, “The Fiscal Theory of Price Level: Identifying Restrictions and Empirical Evidence”, **IGIER Discussion Series**, s. 257, (2004): 5.

enflasyonist etkilerinin daha fazla olduğu ve ekonomik krizlere daha yatkın oldukları vurgulanmıştır¹⁰⁵.

Dinamik çerçevede modeller olmakla beraber FTPL teorisi ile dolaylı olarak ilişkili çalışmalar içerisinde Bütçe açıklarının faiz oranı ve cari açıklar üzerine etkilerini test eden Kormendi ve Protopapadakis (2004), bütçe açıklarının faiz oranları ve cari açıklar üzerinde etkisinin istatistiksel olarak kabul edilemeyeceği sonucuna varmıştır¹⁰⁶.

Metin (1995), iki aşamalı Engle Granger eştümleşme modeli ile Türkiye’de yüksek enflasyon oranlarının deneyimlendiği üç alt dönem olan 1954-1959, 1977-1980 ve 1984-1995 dönemlerinde bütçe açıklarının enflasyon oranını pozitif yönde etkilediğini vurgulamıştır¹⁰⁷. Metin (1998), Türkiye’de 1950-1987 döneminde, borcun monetizasyon değişkeni kadar bütçe açıklarının da enflasyon üzerinde etkili olduğunu ortaya koymuştur.

Akçay, Alper ve Özmucur (1996), Türkiye’de II. Dünya Savaşı sonrası dönemde yıllık veriler kullanarak parasal büyüme, enflasyon ve bütçe açıkları arasındaki ilişkileri inceleyerek uzun dönemde paranın yansız olmasının yanında bütçe açıklarının nispi fiyatlar üzerindeki enflasyonist etkilerini göstermektedir¹⁰⁸.

Çetintaş (2005), 1985-2003 dönemi için üç aylık verilerden hareketle elde ettikleri eştümleşme ve hata düzeltme modeli kurarak bütçe açıklarının enflasyonist etkilerini reddedememekte; nedensellik testleri ile yapılan analizde, bütçe açıkları ve enflasyon arasındaki karşılıklı ilişkiyi ortaya koymaktadır¹⁰⁹.

Cansu (2006), Türkiye’de iç borçlanma, faiz oranı ve kurlardan oluşan zaman serileri için tahmin ettiği VAR modeli ve nedensellik testleriyle, iç borçlanma, faiz oranı ve kurlar arasındaki etkileşime dikkat çekerek Türkiye’de iç borçlanmanın mali baskınlık yarattığı sonucuna ulaşmaktadır¹¹⁰.

¹⁰⁵ Melike Bildirici, Özgür Ömer Ersin. “An Empirical Analysis of the Inflationary Effects of Costs of Domestic Debt Under Active and Passive Fiscal Policy”. **Yapı Kredi Economic Review**. c. 19. s. 1. (2008): 3-24.

¹⁰⁶ Roger Kormendi, A. Protopapadakis, “Budget Deficits, Current Account Deficits and Interest Rates: The Systematic Evidence on Ricardian Equivalence”, **EconWPA Series**, no. 0403010, 2004. <http://129.3.20.41/eps/mac/papers/0403/0403010.pdf> [18.02.2009].

¹⁰⁷ Kıvılcım Metin, “An Integrated Analysis of Turkish Inflation”, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, c. 57, s. 4, (1995): 513-529.

¹⁰⁸ Cevdet Akçay, Emre Alper, Süleyman Özmucur, “Budget Deficit, Money Supply and Inflation: Evidence from Low and High Frequency Data for Turkey”, **Boğaziçi Üniversitesi İktisat Bölümü Tartışma Metinleri**, No. 199612, (1996). http://www.econ.boun.edu.tr/content/wp/ISS_EC_96_12.pdf [21.02.2009].

¹⁰⁹ Çetintaş, Hakan, “Türkiye’de Bütçe Açıkları Enflasyonun Nedeni midir?”, **İktisat, İşletme ve Finans**, c. 20, s. 229, (2005): 115-131.

¹¹⁰ İlkbahar Cansu, “Türkiye Ekonomisinde İç Borçlanmanın Faiz Oranı ve Döviz Kuruyla İlişkisi”, Yüksek Lisans Tezi, T.C. Ankara Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2006.

Badur (1995), Türkiye ekonomisinde 1981-1993 dönemi için aylık verilerle tahmin ettiği VAR modelinde kamu borcunun büyüme oranında gerçekleşen bir pozitif şokun faiz oranı ve kur büyüme oranları üzerindeki etkisini anlamsız bulmakla beraber, fiyat seviyesinin tepkisinin pozitif yönlü olmasından hareketle, Ricardocu eşdeğerliğin Türkiye ekonomisinde incelenen dönem için geçersiz olduğu önsavının reddedilemeyeceği sonucuna varmaktadır¹¹¹.

Claeys ve diğ. (2008), VAR modelleri çerçevesinde test ettikleri modellerinde, Almanya'da bölgesel yönetimlerin Ricardocu olmayan yapıda politikalar uygularken, genel yönetimin izlediği Ricardocu politikaların, bölgesel yönetimlerin izlediği Ricardocu-olmayan politikaların servet etkilerini bertaraf ettiğini ortaya koymaktadır¹¹².

Thams (2006, 2007), doğrusal VAR modelleri ile beraber incelediği doğrusal olmayan MS-VAR modelleri kapsamında İspanya'da 1986-1998 ve Almanya'da 1970-1998 örneklemi için mali şokların fiyat seviyesi üzerinde pozitif etkilerinin reddedilemeyeceği sonucuna varmaktadır¹¹³.

Çalışmada, FTPL teorisinin test edilmesine ilişkin doğrusal modellere genel bir bakış sunulması amaçlanmıştır. Davig ve Leeper (2005) ve Sims ve Zha (2006), FTPL teorisinin doğrusal olmayan yöntemlerle modellendiği çalışmalarında rejim geçişli modellerin temel alındığı bir yaklaşım önerilmiştir. Cochrane (2007a, 2007b) rejim geçişli modellerin FTPL teorisinin Taylor kuralı ile beraber incelendiği teorik çalışmalardır. Çalışmada, FTPL teorisinin test edilmesiyle ilişkili doğrusal olmayan modellerin kullanıldığı yaklaşımlar incelenecektir.

2.6 FTPL Teorisi ile İlişkili Doğrusal-Olmayan Ekonometri Yazınına Genel Bir Bakış

FTPL teorisinin doğrusal olmayan modellere genelleştirildiği çalışmalarda, Sims ve Zha (2006), Davig ve Leeper (2005), Davig, Leeper ve Chung (2005) çalışmalarını takiben MS modellerinin temel alındığı görülmektedir. Diğer taraftan, FTPL teorisinden bağımsız olmakla beraber, FTPL teorisinde önem taşıyan zamanlararası bütçe kısıtında sürdürülebilirliğinin incelendiği Hamilton ve Flavin (1986) çalışmasının temel oluşturduğu maliye politikalarının

¹¹¹ Bertan Yılmaz Badur, "Macro Effects of Government Debt in Turkey: A Vector Autoregression Approach", Yüksek Lisans Tezi, T.C. Boğaziçi Üniversitesi, İktisat Bölümü, 1995.

¹¹² Peter Claeys, Raul Ramos, Jordi Suriñach, "Testing the FTPL Across the Government Tiers", **Research Institute of Applied Economics Working Papers**, s. 12, (2008): 1-26.

¹¹³ Andreas Thams, "Fiscal Policy Effects in the European Union", Humboldt University, **Sonderforschungsbereich Discussion Papers**, No. 649, (2006): 1-36.

sürdürülebilirliğine ilişkin yazında, Hakkio ve Rush (1991) ve Tanner ve Liu (1995) maliye politikalarında yapısal kırılmaların modellenmesi gerekliliğine dikkat çekerken, Arestis ve diğ. (2004) çalışmasını takiben Caner ve Hansen (2001) doğrusal olmayan eşik birim kök metodolojisi çerçevesinde genişletilmiş; Chortareras, Kapetanios ve Uctum (2004), Bahmani (2007), Sollis (2004), Ono (2008), Considine ve Gallagher (2004) ve Bajo-Rubio, Diaz-Roldan ve Esteve (2006) çalışmalarında STAR tipi doğrusal olmayan yapıya genelleştirilmiştir. Çalışmada, doğrusal olmayan yöntemlerin kullanıldığı yazına genel bir bakış sunulması amaçlanmaktadır.

2.6.1 FTPL Teorisi ve Rejim Geçişli Modeller

Davig ve Leeper (2005) ve Davig, Leeper ve Chung (2005), para ve maliye politikalarının aktif ve pasif özelliklerini ayıştırdıkları modellerinde, ABD ekonomisinde rejim geçişlerini ortaya koyarken, rejim geçiş modelleri altında ekonomilerin gerçekte aktif ve Ricardocu olmayan yapıda değerlendirilmesi gerektiğini vurgulamakta, rejimler arasında ayırtırmanın sakıncalarına değinmektedir. Nitekim rejim geçişli modeller çerçevesinde FTPL teorisinin incelendiğinde faiz dışı fazlaların azaltılmasının her dönemde servet etkileri doğurması söz konusu olduğundan, zamanlararası bütçe kısıtında Ricardocu olmayan maliye politikaları reddedilememektedir. Bu doğrultuda, ekonomilerde pasif maliye politikaları geçerli olsa da her zaman bir sonraki dönemde aktif politikaya geçilebileceği olasılığı olmasından hareketle, rejim geçişli modellerin kullanılmasıyla elde edilen test yönteminde gerçekte fiyat seviyesinin belirlenmesinde zamanlararası bütçe kısıtı öne çıkmaktadır. Dolayısıyla, Sims ve Zha (2006), Davig ve Leeper (2005) çalışmalarında teorik çerçevesinin oluşturulan ve Davig ve Leeper (2005) ve Davig, Leeper ve Chung (2005) çalışmalarında ABD ekonomisi için test edilen Rejim Geçişli modellerden hareket eden yöntemde, fiyat seviyesi FTPL teorisi çerçevesinde belirlenmektedir.

Thams (2006), Almanya ve İspanya için FTPL ekonomisini rejim geçişli modeller çerçevesinde incelediği çalışmada, maliye şoklarının her iki ülkede de fiyat seviyesi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkileri olduğunu, bu çerçevede, Ricardocu olmayan dengenin geçerli olduğunu göstermektedir. Çalışmada, FTPL teorisi çerçevesinde rejimler arasında geçiş olasılıklarının kabul edilmesiyle, fiyat seviyesinin her zaman FTPL teorisi kapsamında belirlenmesi gerektiğinden hareketle, model kapsamındaki para ve maliye politikası kurallarında işaret kısıtlaması uygulanmasını önermektedir. Bu çerçevede, aktif ve pasif politikaların ayırtırılmasına ilişkin Thams yaklaşımında, örneklem içerisindeki gözlemlerin yüzde 70'i ve üstünün Ricardocu denge çerçevesinde açıklandığının gösterilmesi ile, Almanya

ekonomisinde izlenen politikaların çoğunlukla Ricardocu yapıda iken İspanya ekonomisinde izlenen politikaların Ricardocu olmayan yapıda olduğu sonucuna varılmaktadır.

Castelnuovo, Greco ve Raggi (2008), inceledikleri rejim geçişli nominal faiz oranı kuralı kapsamında, ABD ekonomisinde 2. Dünya Savaşı sonrasında takip edilen para politikasının dönem içinde aktif ve pasif para politikaları arasında geçişlere sahip olduğunu göstermekte; politikaların hatalı tanımlı olsa da politikaların zamana göre değiştiğini ve dolayısıyla zamana göre değişen parametrelili doğrusal olmayan modeller ile modellenmesi gerektiği sonucuna varmaktadır¹¹⁴.

Cochrane (2007a), Taylor kurallarının FTPL teorisi kapsamında incelendiği çalışmasında, ABD ekonomisinde 1980 başlarında enflasyonun kontrol altına alınmasının, faiz oranlarının enflasyon ve diğer değişkenler ile ilişkilendirdiği bir Taylor kuralı çerçevesinde pasif para politikasından aktif para politikasına geçilmesiyle açıklanamayacağını ortaya koymakta; 1980'lerden itibaren enflasyonun kontrol altına alınmasının Ricardocu değil, Ricardocu-olmayan aktif maliye politikalarıyla sağlandığını göstermektedir. Bu çerçevede, Taylor kuralında enflasyon hedefinden sapmaların katsayısı, dışsal mali şokların modele dahil edilmediği bir modelde, bu şokların izlediği otoregresif süreçle ilişkili olarak 1'den büyük bulunurken, mali değişkenlerin ve maliye şoklarının Taylor kuralına dahil edilmesiyle, Taylor kuralında yer alan enflasyon hedefinden sapmalara ilişkin parametrenin tahmini, beklenenin aksine 1'den küçük tahmin edilmektedir¹¹⁵.

Enflasyon seviyesinin belirlenmesinde Taylor kuralı kapsamında faiz oranı politikası, sabit faiz oranı kurallarında olduğu gibi yetersiz kalmakta; enflasyon oranının belirlenmesinde olduğu kadar, enflasyonist veya deflasyonist döngülerin oluşmasının engellenmesinde de önem taşımaktadır¹¹⁶.

Maliye politikası kurallarının rejim geçişli modeller çerçevesinde incelendiği Favero ve Monacelli (2005) çalışmasında, bütçe açığının bağımlı değişken, çıktı açığı ile Devlet

¹¹⁴ Castelnuovo, Greco ve Raggi (2008) çalışmasında hatalı tanımlı modelden kasıt, tahmin edilen modelin enflasyon hedeflenmesi takip edilmeyen bir örnekleme kapsamından kaynaklanmaktadır. Nitekim çalışmada, HPT, EFT ve ETVT olmak üzere trendin hesaplanmasına ilişkin üç adet seri enflasyon hedefi olarak varsayılarak modelin tekrar hesaplanması söz konusudur. Modelde, HPT Hodrick-Prescott filtresi, EFT'de, enflasyon hedef seviyesi uzun dönemde bir sabit alınırken, ETVT ise enflasyon serisinin AR süreci olarak tahmin edilmesiyle oluşturmaktadır. Tahmin edilen üç model yanlış tanımlı kabul edilmektedir.

¹¹⁵ John H. Cochrane, "Identification with Taylor Rules: A Critical Review," **Graduate School of Business Discussion Paper Series**, (2007a): 2, University of Chicago.

<http://faculty.chicagogsb.edu/john.cochrane/research/Papers/> [23.02.2009].

¹¹⁶ John H. Cochrane, "Inflation Determination with Taylor Rules: A Critical Review," **Graduate School of Business Discussion Paper Series**, (2007b): 4, University of Chicago.

<http://faculty.chicagogsb.edu/john.cochrane/research/Papers/> [23.02.2009].

borçlarının açıklayıcı değişken olduğu rejim geçişli maliye kuralı tahmin edilerek, ABD ekonomisinde 1960-2000 döneminde iki adet farklı politika yapısına dikkat çekilmektedir. Nitekim 1960-1974 örnekleme karşılık gelen dönemde, maliye politikası Devlet borçlarını hedef GSMH'dan sapmalardan daha fazla gözetirken, 1974-2000 döneminde, hedef GSMH'dan sapmaları Devlet borçlarından daha fazla gözetilmektedir. Bu kapsamda, ABD ekonomisinde ikinci örnekleme karşılık gelen 1974-2000 döneminde, maliye politikasının konjonktür dalgalanmalarını stabilize etmeye yönelik rolünün ağır bastığı sonucuna varılmaktadır¹¹⁷.

Fialho ve Portugal (2005), Brezilya ekonomisinde enflasyon oranlarının düşük seviyelerde seyrettiği 1995 sonrası dönemde, 1995.03-2003.09 örnekleme için tahmin ettikleri modellerde Brezilya ekonomisinde izlenen politikaların baskın-para politikaları çerçevesinde açıklanabileceğine değinmektedir. Çalışmada tahmin edilen modellerden birincisi faiz dışı fazla ve kamu yükümlülükleri değişkenleri kullanılarak Canzoneri, Cumbi ve Diba (2001) doğrusal VAR modeli; ikincisi ise Canzoneri, Cumbi ve Diba (2001) çerçevesinde VAR modeli kapsamında kullanılan zaman serileri Krolzig (1997) MS-VAR modeli ile tahmin edildiği modeldir¹¹⁸. Fialho ve Portugal (2005) çalışmasında birinci model olan, faiz dışı fazla/GSMH ve kamu yükümlülükleri/GSMH serilerinin içsel değişken kabul edildiği VAR modelinde, bir standart sapmalık faiz dışı fazla şokunun yükümlülük/GSMH serisinin izlediği patikada negatif bir etkisi olduğu; Canzoneri ve diğ. (2001) çerçevesinde, izlenen politikaların Ricardocu politikalara işaret ettiğine değinilmektedir. İkinci modelde, reel faiz oranı ve faiz dışı fazlaların GSMH'ya oranı serilerinin modele dahil edilmektedir¹¹⁹. Rejim geçişli modeller ailesi içerisinde, rejimler arasında ortalamaların ve varyansların değiştiği bir MSIH(2)-VAR(1) modeli tahmin edilmiştir¹²⁰. Her iki modelde, Brezilya'da sürdürülen para ve maliye politikaları arasında birbirini tamamlayıcı yapının FTPL teorisi kapsamında

¹¹⁷ Carlo Favero, Tommaso Monacelli, "Fiscal Policy Rules and Regime (In)Stability: Evidence from the U.S.", **IGIER Working Papers**, no. 282, 2005. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=665506 [11.03.2009].

¹¹⁸ İkinci model olan doğrusal olmayan MS-VAR modelinde, borç faiz ödemelerinin bir göstergesi olarak kabul edilen reel faiz oranı serisi Canzoneri ve diğ. (2001) modelinde yer alan yükümlülükler/GSMH serisi yerine ikame edilmiştir (Fialho ve Portugal, 2005, s. 5).

Nitekim Brezilya'da borçlanma tahvilleri SELIC oranı olarak adlandırılan reel faiz oranına endekslenmesi dolayısıyla, SELIC oranı borçlanmanın bir göstergesi olarak düşünülebilmektedir (Moreira ve diğ., 2007, s.2).

¹¹⁹ Birinci rejim gözlemlerin büyük çoğunluğunu açıklarken; gözlemlerin küçük bir miktarına karşılık gelen ikinci rejimin, ekonomide gerçekleşen dışsal şoklara karşı ayarlanmaları içeren bir rejim olduğu işaret edilmiştir. Modele uluslararası krizleri kapsayan gölge değişken eklenmesiyle elde edilen ikinci modelde, birinci ve ikinci rejimler arasında gözlemlerin dağılımı daha eşit olmaktadır.

¹²⁰ Birinci model MSMH-VAR(1) modeli olup, rejimler arasında ortalama (M) ve varyansın (H) değiştiği Markov Geçişli Rejim Geçiş Modelidir. Modelde, rejimler arasında eğim katsayıları rejimler arasında değişmemektedir (Hendri ve Krolzig, 1999). İkinci model, MSIH-VARX(1) olup, (I) rejimler arasında değişen sabit terimdir. Dışsal değişken (X) uluslararası krizleri içeren gölge değişkenidir.

değerlendirilen Ricardocu-olmayan rejimlerin aksine, Ricardocu yapının baskın olduğu sonucuna varılmaktadır¹²¹.

Fialho ve Portugal (2005) çalışması sonuçları incelendiğinde, birinci model olan VAR modelinde, iç borçlanmanın faiz dışı fazlalara tepkisi için hesaplanan güven aralıkları sıfır yatay eksenini içermekte olduğundan, incelenen ekonomideki hakim rejimin Ricardocu rejim olduğuna ilişkin Canzoneri, Cumbi ve Diba (2001) kısıtının gerçekte sağlanamadığı görülmektedir¹²². İkinci model olan MSVAR modelinde etki tepki fonksiyonları grafikleri raporlanmamıştır. Diğer taraftan, tahmin edilen MSVAR modelinde, faiz dışı fazlaların bağımlı değişken olduğu birinci vektörde, borç reel faiz oranının tahmini pozitif olup istatistiksel olarak anlamsız bulunmaktadır. Borç reel faiz oranının bağımlı değişken olduğu ikinci vektörde, faiz dışı fazlanın tahmini beklenenin aksine pozitif olup istatistiksel olarak anlamsızdır. Nitekim Ricardocu rejimlerde, maliye otoritesinin Leeper (1991) çerçevesinde pasif olduğu kabul edilerek faiz dışı fazlaları belirlerken borç yükümlülüklerini gözetmesi gerekmektedir. Dolayısıyla, tahmin edilen iki model olan doğrusal VAR ve doğrusal olmayan MSVAR modellerinden hareketle Fialho ve Portugal (2005) tarafından ortaya konan Brezilya ekonomisinin 1995 sonrası dönemde Ricardocu yapıda olduğu sonucuna varılamamaktadır¹²³.

Yukarıda değinilmiş olan Sims ve Zha (2006) ve Davig ve Leeper (2005) çalışmalarını takiben gelişen ekonometri yazınında, negatif servet etkilerinin gerçekleşmesi ekonomilerin içinde bulunduğu rejimlerin Ricardocu olarak yorumlanmasına sebep olmaktadır. Bu çerçevede, FTPL teorisinin rejim geçişli modellere genelleştirildiği Sims ve Zha (2006) ve Davig ve Leeper (2005) çalışmalarında para ve maliye politikaları arasında geçişlerin bir olasılık fonksiyonunun fonksiyonu olarak tanımlandığında gerçekleşen güçlükler vurgulanmaktadır. Nitekim FTPL teorisinde rejimler arasında geçişlere bir olasılık atandığında, rasyonel beklentiler altında hanehalkı tarafından beklentiler politikaların Ricardocu olmayan rejime geçilebileceği yönünde kurulacağından, mali değişkenler her zaman reel etkiler yaratmaktadır. Diğer taraftan, ekonomilerde politika kararları bütçelere ilişkin öncü politik kararlar çerçevesinde oluşturulduğundan dışsal şoklar gerçekleşse de para ve maliye politikalarının hedef gerçekleştirmeler doğrultusunda politika kurallarını oluşturmaları söz konusudur. Para politikaları ve enflasyon hedeflemenin FTPL teorisi altında incelendiği Cochrane (1997) ve Sims (1997) modellerinin rejim geçişli modellere

¹²¹ Marcelo L. Fialho, Marcelo S. Portugal, "Monetary and Fiscal Policy Interactions in Brazil: An Application of the Fiscal Theory of Price Level," **Pesquisa e Planejamento Econômico**, c. 35 s. 2(2005): 657-685.

¹²² Canzoneri ve diğ. (2001) kısıtı Ricardocu rejime ilişkin karar sürecinde, kamu yükümlülükleri serisinin faiz dışı fazla şoklarına tepkisi negatif yönlü olmasına ilişkindir. (bkz: Canzoneri ve diğ., 2001, **age**, 1228, Şekil 3).

¹²³ Fialho, Portugal, 2005, **age**, Tablo 3 ve Tablo 6.

genelleştirildiği Davig ve Leeper (2005) ve Cochrane (2007a, 2007b) çalışmalarında oluşturulan modellerde FTPL durumunun her zaman oluşacağı ortaya konmaktadır¹²⁴.

FTPL teorisinin geçerliliğinin doğrusal olmayan ekonometrik yöntemler çerçevesinde tartışıldığı çalışmaların kısıtlı olduğu görülmektedir. Öte yandan yazında, TAR ailesi modelleri ve SANN modeline başvurulmamaktadır. TAR ve STAR ailesi modellerinde geçiş yapısı geçiş değişkeninin eşik değerlerine nispi uzaklığının bir fonksiyonu olarak içsel ve dışsal olarak belirlenebilmektedir. SANN modelinde doğrusal olmayan yapının oluşmasında önem taşıyan nöronların aktivasyon olma dereceleri STAR modellerinde geçiş yapısının tek bir geçiş değişkeninin fonksiyonu olmasından farklı olarak birden çok değişkenin fonksiyonu olarak tanımlanmakta olduğundan SANN modelinde aktivasyon yapısının STAR modellerinde geçiş yapısıyla ortak özellikler taşıdığı görülmektedir. Bu çerçevede, TAR ailesi ve SANN modellerinin MS modellerinden farkı geçiş yapısının içsel ve sürekli fonksiyonları ile $[0,1]$ uç değerleri aralığında tanımlanmasıdır. STAR ailesi ve SANN modellerinde geçiş değişkenlerinin eşik değerine her gözlem noktasında farklı ve değişen uzaklıklarda olması maliye politikalarının nispi olarak değişen negatif veya pozitif servet etkilerinin modellenmesine olanak tanımaktadır.

FTPL teorisinden bağımsız olarak gelişmekte olan zamanlararası bütçe kısıtının maliye politikalarının sürdürülebilirliğiyle ilişkili olarak incelendiği Hamilton ve Flavin (1986) çalışmasını takiben İktisat yazını kapsamında ele alınan çalışmaların gerçekte FTPL teorisiyle dolaylı yoldan ilişkili olduğu görülmüştür. Çalışmada, TAR ve STAR modelleri çerçevesinde doğrusal olmamanın modellendiği maliye politikalarının sürdürülebilirliğine ilişkin İktisat yazını değerlendirilecektir.

2.6.2 FTPL Teorisi, Maliye Politikalarının Sürdürülebilirliği ve TAR Ailesi Modelleri

Hamilton ve Flavin (1986), Hakkio ve Rush (1991) ve Trehan ve Walsh (1988) çalışmalarında maliye politikalarının sürdürülebilirliği, mali değişkenlerin durağanlığının sınanması çerçevesinde ele alınmakta; bu kapsamda mali sürdürülebilirliğin incelenmesiyle bütçe kısıtının test edilmesi söz konusudur. Bu kapsamda, borçların sürdürülebilirliği öne çıkmakta, FTPL teorisi doğrudan tartışılmamaktadır. Öte yandan, maliye politikalarında zamanlararası bütçe kısıtının sağlanmasının test edildiği bu çalışmalarda kullanılan ekonometrik yöntemlerin eşik otoregresif yapıda modellere genelleştirildiği dikkat

¹²⁴ Cochrane, 2007a, **age**, 7;
Cochrane, 2007b, **age**, 11.

çekmektedir. Değinilen çalışmaların sonuçları FTPL teorisinin test edilmesiyle doğrudan ilişkili olmadığından bu çalışmaların sonuçlarının tartışılmaması amaçlanmıştır. Çalışmada, değinilen çalışmalarda kullanılan bazı ekonometrik yöntemlere kısaca değinilecektir.

Hamilton ve Flavin (1986), zamanlararası bütçe kısıtının geçerli kabul edilebilmesi için yeterli bir koşulun faiz dışı bütçe fazlalarının durağanlığının sağlanması olduğunu öne sürmektedir. Bu çerçeveden hareketle, Hakkio ve Rush (1991) ve Trehan ve Walsh (1988), doğrusal birim kök testlerinin kullanılarak zamanlararası ödeyebilirlik kısıtının sınanmasının hedeflendiği çalışmalarında, mali değişkenlere ilişkin tek değişkenli modellerden hareket etmektedir. Bu kapsamda, Uctum ve Wickens (1997), tek değişkenli modellerinde kamu borcunun durağanlığının sınanmasının kamu borcunun sürdürülebilirliğine ilişkin bir gösterge olarak değerlendirebileceğini ortaya koymaktadır. Hakkio ve Rush (1991) ve Tanner ve Liu (1995) yapısal kırılmanın birim kök analizlerine dahil edilmesi gerektiğine dikkat çekmektedir.

Quintos (1995) çalışmasıyla mali değişkenler arasında eştümleşme analizi kapsamında hareket edilerek çok değişkenli modellere ulaşılmaktadır. Arghyrou ve Luintel (2005), Quintos (1995) çerçevesinde kamu gelirleri ve harcamaları arasında eştümleşme ilişkisini inceledikleri çalışmalarında, Wald testleri ile yapısal kırılma noktalarını belirlemekte, Yunanistan ekonomisine ilişkin verilerinde, yapısal kırılmalardan hareketle üç alt örneklem oluşturmakta; bu örneklemeler içerisinde birinde bütçe kısıtının güçlü gözetilirken, diğer iki örneklem için bütçe kısıtının zayıf gözetildiği sonucuna varılmaktadır. Marini ve Piergallini (2008) zamanlararası bütçe kısıtında ödeyebilirliğin sınanması için faiz dışı fazla ve iç borçlar arasında eştümleşme analizini temel almaktadır.

Bu çerçevede, Kirchgaessner ve Prohl (2006), İsviçre ekonomisi için test ettikleri modellerinde 1900-2003 döneminde, II. Dünya Savaşı öncesi ve sonrasını olmak üzere iki örneklem için hükümet harcamaları ve ödemeleri arasında eştümleşme ilişkisini gösterdikleri çalışmalarında, bu ülkelerde bütçe kısıtının sağlandığı ve maliye politikasının sürdürülebilir olduğu sonucuna varmaktadır.

Arestis ve diğ. (2004) çalışmasında, Hamilton ve Flavin (1986) birim kök analizi, Caner ve Hansen (2001) doğrusal olmayan Eşik Birim Kök metodolojisi çerçevesine genişletilerek test edilmesi önerilmektedir. Bu kapsamda Arestis ve diğ. (2004), ABD ekonomisinde büyük bütçe açıklarının uzun dönemde sürdürülebilir olup olmadığının incelendiği çalışmada, politika yapıcılarının ancak borç seviyesi belli bir eşiği geçtiğinde müdahale ettiklerini; bütçe açığının uzun vadede sürdürülebilir olduğu sonucuna varmaktadır.

Chortareras, Kapetanios ve Uctum (2004), Bahmani (2007) çalışmalarında, Arestic ve diğ. (2004) çalışmasında geliştirilen yöntem STAR tipi doğrusal olmayan birim kök testine genişletilmektedir. Sollis (2004) ve Ono (2008) G-7 ülkelerinde maliye politikalarının sürdürülebilirliğini test ettikleri çalışmalarında, birim kök testlerinin STAR tipi birim kök testine genişletilmesini önermektedir. Bu çerçevede, Considine ve Gallagher (2004), borç/GSMH oranının doğrusal olmayan ESTAR modeliyle tek değişkenli modelleyerek 1919-2001 döneminde İngiltere’de aktif bütçe yönetiminin geçerli ve bütçe kısıtının sürdürülebilir olduğu sonuçlarına varmaktadır.

Bajo-Rubio, Diaz-Roldan ve Esteve (2006), kamu harcamaları ve gelirleri arasında uzun dönemli eştümleşme ilişkisini test ettikleri modellerinde, Eşik Otoregresif (TAR) modellerinden hareket ederek Eşik Eştümleşim ilişkisini inceledikleri modellerinde, İspanya ekonomisinde bütçe açıklarının uzun dönemde sürdürülebilir olmakta; öte yandan, maliye otoritesi bütçe açıklarını ancak bu açıklar belli bir yüksek eşik seviyesini aşmasıyla azaltma yönünde harekete geçtiklerini ortaya koymaktadır.

Cipollini, Fattouh ve Mouratidis (2008), Quintos (1995) tarafından önerilen mali değişkenler arasındaki doğrusal eştümleşme analizi, Eşik Vektör Hata Düzeltme Modeline (TVECM) genelleştirilmektedir. Cippollini (2001) çalışmasında ise Yumuşak Geçişli Hata Düzeltme Modeli (STECM) kullanılarak geçiş yapısında lojistik fonksiyonların kullanıldığı çalışmalarda, mali otoritelerin ancak belli mali değişkenlerin bir eşik değerini aşmasını takiben zamanlararası bütçe ödeyebilirlik kısıtını gözetceklerini; öte yandan her ikisi de aynı mertebe entegre bulunan $I(d)$ zaman serileri olan Devlet harcamaları ve vergiler arasında tüm rejimlerde eğim katsayısının birden küçük bulunmasıyla ödeyebilirlik kısıtının sağlanacağını ortaya koymaktadır.

Yukarıda değindiğimiz çalışmalar çerçevesinde, eşik yapısını bünyesinde bulunduran TAR ve STAR modellerinin maliye politikalarına ilişkin tek ve çok değişkenli zaman serilerine uygulanmaya başlandığı görülmektedir. Değindiğimiz çalışmalar kapsamında zamanlararası bütçe kısıtı çerçevesinde mali disiplinin sürdürülebilirliğine ilişkin yaklaşımda, mali değişkenlerin durağanlığının bazı doğrusal ve doğrusal olmayan yöntemler çerçevesinde incelenmesi öne çıkmaktadır. Bu çalışmalar kapsamında incelenen faiz dışı fazla, bütçe açıkları ve Devlet borçlarına ilişkin serilerin doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testleriyle değerlendirilmesi öne çıkarken, durağanlığa ilişkin bu yöntemlerin çok değişkenli modellere ve bu modellerde incelenen seriler arasındaki beraber entegre olma yapısının incelenmesi öne çıkmaya başlamıştır.

FTPL teorisi çerçevesinde mali sürdürülebilirlik ve zamanlararası bütçe kısıtı önem taşıyan unsurlardır. Öte yandan, FTPL teorisinin yukarıda değindiğimiz çalışmalardan önemli farkları söz konusudur. Nitekim FTPL teorisinde zamanlararası bütçe kısıtı her zaman sağlanırken, gelecek faiz dışı fazlaların bugüne indirgenmiş beklenen değerinin nominal borç yükümlülükleri ile dengelenmesi gerekmekte, faiz dışı fazlaların Devlet borçlarını karşılamakta yetersiz kalması durumunda ise fiyat seviyesindeki değişimler kanalıyla reel borçların ayarlanması söz konusudur. Bu çerçevede, zamanlararası bütçe kısıtı bir kısıt olmaktan ziyade nominal değerlerin karşılıklı ayarlanmasına yönelik bir eşdeğerliktir¹²⁵.

Çalışmada, FTPL teorisinin incelenmesinde, doğrusal olmayan yöntemler içerisinde Stokastik Yapay Sinir Ağı Modeli (SANN) ve Yumuşak Geçişli Otoregresif Modellerinden (ST(A)R) hareket edilmesi hedeflenmiştir. Öte yandan, FTPL teorisinin bu modeller kapsamında incelendiği bir çalışmaya araştırmamız çerçevesinde karşılaşılmamıştır.

FTPL teorisi çerçevesinde rejim geçişli modellerin T(A)R ailesi modellere genelleştirilmesi bir önsel kabulden çok çalışmada ele alınan FTPL modeli çerçevesinde önem kazanmaktadır. Çalışmada bu yaklaşımın tercih edilmesinde FTPL teorisinde zamanlararası bütçe kısıtında incelenen ayarlanma yapısı öne çıkmaktadır. Çalışmada değinildiği çerçevede, FTPL teorisinde bütçe kısıtında ayarlanma fiyat seviyesindeki sıçramalar ile gerçekleşebilmekte, bu çerçevede geçiş yapısında içsel değişkenlerin etkisi söz konusu olmaktadır. Nitekim bu modeller çerçevesinde, belli eşik değerlerinin aşılmasıyla fiyat seviyesine ilişkin servet etkilerinin, ekonomilerin farklı rejimler içerisinde takip ettikleri süreçler çerçevesinde incelenmesi söz konusu olabilmekte, FTPL teorisine ilişkin modelde zamanlararası bütçe kısıtı eşdeğerliğinin sağlanmasında önem taşıyan mali şokların tam öngörü ve rasyonel beklentiler altında modellenebilmektedir.

Bölüm 3.'te TAR ve STAR ailesi modelleri incelenerek ikiden fazla rejimli Eklemeli STAR modellerine genelleştirilecektir. Eklemeli STAR modelleri ANN modellerinin oluşturulmasında öne çıkacaktır. Bölüm 4.'te, mühendislik yazınında deterministik ve parametrik olmayan yapıda incelenen ANN modelleri doğrusal olmayan ekonometrik yöntemler kapsamında incelenerek İktisat teorilerinin incelenmesinde önem taşıyacak olan

¹²⁵ Aynı kapsamda, Cochrane (1998a, 2003), Sala (2007) çalışmalarında zamanlararası bütçe kısıtı, zamanlararası bütçe değerlendirme ilişkisi olarak ele alınmakta, CAPM modeli ile aynı çerçevede değerlendirilmektedir. CAPM modelinde bir şirketin hisse fiyatı gelecek karlarına ilişkin beklentilerin bugünkü değeri iken, bir ekonomide fiyat seviyesi zamanlararası bütçe kısıtı çerçevesinde gelecek faiz dışı beklentilerinin bugünkü değeri tarafından belirlenmektedir.

stokastik ve parametrik yapıda değeriendirilecektir. Bölüm 5.'te Türkiye ekonomisi için bazı modeller incelenecektir.

3. DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİLERİ MODELLERİ

Doğrusal olmayan zaman serisi modelleri içinde Tong (1990) T(A)R Eşik (Oto)Regresyon Modeli önemli bir yere sahiptir. T(A)R modelinde, rejimler arası geçiş yapısı süreksiz ve kesikli bir gösterge fonksiyonu ile sağlanmakta, rejimler arası geçişin sert olduğu serilerin modellenmesinde önem taşımaktadır. Öte yandan, T(A)R Modelindeki gösterge fonksiyonu, geçişin yumuşak bir şekilde modellenmesine olanak tanıyan sürekli fonksiyonlar ile modellenebilmektedir. Bu kapsamda, Bacon ve Watts (1971) RSR Rejim Geçiş Regresyon Modelinden hareket ederek oluşturulan ST(A)R Yumuşak Geçiş (Oto)Regresyon Modelleri, iktisat yazınında iktisadi zaman serilerinin modellenmesinde önemli bir yere kavuşmuştur. ST(A)R modellerinde Yapay Sinir Ağları Modellerinde kullanılan aktivasyon fonksiyonları içerisinde lojistik ve üstel fonksiyonlar kullanılarak LST(A)R ve EST(A)R modellerine ulaşılmaktadır. LST(A)R ve EST(A)R modelleri ve bu modellerin oluşturulmasında takip edilen aşamalar Lin ve Teräsvirta (1993), Granger ve Teräsvirta (1993), Teräsvirta (1994) ve Teräsvirta (1997) çalışmalarında tartışılmaktadır.

Gerçekte, farklı birimlerin geçiş fonksiyonları ile birbirleriyle beraber modellenmesi olgusuna deterministik yapıdaki Yapay Sinir Ağları (ANN) yazınında sıklıkla karşılaşılmaktadır (Hertz ve diğ., 1991; Haykin, 1999; Zurada, 1992). Temel ANN modeli olan McCulloch ve Pitts (1943) Perseptron Modelinde kullanılan *signum* (*işaret*) fonksiyonu; ve Perseptron modelinin geliştirilmesiyle elde edilen Çok Katmanlı Perseptron Modelinde (MLP) (Rosenblatt, 1962; Rumelhart ve McClelland, 1986) rejimler arası geçişin modellenmesinde dört temel geçiş fonksiyonu doğrusal, hiperbolik tanjant, lojistik ve basamak fonksiyonlarıdır (Noorgaad ve diğ., 2000). Temel ANN modeli olan McCulloch ve Pitts (1943) Perseptron Modelinde kullanılan *signum* (*işaret*) fonksiyonu, T(A)R modelinde kullanılan gösterge fonksiyonu ile benzer yapısıyla dikkat çekmektedir. Rumelhart ve McClelland (1986) çalışmasında sigmoid fonksiyonları ve bu kapsamda lojistik fonksiyonu değerlendirmektedir. MLP Modelinde geçiş fonksiyonları Noorgaad ve diğ. (2000), Haykin (1999), Rosenblatt (1962) ve Mandic ve diğ. (2001) çalışmalarında tartışılmaktadır. Nitekim ST(A)R modellerinde rejimler arası geçiş yapısının MLP modelleri ile öne çıkan aktivasyon fonksiyonları ile ortak özellikler taşımaktadır.

Çalışmada, Bölüm 3.1’de doğrusal olmayan T(A)R modeli incelenmektedir. T(A)R modelinin sürekli geçiş fonksiyonlarıyla geliştirilmesiyle elde edilen ST(A)R modelleri Bölüm 3.2’de tartışılacaktır. Bu kapsamda, TAR modellerinden hareketle ANN modellerinin stokastik bir çerçevede tartışılması hedeflenmiştir. Bölüm 4’te, TAR ve STAR modelleri çerçevesinde geliştirilen ekonometrik çerçeve kapsamında, ANN modellerinin tartışılması ve doğrusal olmayan zaman serileri analizi çerçevesinde modellenmesi hedeflenmektedir.

3.1 T(A)R Eşik (Oto)regresif Modeli

Doğrusal olmayan modellerde eşik prensibi Tong (1983) çalışmasında T(A)R modeli kapsamında tartışılmakta, T(A)R modelinin temel gösterimleri ve tahmin yöntemleri Tong (1983) ve Chan ve Tong (1986) çalışmalarında incelenmektedir. Tong (1990) çalışması takibinde T(A)R modellerinin kullanıldığı çalışmaların artması söz konusu olmuştur. T(A)R modeli doğrusal olmayan ekonometri yazınında en sık karşılaşılan doğrusal olmayan ekonometrik modellerden biri olarak kabul edilmektedir¹²⁶. TAR modelinde zaman serilerinde belli eşik değerlerinin aşılmasıyla ilişkinin gücü ve yönündeki değişimler eşanlı modellenmektedir. Bu çerçevede, iktisadi değişkenlere ilişkin birçok kuramın doğrusal olmayan yapılarının modellenmesine olanak vermektedir.

İki ve daha fazla rejimin eşanlı olarak modellenebildiği Tong (1990) TAR modeli, Jones (1976) Doğrusal-olmayan (Oto)regresif (NAR) ve Lawrence ve Lewis (1980) Üstel (Oto)regresif (EAR) regresyon modelleri ile benzer yapıdadır. Öte yandan, TAR modelinde durumlar arası geçişin modellendiği modeller incelendiğinde, Quandt (1958) ve Goldfeld ve Quandt (1972) Rejim Geçiş Regresyon (RSR) modeli (*regime-switching*) ve Ozaki (1980, 1985), Cobb ve Zacks (1988) tarafından tartışılan parçalı (*piecewise*) doğrusal regresyon modellerinin öne çıktığı görülmektedir¹²⁷.

STAR ailesi modellerine genelleştirilebilen ve basit TAR modelinin oluşturulmasında NAR modelinden hareket edilecektir. f fonksiyonu doğrusal olmayan bir fonksiyon olarak tanımlanırsa $f : \mathbf{R}^{p+1} \rightarrow \mathbf{R}$ ve doğrusal olmayan bir NAR regresyon modeli,

$$y_t = f(\mathbf{x}_t; \psi) + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

¹²⁶ Birgit Strickholm, Timo Teräsvirta, “Determining the Number of Regimes in a Threshold Autoregressive Model Using Smooth Transition Autoregressions”, **SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance** No. 578. (2005): 1.

¹²⁷ Howell Tong, **Nonlinear Time Series: A Dynamical System Approach**, (Oxford: Oxford University Press, 1990): 120.

biçimindedir. y_t Açıklanan zaman serisi vektörü, $\mathbf{x}_t$ açıklayıcı zaman serileri matrisi, ψ açıklayıcı parametreler vektörü, $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}$ dağılıma sahip, sıfır ortalamalı ve sabit varyansa sahip $N(0, \delta^2)$ beyaz parazit hata terimi vektörüdür.

İki rejimli ve tek değişkenli Eşik (Oto)regresif Modeli,

$$y_t = \alpha' \tilde{\mathbf{x}}_t + \beta' \tilde{\mathbf{x}}_t I(\tilde{\omega}' \mathbf{s}_t) + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

biçiminde bir doğrusal olmayan otoregresif model olarak tanımlanmaktadır¹²⁸. Modelde, $\tilde{\mathbf{x}}_t = [1, \mathbf{x}_t']$ ve $\mathbf{x}_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})'$ sabit ilave edilerek girdi vektörünü olarak tanımlarken; α' ve β' ise sırasıyla birinci ve ikinci rejimin parametre vektörleri olup $\alpha' = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_p)'$ ve $\beta' = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)'$ biçimindedir¹²⁹.

$I(\tilde{\omega}' \mathbf{s}_t)$ gösterge fonksiyonu,

$$I(\tilde{\omega}' \mathbf{s}_t) = \begin{cases} 0 & \text{eğer } \omega_1 s_1 + \omega_2 s_2, \dots, \omega_q s_q \leq \omega_0 \\ 1 & \text{eğer } \omega_1 s_1 + \omega_2 s_2, \dots, \omega_q s_q > \omega_0 \end{cases} \quad (3.3)$$

biçiminde sıfır ve bir değerleri alan kesikli bir fonksiyondur. $\mathbf{s}_t = (s_1, s_2, \dots, s_q)'$ geçiş değişkenleri vektörü temsil ederken; $\tilde{\omega}' = (\omega_0, \omega_1, \omega_2, \dots, \omega_q)'$ geçiş değişkenlerinin parametrelerine karşılık gelmektedir. $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ normal dağılıma sahip, sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı hata terimidir.

Modelde, ω_0 sabiti bir eşik vazifesi görmekte, $\omega_1 s_1 + \omega_2 s_2, \dots, \omega_q s_q \leq \omega_0$ olduğunda $I(\tilde{\omega}' \mathbf{s}_t) = 0$ değerini aldığında birinci rejim olan $\alpha' \tilde{\mathbf{x}}_t$ aktive olurken;

¹²⁸ Howell Tong, **Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis**, 1. bs. (New York: Springer Verlag, 1983).

¹²⁹ Her iki rejimde girdi sayısı farklılaşabileceğinden, birinci rejimde p adet elemanlı $\alpha' = \{\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_p\}$ ve ikinci rejimde k adet elemanlı $\beta' = \{\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k\}$ olabilmektedir. Basitlik amacıyla her iki rejimde $k=p$ varsayılmaktadır. TAR modellerinde girdi seçiminde öncelikle doğrusal bir AR(p) regresyonunun tahmin edilerek seçilecek bir bilgi kriteri ile değerlendirilecektir. Rejimlerde bazı girdilerin istatistiksel olarak anlamsız bulunmasıyla bazı gecikmeler modelden çıkartılacağından her iki rejimdeki AR regresyonların mertebesi farklı olabilmektedir. Dolayısıyla TAR modellerinin oluşturulmasında modelleyicinin belli testler çerçevesinde modeli hassasiyetle değerlendirilmesi öne çıkacaktır. Bu çerçevede diagnostik testler önem taşımaktadır. Nitekim doğrusal zaman serilerine ilişkin istatistiklerin doğrusal olmayan modellerde hatalı sonuçlar vermesi söz konusu olabilmektedir.

$\omega_1 s_1 + \omega_2 s_2, \dots, \omega_q s_q > \omega_0$ olarak eşikinin üstünde kaldığında, $I(\tilde{\omega}' s_t) = 1$ değerini alacağı için $\beta' \tilde{x}_t$ aktive olmaktadır.

Dolayısıyla, denklem (3.3) ile verilen I fonksiyonu,

$$I(\tilde{\omega}' s_t) = \begin{cases} 0 & \text{eğer } (\omega_1 s_1 + \omega_2 s_2, \dots, \omega_q s_q) - \omega_0 \leq 0 \\ 1 & \text{eğer } (\omega_1 s_1 + \omega_2 s_2, \dots, \omega_q s_q) - \omega_0 > 0 \end{cases} \quad (3.4)$$

olarak McCulloch ve Pitts (1943) Perseptron modeli yapısına benzer bir biçimde gösterilebilmektedir.

Daha kısıtlı bir yapıya sahip olan TAR modelinde $\tilde{\omega}'$ içinde yalnız tek bir parametrenin geçiş değişkeni olarak hizmet ettiği varsayılmaktadır¹³⁰. Böylece, I fonksiyonunda yalnız t 'inci değişken olan s_t serisi geçiş değişkeni olup s_t serisinin parametresi olan ω_t bire normalize edilerek, Tong TAR modeline ulaşmak için kısıtlar $s_t = (0, 0, \dots, s_t, \dots, 0)'$ ve $\tilde{\omega}' = (0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0)'$ biçimindedir.

İki rejimli Tong (1990) TAR modeli şu şekilde tanımlamaktadır,

$$y_t = \begin{cases} \alpha' \tilde{x}_t + \varepsilon_t & \text{eğer } s_t \leq r \\ (\alpha' + \beta') \tilde{x}_t + \varepsilon_t & \text{eğer } s_t > r \end{cases} \quad (3.5)$$

olup tek geçiş değişkenli gösterge fonksiyon,

$$I(s_t) = \begin{cases} 0 & \text{eğer } s_t \leq r \\ 1 & \text{eğer } s_t > r \end{cases} \quad (3.6)$$

olarak gösterilmiştir. Modelde, geçiş değişkeni olan s_t , r olarak tanımlanan eşik değerini aştığında (veya altında kaldığında), $I(s_t) = 1$ (veya 0) değerini almaktadır. Granger (2008) bu kapsamda değerlendirdiği TAR modellerini Zamana Göre Değişen Parametrelili (TVP) modeller olarak tanımlamaktadır¹³¹.

¹³⁰ Dick van Dijk, Philip Hans Franses, “Modelling Multiple Regimes in the Business Cycle”, **Macroeconomic Dynamics**, c. 3, s. 3, (1999): 311-340.

¹³¹ Clive W. Granger, “Non-Linear Models: Where Do We Go Next - Time Varying Parameter Models?”. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, c. 12, s. 3, (2008): 1-11.

Kendinden Uyarımlı Eşik Otoregresif (SE)TAR Modeli (*self-exciting*) TAR modelinin özel bir durumudur. TAR modelinde geçiş parametresi olan s_t dışsal ve içsel değişkenlerden oluşabilmektedir. Öte yandan, TAR modelinde geçiş yapısı yalnız y_t serisinin kendi geçmiş değerinin bir fonksiyonu olarak tanımlandığında (SE)TAR modeline ulaşmaktadır¹³².

Tek-değişkenli ve iki rejimli (SE)TAR Modeli,

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p (\alpha_j y_{t-j}) + \left(\beta_0 + \sum_{j=1}^p (\beta_j y_{t-j}) \right) I(y_{t-d}) + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

biçiminde olup gösterge fonksiyonu,

$$I(s_t) = \begin{cases} 0 & \text{eğer } y_{t-d} \leq r \\ 1 & \text{eğer } y_{t-d} > r \end{cases} \quad (3.8)$$

olarak gösterilmektedir.

İki rejimli bir SETAR(p) modelinin açık gösterimi ise,

$$\left. \begin{aligned} y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} & \text{eğer } y_{t-d} \leq r \\ y_t &= \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} & \text{eğer } y_{t-d} > r \end{aligned} \right\} \quad (3.9)$$

biçimindedir. Modelde, $I(y_{t-d})$ gösterge fonksiyonu y_t serisinin d 'inci gecikmesi ve $1 \leq d \leq p$ dir. Modelde, y_t zaman serisi p inci mertebeden doğrusal olmayan bir otoregresif süreç takip etmektedir¹³³. Bu çerçevede, TAR modelinde parametreler zamana göre belli bir geçiş kuralı ile değişmekte, modelin (SE)TAR modeli gösteriminde bu kural serinin kendi geçmiş değerinin bir fonksiyonu olmaktadır¹³⁴.

3.2 ST(A)R Yumuşak Geçiş (Oto)regresif Modelleri

Doğrusal olmayan TAR modelinin özel gösterimleri Tong (1983)'de tartışılmakta, Chan ve Tong (1986), ST(A)R Yumuşak Geçiş (Oto)regresif Modellerine genişletilmektedir. Tong (1990) denklem (3.7) ile verilen *gösterge* fonksiyonun sürekli bir fonksiyon olan standart

¹³² Tong, 1990, **age**, 107.

¹³³ TAR modelinin çok değişkenli modellenebilmesi için girdi matrisi $\mathbf{x}_t' = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}, x_1, x_2, \dots, x_q)'$ tanımlanmalıdır.

¹³⁴ Clive W. Granger, Timo Teräsvirta, **Modelling Nonlinear Economic Relationships**, 1. bs. (Oxford : Oxford University Press, 1993): 6.

gaussian dağılım veya lojistik fonksiyonlarla modellenmesini önermektedir¹³⁵. Nitekim oluşturulan yumuşak geçişli fonksiyonel yapı, modelin doğrusal olmayan kısmında geçiş fonksiyonunun yoğunluğa bağımlı (çev. *amplitude dependent*) ve duruma bağımlı (çev. *state dependent*) biçimde modellenmesine olanak tanımaktadır¹³⁶.

ST(A)R modellerinde, Quandt (1958), Goldfeld ve Quandt (1972) ve Bacon ve Watts (1971) Geçişli Regresyon modelleri temel alınmaktadır¹³⁷. TAR modelinden hareketle STAR modeline ulaşılabilmektedir.

Tek değişkenli p mertebesinde bir TAR(p) modelinde I gösterge fonksiyonu yerine sürekli bir fonksiyon olan $F(\omega's_t; \gamma, c)$ fonksiyonu yazılarak oluşturulan bir model,

$$y_t = \alpha' \tilde{x}_t + \beta' \tilde{x}_t F(\omega's_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

olarak gösterilmektedir. Modelde, geçiş fonksiyonu $F(\omega's_t; \gamma, c)$ sürekli türevi alınabilir ve yalnız $[0,1]$ aralığında kısıtlı bir sürekli fonksiyon olarak seçilmektedir. Dolayısıyla, $F(\omega's_t; \gamma, c)$ geçiş fonksiyonu TAR modelinden farklı olarak T örnekleme içinde her t gözlem noktasında $0 \leq F(\omega's_t; \gamma, c) \leq 1$ aralığında değerler alabilmektedir. Birinci ve ikinci rejime karşılık gelen $\alpha' \tilde{x}_t$ ve $\beta' \tilde{x}_t$ her t gözlem noktasında farklı ağırlıklara sahip olarak gösterilebilmektedir.

İki rejimli ve tek-değişkenli bir STAR(p) Yumuşak Geçiş Otoregresif Modeli,

$$y_t = \alpha' \tilde{x}_t (1 - F(\omega's_t; \gamma, c)) + \beta' \tilde{x}_t (F(\omega's_t; \gamma, c)) + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

ve,

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \phi_{1,2}y_{t-2} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p})(1 - F(\omega's_t; \gamma, c)) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \phi_{2,2}y_{t-2} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p})F(\omega's_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

biçiminde elde edilmektedir.

¹³⁵ Tong, 1990, **age**, 108.

¹³⁶ Gerçekten, Tong (1990) TAR modeli temel Yapay Sinir Ağı modeli olarak kabul edilen McCollough-Pitts Perceptron modelinin eşik yapısını devralmaktadır. Rosenblatt (1986), Perceptron modelini Çok Katmanlı Perceptron modeline (MLP) genişletmekte, bu çerçevede lojistik, hiperbolik tanjant, gaussian dağılım aktivasyon fonksiyonları önermektedir. Değinilen aktivasyon fonksiyonlarının aranılan özellikleri *i. aralıkta kısıtlılık*: lojistik fonksiyonlar $[0,1]$, hiperbolik fonksiyon $[-1,1]$ aralığındadır, *ii. süreklilik*, *iii. sigmoid* yapısıdır. ANN modelleriyle benzer yapıları dikkat çeken ST(A)R modellerinde lojistik fonksiyonların öne çıktığı dikkat çekmektedir. Nitekim lojistik fonksiyon ile iktisadi yapının yakalanması hedeflenmektedir. Öte yandan, ANN modelleri doğrusal olmayan yapının *yoğunluğa* ve *duruma bağlı* olarak daha karmaşık modellenmesine olanak vermektedir.

¹³⁷ Timo Teräsvirta, "Smooth Transition Models", **System Dynamics in Economics and Financial Markets**, ed. C. Heij, J.M. Schumacher, B. Hanzon ve C. Praagman. (London: Wiley, 1997b): 110.

Modelde, $\mathbf{x}'_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})'$ ve sabit terim içeren $\tilde{\mathbf{x}}_t = [1, \mathbf{x}'_t]' = (1, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})'$ ile girdi değişkenleri vektörü tanımlanmıştır. Parametre vektörü $\phi'_i = (\phi_{i,1}, \phi_{i,2}, \dots, \phi_{i,p})'$ ve $i=1,2$ olduğundan, denklem (3.12) iki rejimli bir STAR modelidir. $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ hata terimi sıfır ortalamalı ve σ^2 sabit varyanslı Gaussyan beyaz parazit sürecidir.

Ekonometri yazınında, ST(A)R modellerinin tahmininde Teräsvirta (1994) çalışmalarında önerilen modelleme süreçleri temel alınmıştır. STAR modellerinin oluşturulmasında izlenen yöntemlere bir sonraki bölümde değinilecektir. Burada değinmek istediğimiz bir nokta, izlenen yöntemin iki geçiş fonksiyonuna; ve dolayısıyla lojistik ve üstel fonksiyonlu iki farklı ST(A)R modeline olanak tanınmasıdır¹³⁸. Nitekim ST(A)R modelinde geçiş fonksiyonu lojistik fonksiyon olarak seçildiğinde Lojistik Yumuşak Geçiş Otoregresif LST(A)R Modeli elde edilirken; üstel fonksiyonun kullanılmasıyla Üstel Yumuşak Geçiş (Oto)regresif EST(A)R Modeline ulaşılmaktadır¹³⁹.

Franses ve diğ. (2002) STAR modellerindeki yeni gelişmelere değinmektedir. Bu modellere ek olarak STAR ailesi içerisinde düşünülebilecek González ve Teräsvirta (2008) Sıçrayan Ortalama Modeli (*shifting mean model*), Teräsvirta ve diğ. (2006)'de değinilen Çok Lojistikli STAR (MLSTAR) dikkat çekmektedir. Bu modeller içerisinde, Zamana Göre Değişen STAR (TVSTAR) modelindeki geçiş bir zaman değişkeninin bir fonksiyonu olduğundan, model üstel ve lojistik fonksiyonla modellenebilmektedir. Öte yandan, Van Dijk ve Franses (1999) Çok Rejimli STAR (MRSTAR), Medeiros ve Veiga (2001) Esnek Değişkenli STAR (FCSTAR) ve González ve Teräsvirta (2008) Kayan Ortalama STAR (*shifting mean STAR*) modellerinde modellerin yapısı lojistik fonksiyon kullanılmasını temel gerektirmektedir¹⁴⁰.

Çalışmada bu modellere ANN modelleri kapsamında değinilecektir. Çalışmanın bu kısmında öncelikle temel kabul edilen LSTAR ve ESTAR modelleri tartışılacaktır.

¹³⁸ Geçiş fonksiyonlarının özelliklerine ve STAR modellerinin modellenmesi süreçleri 2. bölümde tartışılacaktır. Lojistik biçimli geçiş fonksiyonunun kullanılmasında öne çıkan iki unsurdan birincisinde, iktisat teorisinde marjinal tüketim eğilimi ve azalan getiri gibi türev temelli ilişkilerin açıklanmasında kolaylık sağladığı gibi; ikincisi ise matematiksel yöntemlerden kaynaklanmaktadır. Nitekim lojistik fonksiyon Taylor yaklaşımı ile gösterilebilmekte ve dolayısıyla değişkenlerde doğrusallaştırılarak EKK yöntemiyle tahmine olanak tanımaktadır. Öte yandan, sigmoid biçimli fonksiyonların (örn.hiperbolik tanjant) Taylor yaklaşımı gösterimi mevcuttur (Mandic, D. P. & Chambers, J. A., 2001, 52). Ancak, hiperbolik tanjant fonksiyonu $[-1,1]$ aralığında tanımlı olup farklı model mimarilerinin oluşturulmasını gerekli kılmakta, TAR modelleri çerçevesine genelleştirilememektedir.

¹³⁹ Timo Teräsvirta, "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models", **Journal of the American Statistical Association**, c. 89, s. 425, (1994): 211.

¹⁴⁰ Dick van Dijk, Timo Teräsvirta, Philip Hans Franses, "Smooth Transition Autoregressive Models – A Survey of Recent Developments", **Econometric Reviews**, c. 21, s. 1, (2002): 1-47.

3.2.1 LST(A)R Lojistik Yumuşak Geçiş (Oto)regresif Modeli

$F(\omega' \mathbf{s}_t; \gamma, c)$ lojistik fonksiyon şu şekilde tanımlanırsa,

$$F(\omega' \tilde{\mathbf{y}}_t; \gamma, c) = \left(1 + \exp\{-\gamma(\omega' \tilde{\mathbf{y}}_t)\}\right)^{-1} \quad (3.13)$$

$F(\omega' \mathbf{s}_t; \gamma, c)$ geçiş fonksiyonu sürekli bir fonksiyondur. Denklemden $\tilde{\mathbf{y}}_t = (1, \mathbf{y}_t)$, $\mathbf{y}_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-q})'$ ve parametre vektörü $\omega' = (\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_q)'$ olmaktadır.

STAR modellerinde tek bir geçiş değişkeni olduğu kabul edilmektedir.

$\omega' = (\omega_0, \omega_1, \omega_2, \dots, \omega_q)' = (0, \dots, 1, \dots, 0)'$ kabul edilirse $F(\omega' \mathbf{s}_t; \gamma, c) = F_L(y_{t-d}; \gamma, c)$ olup LSTAR modelinin lojistik fonksiyonu,

$$F_L(y_{t-d}; \gamma, c) = \left(1 + \exp[-\gamma(y_{t-d} - c)]\right)^{-1} \quad (3.14)$$

elde edilir. y_t serisinin d 'inci gecikmesi olan y_{t-d} 'nin geçiş değişkeni olması için $\omega_d = 1$ olarak normalize edilmiştir. Eşik parametresi c olup γ skaldır¹⁴¹. Modelde geçiş değişkeni serinin kendi geçmiş değeri haricinde bir s_t dışsal değişkeninin bir fonksiyonu olabileceği gibi, trendin (Van Dijk ve Franses (1999) TVSTAR modeli) veya açıklayıcı değişkenlerin bir fonksiyonu olan bir z_t serisinin bir fonksiyonu olabilmektedir. Bu çerçevede, Engle ve Granger hata düzeltme mekanizmasının modele dahil edilmesi ile modelde geçiş yapısının hata düzeltme teriminin bir fonksiyonu olarak modellenmesi sağlanabilmektedir (Lütkepohl ve diğ., 1).

¹⁴¹ $\gamma(y_{t-d} - c)$ ifadesinde gamma, y_{t-d} ve c 'nin ortak katı gibi düşünülmelidir. y_{t-d} ; d 'inci gecikme olduğundan parametresi ω_d 'ye göre normalize edilmektedir. Dolayısıyla, $\omega_d(y_{t-d} - \omega_0 / \omega_d) = \gamma(y_{t-d} - c)$ olup, $\omega_0 / \omega_d = c$ ve $\omega_d = \gamma$ olarak dışarı çıkmaktadır.

Denklem (3.14) Denklem (3.12) ile verilen STAR modelinde yerine yazılarak, p mertebesinden LSTAR modeli,

$$y_t = \phi_1' \tilde{x}_t (1 - F_L(y_{t-d}; \gamma, c)) + \phi_2' \tilde{x}_t (F_L(y_{t-d}; \gamma, c)) + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

ve

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \phi_{1,2}y_{t-2} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p}) \left(1 - \left(1 + \exp[-\gamma(y_{t-d} - c)]\right)^{-1}\right) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \phi_{2,2}y_{t-2} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p}) \left(1 + \exp[-\gamma(y_{t-d} - c)]\right)^{-1} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

biçiminde gösterilmektedir. LSTAR modelinde, y_t serisinin izlediği patika zaman serisinin kendi geçmiş değerleri ele alınarak elde edilen iki doğrusal AR modelinin doğrusal olmayan bir biçimde farklı ağırlıklar aldığı bir modeldir. F_L fonksiyonu sıfır ile bir arasında hareket ettiğinde ikinci rejimin model üzerindeki ağırlığı değişmektedir. LSTAR modelinde, F_L geçiş fonksiyonu y_{t-d} , c ve γ 'nin aldığı değerlere göre 0'dan 1'e hareket ederken, birinci rejim parametreleri ϕ_1' yumuşak bir şekilde ikinci rejim parametreleri olan ϕ_2' 'ye hareket etmektedir. Rejimler arası geçişin dönüş noktası $y_{t-d} = c$ olmakta, bu noktada, birinci rejim $y_t = \phi_1' \tilde{x}_t + \varepsilon_t$ 'den ikinci rejim $y_t = (\phi_1' + \phi_2') \tilde{x}_t + \varepsilon_t$ 'ye hareket edilmektedir.

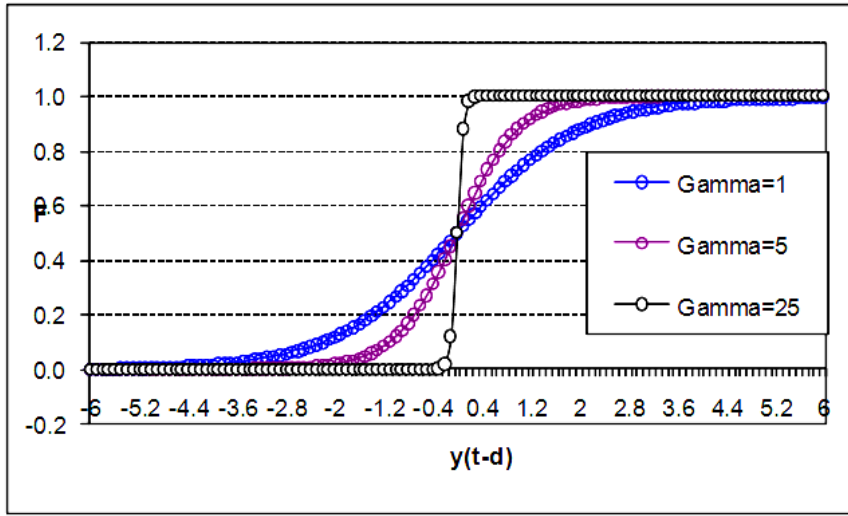
LSTAR modellerinde geçişin yapısını belirleyen iki temel özellik söz konusudur. Bunlardan birincisi y_{t-d} geçiş değişkeninin c eşik değerine göre uzaklığı iken; ikincisi ise geçişte γ parametresinin rolüdür. Birincisinde, $y_{t-d} > c$ olup eşik değerine göre nispeten büyüdükçe $F_L = 1$ 'e doğru gitmekte, ikinci rejimin ağırlığı artmaktadır. Diğer taraftan, $y_{t-d} > c$ olup c 'ye doğru azaldıkça F_L sıfıra yaklaşmakta, birinci rejimin ağırlığı artmaktadır. $y_{t-d} = c$ ise, $F_L = 0.5$ olup rejimler eşit ağırlığa sahiptir¹⁴².

İkincisinde, F_L fonksiyonunda rejimler arasındaki geçişin hızını belirleyen γ parametresi önem taşımakta, F fonksiyonunun hangi hızda sıfırdan bire hareket ettiğini belirlemektedir¹⁴³. $\gamma > 0$ olup pozitif tanımlıdır. $\gamma \rightarrow \infty$ 'a giderken F_L fonksiyonunda geçiş

¹⁴² Teräsvirta (1994), LSTAR modelinde F geçiş fonksiyonunu bu çerçevede $-1/2$ çıkartarak göstermiş, tahminlerde ise bir problem yaratmayacağından $-1/2$ 'yi modelden çıkarmaktadır. Dolayısıyla, lojistik fonksiyonun $F(y_{t-d}; \gamma, c) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(y_{t-d} - c)}} - \frac{1}{2}$ olarak tanımlanması mümkündür.

¹⁴³ Teräsvirta, 1997b, **age**, 110.

sertleşmekte; $\gamma \rightarrow 0$ yaklaşırken geçiş yumuşamaktadır. Öte yandan, $\gamma = \infty$ ve $y_{t-d} < c$ ise $F_L = 0$ olurken; tam tersi olarak $y_{t-d} > c$ olduğunda $F_L = 1$ değerini alacak, F_L fonksiyonu sıfırdan bire çok hızlı bir şekilde hareket edecektir. Nitekim modelde geçiş çok sert olacağından $F_L = I(y_{t-d})$ gösterge fonksiyonuna yakınsacağından, LSTAR modeli çift rejimli (SE)TAR modeline dönüşecektir¹⁴⁴. Öte yandan, $\gamma \rightarrow 0$ yaklaşırken F_L bir sabite yakınsamakta; $\gamma = 0$ olduğunda ise $F_L = 0.5$ olacağından LSTAR(p) modeli doğrusal AR(p) modeline dönüşmektedir¹⁴⁵.



Not: Eşik değeri $c=0$ alınarak $\gamma = 1, 5, 25$ değerleri için çizilmiştir.

Şekil 3.1: Farklı Gamma Değerleri İçin Lojistik Geçiş Fonksiyonu

Şekil 3.1’de farklı γ değerleri için F_L lojistik fonksiyonunun aldığı değerler yer almaktadır. Şekilde, 200 gözlem türetilerek oluşturulan x serisi kullanılarak F_L fonksiyonu farklı γ değerleri için çizdirilmiştir. Şekilde, γ değerlerine karşılık gelen gözlem noktaları yuvarlakla belirtilmiştir. LSTAR modelinde, γ yükseldikçe F fonksiyonunun sıfır ve bir aralığında aldığı değerler giderek azalmaktadır. Dolayısıyla, γ değeri arttıkça geçiş yapısı sertleşmekte, LSTAR modeli SETAR modeline dönüşmektedir.

¹⁴⁴ Dick Van Dijk ve diğ., 2002, **age**, 3.

¹⁴⁵ Teräsvirta, T. (1994), **age**, s. 209.

3.2.2 EST(A)R Üstel Yumuşak Geçiş (Oto)regresif Modeli

ESTAR modeline ulaşılması için $F(\omega's_t; \gamma, c)$ bir üstel fonksiyon olarak şu şekilde tanımlanmaktadır,

$$F(\omega'\tilde{\mathbf{y}}_t; \gamma, c) = \left(1 - \exp\left[-\gamma(\omega'\tilde{\mathbf{y}}_t)^2\right]\right) \quad (3.17)$$

Denklemde, $\tilde{\mathbf{y}}_t = (1, \mathbf{y}_t)$, $\mathbf{y}_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-q})'$ ve parametre vektörü $\omega' = (\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_q)'$ olup, tek bir geçiş değişkeni olduğu kabul edilerek $\omega' = (\omega_0, \omega_1, \omega_2, \dots, \omega_q)' = (0, \dots, 1, \dots, 0)'$ olarak tanımlanarak, y_t serisinin d 'inci gecikmesi olan y_{t-d} 'nin geçiş değişkeni olması sağlanmaktadır. ω_0 sabit terimi eşik değeri olduğundan $\omega_0 = c$; ve $0 \geq c$ olacak şekilde yazılırsa elde edilecek üstel fonksiyon y_{t-d}, γ ve c 'nin bir fonksiyonu olarak,

$$F_E(y_{t-d}; \gamma, c) = \left(1 - \exp\left[-\gamma(y_{t-d} - c)^2\right]\right) \quad (3.18)$$

elde edilmektedir. $F_E(y_{t-d}; \gamma, c)$ Denklem (3.11) ile verilen STAR modelinde geçiş fonksiyonu denklem (3.18) olarak tanımlanırsa, tek değişkenli ve çift rejimli bir Üstel STAR (ESTAR) Modeli,

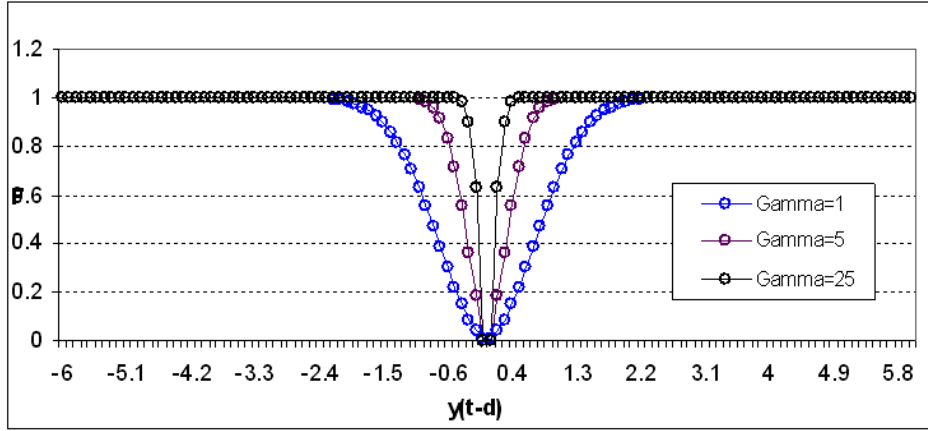
$$y_t = \phi_1' \tilde{\mathbf{x}}_t (1 - F_E(y_{t-d}; \gamma, c)) + \phi_2' \tilde{\mathbf{x}}_t (F_E(y_{t-d}; \gamma, c)) + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

ve

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \phi_{1,2}y_{t-2} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p}) \left(1 - \left(1 - \exp\left[-\gamma(y_{t-d} - c)^2\right]\right)\right) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \phi_{2,2}y_{t-2} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p}) \left(1 - \exp\left[-\gamma(y_{t-d} - c)^2\right]\right) + \varepsilon_t \quad (3.20)$$

elde edilmektedir. $F_E(y_{t-d}; \gamma, c)$ c çevresinde simetrik olmakta; $y_{t-d} \rightarrow \pm\infty$ giderken her iki yönde $F_E(y_{t-d}; \gamma, c) \rightarrow 1$ e gitmektedir. Öte yandan, $\gamma \rightarrow \infty$ 'a giderken $F_E(y_{t-d}; \gamma, c) \rightarrow 1$ tekrardan bire yakınsarken, $y_{t-d} = c$ olduğunda $\gamma \rightarrow \infty$ giderken $F_E(y_{t-d}; \gamma, c) \rightarrow 0$ 'a gitmektedir. Dolayısıyla, ESTAR modelinde bir orta rejim ve bu rejimin üstünde ve altta kalan iki dış rejimle beraber üç rejim modellenebilmektedir. Nitekim iki dış rejim birbiriyle

benzer özelliklere sahip olup genişleme ve daralma evrelerinin süreleri ve geçiş hızları açısından farklı yapılar yakalanamamaktadır.



Not: Eşik değeri $c=0$ 'dır. $\gamma = 1, 5, 25$ değerleri için çizilmiştir.

Şekil 3.2: Farklı γ Değerleri için Üstel Geçiş Fonksiyonu

ESTAR modelinde, LSTAR modelinden farklı olarak genişleme ve daralma evreleri aynı hızda olan zaman serilerine uygundur. Bu kapsamda ESTAR modeli gerçekte üç rejim modellense de, dış rejimler ortak özellikler taşıdığından iki rejimli bir model gibi değerlendirilmektedir¹⁴⁶. Şekil 3.2'de yer alan üstel geçiş fonksiyonu bir ters çan biçiminde olup, eşik değeri c 'nin (çizimde $c=0$ varsayılmıştır) solunda kalan gözlem bulunmaması durumunda, gerçekte Şekil 3.1'de yer alan lojistik fonksiyon biçiminde (s biçimli) bir gösterime sahip olabilmektedir¹⁴⁷.

ESTAR modelinde LSTAR modelinden farklı olarak SETAR modeline genelleştirilememektedir. Şekil 3.2'de görüldüğü gibi, geçişin yumuşaklığını gösteren γ parametresi $\gamma = 0$ ve $\gamma = \infty$ değerlerine giderken ESTAR modeli bir sabit değere yakınsayacağından $\gamma \rightarrow 0$ ve $\gamma \rightarrow \infty$ giderken ESTAR modeli bir doğrusal AR modeline dönüşmektedir. Nitekim ESTAR modeli her iki durumda da aynı sabite yakınsadığından, modelin SETAR gösterimi mümkün olamamaktadır. Öte yandan, ESTAR modelinin tahminini takiben değerlendirilme aşamasında γ parametresi tahmininin değeri önem taşımaktadır.

¹⁴⁶ Van Dijk, Franses, 1997, **age**, 5.

¹⁴⁷ Teräsvirta, 1994, **age**, 208.

3.2.3 LST(A)R2 Karesel Lojistik Yumuşak Geçiş (Oto)regresif Modeli

ESTAR modelinde, γ parametresi yüksek değerlere ulaştığında geçiş çok hızlı gerçekleşmekte, F_E hızlı bir şekilde 0'dan 1'e hareket etmekte, model bir doğrusal model gibi hareket etmektedir. Teräsvirta ve Jansen (1996), modelin daha fazla rejime genelleştirilebilmesi ve SETAR modeli gösteriminin elde edilebilmesi için aşağıdaki karesel lojistik geçiş fonksiyonunu önererek LSTAR2 modelini tartışmaktadır. Modelde kullanılan geçiş fonksiyonu,

$$F_{L2}(y_{t-d}; \gamma, c_1, c_2) = \left(1 + \exp\{-\gamma(y_{t-d} - c_1)(y_{t-d} - c_2)\}\right)^{-1} \quad (3.21)$$

olup, iki eşik değeri ile modellenmesine olanak tanımaktadır. F_{L2} geçiş fonksiyonunun denklem (3.15) ile verilen STAR modelinde kullanılmasıyla elde edilen LSTAR2 modeli şu şekildedir,

$$y_t = \phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t (1 - F_{L2}(y_{t-d}; \gamma, c_1, c_2)) + \phi'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t (F_{L2}(y_{t-d}; \gamma, c_1, c_2)) + \varepsilon_t \quad (3.22)$$

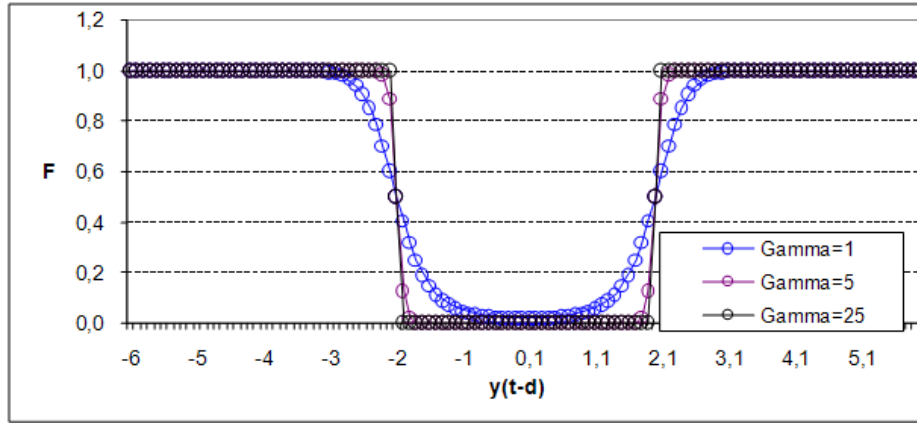
ve modelin açık gösterimi,

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \phi_{1,2}y_{t-2} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p}) \left(1 - \left(1 + \exp\{-\gamma(y_{t-d} - c_1)(y_{t-d} - c_2)\}\right)^{-1}\right) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \phi_{2,2}y_{t-2} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p}) \left(1 + \exp\{-\gamma(y_{t-d} - c_1)(y_{t-d} - c_2)\}\right)^{-1} + \varepsilon_t \quad (3.23)$$

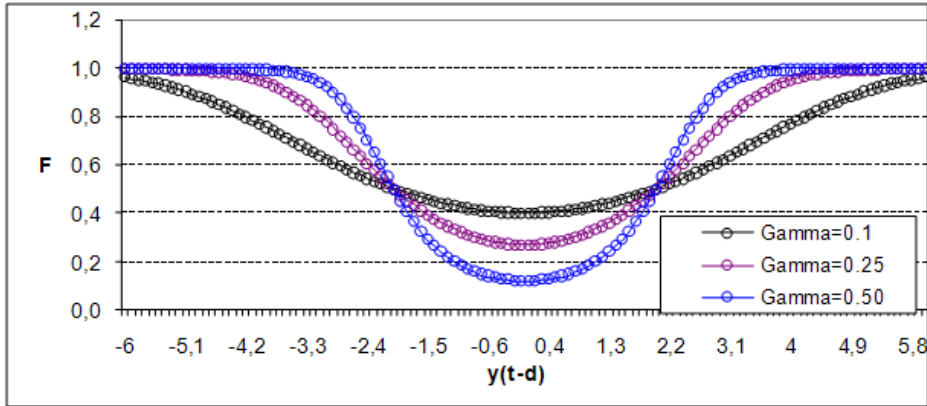
biçimindedir. LSTAR2 modelinin ESTAR modeliyle benzerliklerinin yanında bazı farkları söz konusudur. Modelin ESTAR modeline karşı avantajları, geçiş yapısında orta rejimde kalıcılığın artması ve SETAR gösterimine sahip olmasının yanında ESTAR modeli gibi değerlendirilebilmesidir. Modelin dezavantajı ise, belli γ değerleri için LSTAR2 geçiş fonksiyonunun monotonik olmamasıdır.

Birincisi, LSTAR2 modelinde F_{L2} geçiş fonksiyonu $\gamma \rightarrow 0$ giderken ESTAR modelinde olduğu gibi doğrusal olurken; $\gamma \rightarrow \infty$ 'a giderken $y_{t-d} < c_1$ ve $y_{t-d} > c_2$ için $F(y_{t-d}; \gamma, c_1, c_2) = 1$ değerini almakta; diğer tüm ara değerler için ise $F(y_{t-d}; \gamma, c_1, c_2) = 0$ değerini almaktadır. F_{L2} fonksiyonu F_E 'den farklı olarak $(c_1 + c_2)/2$ çevresinde simetriktir. $y_{t-d} \rightarrow \pm\infty$ giderken, fonksiyon her iki yönde de $F_{L2} \rightarrow 1$ 'e gitmektedir. Dolayısıyla, LSTAR2 modeli ESTAR modelinin özel bir gösterimi olarak düşünülebilmektedir.

İkincisinde, Şekil 3.3'te, γ 'nın 5'in altında tahmin edilmesiyle F_{L2} 'nin en küçük değerinin arttığı görülmüştür. Yüksek γ değerleri için ise modelde $\gamma \rightarrow \infty$ 'a giderken, $c_1 < y_{t-d} \leq c_2$ olduğunda $F_{L2} \rightarrow 1$ giderken, diğer tüm değerler için $F_{L2} \rightarrow 0$ 'a yakınsamaktadır. Dolayısıyla, LSTAR2 modeli 3 rejimli SETAR modeli olarak gösterilebilmektedir. Dıştaki 2 rejim aynı değerleri aldığından model kısıtlı bir yapıdadır¹⁴⁸.



(a) $\gamma = 1, 5, 25$



(b) $\gamma = 0.1, 0.25, 0.50$

Not: Eşik değerleri $c_1 = -2, c_2 = +2$ varsayılmıştır.

Şekil 3.3: LSTAR2 Geçiş Fonksiyonu

F_{L2} 'nin aldığı minimum değer F_E 'den farklı olarak, 0 ve 1/2 arasında değişebilmektedir. Dolayısıyla model monotonik olmayan yapıda olabilmektedir. Bu durum, Şekil 3.3a. ve 3.3b.'de görülmektedir. Bu durumun oluşmasında iki etmen rol oynamaktadır. Birincisi, c_1, c_2 eşik değerleri; ikincisi ise γ parametresidir. Birincisinde, c_1, c_2 birbirine yaklaşırken fonksiyonun en düşük değeri 0'dan 1/2'ye yaklaşmakta, $c_1 = c_2$ olduğunda ise 1/2

¹⁴⁸ Joakim Skalin, Timo Teräsvirta, "Another Look at Swedish Business Cycles, 1861-1988", **Journal of Applied Econometrics**, c. 14, s. 4, (1999): 359-278.

olmaktadır. İkinci etmen geçiş parametresi γ olup, küçük γ değerlerinde F_{L2} fonksiyonu 1/2'ye yaklaşmaktadır. Dolayısıyla, modelin tahminini takiben değerlendirme aşamasında bu özel durumun göz önünde bulundurulması gereklidir.

Teräsvirta (1997a), LST(A)R modelinden hareketle tek yapısal kırılmanın sınanabileceğine değinmektedir¹⁴⁹. LST(A)R modelinin $F_L(t; \gamma, c)$ geçiş fonksiyonunda, geçiş değişkeni $y_{t-d}=t$ olarak tanımlanırsa, oluşacak ST(A)R modelinin parametreleri zamana göre değişecektir. Elde edilen model, LSTAR modelinden hareketle değerlendirilirse geçiş fonksiyonu,

$$F_L(t; \gamma, c) = \left(1 + \exp(-\gamma[t - c])\right)^{-1} = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(t-c)}} \quad (3.24)$$

tanımlanırken; zamana göre parametre değerlerinin değiştiği bir LST(A)R modeli,

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \phi_{1,2}y_{t-2} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p}) (1 - F_L(t; \gamma, c)) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \phi_{2,2}y_{t-2} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p}) F_L(t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (3.25)$$

biçiminde gösterilmektedir. Lin ve Teräsvirta (1993), modelde değinilen yapıyla Chow yapısal kırılma testi benzer bir testin uygulanabileceğine değinmektedir. Modelde $t=t/T$ olarak elde edilecek bir seri geçiş değişkeni olarak kabul edildiğinde, geçiş lojistik fonksiyon aracılığıyla yumuşak olarak gerçekleşeceğinden Chow testindeki kırılma yapısından farklılaşmaktadır. Nitekim Teräsvirta (1997), tek bir yapısal geçişin modellenmesi için $\gamma \rightarrow \infty$ gitmesini önermektedir. Bu durumda LSTAR modeli non-monotonik (süreksiz) bir geçiş fonksiyonuna yakınsayacağından, gerçekte SETAR benzeri olarak modellenmektedir.

Holt ve Craig (2006) çalışmasında Teräsvirta (1997), Lin ve Teräsvirta (1993) çalışmalarında takip edilen süreç tekrarlanarak TV-STAR modelleri tahmin edilerek parametrelerin değiştiği ortaya konulmaktadır. Öte yandan, Granger ve Teräsvirta (1993) ve Teräsvirta (1994) çalışmalarında STAR modellerinden hareketle, Davies (1977, 1987) problemi kabul edilerek Taylor yaklaşıtırmı ile model diagnostik testleri takip edilerek doğrusallık sınansa da yapısal

¹⁴⁹ Timo Teräsvirta, "Modelling Economic Relationships with Smooth Transition Regressions", **Working Paper Series in Economics and Finance**, no. 131, (1997a), Stockholm School of Economics.

kırılma yapısı incelenememektedir. Nitekim TV-STAR modelinin LSTAR modeline karşı açıklayıcı gücünün artması halinde parametre değişkenliği kabul edilmektedir¹⁵⁰.

3.2.4 LST(A)R3 Karesel Lojistik Yumuşak Geçiş (Oto)regresif Modeli

LSTAR modelinde kullanılan lojistik geçiş fonksiyonu birinci mertebe kabul edilirken LSTAR2 modelinde ikinci mertebe kabul edilmektedir. Jansen ve Teräsvirta (1996) çalışmasında F_L fonksiyonu üçüncü mertebeden modellenerek LSTAR3 modeline ulaşmaktadır. Üçüncü mertebeden geçiş fonksiyonu,

$$F_{L3}(y_{t-d}; \gamma, c_1, c_2, c_3) = \left(1 + \exp\left\{-\gamma(s_t - c_1)(s_t - c_2)(s_t - c_3)\right\}\right)^{-1} \quad (3.26)$$

olarak tanımlanmıştır. $\gamma > 0$ ve $c_1 \leq c_2 \leq c_3$ olarak tanımlanmaktadır. Öte yandan, LSTAR üç modelinin ekonometri yazınında uygulama alanı kısıtlı kaldığından çalışmada değinilmeyecektir. Temel ST(A)R modelleri kabul edilen LSTAR, ESTAR, LSTAR2 ve LSTAR3 modellerinde ikiden fazla rejimin modellenmesinde tek bir geçiş fonksiyonu ile örneklem uzayının birden bölgeye ayrılarak birden fazla regresyon ile modellenmesi temel alınmaktadır.

Çalışmada, ikiden daha fazla rejimin modellenmesinde birden daha fazla geçiş fonksiyonlu modeller temel alınacaktır. Bu modeller, MRSTAR, TVSTAR ve MLSTAR modelleridir.

3.2.5 ST(A)R Modellerinde Model Oluşturma Süreci

Teräsvirta (1994), ST(A)R modellerinin oluşturulmasında Lagranj çarpanı (LM) testlerinden hareket edilerek doğrusal olmamanın sınanmasına ve LST(A)R/EST(A)R modelleri içinde uygun modelin seçilmesine olanak tanıyan bir model seçim süreci geliştirmektedir. Model seçim sürecinde, Luukkonen ve diğ. (1988), Granger ve Teräsvirta (1993), Eitrheim ve Teräsvirta (1996), Davies (1977, 1987) ve Hansen (1996) çalışmaları önem taşımaktadır. van Dijk ve diğ. (1997, 1999) ST(A)R model seçim sürecini Çok Rejimli STAR (MRSTAR) ve Zamana Göre Değişen Değişkenli STAR (TVSTAR) modellerine genişletmektedir. Anders ve Korn (1999), ST(A)R model seçim sürecini Yapay Sinir Ağları kapsamında değerlendirmektedir. Rech ve diğ. (1999), Medeiros ve diğ. (2002), Medeiros ve diğ. (2002)

¹⁵⁰ Matthew T. Holt, Lee A. Craig, “Nonlinear Dynamics and Structural Change in the U.S. Hog-Korn Cycle: A Time Varying STAR Approach”, **American Journal of Agriculture Economics**, c. 88, s. 1, (2006): 215-233.

alışmaları ANN modellerinin oluřturulmasında ST(A)R model seimiyle benzer yapıda olan diğerk alışmalardır.

ST(A)R model kurulum sureci Blm 3.3'te MRST(A)R, TVST(A)R ve MLST(A)R modelleri kapsamında deėerlendirilecektir. Blm 4'de, ANN modelleri erevesinde tartiřılacaktır. MRST(A)R ve TVST(A)R modelleri iie girmiř ST(A)R modellerinden oluřmaktadır. MLST(A)R modeli ise eklemeli ST(A)R yapısıdır. ANN modellerindeki eklemeli nron yapısı, MLST(A)R modelindeki eklemeli ST(A)R yapısı erevesinde deėerlendirilecektir. Dolayısıyla, ST(A)R model sureci temel oluřturmakla beraber, Blm 3.3'te daha kapsamlı olarak tartiřılacaktır.

Kısaca deėinilirse, ST(A)R modelinin oluřturulmasında temel ařamalar,

1. Model Seimi

1.1. Doėrusal modelin oluřturulması. Model oluřumunda Box-Jenkins yntemi kapsamında hareket edilmesi, diagnostik testlerden faydalanılarak en uygun modelin seilmesi.

1.2 ST(A)R tipi doėrusal olmama testi.

i. Doėrusallıėın sınanması. $H_{0,AR}^* : \beta'_i = 0$ nsavının sınanması.

ii. Geiř deėiřkeninin seimi. ST(A)R modeli yaklařtırımının anlamlılık seviyesini en fazla arttıran (p-deėerini en fazla azaltan) deėiřkenin geiř deėiřkeni seilmesi.

iii. ST(A)R ailesi model seimi. ESTAR ve LSTAR model kararı

II. STAR modelinin tahmin edilmesi.

III. STAR modelin deėerlendirilmesi.

olarak zetlenmektedir. alışmanın bu kısmında model seimi kapsamında doėrusallık testlerinin deėerlendirilmesi ve model tahmin surecine deėinilmesi amalanmaktadır. Deėerlendirme ařamasında diagnostik testlerine, tm ST(A)R ailesi modelleri kapsamında Blm 3.4'te deėinilecektir.

3.2.5.1 Doğrusallığın ST(A)R Tipi Doğrusal Olmamaya Karşı Sınanması

İki rejimli ve tek-değişkenli bir STAR(p) Yumuşak Geçiş Otoregresif Modeli, geçiş fonksiyonunda tekil geçiş değişkeni varsayılarak şu şekilde gösterilmektedir,

$$y_t = \phi_1' \tilde{\mathbf{x}}_t (1 - F(s_t; \gamma, c)) + \phi_2' \tilde{\mathbf{x}}_t (F(s_t; \gamma, c)) + \varepsilon_t \quad (3.27)$$

girdi vektörü ve parametre vektörü $\mathbf{x}'_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})'$,

$\tilde{\mathbf{x}}_t = [1, \mathbf{x}'_t]' = (1, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})'$, $\phi'_i = (\phi_{i,1}, \phi_{i,2}, \dots, \phi_{i,p})'$ ve $i=1,2$ olarak tanımlıdır.

$\varepsilon_t \sim \text{nid}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ hata terimi sıfır ortalamalı ve σ^2 sabit varyanslı Gaussian beyaz parazit sürecidir.

Modelin açılımı,

$$y_t = \phi_1' \tilde{\mathbf{x}}_t - \phi_1' \tilde{\mathbf{x}}_t F(s_t; \gamma, c) + \phi_2' \tilde{\mathbf{x}}_t F(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t$$

$$y_t = \phi_1' \tilde{\mathbf{x}}_t + (\phi_2' - \phi_1') \tilde{\mathbf{x}}_t F(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t$$

ve basit gösterimi,

$$y_t = \phi_1' \tilde{\mathbf{x}}_t + \phi_2^{*'} \tilde{\mathbf{x}}_t F(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (3.28)$$

biçiminde eklemeli bir yapıda gösterilebilmektedir. Denklem (3.28)'de doğrusal olmama yapısı şu şekildedir, parametrelerin izlediği süreç, $\phi_1' + \phi_2^{*'} F(s_t; \gamma, c)$ zamana göre stokastik olarak değişen bir yapıdadır¹⁵¹. Öte yandan, bölgesel-doğrusal olan ikinci AR(p) kısmı, F fonksiyonu $[0,1]$ aralığındayken doğrusal olmayan bir kısım olarak değerlendirilmektedir. Dolayısıyla, modelin doğrusallığının sınanmasında $F(s_t; \gamma, c)$ fonksiyonunun anlamlılığı önem taşımaktadır. Lojistik ve üstel geçiş fonksiyonlu LST(A)R ve EST(A)R modelleri sırasıyla,

$$y_t = \phi_1' \tilde{\mathbf{x}}_t + \phi_2^{*'} \tilde{\mathbf{x}}_t \left\{ 1 - \left(1 + \exp[-\gamma_L (s_t - c)] \right)^{-1} \right\} + v_t \quad (3.29)$$

$$y_t = \phi_1' \tilde{\mathbf{x}}_t + \phi_2^{*'} \tilde{\mathbf{x}}_t \left\{ 1 - \exp[-\gamma_E (s_t - c)^2] \right\} + e_t \quad (3.30)$$

biçimindedir.

¹⁵¹ Dolayısıyla, model parametrelerde doğrusal-olmayan bir model olup doğrusal olmayan modeller içerisinde değerlendirilen değişkenlerde doğrusal-olmayan bir çok modelden farklı yapıdadır.

Doğrusal AR(p) süreci,

$$y_t = \phi'_1 \tilde{x}_t + u_t \quad (3.31)$$

olarak tanımlanırsa, $H_{01} : \gamma_L = 0$ ve $H_{02} : \gamma_E = 0$ önsavları reddedilemediğinde, Denklem (3.29) ve (3.30) doğrusal modele dönüşmektedir. Dolayısıyla, doğrusallık geçiş parametresinin istatistiksel olarak sıfırdan farklı olduğu önsavı $H_0 : \gamma = 0$ ile gösterilebildiği gibi parametrelerin eşitliği $H'_0 : \phi'_2 = \phi'_1$ (veya $H'_0 : \phi^{*'}_2 = 0$) önsavı olarak da gösterilmektedir. Üçüncü bir önsav sınaması ise LST(A)R modeli hata terimlerinin AR(p) hata terimleri ile aynı süreci izlediği $H''_0 : u_t = \varepsilon_t$ önsavı olarak da sınanabilmektedir¹⁵². Öte yandan, $\gamma = 0$ olduğunda Denklem (3.29) ve (3.30) boş önsav altında tanımsız olduğundan test süreci farklılaşmaktadır¹⁵³. Davies problemi olarak adlandırılan bu durumda¹⁵⁴, nüans parametreleri olarak adlandırılan c ve $\phi^{*'}_2$ parametreleri, boş önsavı altında tanımsız olduğundan, büyük örneklem teorisi uygulanamamaktadır¹⁵⁵. Davies, problemin çözülmesinde test istatistiğinin hesaplanmasında tanımsız parametrelerin sabit tutulmasını önermektedir. Bu kapsamda,

¹⁵² Bölüm 3.3.3.3'te MLST(A)R modelinin oluşturulmasında tartışılacaktır. Kısaca belirtmek gerekirse, gerçekte doğrusal olmayan bir veri türetim süreci, doğrusal bir model (örn. AR(p) modeli) ile tahmin edildiğinde hata terimlerinin doğrusal olmayan bir süreç takip etmesi gereklidir. Dolayısıyla, doğrusal modelin hata terimleri $\varepsilon_t = u_t + \phi'_1 \tilde{x}_t R_{T(3)}(s_t; \gamma, c)$ yapısında bir doğrusal olmayan süreç izler. Değinileceği gibi, ε_t , LST(A)R modelinin hata terimleri v_t 'nin bir yaklaşıtıdır. $R_{T(3)}(s_t; \gamma, c)$ LST(A)R tipi doğrusal olmamanın 3. mertebe bir Taylor gösteriminden oluşmaktadır.

¹⁵³ Parametrelerde doğrusal olup değişkenlerde doğrusal olmayan modellerde bu tip bir problem ortaya çıkmaktadır. Örneğin bir GAR modeli,

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \alpha_3 y_{t-1} y_{t-2} + \varepsilon_t$$

GAR'ın AR(2)'ye karşı testi için doğrudan $\alpha_3 = 0$ önsavı sınanabilmektedir.

LM testi kapsamında, $\partial y_t / \partial \alpha_i, i = 0, 1, 2, 3$ türevleri: 1, $y_{t-1}, y_{t-2}, y_{t-1} y_{t-2}$ olarak bulunur.

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \alpha_3 y_{t-1} y_{t-2} + v_t \text{ yardımcı regresyonundan elde edilen } LM = TR^2 \text{ istatistiği}$$

$TR^2 > \chi^2$ (df=4) ise doğrusallık boş önsavı reddedilerek GAR modeli kabul edilmektedir.

$$\text{STAR modelinde } y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + (\beta_0 + \beta_1 y_{t-1}) \left[1 + \exp(-\gamma(y_{t-1} - c)) \right]^{-1} + \varepsilon_t$$

eğer $\gamma = 0$ ise model doğrusaldır. LSTAR modelinin kısmi türevleri alınır ve $\gamma = 0$ çevresinde değerlendirilirse kısmi türevler alınarak LM testi oluşturulamamaktadır. Örn. $\partial y_t / \partial c$ $\gamma = 0$ çevresinde sıfır değeri aldığından tanımlanma problemi doğmaktadır. Boş önsavı altında β_0, β_1, c parametreleri tanımsızdır.

¹⁵⁴ Davies problemi Davies (1977, 1987) ve Hansen (1996) çalışmalarında tartışılmaktadır.

¹⁵⁵ Davies, R.B. (1987), "Hypothesis Testing when a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternatives," *Biometrika*, Vol. 74, No. 1, s. 34.

Luukkonen ve diğ. (1988), her iki modelde $F(s_t; \gamma, c)$ geçiş fonksiyonu yerine Taylor serisi yaklaşımını önermektedir. Denklem (3.29)'nin birinci mertebeden bir Taylor yaklaşımı,

$$y_t = \beta_0' \tilde{\mathbf{x}}_t + \beta_1' \mathbf{x}_t s_t + v_t \quad (3.32)$$

Denklem(3.32)'de, β_0' parametre vektörü, LST(A)R¹⁵⁶ modelinde doğrusal kısımda

$\phi_1' = (\phi_{1,1}, \phi_{1,2}, \dots, \phi_{1,p})'$ parametre vektörünün bir temsilidir. Taylor yaklaşımı kısmında, β_1'

ikinci kısım olan $\phi_2' = (\phi_{2,1}, \phi_{2,2}, \dots, \phi_{2,p})'$ ve γ, c parametrelerinin temsili bir fonksiyonu kabul

edilmektedir. $H_0: \beta_1' = 0$ boş önsavı altında, aynı zamanda tanımsız parametreleri içeren

$H_0: \gamma = 0$, $H_0': \phi_2' = \phi_1'$ ve $H_0'': u_t = \varepsilon_t$ önsavları sınanabildiğinden Davies probleminin

çözümü kabul edilmektedir¹⁵⁷. Elde edilen LM(1) test istatistiği doğrusallık boş önsavı

altında p serbestlik derecesine sahip bir asimptotik χ^2 dağılımına sahiptir. Luukkonen ve

diğ. (1988), LM(1) test istatistiğinin, modelde yalnız sabit terimlerden kaynaklanan bir

doğrusal olmama varlığı durumunda test gücünü kaybettiğini ortaya koymaktadır. Bu

kapsamda, ST(A)R model seçim sürecinde üçüncü mertebe bir Taylor yaklaşımı

kullanılarak oluşturulan LM(3) test istatistiği tercih edilmektedir¹⁵⁸. LST(A)R modelinde,

lojistik kısmının yerine üçüncü mertebeden bir Taylor yaklaşımı kullanıldığında,

$$y_t = \beta_0' \tilde{\mathbf{x}}_t + \beta_1' \mathbf{x}_t s_t + \beta_2' \mathbf{x}_t s_t^2 + \beta_3' \mathbf{x}_t s_t^3 + v_t \quad (3.33)$$

elde edilmektedir. Boş önsavı

$$H_0: \beta_i' = 0, i = 1, 2, 3 \quad (3.34)$$

¹⁵⁶ Çalışmada, EST(A)R ve LST(A)R modelleri için ayrı yöntemler kullanılmamakta ve yalnız LST(A)R modelinden hareket etmekteyiz. Bunun sebebi, LST(A)R modelinde Taylor yaklaşımı kullanıldığında, elde edilecek yardımcı regresyonda aynı zamanda birinci ve ikinci mertebeden kısımların EST(A)R modelinin yaklaşımına karşılık gelmesidir. Dolayısıyla, sadece LST(A)R modelinde yaklaşım, aynı zamanda EST(A)R modelinin de bir yaklaşımı olmaktadır. Ancak, bu durum 3. mertebe yaklaşım için geçerlidir.

¹⁵⁷ Teräsvirta, 1994, **age**, 214.

¹⁵⁸ Birinci ve üçüncü mertebeden Taylor yaklaşımlarına dayanan LM(1) ve LM(3) testleri arasındaki farklar Bölüm 3.3'te ikiden fazla rejimli modeller için kapsamlı değinilecektir. Öne çıkan bazı durumlar şu şekildedir: İkinci mertebeden bir yaklaşımda, LM testinin oluşturulmasında ihtiyaç duyulan yardımcı regresyonun kısmi türevlerinin sıfıra eşit olduğundan test istatistiği oluşturulamamaktadır. Üçüncü mertebeden bir yaklaşım içinde aynı zamanda EST(A)R modelindeki üstel geçiş fonksiyonu da yerleşik olarak çıkmaktadır. Dolayısıyla, EST(A)R ve LST(A)R modelleri arasında tercih yapılmasında doğrusal olmama testi kullanılabilir. Dördüncü mertebeden bir yaklaşımın parsimoni ilkesi gözetilerek tercih edilmemesidir. Öte yandan, sıklıkla kullanılmamakla beraber, dördüncü mertebeden bir yaklaşım da kullanılabilir. Bir diğer unsur olarak şunu eklemek istiyoruz. Çalışmada, birden fazla geçiş fonksiyonlu modeller tartışılacaktır. Dördüncü mertebeden bir yaklaşım doğrusallığı çok güçlü reddedebilmektedir. Dolayısıyla, eklemeli ST(A)R tipi birden fazla geçiş fonksiyonlu modellerin daha az geçiş fonksiyonu ile (daha az rejimli) modellenmesine sebep olabilir.

altında aynı zamanda ikinci lojistik fonksiyonun istatistiksel olarak anlamsız bulunması $H_0' : \gamma=0$; ve tek lojistikli LSTAR modelinin doğrusal olmamayı modellemede yeterli olduğu ve $H_0'' : v_t = \varepsilon_t$ önsavları yer almaktadır. Elde edilen LM(3) test istatistiği doğrusallık boş önsavı altında $3p$ serbestlik derecesine sahip bir asimptotik χ^2 dağılımına uymaktadır.

Denklem (3.77)'nin daha parsimonik bir biçimi, karesel ve kübik terimlerde yalnız s_t 'yi içerecek şekilde tekrar yazılırsa,

$$y_t = \beta_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \beta_1' \mathbf{x}_t s_t + \beta_2 s_t^2 + \beta_3 s_t^3 + v_t \quad (3.35)$$

test için önsav,

$$H_0 : \beta_1' = 0 \text{ ve } \beta_2 = \beta_3 = 0 \quad (3.36)$$

olmaktadır. Elde edilen LM(3) test istatistiği $p+2$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uymaktadır.

Saikkonen ve Luukkonen (1988), doğrusal modelin EST(A)R modeline karşı sınadıkları çalışmalarında,

$$y_t = \beta_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \beta_1' \mathbf{x}_t s_t + \beta_2' \mathbf{x}_t s_t^2 + v_t \quad (3.37)$$

EST(A)R modelinin birinci mertebeden Taylor yaklaşımıdır. Denklem (3.30)'de yer alan EST(A)R modelinde parametrelerinin fonksiyonları olan $\beta_i' = 0, i = 0, 1, 2$ 'dir. Boş önsavı

$$H_0 : \beta_i' = 0, i = 1, 2 \quad (3.38)$$

olup $H_0' : \gamma=0$ önsavına karşılık gelmektedir. Yöntemin takip edilmesiyle elde edilecek LM(2) istatistiği $2p$ serbestlik dereceli asimptotik χ^2 dağılımına uymaktadır. Doğrusal olmama testinde doğrusal model, ST(A)R tipi doğrusal olmayan modele karşı sınanmaktadır. LM(3) istatistiği şu şekilde hesaplanmaktadır.

Testin oluşturulmasında izlenen aşamalar şunlardır:

1. y_t $\tilde{\mathbf{x}}_t$ ile tahmin edilerek doğrusal model kurularak modelin hata kareleri

$$\text{toplamının } SSR_0 = \left(\frac{1}{T} \right) \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 \text{ hesaplanması.}$$

2. $\hat{u}_t$ hata terimleri $\tilde{\mathbf{x}}_t, \mathbf{x}_t s_t, \mathbf{x}_t s_t^2, \mathbf{x}_t s_t^3$ ile tahmin edilerek yardımcı regresyon,

$$\hat{u}_t = \beta_0 \tilde{x}_t + \beta_1' x_t s_t + \beta_2' x_t s_t^2 + \beta_3' x_t s_t^3 + v_t \quad \text{tahmin edilerek hata kareleri toplamı}$$

$$SSR_1 \left(\frac{1}{T} \right) \sum_{t=1}^T \hat{v}_t^2 \text{ hesaplanması.}$$

3. LM(3) test istatistiğinin hesaplanması.

Test istatistiği, $3p$ serbestlik derecesine sahip asimptotik χ^2 dağılımına uymaktadır.

$$LM(3)_{STAR, \chi^2} = TR^2 \quad (3.39)$$

Küçük örneklerde testin F versiyonu,

$$LM_{STAR, F} = \frac{(SSR_0 - SSR_1) / m}{SSR_1 / (T - m - n)} \quad (3.40)$$

m ve $(T-m-n)$ serbestlik derecesine sahip bir F dağılımına sahiptir. Denklem (3.77)'de, önsav kapsamında $3p$ adet parametre ve doğrusal kısımda $(p+1)$ adet parametrenin tahminini gerektirdiğinden; $m=3p$ ve paydada ise $(T-m-n) = (T-4p-1)$ yer almaktadır.

Eitrheim ve Teräsvirta (1996), ST(A)R modelinde modellenememiş doğrusal olmamanın sınanması için modele bir ST(A)R kısmının daha eklenerek yukarıdaki aşamalar kapsamında sınanmasını önermektedir. Bu kapsamda bir doğrusal olmama testinden hareketle birden fazla geçiş fonksiyonlu modellerin modellenmesi Bölüm 3.3'te tartışılacaktır.

3.2.5.2 ST(A)R Tipi Doğrusal Olmama Testinden Hareketle LST(A)R ve EST(A)R Model Seçimi

Granger ve Teräsvirta (1993), LST(A)R ve EST(A)R modellerinin ayırdedilmesinde Denklem (3.37)'de yer alan doğrusallık boş önsavına ek olarak birbiri içine gömülü üç adet F testinin hesaplandığı bir süreç önermektedir. EST(A)R modeline ilişkin Taylor yaklaşımı (3.37), LST(A)R yaklaşımı olan (3.35) içinde yerleşiktir. Yukarıda LM(3) istatistiğinin hesaplanmasında kullanılan yardımcı regresyon,

$$\hat{u}_t = \beta_0 \tilde{x}_t + \beta_1' x_t s_t + \beta_2' x_t s_t^2 + \beta_3' x_t s_t^3 + v_t \quad (3.41)$$

biçimindedir.

Doğrusallık önsavı (3.36)'in bir diğer gösterimi,

$$H_0 : \beta'_i = 0, i = 1, 2, 3 \quad (3.42)$$

reddedilemediğinde izlenecek aşamalı test sürecinde,

$$H_{03} : \beta'_3 = 0 \quad (3.43)$$

$$H_{02} : \beta'_2 = 0 \mid \beta'_3 = 0 \quad (3.44)$$

$$H_{01} : \beta'_1 = 0 \mid \beta'_2 = \beta'_3 = 0 \quad (3.45)$$

boş önsavları sınanmaktadır. (3.43), (3.44) ve (3.45) karşılaştırıldığında, ilk aşamada H_{03} 'ün reddedilerek istatistiksel olarak sıfırdan farklı olduğunun kabul edilmesi LST(A)R modelinin reddedilememesine işaret etmektedir. Öte yandan, H_{03} kabul edilerek H_{02} reddedildiğinde, EST(A)R modeli tercih edilmektedir. Ancak son aşamada, H_{03} ve H_{02} reddedilerek H_{01} reddedilemediğinde, modelin LST(A)R modeli olduğu sonucuna varılmaktadır. Değinilen yöntem kapsamında, önsavların birkaçı veya bazen tümü eşanlı olarak reddedilemediğinde önsavların değerlendirilmesinde p-değerlerinin karşılaştırılarak düşük p-değerine sahip F testinin tercih edilmesi önerilmektedir¹⁵⁹. Test aşamalarında, LST(A)R modeli reddedildiğinde EST(A)R veya LST(A)R2 modeli tahmin edilmektedir¹⁶⁰.

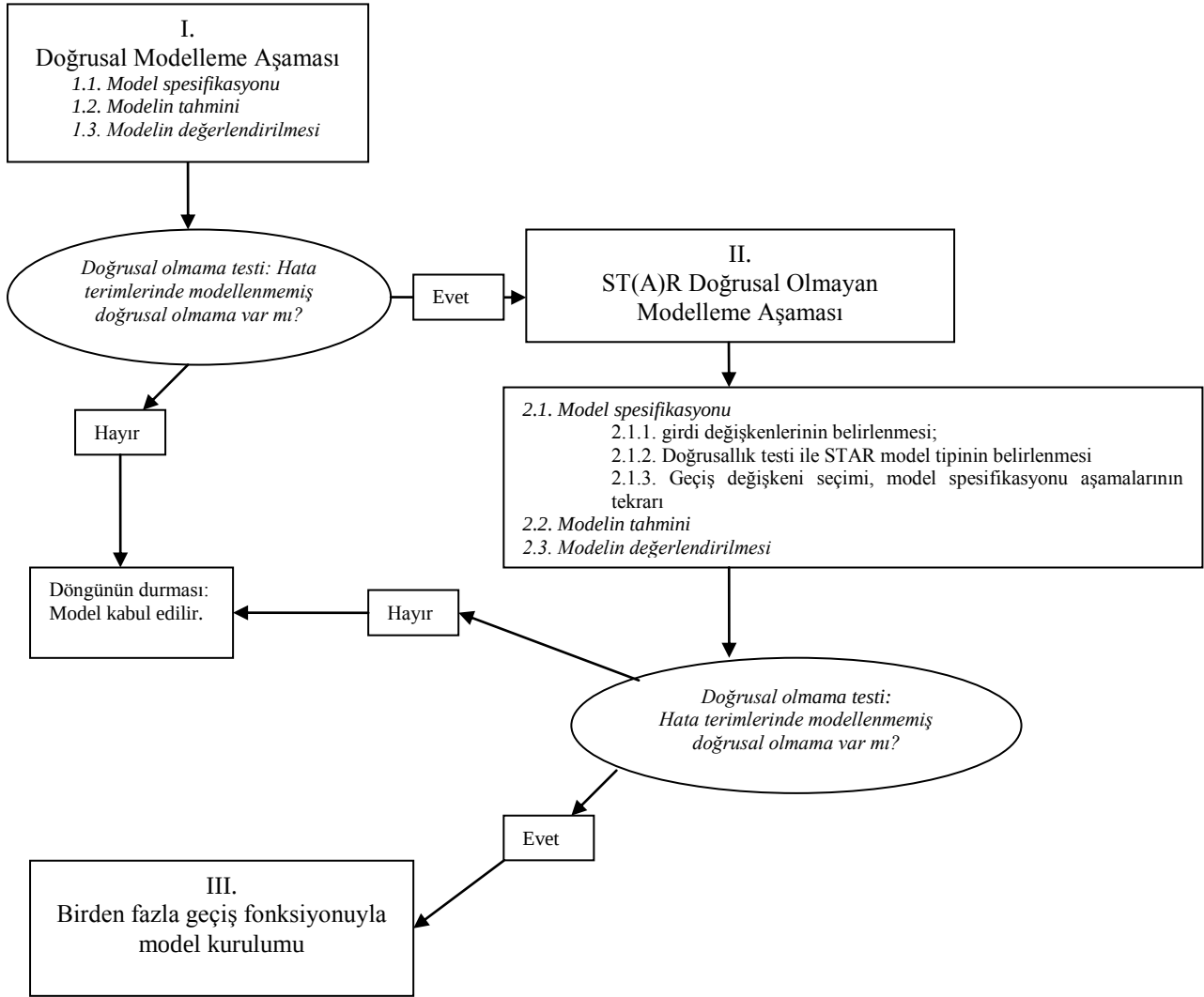
Şekil 3.4'te, model oluşturulma sürecinde diagnostik testler önem taşımaktadır. Şekilde, model seçimi yalnız doğrusallık testleri kapsamında gösterilmiştir. Öte yandan, diagnostik testlerle değerlendirilen modelde, değişkenlerin yeniden seçimi, belli değişkenlerin modele dahil edilmesi veya modelden çıkartılması gerekli olabilmektedir.

Değinilen test sürecinin başarısında bir etmen geçiş değişkeni ve eşik değişkeninin en az hatayla tahmin edilmesidir. Bu noktada gözlem sayısı önemli rol oynamaktadır. Nitekim T(A)R modellerinde olduğu gibi ST(A)R modellerinde de regresyon yüzeyi her rejim için ayrı alt bölgelere ayrıldığından bölgesel kapsamda gözlem adeti azalmaktadır. Bu çerçevede bir örnek verilirse, Türkiye ekonomisi için kurulan bir ST(A)R modelinde, 1994, 1998 ve 2001 krizleri bir rejimde baskın yapıda modellenirse, belli bir rejim için gözlem adeti yalnız bu yıllara karşılık gelen gözlem adetiyle kısıtlanmaktadır.

¹⁵⁹ Granger, Teräsvirta 1993, **age**, 117; Teräsvirta, 1994, **age**, 211.

¹⁶⁰ Teräsvirta, 1997b, **age**, 111.

Bu kapsamda, geçiş hızı parametresi tahmin edildiğinde gözlem sayısının azlığı bu parametrenin hatalı olarak reddedilmesiyle sonuçlanmaktadır. ST(A)R modelinin tahmininde karşılaştığımız bir noktaya dikkat çekmek istiyoruz. ST(A)R modelinin tahmin sürecinde birinci aşamada grid taraması ve ikinci aşamada doğrusal olmayan EKK yöntemi ile modelin tahmin edilmesi söz konusudur.



Şekil 3.4: ST(A)R Modellerinde Model Oluşturma Süreci

Dolayısıyla, model tahmin süreci iki aşamalıdır. Bu yöntemde, basit olarak belli sabit adım (çev. *step*) aralıkları belirlenerek basamak basamak eşik değerinin ve geçiş hızı parametresinin ayarlanarak başlangıç değerlerinin atanması ve modelin belli bir maksimum model kısıtı koyularak tekrarlı tahmini söz konusudur. Bu kapsamda, modelin anlamlılığına ilişkin bir maliyet fonksiyonunun minimize olmasıyla geçiş hızı ve eşik parametrelerinin

optimum deęerleri elde edilmekte; ikinci ařamada modelin dięer parametreleri tahmin edilmektedir.

Bu çerçevede dikkat çekmek istedięimiz durum, modelde girdi deęiřkenleriyle ilgilidir. Birinci ařamada doęrusal olarak girdi deęiřkenleri belirlenmektedir. Modelin tahmininden sonra ise bazı girdi deęiřkenleri anlamsız kabul edilebilmektedir. řüphesiz gözlem sayısı önemli bir husustur. Öte yandan, grid taraması ařaması nihai model tahmin edilmeden gerçekleştirildięinden, bu ařamadan sonra elde edilen geçiř parametresi ve eřik deęeri ile modelin tahmin edilmesi söz konusudur.

Bu çerçevede, nihai model tahmin edilerek bazı girdi deęiřkenleri gerçekte anlamsız bulunabilmektedir. Bu durumda, bu deęiřkenlerin modelden çıkartılarak model seęim sürecinin bařtan tekrarlanması önem taşımaktadır. Teräsvirta (1994) ve Granger ve Teräsvirta (1993) çalıřmalarında ise bu problemin üstesinden gelinmesinde parametrelere sıfır kısıtı uygulanması $\phi'_1=0$, $\phi_2^{**}=0$ veya negatiflik kısıtı $\phi'_1=-\phi_2^{**}$ önerilmektedir.

Bu durumda modelde geçiřin hızı ve eřik parametrelerinin bařlangıç deęerleri anlamsız deęiřkenlerin modele dahil edilerek elde edilen grid taramasından devralındıęından modelde yakınsama problemi ortaya çıkabilmektedir. STAR modellerinin tahmininde grid taraması ile elde edilen eřik ve gamma parametrelerinin kullanılmasıyla elde edilen modelde parametrelerin anlamlılıęının incelenmesini takiben gerektięinde anlamsız parametrelere kısıt uygulanarak grid taramasının tekrarlanması modelin bařarısını arttırabilmektedir.

ST(A)R modellerinin tahminde ortaya çıkan bir dięer problem geçiřin hızını belirten γ parametresiyle ilgili olup yukarıda deęindięimiz problemle yakından iliřkilidir. Chan ve Tong (1986) ve Saikkonen ve Luukkonen (1988) çalıřmalarında γ parametresinin küçük örneklemlerde olduęundan çok yüksek tahmin edilebileceęine deęinilmektedir. Modelin tahmin sürecinde dięer parametreler ile γ parametresinin tahmin edicileri birbirinden farklı iterasyonlarda sonlanmaktadır. Öte yandan, dięer parametreler belli bir iterasyon adetiyle yakınsarken, γ parametresi çok daha yavař yakınsayabilmektedir.

Bu durumun bir sebebi gerçek γ parametresinin veri türetim sürecinde de yüksek deęere sahip olmasıdır. Dolayısıyla, grid taramasında F istatistikleri karşılařtırıldıęında, birçok model arasında ayırımı gidilememektedir. Teräsvirta (1994), γ parametresinin geçiř deęiřkeninin standart sapmasına bölünmesini önermektedir.

Sırasıyla LST(A)R ve EST(A)R geçiş fonksiyonları,

$$F_L(s_t; \gamma, c) = \left\{ 1 - \left(1 + \exp \left[-\gamma_L / \hat{\sigma}_{s_t} (s_t - c) \right] \right)^{-1} \right\} \quad (3.46)$$

$$F_E(s_t; \gamma, c) = \left(1 - \exp \left[-\gamma_E / \hat{\sigma}_{s_t} (s_t - c)^2 \right] \right) \quad (3.47)$$

olarak değiştirilmektedir. Yukarıda değindiğimiz kapsamda modelin tahmin aşamasında oluşan problemlerin üstesinden gelinmesinde önerilen diğer bir yöntem standart sapma düzeltmesine ek olarak $\gamma=1$ başlangıç değerinden başlayarak iterasyona başlanmasıdır. Öte yandan, modelin yanlış tanımlı olması durumunda bazı parametreler çok yüksek veya çok düşük değerler alacak şekilde beraber hareket etmektedir. Bacon ve Watts (1971), modelin basitleştirilmesiyle bu problemin üstesinden gelinebileceğine değinmektedir.

3.3 Yerleşik Yapıda Birden Fazla Geçiş Fonksiyonlu STAR Modelleri

Bölüm 3.2’de değinilen temel ST(A)R modellerinde, rejimler arası geçiş lojistik veya üstel geçiş fonksiyonları ile sağlanmaktadır. Tek geçiş fonksiyonlu LST(A)R modelinde zaman serileri iki rejimli modellenirken, ESTAR modelinde iki dış rejim ve bir orta rejim olmak üzere toplam üç rejim modellenmektedir.

STAR modelinde kullanılan tek geçiş fonksiyonu içerisinde eşik sayısı arttırılabilmektedir. Bu çerçevede elde edilen LSTAR2 ve LSTAR3 modellerinde zaman serisinin izlediği patika, tek lojistik fonksiyon ile ikiden fazla rejimin modellenmesine olanak tanımaktadır. Değinilen temel ST(A)R ailesi modellerinde rejimler arası geçiş tek bir geçiş fonksiyonuna sahip modeller olup, bu modellerde AR regresyonları eklemeli yapıdadır.

ST(A)R mimarisinden hareket ederek birden fazla geçiş fonksiyonuna sahip temel modeller van Dijk ve diğ. (1997, 1999) Çok Rejimli Yumuşak Geçiş (Oto)regresif (MRSTAR) ve Zamana göre Değişen Yumuşak Geçiş (Oto)regresif (TVSTAR) modelleridir. MRST(A)R ve TVST(A)R modelleri, iki LST(A)R modelinin yerleşik olarak iç içe modellenmesiyle sağlanmaktadır. Diğer bir deyişle, bir LST(A)R modeli iki AR süreci arasında geçişe (lojistik geçiş fonksiyonu ile) olanak tanırken, MRST(A)R modelinde iki LST(A)R modeli iç içe modellenmekte, lojistik fonksiyon ile sağlanan rejimler arası geçiş iki AR süreci arasında değil, iki LST(A)R süreci arasında gerçekleşmektedir. Dolayısıyla çalışmada MRSTAR ve TVSTAR modelleri, ikiden fazla STAR modelinin yerleşik yapıda olduğu modeller olarak gruplanmıştır. Bu yaklaşımın sebebi, ANN yapısının yerleşik değil eklemeli doğrusal

olmayan yapılara izin vermesidir. Diğer taraftan, yerleşik yapılı olarak adlandırılan MRSTAR ve TVSTAR modellerinin eklemeli yapıda ve dolayısıyla ANN mimarisine yakınsayan gösterimine ulaşılabilmeyle beraber, bu modellerde iki geçiş fonksiyonu etkileşim içine girdiğinden ANN modellerindeki eklemeli yapıdan uzaklaşmaktadır.

ANN modellerinde rejimlerin arttırılması geçiş fonksiyonları yardımıyla oluşturulan rejimlerin iç içe modellenmesiyle değil, eklemeli yapıda arttırılmasıyla sağlanan modellerdir.

Bu çerçeveden hareketle, eklemeli yapıya sahip ANN modellerinin oluşturulmasında ST(A)R modellerinden hareket edilmesi için ST(A)R modellerinin yerleşik yapıda değil eklemeli yapıda modellendiği model mimarisine ihtiyaç duyulmaktadır. MRSTAR ve TVSTAR modelleri eklemeli gösterimleri mümkün olduğundan, ikiden fazla rejimin birden fazla geçiş fonksiyonuyla modellendiği modeller kapsamında önem taşımaktadır.

3.3.1 MRSTAR ve TVSTAR Modelleri

Van Dijk ve diğ. (1997, 1999) çalışmalarında geçiştirilen MRSTAR modeli iki lojistik geçiş fonksiyonlu STAR modelinin eşanlı ve yerleşik olarak modellendiği 4 rejimli bir modeldir. Modelde Granger ve Teräsvirta (1993) ve Teräsvirta (1994) STAR modelleri temel oluşturulurken model kurulum aşamalarında Luukkonen ve diğ. (1988) esas alınmaktadır.

Lundberg ve diğ. (2003), van Dijk ve diğ. (2000, 2002), ve Skalin ve Teräsvirta (1999) çalışmalarında, yerleşik yapıda STAR modelleri olan MRSTAR modelleri, TVSTAR modeline genelleştirilmiştir. Bu çalışmalarda, parametrelerin zaman göre sabit olmadığı önsavının sınanması gerektiğine, zaman serilerinde kurumsal, teknolojik ve politik kaynaklı yapısal kırılmalar altında parametrelerin zamanın bir fonksiyonu olabileceğine vurgu yapılmıştır. Zamana göre değişen parametrelerin modellenmesi için önerilen bir model olan TVSTAR modelinde iki LSTAR modeli MRSTAR modeli çerçevesinde yerleşik modellenirken, ikinci geçiş fonksiyonunda geçiş değişkeni zaman değişkeni olarak tanımlanmaktadır¹⁶¹.

¹⁶¹ Geçiş değişkeni s =trend veya daha sıklıkla, $s=t/T$ olarak uygulanmaktadır.;

Franses (2000) ve Van Dijk ve diğ. (1997, 1999) MRSTAR modeli ile ANN modelinin gösterilebileceğine değinilen çalışmalardır. Lin ve Teräsvirta (1994), STAR modellerinden hareketle ANN modellerinin oluşturulabileceğini göstermekte, bu kapsamda bir ANN doğrusallık testi geliştirmektedir. Bu çalışmalarda parametrik yapıya sahip stokastik ANN modelleri tahmin edilmemekte, ANN modellerinin oluşturulmasına ilişkin STAR modelleri modellenme süreçleri kapsamında ANN model kurulumu geliştirilmemektedir.

3.3.1.1 Model

Tek değişkenli bir MRSTAR Modeli şu şekilde tanımlanmaktadır,

$$y_t = \left[\phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t (1 - F_1(\mathbf{x}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1)) + \phi'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(\mathbf{x}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1) \right] \{1 - F_2(\mathbf{x}_t; \gamma_2, \alpha_2, c_2)\} \\ + \left[\phi'_3 \tilde{\mathbf{x}}_t (1 - F_1(\mathbf{x}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1)) + \phi'_4 \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(\mathbf{x}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1) \right] \{F_2(\mathbf{x}_t; \gamma_2, \alpha_2, c_2)\} + \varepsilon_t \quad (3.48)$$

ve iki adet geçiş fonksiyonu,

$$F_i(\mathbf{x}_t; \gamma_i, \alpha_i, c_i) = \left(1 + \exp \{ -\gamma_i (\alpha'_i \mathbf{x}_t - c_i) \} \right)^{-1} \quad (3.49)$$

$i=1,2$ biçiminde $[0,1]$ aralığında tanımlı lojistik fonksiyonlar olarak tanımlanmaktadır. c_1 ve c_2 eşik değerleridir. γ_i $i=1,2$ geçişin hızını belirten parametrelerdir. Lojistik fonksiyonlar p adet geçiş değişkeni içerdiğinden, $\alpha'_i = (\alpha_{i1}, \dots, \alpha_{ip})'$ geçişte girdi değişkenlerin nispi ağırlıkları olarak tanımlanmıştır. $\tilde{\mathbf{x}}_t = (1, \mathbf{y}_t)$ ve $\mathbf{y}_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$ girdi değişkenleri ve $\phi'_i = (\phi_{i,0}, \phi_{i,1}, \phi_{i,2}, \dots, \phi_{i,p})'$, $i=1,2,3,4$ girdi değişkeni parametreleridir. Modelde, 4 rejim olduğundan otoregresif kısımlarda $4(p+1)$ parametre ve lojistik fonksiyonlarda $2+2+2p$ olmak üzere toplam $4(p+1)+2+2+2p$ parametre kullanılmıştır. Basitlik amacıyla modelin tek-değişkenli olduğu varsayılmıştır.

STAR modellerinde olduğu gibi MRSTAR modellerinde de geçiş tek bir geçiş değişkeninin fonksiyonudur. Bu yaklaşım, Denklem (3.48) ile verilen modelde geçiş fonksiyonunda p adet geçiş değişkeni parametresi $\alpha'_i = (\alpha_{i1}, \dots, \alpha_{ip})'$, $i=1,2$ mevcuttur. Dolayısıyla, Denklem (3.48)'de verilen MRSTAR modelinde F_1 ve F_2 geçiş fonksiyonlarında uygulanacak kısıtlar: (a) F_1 'de y_t serisinin d 'inci gecikmesi hariç diğer tüm gecikmeler modelden çıkartılması için $\alpha'_1 = (\alpha_{11}, \dots, \alpha_{1d}, \dots, \alpha_{1p})' = (0, \dots, 1, \dots, 0)'$; (b) F_2 'de $\alpha'_2 = (\alpha_{21}, \dots, \alpha_{2j}, \dots, \alpha_{2p})' = (0, \dots, 1, \dots, 0)'$. Elde edilen modelde, F_1 ve F_2 tekil geçiş değişkenlerinin, $y_{t-d} = s_{1t}$ ve $y_{t-j} = s_{2t}$ 'nin bir fonksiyonudur.

Van Dijk ve Franses (1999) MRSTAR modeli,

$$y_t = \left[\phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t (1 - F_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1)) + \phi'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1) \right] \{1 - F_2(s_{2t}; \gamma_2, c_2)\} \\ + \left[\phi'_3 \tilde{\mathbf{x}}_t (1 - F_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1)) + \phi'_4 \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1) \right] \{F_2(s_{2t}; \gamma_2, c_2)\} + \varepsilon_t \quad (3.50)$$

ve geçiş fonksiyonu,

$$F_i(y_{t-d}; \gamma_i, c_i) = \left(1 + \exp \{ -\gamma_i (s_{it} - c_i) \} \right)^{-1} \quad (3.51)$$

$i=1,2$ olarak tanımlanmaktadır. Modelde, $y_{t-d} = s_{1t}, y_{t-j} = s_{2t}, \in \mathbf{y}_t$ olup modelin açıklayıcı gücünü maksimize eden (en küçük p değerini sağlayan) d 'inci ve j 'inci gecikmelerdir.

Denklem (3.50) ile denklem (3.48) karşılaştırıldığında, denklem (3.50) ile verilen MRSTAR modelinin bir farkı parametre sayısının $4(p+1)+2+2+2p$ 'den $4(p+1)+2+2$ 'ye azalması dolayısıyla serbestlik derecesi kazanımı sağlanmaktadır¹⁶².

MRSTAR modelinde girdi seti VAR yapısında iki farklı serinin geçmiş değerlerini içerdiğinde Çok Rejimli Yumuşak Geçiş Vektör Otoregresyon Modeli (MRSTVAR) olarak adlandırılması daha uygundur. Bu durumda girdi seti $\tilde{\mathbf{x}}_t = (1, \mathbf{x}_t, \mathbf{y}_t)$, $\mathbf{y}_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$ ve

$$\mathbf{x}_t = (x_{t-1}, \dots, x_{t-p})' \quad \text{ve} \quad \text{parametreleri} \quad \phi'_i = (\phi_{i,0}, \phi_{i,1}, \dots, \phi_{i,p}, \phi_{i,1}, \phi_{i,2}, \dots, \phi_{i,p})', \quad i=1,2,3,4$$

olacaktır. MRSTVAR modeli, $\gamma_2 = 0$ olduğunda LSTVAR modeline dönüşürken, $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ olduğunda doğrusal VAR modeline dönüşmektedir.

TVST(A)R modeli MRSTAR modelinde ikinci lojistik geçiş fonksiyonu F_2 'nin zaman değişkeni olan t 'nin fonksiyonu olduğu bir modeldir. Dört rejimli otoregresif TVSTAR modeli,

$$y_t = \left[\phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t (1 - F_1(s_t; \gamma_1, c_1)) + \phi'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(s_t; \gamma_1, c_1) \right] \{1 - F_2(t; \gamma_2, c_2)\} \\ + \left[\phi'_3 \tilde{\mathbf{x}}_t (1 - F_1(s_t; \gamma_1, c_1)) + \phi'_4 \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(s_t; \gamma_1, c_1) \right] \{F_2(t; \gamma_2, c_2)\} + \varepsilon_t$$

geçiş fonksiyonları,

$$F_1(y_{t-d}; \gamma_1, c_1) = \left(1 + \exp \{ -\gamma_1 (y_{t-d} - c_1) \} \right)^{-1} \quad (3.52)$$

$$F_1(y_{t-d}; \gamma_2, c_2) = \left(1 + \exp \{ -\gamma_2 (\tilde{t} - c_2) \} \right)^{-1} \quad (3.53)$$

¹⁶² MRSTR modeli $\mathbf{y}_t$ otoregresif kısmını içermemektedir. MRSTR modelinde girdi seti $\tilde{\mathbf{x}}_t = (1, \mathbf{x}_t)$, $\mathbf{x}_t = (x_1, \dots, x_q)'$ ve parametre vektörü $\phi'_i = (\phi_{i,0}, \phi_{i,1}, \phi_{i,2}, \dots, \phi_{i,q})'$ olduğundan sabit, eşik ve gamma parametreleri ile birlikte $4(q+1)+2+2$ adet parametre mevcuttur.

olup ikinci geiş deęiřkeni $\tilde{t} = t/T$ olarak tanımlanmıştır. Her iki model de iki adet LST(A)R modelinin iç içe modellenmesiyle elde edilirken TVST(A)R modelinde ikinci geiş fonksiyonu zamanın bir fonksiyonu olduğundan zamana göre deęiřen parametre testi olarak da deęerlendirilmektedir. $F_2(t; \gamma_2, c_2)$ fonksiyonunda $t < c_2$ ise, birinci LSTAR modelinin parametrelerinin modeldeki nispi aęırlığı daha fazladır. Dięer taraftan, $t > c_2$ eřik noktası ařıldığında, ikinci LSTAR modelinin aęırlığı artmaktadır. Geiřin hızı parametresi γ_2 yüksek (düşük) tahmin edildiyse, geiş çok hızlı olacaęından LSTAR modelleri arasında geiş bir $\tilde{t}$ noktasında ani (yavaş ve zamana yayılarak) olarak gerekleşmektedir. Bu durumda, zaman serisinde yapısal kırılmanın ani (yavaş) bir biimde doğrusal olmayan řekilde gerekleştięi sonucuna varılmaktadır.

3.3.1.2 MRSTAR ve TVSTAR Modellerinin Eklemeli STAR Gösterimi

MRSTAR modeli eklemeli yapıda bir STAR modeli řeklinde gösterilebilmektedir. Bu çereve MRSTAR modelinin eklemeli STAR ve ANN modelleri ile benzer mimari gösterimleri van Dijk ve dię. (1997, 1999) alışmalarında vurgulanmıştır.

MRSTAR modelinin eklemeli STAR modeli gösterimi,

$$y_t = \phi_1^{*'} \tilde{\mathbf{x}}_t + \phi_2^{*'} \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \phi_3^{*'} \tilde{\mathbf{x}}_t F_2(s_{2t}; \gamma_2, c_2) + \phi_4^{*'} \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1) F_2(s_{2t}; \gamma_2, c_2) + \varepsilon_t \quad (3.54)$$

biimindedir. Modele ulařılması için Denklem (3.50)'de, $\phi_1^{*'} = \phi_1'$, $\phi_2^{*'} = \phi_2 - \phi_1$, $\phi_3^{*'} = \phi_3 - \phi_1$ ve $\phi_4^{*'} = \phi_1 + \phi_4 - \phi_2 - \phi_3$ olarak yeniden parameterize edilmiştir. Dikkat edileceęi gibi, $\gamma_2 = 0$ olduğunda Denklem (3.54) iki rejimli bir LSTAR modeline dönüşmektedir. Denklem (3.54) 'de ikinci geiş deęiřkeni $s_{2t} = t$ olarak tanımlandığında TVSTAR modelinin eklemeli STAR modeli gösterimi elde edilmektedir.

MRSTAR modelinde STAR modelleri yerleşik yapıda tanımlandığından, (3.54)'de yer alan eklemeli gösteriminde $F_1 \times F_2$ geiş fonksiyonlarında etkileřim söz konusudur. Stokastik Yapay Sinir Aęları Modeli'nin inceleneceęi Bölüm 4.'te, MRSTAR modelinde doğrusal olmayan kısımların etkileřim içinde olması dolayısıyla ANN yapısından farklı olduğu görülecektir.

3.3.1.3 MRST(A)R Modelinde Rejimlerin İncelenmesi

Van Dijk ve diğ. (1997, 1999) MRSTAR modeli teorik olarak m adet geçiş fonksiyonu ile modellendiğinde 2^m adet rejimin eşanlı modellendiği bir modele genişletilmektedir¹⁶³. Diğer taraftan, MRST(A)R ve TVST(A)R modelleri sıklıkla 2 lojistik geçiş fonksiyonu ile 4 rejimli modellenmektedir.

MRSTAR ve TVSTAR modellerinde F_1 ve F_2 lojistik fonksiyonları sıfır ile bir arasında hareket ettiğinde her rejimin nispi katkısı, $\tilde{\mathbf{x}}_t$ açıklayıcı değişkenlerinin y_t üzerindeki etkisi farklılaşmaktadır. Dolayısıyla, parametrelerin aldığı değerler geçiş değişkenleri s_{it} , geçişin hızı parametreleri γ_i ve eşik değerleri c_i 'nin doğrusal olmayan bir fonksiyonudur.

MRSTAR ve TVSTAR modellerinde dört rejimin incelenmesi için başvurulan yöntem F_1 ve F_2 geçiş fonksiyonlarının uç değerleri olan 0 ve 1 değerleri için incelenmesiyle elde edilmektedir:

- 1) $F_1=0, F_2=0$ ise birinci rejim $y_t = \phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t + \varepsilon_t$
- 2) $F_1=1, F_2=0$ ise ikinci rejim $y_t = \phi'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t + \varepsilon_t$
- 3) $F_1=0, F_2=1$ ise üçüncü rejim $y_t = \phi'_3 \tilde{\mathbf{x}}_t + \varepsilon_t$
- 4) $F_1=1, F_2=1$ ise dördüncü rejim, $y_t = \phi'_4 \tilde{\mathbf{x}}_t + \varepsilon_t$

Benzer çerçevede, geçişin hızı parametreleri γ_i yüksek tahmin edildiği varsayıldığında, dört rejimli TAR modeline dönüşmektedir.

Diğer taraftan, F geçiş fonksiyonları 0 ve 1 uç değerleri için değil; ancak $F \rightarrow 0$ ve $F \rightarrow 1$ 'e yakınsadığında oluşacak yapılar incelenirse, modelde dört değil altı farklı durum söz konusu olmaktadır.

1. $F_1 \rightarrow 0$ 'a giderken birinci rejimin ağırlığı artarken ikinci ve dördüncü rejimin ağırlıkları azalmaktadır.
2. $F_2 \rightarrow 0$ 'a giderken üçüncü ve dördüncü rejimin ağırlıkları azalacağından birinci ve ikinci rejimin ağırlıkları nispi olarak artmaktadır.

¹⁶³ Van Dijk ve Franses (1997), age s. 1; Franses ve van Dijk (2000), age, s. 4.

3. F_2 ve $F_1 \rightarrow 0$ 'a giderken birinci rejimin ağırlığı artarken ikinci, üçüncü ve dördüncü rejimin ağırlıkları azalmaktadır.
4. F_2 ve $F_1 \rightarrow 1$ 'e giderken ikinci, üçüncü ve dördüncü rejimin ağırlıkları artacak, birinci rejimin ağırlığı nispi olarak azalacaktır.
5. $F_1 \rightarrow 1$, $F_2 \rightarrow 0$ ' e giderken ikinci rejimin ağırlığı artarken diğer rejimlerin ağırlıkları ise nispi olarak azalacaktır. Dolayısıyla, ikinci rejimin parametreleri daha baskındır.
6. $F_2 \rightarrow 1$, $F_1 \rightarrow 0$ 'a giderken üçüncü rejimin ağırlığı artarken diğer rejimlerin ağırlıkları ise nispi olarak azalacaktır.

Bu sonucun oluşması $F_1 \times F_2$ etkileşiminden kaynaklanmaktadır. Nitekim modelde görüleceği gibi, uç değerler için olmamakla birlikte, $F_1 \times F_2$ gerçekte bir üçüncü geçiş fonksiyonu gibi işlem görmektedir. MRSTAR ve TVSTAR modelleri, F fonksiyonlarının uç değerleri için iki geçiş fonksiyonlu ($m=2$) bir modelde $2^m=4$ rejim üretirken, $0 < F < 1$ değerleri için 6 farklı durum söz konusudur. Diğer taraftan, γ_i parametresi tahmini rejimlerin yorumlanmasında doğrudan ilişkili olup düşük γ_i tahminleri altında yukarıdaki durum geçerli iken yüksek γ_i tahmini altında F fonksiyonları $[0,1]$ uç değerlerini alacak olması göz önünde bulundurulmalıdır. Bu çerçevede, $F_1 \times F_2$ etkileşimi herhangi bir $F=0$ için sıfır değerini alacağından MRSTAR ve TVSTAR modelleri için yukarıda değinilen dört farklı rejim geçerli olmaktadır.

3.3.1.4 Yerleşik STAR Modellerinde Model Oluşturma Süreci

Franses ve van Dijk tarafından geliştirilen MRSTAR ve TVSTAR modelleme sürecinde Eitrheim ve Teräsvirta (1996) ve Lin ve Teräsvirta (1994) çalışmaları öne çıkan çalışmalardır. Eitrheim ve Teräsvirta (1996), doğrusal olmama testinde tek lojistik fonksiyonlu (2 rejimli) STAR modelinin çift lojistikli STAR modeline karşı test edilmesini önermektedir. MRSTAR model kurulum sürecinde ilk aşamada Luukkonen ve diğ. (1988) test süreci kapsamında AR modeli LSTAR modeline karşı test edilmekte; LSTAR modeli reddedilemediğinde ikinci aşamada iki rejimli LSTAR modeli dört rejimli MRSTAR modeline karşı test edilmektedir. Lin ve Teräsvirta (1994) çalışması STAR modelinde parametre sabitliğinin sınıandığı değişen parametrelili STAR modeline karşı Taylor yaklaşıtırimına başvurularak sınıandığı bir yaklaşım önermektedir. Bu çerçevede, yaklaşım TVSTAR model kurulum aşamalarıyla yakından ilişkilidir.

MRSTAR modeli,

$$y_t = \left[\phi_1' \tilde{\mathbf{x}}_t (1 - F_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1)) + \phi_2' \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1) \right] \{1 - F_2(s_{2t}; \gamma_2, c_2)\} \\ + \left[\phi_3' \tilde{\mathbf{x}}_t (1 - F_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1)) + \phi_4' \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1) \right] \{F_2(s_{2t}; \gamma_2, c_2)\} + \varepsilon_t \quad (3.55)$$

ve geçiş fonksiyonları,

$$F_i(s_{it}; \gamma_i, c_i) = \left(1 + \exp\{-\gamma_i(s_{it} - c_i)\} \right)^{-1}, i=1,2 \quad (3.56)$$

biçimindedir.

MRSTAR modelinin yerleşik yapıda iki LSTAR modelinden oluştuğu belirtilmiştir. Yardımcı regresyonun oluşturulması için $F_2(s_{2t}; \gamma_2, c_2)$ geçiş fonksiyonu yerine $\gamma_2=0$ çevresinde üçüncü mertebeden bir Taylor yaklaşımı,

$$y_t = \theta_1' \tilde{\mathbf{x}}_t + \theta_2' \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \beta_1' \mathbf{x}_t s_{2t} + \beta_2' \mathbf{x}_t s_{2t}^2 + \beta_3' \mathbf{x}_t s_{2t}^3 \\ + (\beta_4' \mathbf{x}_t s_{2t} + \beta_5' \mathbf{x}_t s_{2t}^2 + \beta_6' \mathbf{x}_t s_{2t}^3) F_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + e_t \quad (3.57)$$

biçiminde elde edilmektedir. Denklem (3.57)'de, boş önsavı $H_0^*: \beta_i' = 0, i=1, \dots, 6$ $\beta_i' = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,p})'$, $i=1, \dots, 6$ için test edilerek modelde ikinci kısmın istatistiksel anlamlılığı incelenmektedir. Bu çerçevede, $H_0^*: \beta_i' = 0, i=1, \dots, 6$ istatistiksel olarak reddedildiğinde, LSTAR'a karşı MRSTAR modeli kabul edilmektedir. H_0^* önsavının test edilmesi için LM testi uygulanmaktadır.

LM testinin oluşturulması için öncelikle bir LSTAR modeli tahmin edilmesi, tahmin edilen modelin hata terimleri kullanılarak yardımcı regresyonun oluşturulması ve test istatistiğinin oluşturulma aşamaları sırasıyla şöyledir;

1. İki rejimli bir LSTAR modelinin doğrusal olmayan EKK yöntemi ile tahmin edilerek hata kareleri toplamı SSR_0 hesaplanması.
2. $\hat{e}_t$ gradient ve ek regresörler üzerine regres edilerek dolu önsavı altındaki modelin hata kareleri toplamı SSR_1 hesaplanması.
3. LM-tipi test istatistiği

$$LM = \frac{(SSR_0 - SSR_1) / 6p}{SSR_1 / (T - 6p - 2(p+1))} \text{ olarak hesaplanması.}$$

Birinci aşamada Denklem (3.15) ile verilen LSTAR modeli $\hat{y}_t = \hat{\phi}_1' \tilde{\mathbf{x}}_t (1 - F_1(s_t; \hat{\gamma}, \hat{c})) + \hat{\phi}_2' \tilde{\mathbf{x}}_t (F_1(s_t; \hat{\gamma}, \hat{c})) + \hat{\varepsilon}_t$ olarak tahmin edilerek $\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{y}_t$ hata terimleri hesaplanmaktadır. İkinci aşamada, lojistik fonksiyon sürekli türevi alınabilir bir fonksiyon olması önem taşımaktadır. Lojistik fonksiyonun γ_1 ve c_1 parametrelerine göre kısmi türevleri,

$$\begin{aligned} F'_{\gamma_1} &= \frac{\partial F_1(s_{1t}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1)}{\partial \gamma_1} = \left(1 + \exp(-\hat{\gamma}_1(s_{1t} - \hat{c}_1))\right)^{-2} \exp(-\hat{\gamma}_1(s_{1t} - \hat{c}_1)) \times (s_{1t} - \hat{c}_1) \\ &= F_1(s_{1t}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1) \times (1 - F_1(s_{1t}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1)) \times (s_{1t} - \hat{c}_1) \end{aligned} \quad (3.58)$$

$$\begin{aligned} F'_{c_1} &= \frac{\partial F_1(s_{1t}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1)}{\partial c_1} = \hat{\gamma}_1 \left(1 + \exp(-\hat{\gamma}_1(s_{1t} - \hat{c}_1))\right)^{-2} \exp(-\hat{\gamma}_1(s_{1t} - \hat{c}_1)) \\ &= \hat{\gamma}_1 \times F_1(s_{1t}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1) (1 - F_1(s_{1t}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1)) \end{aligned} \quad (3.59)$$

olarak $F_1(s_{1t}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1)$ fonksiyonunun γ_1 ve c_1 'e göre türevleri F'_{γ_1} ve F'_{c_1} elde edilir. $\hat{F}_{1,t} = F_1(s_{1t}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1)$ serisi oluşturulur. Yardımcı regresyonun oluşturulması için $\hat{\varepsilon}_t$ serisi $\{\tilde{\mathbf{x}}_t, \tilde{\mathbf{x}}_t \hat{F}_{1,t}, \theta_2' \tilde{\mathbf{x}}_t F'_{\gamma_1}, \theta_2' \tilde{\mathbf{x}}_t F'_{c_1}\}$ ve yardımcı regresörler olan $\{\mathbf{x}_t s_{2t}, \mathbf{x}_t s_{2t}^2, \mathbf{x}_t s_{2t}^3, \mathbf{x}_t s_{2t} \hat{F}_{1,t}, \mathbf{x}_t s_{2t}^2 \hat{F}_{1,t}, \mathbf{x}_t s_{2t}^3 \hat{F}_{1,t}\}$ ile tahmin edilir. Modelin hata kareleri toplamı SSR_1 hesaplanır. Üçüncü aşamada LM test istatistiği p serbest dereceli asimptotik χ^2 dağılımına uymaktadır.

Test istatistiği,

$$LM_{MRSTAR, \chi^2} = T \times \frac{SSR_0 - SSR_1}{SSR_0} \quad (3.60)$$

olarak hesaplanır. $LM_{MRSTAR, \chi^2} = TR^2$ olarak da hesaplanabilmektedir. R^2 yardımcı regresyondan elde edilmektedir. Küçük örneklerde test istatistiğinin F versiyonu tercih edilmektedir.

$$LM_{MRSTAR, F} = \frac{(SSR_0 - SSR_1) / 6p}{SSR_1 / (T - 6p - 2(p+1))} \quad (3.61)$$

$LM_{MRSTAR,F}$ istatistiği $6p$ ve $(T - 6p - 2(p+1))$ serbestlik dereceli F dağılımına sahiptir.

Testin TVSTAR modeline genelleştirilmesi için (3.57)'de yer alan Taylor yaklaşıtırmında ikinci geçiş değişkeni $s_{2t}=t$ olarak tanımlanacaktır,

$$y_t = \theta'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t + \theta'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(s_t; \gamma_1, c_1) + \beta'_1 \mathbf{x}_t t + \beta'_2 \mathbf{x}_t t^2 + \beta'_3 \mathbf{x}_t t^3 \\ (\beta'_4 \mathbf{x}_t t + \beta'_5 \mathbf{x}_t t^2 + \beta'_6 \mathbf{x}_t t^3) F_1(s_t; \gamma_1, c_1) + e_t. \quad (3.62)$$

Birinci aşama LSTAR modelinin tahmin edilmesi olduğundan her iki model olan MRSTAR ve TVSTAR modelleri için aynıdır. İkinci aşamada gradientin oluşturulmasında yardımcı regresörlerin ikinci geçiş değişkeni olan t için oluşturulması gerekmektedir. LSTAR modeli hata terimleri olan $\hat{e}_t$ serisi $\{\tilde{\mathbf{x}}_t, \tilde{\mathbf{x}}_t \hat{F}_{1,t}, \theta'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F'_{\gamma_1}, \theta'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F'_{c_1}\}$ ve yardımcı regresörler

$\{\mathbf{x}_t t, \mathbf{x}_t t^2, \mathbf{x}_t t^3, \mathbf{x}_t t \hat{F}_{1,t}, \mathbf{x}_t t^2 \hat{F}_{1,t}, \mathbf{x}_t t^3 \hat{F}_{1,t}\}$ ile tahmin edilecektir. Üçüncü aşamada TVSTAR modeli için LM test istatistiği, $LM_{TVSTAR,\chi^2} = T \times \frac{SSR_0 - SSR_1}{SSR_0}$ olup $6p$ serbest dereceli

asimptotik χ^2 dağılımına uymaktadır. LM istatistiğinin küçük örneklem için F versiyonu,

$LM_{TVSTAR,F} = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/m}{SSR_1/(T - m - n)}$ olup $m=6p$ ve $n=2(p+1)$ serbestlik dereceli F dağılımına uymaktadır.

MRSTAR modellerine ilişkin çalışmalar temel STAR modelleri olan LSTAR ve ESTAR modelleriyle karşılaştırıldığında nispeten kısıtlıdır. Bradley ve Jansen (2004) ve Dufrenot ve diğ. (2004) çalışmalarında ABD ekonomisinde konjonktür dalgalarında asimetrinin gösterilmesinde esas alınarak, işsizlik oranları ve sanayi üretim endeksi serilerinin modellenmesinde kullanılarak, rejimlerde asimetri ve doğrusal olmayan yapıyı ortaya koymaktadır. van Dijk ve diğ. (2000, 2002), MRSTAR modelinde mevsimselliğin modele dahil edilmesiyle TVSTAR modelini tartışmakta, TVSTAR ve MRSTAR modellerini kullanarak ABD konjonktür dalgalanmalarında mevsimsel yapıyı ve mevsimselliğin yapısındaki değişimi göstermektedir. Öte yandan, değinilen çalışmaların hiç birinde incelenen zaman serileri dörtten daha fazla rejim içermemektedir. Bu durum MRSTAR modelinin yapısından kaynaklanmaktadır. Matas-Mir ve Osborn (2004), aylık zaman serileriyle sanayi üretim endeksinde zamana göre parametre değişimini ortaya koymuştur. Holt ve Craig (2006) ABD'de mısır piyasasında doğrusal olmayan dalgalanmalar ve yapısal değişim modellenmesinde MRSTAR modellerini temel alarak 4 rejimli bir model elde

etmiştir. MRSTAR modellerinin öne çıktığı diğer çalışmalar McAleer ve Medeiros (2008), Rothman ve diğ. (2001) ve Bec ve diğ. (2004) çalışmalarıdır. Bu çalışmalarda sırasıyla ABD’de borsa endeksinin tahmini, reel döviz kurunun öngörülmesi ve emek piyasasında işsizlik oranlarının modellenmesinde MRSTAR modellerine başvurulmuştur. Bredin ve Hyde (2008) küçük ekonomilerde hisse senedi getirilerinin izlediği patikada büyük ekonomilerin doğrusal olmayan etkilerinin incelendiği çalışmalarında Danimarka ve İrlanda ekonomilerinde, küresel (ABD hisse senedi getirileri temel alınmıştır) ve bölgesel (İngiltere ve Almanya hisse senedi getirileri) ekonomilerin etkileri MRSTR modelleri ile incelenmiştir. Diğer taraftan, Bredin ve Hyde (2008) tarafından tahmin edilen MRSTR modelleri etkileşim yapısına sahip olmadığından gerçekte eklemeli STR modeli yapısında modeller olarak değerlendirilmektedir¹⁶⁴.

MRSTAR modelleme süreci, Yapay Sinir Ağları kullanılarak doğrusallığın doğrusal olmamaya karşı sınındığı Lin ve Teräsvirta (1994) testiyle ortak özelliklere sahiptir. MRSTAR modeli ile TVSTAR modeli benzer yapılara sahiptir. Gerçekte, MRSTAR model seçim döngüsü Box Jenkins (1976) yöntemiyle ortak yapıdadır.

MRSTAR model aşamaları 1. Doğrusal modelin oluşturulması, 2. STAR model kurulum aşamaları, 3. STAR modelinde modellenmemiş doğrusal olmamanın reddedilememesi, aşamalı doğrusal olmama testleri ile ikinci geçiş fonksiyonu geçiş değişkeni seçimi; geçiş değişkeninin trend değişkeni t seçilmesi durumunda TVSTAR modeli ile hareket edilmesi olarak özetlenmektedir. Bu kapsamda, MRSTAR modelleme sürecinde spesifik modelden genel modele hareket edilmekte, doğrusal olmayan kısımlar aşama aşama eklenmekte, boş önsavının ilk reddedildiği noktada model seçim döngüsü sona ermektedir (van Dijk ve Franses, 1997; Strikholm ve Teräsvirta, 2005).

Van Dijk ve Franses (1999) MRSTAR modeli ve Lin ve Teräsvirta (1994) ANN doğrusallık testinde tahmininde izlenen süreçlerin ortak yapısı her iki yöntemde de Davies (1977, 1987) nüans parametre sorunu göz önünde bulundurularak geliştirilen Luukkonen ve diğ. (1988) test yönteminin esas alınmasıdır. STAR modellerinde model seçiminde kullanılan değinilen yöntem TAR modelleri için de geçerlidir. TAR modellerinde Davies problemi için Hansen (1996) ve rejim seçimi için Hansen (1999) çalışmaları önemli çalışmalardır. Çalışmada,

¹⁶⁴ Makroiktisadi değişkenlerin borsa getirileri üzerindeki doğrusal olmayan etkilerinin incelendiği Bredin ve Hyde (2008) çalışmasında tahmin edilen MRST(A)R modelleri lojistik fonksiyon olarak tanımlanmış geçiş fonksiyonlarında etkileşime izin vermediğinden gerçekte MLST(A)R yapısında modellerdir.

MRSTAR modellerinden farklı olarak eklemeli STAR modeli yapısının incelenmesi önem taşımaktadır.

3.4 Eklemeli Yapıda Birden Fazla Geçiş Fonksiyonlu STAR Modelleri

STAR modellerine ilişkin bir çok çalışmada tek geçiş fonksiyonlu STAR modelinin doğrusal olmamayı yakalamakta nispeten yetersiz kaldığına dikkat çekilmektedir. Telatar ve Hasanov (2006), Türkiye’de parasal şokların asimetrik etkilerini test ettikleri çalışmalarında ST(A)R modeline karşı iki geçiş fonksiyonlu bir ST(A)R modelini test etmekte, tek geçiş fonksiyonlu modelin doğrusal olmamayı yakalamakta yeterli olduğuna değinmektedir. Öte yandan, Öcal (2000) İngiltere’de dokuz makroiktisadi seri için tek değişkenli ST(A)R modeli kurarak, dokuz seri içerisinde iki eşikli ST(A)R modellere gereksiniminin reddedilemediğini ortaya koymaktadır¹⁶⁵.

Ekonometri yazınında, birden fazla geçiş fonksiyonlu STAR çalışmaları kısıtlıdır. Öcal ve Osborn (2000) ve Sensier ve diğ. (2002), İngiltere ekonomisinde iki geçiş fonksiyonlu ST(A)R modelleri tahmin ederek sanayi üretim endeksindeki dalgalanmalarını modellemektedir. Kesriyeli ve diğ. (2004), İngiltere, Almanya ve ABD’de para politikasında faiz kuralının doğrusal olmayan tepkiler içerdiğini ortaya koymaktadır. Bu kapsamda oluşturulan iki eşikli ST(A)R modelleri, van Dijk ve diğ. (1997, 1999) MRST(A)R modeli ve Lundberg ve diğ. (2003) TVST(A)R modelinden farklı yapıdadır. Nitekim bu çalışmalarda değinilen modellerde STAR yapısı eklemeli yapıda olup MRSTAR modelindeki iki yerleşik STAR yapısından farklıdır. Çalışmada, bu modeller MLST(A)R olarak adlandırılacaktır.

STAR modellerinin Panel-STAR modellerine genişletildiği Fok, van Dijk ve Franses (2004) ve Gonzales, Teräsvirta ve van Dijk (2004) çalışmalarında modellenememiş doğrusal olmama reddedilemediğinde eklemeli yapıda Panel-STAR modellerinin tahmin edilmesine ilişkin istatistiksel çerçeve incelenmiştir. Fouquau, Hurlin ve Rabaud (2008), Colletaz ve Hurlin (2006) çalışmalarında OECD ülkelerinde yatırım, açıklık ve büyüme ilişkileri ve Panel-STAR modelleri birden fazla geçiş fonksiyonu ekleyerek modellenmiştir. Chakroun (2009), 17 OECD ülkesi ve 1975–2003 dönemi için sağlık harcamaları ve GSMH değişkenleri kullanılarak oluşturdukları Panel-STAR modellerinde gelir esnekliklerini farklı rejimler altında inceleyerek sağlık harcamalarının inelastik yapısını vurgulamaktadır. Bu

¹⁶⁵ Sensier ve diğ. (2002). Çev. *Two Threshold STAR Model*. Model eklemeli STAR yapısındadır. Öte yandan Holt ve Craig (2006)’da değinilen eklemeli STAR yapısı farklıdır. Holt ve Craig (2006)’da, eklemeli değil yerleşik yapıda olan MRSTAR ve TVSTAR modelleri kastedilmektedir. Bu modellerde de eklemeli test süreci benimsenmektedir. Ancak bu modellerin yapısı eklemeli değil yerleşik STAR modellerini içermektedir.

alışmalarda, konjonktür dalgalarının iki rejimle modellenmesinin yetersiz kaldığına dikkat çekilmekte, iki ve daha fazla geçiş fonksiyonlu Panel-STAR modelleri öne çıkmaktadır.

Çalışmada, iki veya daha fazla geçiş fonksiyonunun eklemeli yapıda modellendiğı MLST(A)R modeli LST(A)R modelinin birden fazla geçiş fonksiyonuyla modellenmesiyle elde edilen bir model olarak değerlendirilecektir¹⁶⁶. Ekonometri yazınında MLST(A)R modelinin doğrudan uygulama alanı bulunmamaktadır. Çalışmada, ekonometri yazını kapsamında MLST(A)R modeline üç farklı kapsamda dikkat çekilmek istenmiştir. Bunlardan ilk ikisi MLSTAR modeline teorik yaklaşımlardır.

Birincisi, Trapletti ve diğ. (2000) Otoregresif Sinir Ağı (AR-NN) modeli MLST(A)R modeliyle benzer yapıdadır. Anders ve Korn (1999) ve Rech ve diğ. (1999) AR-NN model kurulum aşamalarında STAR kurulum süreçleri tartışılmaktadır. Teräsvirta ve diğ. (2006), Medeiros ve diğ. (2002) AR-NN modellerinin istatistiksel kurulum yöntemlerini geliştirmektedir. Bu kapsamda, MLST(A)R modelinin model kurulum aşamalarının tartışılması ANN modellerinin oluşturulması kapsamında önem taşımaktadır. MLSTAR modeli Otoregressif Yapay Sinir Ağları AR-NN modellerinde yerleşik yapıda bir modeldir.

İkincisi, çift ve daha fazla eşikli STAR modeli, çift ve daha fazla eşikli bir TAR modeliyle benzer yapıdadır. Dolayısıyla TAR modellerinde eşik belirlenmesi sorununun çözümünde MLST(A)R modeli önerilecektir. Nitekim modelin geçişin hızını belirleyen γ parametreleri yeterince büyük tahmin edilirse, MLST(A)R modeli İkiden fazla rejimli bir TAR modeline dönüşeceğinden, bu modelin iyi bir yaklaştırımı olmaktadır (Strikholm ve Teräsvirta, 2005). İkincisinde, çok rejimli TAR modelinde eşik belirlenmesi probleminde lojistik geçiş fonksiyonlu eklemeli ST(A)R modeli bir yaklaştırım olarak değerlendirilmektedir¹⁶⁷.

Üçüncüsü ise MLST(A)R modelinin uygulamaları ile ilgilidir. MLST(A)R modeli iki eşikli ST(A)R modelleri ile aynı yapıda gösterilebilir. İki eşikli ST(A)R modelleri ikiden fazla geçiş fonksiyonlu eklemeli yapıda modellenebilmektedir. Nitekim MLST(A)R modelinin doğrudan uygulama alanı bulunmamaktadır. Bunun bir sebebi, ST(A)R modeli çalışmalarında eklenebilir doğrusal olmamanın reddedilmesidir. Eklenebilecek ST(A)R tipi doğrusal olmamanın (Additive Nonlinearity) reddedilemediğı çoğu çalışmada, dört rejimli MRST(A)R ve TVST(A)R modelleri esas alınmaktadır¹⁶⁸. Nitekim MRSTAR modellerinde

¹⁶⁶ Çev. *Multiple Logistic Smooth Transition Autoregressive Model*. Model, Teräsvirta ve diğ. (2006), Medeiros ve diğ. (2002) çalışmalarında MLSTAR olarak adlandırılacak bir modelin AR-ANN modeli ile benzer yapıda olduğuna dikkat çekilmiştir. MLSTAR modelleme aşamaları tartışılmamıştır.

¹⁶⁷ Strikholm ve Teräsvirta (2005); Holt ve Craig (2006). Çev. *Additive STAR Model*.

¹⁶⁸ Strikholm ve Teräsvirta (2005), *age*, s.2.

STAR modelleri iç içe modellendiğinden, modellerin yapısı gereği m eşikli bir model 2^m rejimlidir. Dolayısıyla, test sürecinde 2 rejimli LSTAR modeli 4 rejimli MRSTAR modeline karşı sınanırken, bir sonraki aşamada 3 eşikli bir modelin 8 rejimli bir modele karşı sınanması gerekmektedir. Dolayısıyla, STAR modellerinde daha fazla rejimlerin modellenmesinde MRSTAR modeline sıklıkla başvurulmakla beraber, doğrusallık testlerinde 4 rejimli model 8 rejimli modele karşı reddedilme gücü azalmaktadır. MLST(A)R model mimarisi seçim aşamaları, Bölüm 4.'te bazı ANN modelleri için genelleştirilecektir.

3.4.1 MLSTAR Modeli

Tek geçiş fonksiyonlu (çift rejimli) bir LST(A)R modeli tekrar yazılırsa,

$$y_t = \phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t (1 - F_1(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1)) + \phi'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1) + \varepsilon_t \quad (3.63)$$

F_1 lojistik fonksiyonu,

$$F_1(\mathbf{x}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1) = \left(1 + \exp\{-\gamma_1(\alpha'_1 \mathbf{x}_t - c_1)\}\right)^{-1} \quad (3.64)$$

Model basitlik amacıyla tek değişkenli varsayılmıştır. Denklem (3.64)'de geçiş fonksiyonunda girdi vektörü $\tilde{\mathbf{x}}_t = (1, \mathbf{x}_t)'$ ve $\mathbf{x}_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$, lojistik fonksiyonda p adet geçiş değişkeninin $\alpha'_i = (\alpha_{i1}, \dots, \alpha_{ip})'$ geçişte nispi ağırlıklarını belirten parametre vektörü, c_1 tek eşik değeri ve γ_1 geçiş hızı parametresidir. ε_t sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı $N \sim (0, \delta^2)$ dağılan beyaz parazit hata terimidir.

Denklem (3.63)'de parametreler, $\phi'_0 = \phi'_1$, $\phi'_1 = \phi_2 - \phi_1$ olarak yeniden yazılırsa,

$$y_t = \phi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1) + \varepsilon_t \quad (3.65)$$

LST(A)R modelinin eklemeli bir gösterimine ulaşılmaktadır. Denklemde doğrusal kısım olan $\phi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t$ doğrusal-olmayan kısım olan $\phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1)$ ile toplanmaktadır.

Denklem (3.65)'de, ikinci bir doğrusal-olmayan kısım eklenerek iki geçiş fonksiyonlu bir ST(A)R modeli elde edilecektir. Geçiş fonksiyonu lojistik fonksiyon olarak tanımlandığında iki geçiş fonksiyonlu MLST(A)R modeli,

$$y_t = \phi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1) + \phi'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F_2(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_2, \alpha_2, c_2) + \varepsilon_t \quad (3.66)$$

ve geiş fonksiyonları

$$F_i(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_i, \alpha_i, c_i) = \left(1 + \exp \left\{ -\gamma_i \left(\alpha_i' \tilde{\mathbf{x}}_t - c_i \right) \right\} \right)^{-1}, i=1,2. \quad (3.67)$$

olarak tanımlanmıştır.

Denklem (3.66), k adet geiş fonksiyonu ile genişletilirse, k lojistik fonksiyonlu $k+1$ eklenmiş kısımdan oluşan MLST(A)R modeli,

$$y_t = \varphi_0' \tilde{\mathbf{x}}_t + \sum_{i=1}^k \varphi_i' \tilde{\mathbf{x}}_t F_i(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_i, \alpha_i, c_i) + \varepsilon_t \quad (3.68)$$

$$F_i(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_i, \alpha_i, c_i) = \left(1 + \exp \left\{ -\gamma_i \left(\alpha_i' \tilde{\mathbf{x}}_t - c_i \right) \right\} \right)^{-1} \quad i=1,2,\dots,k. \quad (3.69)$$

elde edilmektedir. Modelde girdi vektörü $\tilde{\mathbf{x}}_t = (1, \mathbf{x}_t)$, $\mathbf{x}_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$; ve dolayısıyla $p+1$

parametre vektörü $\varphi_0' = (\varphi_{0,0}, \varphi_{0,1}, \dots, \varphi_{0,p})'$ olarak tanımlanmıştır. Doğrusal kısma eklenen

ikinci kısımda girdi parametreleri şu şekildedir; $i \rightarrow k$ giderken, i 'inci otoregresif kısımda

p 'inci parametre $\varphi_i' = (\varphi_{i,0}, \varphi_{i,1}, \dots, \varphi_{i,p})'$, $i=1,2,\dots,k$ parametre vektörü ile tanımlanmaktadır.

Denklem (3.69)'de $\alpha_i' = (\alpha_{i1}, \dots, \alpha_{ip})'$ olup her i inci geiş fonksiyonu p adet geiş parametresine sahiptir. Dolayısıyla, modelde geişte rol oynayan birden fazla değişken olup değişkenlerin nispi ağırlıkları söz konusudur.

STAR modellerinde tek bir geiş değişkeni kullanılmaktadır. Dolayısıyla, α_i' parametre vektörü tek bir geiş değişkeni için düzenlenir ve bu değişkenin parametresi 1'e normalize edilirse¹⁶⁹,

$$F_{i,ML}(s_{it}; \gamma_i, c_i) = \left(1 + \exp \left\{ -\gamma_i (s_{it} - c_i) \right\} \right)^{-1}, i=1,2,\dots,k. \quad (3.70)$$

MLST(A)R geiş fonksiyonu $F_{i,ML}(s_{it}; \gamma_i, c_i)$ elde edilmektedir.

¹⁶⁹ STAR modellerinde; tek geiş fonksiyonlu bir modelde, $\alpha_1' = (\alpha_{11}, \dots, \alpha_{1d}, \dots, \alpha_{1p})' = (0, \dots, 1, \dots, 0)'$ tanımlanarak geiş değişkeni $s_{1t} = y_{t-d}$ olur. İki geiş fonksiyonlu bir modelde kısıtlar $\alpha_1' = (\alpha_{11}, \dots, \alpha_{1d}, \dots, \alpha_{1p})' = (0, \dots, 1, \dots, 0)'$ ve $\alpha_2' = (\alpha_{21}, \dots, \alpha_{2e}, \dots, \alpha_{2p})' = (0, \dots, 1, \dots, 0)'$ olup $s_{1t} = y_{t-d}$; $s_{2t} = y_{t-e}$ elde edilir. Değinildiği gibi, İktisat teorisi kapsamında geiş değişkeni belirlenmediyse, modelin anlamlılığın en fazla arttıran geiş değişkeni tercih edildiğinden $e \neq d$ veya $e=d$ olabilir. Öte yandan, STAR modellerinden farklı olarak ANN modellerinde α_i' vektörü her i rejimde birden fazla geiş değişkeni içermektedir.

İki geçiş fonksiyonlu bir MLST(A)R modeli,

$$y_t = \phi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t F_{1,ML}(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \phi'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F_{2,ML}(s_{2t}; \gamma_2, c_2) + \varepsilon_t \quad (3.71)$$

ve k adet geçiş fonksiyonlu model,

$$y_t = \phi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \sum_{i=1}^k \phi'_i \tilde{\mathbf{x}}_t F_{i,ML}(s_{it}; \gamma_i, c_i) + \varepsilon_t \quad (3.72)$$

olarak elde edilmektedir.

Modelde, i 'inci geçiş fonksiyonunda geçiş değişkeni $s_{it} \in \mathbf{x}_t$ 'dir. $\gamma_i > 0$ geçişin hızı parametreleri ve c_i eşik değerleridir. Her rejimde $p+1$ parametre; doğrusal kısmın eklenmesiyle $k+1$ bölgesel-doğrusal kısım¹⁷⁰; k adet geçiş fonksiyonunda yine k adet γ ve c olduğundan toplam tahmin edilecek parametre sayısı $(k+1)(p+1)+2k$ 'ya inmektedir. $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } (0, \delta^2)$ beyaz parazittir.

MLST(A)R modeli belli durumlarda doğrusal AR; iki ve daha çok rejimli SETAR; iki ve daha çok eşikli LSTAR modeline dönüşmektedir. Modelde, $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_k = 0$ olduğunda, $F_{i,ML}(s_{it}; \gamma_i, c_i) = 0.5$ olacağından doğrusal AR modeli elde edilmektedir. Öte yandan, $\gamma_j \rightarrow \infty$ yaklaşırken geçişler sertleşeceği için model ikiden fazla rejimli SETAR modeline dönüşmektedir. Öte yandan, $\gamma_1 > 0$ ve $\gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = \dots = \gamma_k = 0$ olduğunda, MLST(A)R modeli LST(A)R modeline dönüşmektedir. $\gamma_1 > 0$ ve $\gamma_2 > 0$ kabul edilerek $\gamma_3 = \gamma_4 = \dots = \gamma_k = 0$ reddedildiğinde, MLST(A)R modeli iki eşikli LSTAR modeli olarak da adlandırılmaktadır.

MLST(A)R modelinin eklemeli ST(A)R gösterimi modelin STAR doğrusallık testleri ile modellenmesine olanak tanımaktadır. MRST(A)R modelinden farklı olarak lojistik fonksiyonlar tek tek eklenerek sınanabilmektedir. Nitekim MRST(A)R modelinde m geçiş fonksiyonlu bir model MLST(A)R modelinden farklı olarak 2^m geçiş fonksiyonlu modele karşı sınanabilmektedir.

MLST(A)R modelinde test döngüsü kapsamında $j=1$ 'den $j \rightarrow k$ giderken boş önsavın ilk kabul edildiği noktada durulmaktadır. Bu çerçevede, lojistik fonksiyonların tek tek eklenerek sınanması mümkündür.

¹⁷⁰ Mühendislik yazınında ANN modelleri için kullanılan *locally linear* terimi yerine kullanılmıştır. Bkz. Mendic ve diğ. (2006).

Değinilen MLST(A)R modelinde geçiş fonksiyonu üstel fonksiyon olarak tanımlanabilmektedir. Elde edilen model MEST(A)R Çoklu Üstel Yumuşak Geçişli (Oto)regresif Modeli olarak adlandırılacaktır. STAR modellerinde üstel fonksiyonlu ve lojistik fonksiyon arasında bir ayırımı yapmayan çalışmalar içerisinde Öcal ve Osborn (2000), Sensier ve diğ. (2002) ve Kesriyeli ve diğ. (2004) öne çıkan çalışmalardır. van Dijk ve diğ. (1997, 1999) MRST(A)R modelinde ise geçiş fonksiyonları lojistik fonksiyon olarak tanımlanmıştır¹⁷¹.

3.4.1.1 MLST(A)R Modelinde Rejimlerin İncelenmesi

Çalışmada, MLST(A)R rejim yapısının diğer çoklu geçiş fonksiyonlu modeller olan MRSTAR ve TVSTAR modellerinden farklı olduğuna dikkat çekilecektir. Bu noktada değinmek istediğimiz temel çıkarsama, MRST(A)R ve TVST(A)R modellerinde k adet geçiş fonksiyonu ile modellenen modellerde rejim adetinin üstel olarak 2^k biçiminde artmasıdır. Bu kapsamda model kurulumu, doğrusal olmayan zaman serisinin 2,4, 8, 16 gibi artan oranlarda rejimlerle modellenmesine olanak tanımaktadır.

İktisat teorisi kapsamında incelenen zaman serisilerinin üç rejimle modellenmesi gerekliliği ortaya çıkabilmektedir. Nitekim büyüme oranlarında daralma-hızlı kalınma-yavaşlayan kalkınma olmak üzere en az üç rejimin tartışıldığı Sichel (1993, 1994); artan aşamalı iyimserlikle ilişkili iki rejimde büyüme ve hızlı büyüme gerçekleşirken takip eden üçüncü rejim olan resesyon ve finansal kriz rejiminin tartışıldığı Minsky (1986) Finansal İstabilite Hipotezi örnek gösterilebilmektedir. Bu çerçevede, Cruz (2005), Clements ve Krolzig (1998), Boldin (1999) ampirik çalışmaları öne çıkmaktadır. Öte yandan, satın alma paritesi ve reel kurlarda üç rejimin tartışıldığı çalışmalar içerisinde Obsfeld ve Taylor (1997), Balke ve Fomby (1997), Taylor, Peel ve Sarno (2001), Rapach ve Wohar (2006) ve Buncic (2008) çalışmaları bazı önemli çalışmalardır. Çalışmada değinmek istediğimiz yapı ise yukarıda değinilen her iki grup çalışmadan farklıdır.

¹⁷¹ Çalışmada, çoklu STAR modelleri üstel fonksiyonlu modellenmemektedir. Bu yaklaşımda, üstel geçiş fonksiyonlu modelde karşılaştığımız güçlükler şunlardır. Birincisi, modelde geçiş fonksiyonu üstel belirlendiğinde modelin T(A)R gösterimine ulaşamamaktadır. $\gamma \rightarrow \infty$ giderken üstel fonksiyon aynı değere yakınsamakta, model doğrusala dönmektedir. Dolayısıyla, MLST(A)R modeli MT(A)R modelinin bir gösterimi iken MEST(A)R modeli MT(A)R modelinin bir gösterimi değildir. İkincisi, üstel fonksiyonlu geçiş fonksiyonu simetrik değildir. Üstel fonksiyonda bir orta rejim ve dış rejimler olmak üzere üç rejim modellenebilmektedir. Dış rejimlerde ise yapı aynıdır. Dolayısıyla, orta ve dış rejimler olmak üzere iki farklı rejim yapısı modellenmektedir. Üçüncüsü, üstel fonksiyon ANN modellerinde yer alan geçiş fonksiyonları ailesine dahil değildir. Öte yandan, gaussian dağılım fonksiyonu benzer geçiş yapısına sahip bir fonksiyon olup ANN modellerinde kullanılmaktadır. ST(A)R modellerinde gaussian dağılım kullanılabilmekte ancak tercih edilmemektedir (Tong, 1990).

Birinci grupta, Hamilton Markov geiş yapısı esas alınarak rejim olasılıkları temel alınmaktadır. Bu kapsamda, değinilen ampirik alışmalarda üç rejim modellenmekle beraber geiş dışsal kabul edilmekte olup elde edilen rejimler bölgesel-doğrusal rejimlerdir.

İkinci grupta yer alan alışmalarda ise Band-TAR ve EST(A)R modelleri kapsamında birim kök takip eden bir orta rejime ek olarak bu rejimlerden sapmalarla oluşan iki durağan dış rejim modellenmektedir. Band-TAR yapısı, EST(A)R modellerine genişletilebilmektedir. Öte yandan, her iki modelde de bölgesel-doğrusal rejimler esnek-olmayan bir yapıda modellenmekte, hızlı geiş yapısı gerçekleştiğinde ise EST(A)R modeli doğrusal modele dönmektedir.

Çalışmada değinilen MLST(A)R modeli iki şekilde farklılaşmaktadır. Birincisi, lojistik fonksiyonların temel alınmasıyla lojistik geiş ile yavaş büyümeden hızlanan büyüme rejimine geiş yapısı modellenenmektedir. Ayrıca lojistik fonksiyon uç değerlerde farklı değerlere yakınsamaktadır. Dolayısıyla rejimlerde kalıcılık yapısı EST(A)R ve Band-TAR yapısından farklıdır. İkincisi, MLST(A)R modeli yapısı Yapay Sinir Ağları geiş yapısıyla benzer özellikler taşımaktadır. Bu noktada dikkat çekmek istediğimiz husus, MLST(A)R rejim yapısının önceki bölümlerde değinilen rejim yapısından farklı olarak daha esnek yapıda olması olup MRST(A)R ve MLST(A)R modellerinin karşılaştırıldığında vurgulanacaktır. Nitekim MRST(A)R modelinde k adet lojistik fonksiyon ile 2^k rejim modellenirken lojistik fonksiyonlar uç değerler aldığında model bölgesel doğrusal modellere yakınsamaktadır. MLST(A)R modelinin bir farkı, k adet lojistik fonksiyon ile $k+1$ rejimin parametrelerinin nispi ağırlıkları önem taşımaktadır. Bu kapsamda, lojistik fonksiyonlar rejimleri ağırlıklandırırken, uç değerlerde tek bir otoregresif kısma değil birkaç otoregresif kısım parametresinin farklı ağırlıklandırılmış toplamı aktive olduğundan daha esnek bir parametrik yorum söz konusudur. MLST(A)R modelinde MRST(A)R modelinde olduğu gibi geiş fonksiyonları etkileşim içine girmemektedir. Bölüm 3.2.1’de değinildiği gibi, Bu kapsamda, MRST(A)R modelinde F_1 ve F_2 ’nin etkileşim içinde olduğu $F_1 \times F_2$ fonksiyon bir üçüncü geiş fonksiyonu gibi modele dahil olmaktadır. Bu durumun bir sonucu, lojistik fonksiyonlar uç değerler aldığında tek bir otoregresif kısma yakınsama sağlanmasıdır.

MLST(A)R modelinde, lojistik fonksiyonların etkileşime girmemesi rejimlerin yorumlanmasında farklılaştırmaktadır. Dolayısıyla, MLST(A)R modelinde, etkileşimin $(F_1 \times F_2)$ modele dahil olmaması daha parsimonik bir model yapısı sağlanmaktadır. MRST(A)R modelinde toplamda dört adet bölgesel-doğrusal $AR(p)$ süreciyle çarpılan üç

lojistik fonksiyon mevcuttur¹⁷². Üçüncü lojistik fonksiyon ise iki lojistik fonksiyonun etkileşiminden oluşmaktadır.

Bu noktada, çalışmada değindiğimiz yaklaşım farklılaşmaktadır. MLST(A)R modelinde iki rejim yorumu söz konusudur. Birincisinde, model lojistik fonksiyonların uç değerleri için değerlendirilirse dört uç durum ortaya çıkmaktadır. Ancak, çalışmada bu dört uç durumun farklı oranlarda aktifleşen üç rejim sonucu oluştuğuna dikkat çekmek istiyoruz.

İki lojistik fonksiyonlu bir MLST(A)R modeli,

$$y_t = \phi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t F_{1,ML}(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \phi'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F_{2,ML}(s_{2t}; \gamma_2, c_2) + \varepsilon_t \quad (3.73)$$

biçimindedir. Modelde 2 adet geçiş fonksiyonu ile 3 adet rejim aktive olmaktadır,

$$1) y_t = \phi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \varepsilon_t$$

$$2) y_t = \phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t + \varepsilon_t$$

$$3) y_t = \phi'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t + \varepsilon_t$$

olarak aktive olmaktadır. Rejimlerin incelenmesi için MRST(A)R modelinde olduğu gibi F_1 ve F_2 fonksiyonlarının alacağı uç değerler olan $[0,1]$ değerlerinden hareket edilirse, Denklem (3.73)'ta yer alan üç rejimli MLST(A)R modelinde gerçekte dört durum,

$$1) F_1=0, F_2=0 \text{ ise } y_t = \phi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \varepsilon_t$$

$$2) F_1=1, F_2=0 \text{ ise } y_t = (\phi'_0 + \phi'_1) \tilde{\mathbf{x}}_t + \varepsilon_t$$

$$3) F_1=0, F_2=1 \text{ ise } y_t = (\phi'_0 + \phi'_2) \tilde{\mathbf{x}}_t + \varepsilon_t$$

$$4) F_1=1, F_2=1 \text{ ise } y_t = (\phi'_0 + \phi'_1 + \phi'_2) \tilde{\mathbf{x}}_t + \varepsilon_t$$

olarak gerçekleşmektedir.

Lojistik fonksiyonlar uç değerler olan sıfır ve bir haricinde ara değerler aldığında parametrelerin ağırlıkları farklılaştığından, dört durum altında MRST(A)R modelinden farklı olarak bir otoregresif kısma değil üç rejimin parametrelerinin eklenmesiyle elde edilen

¹⁷² Rejimlerin yorumlanmasında parametrelerin farklı yapısı öne çıkmaktadır. MRSTAR modelinin bir farkı iki geçiş fonksiyonunun etkileşim içine girmesidir. MRSTAR modelinde de 4 rejim olmakla beraber dört adet bölgesel-doğrusal AR(p) modellenmektedir. Modelde, parametre vektöründe $i=1,2,3,4$ 'tür. MLSTAR modelinde

ise $\phi'_i = (\phi_{i,0}, \phi_{i,1}, \dots, \phi_{i,p})'$ $i=1,2,3$ olduğundan, model p adet daha az parametreye sahiptir. Dolayısıyla MLSTAR modeli MRSTAR modelinden daha parsimonik bir modeldir.

durumlara yakınsanmaktadır. Dolayısıyla, MLST(A)R modelinde rejimler MRST(A)R modeli gibi yorumlanırsa dört durum altında dört rejim yorumlanabilmektedir. Öte yandan, MRST(A)R modelinden farklı olarak modelin iç-içe iki LSTAR modelinden değil, iki eklemeli LSTAR modelinden oluşmaktadır¹⁷³. Gerçekte, farklı oranlarla ağırlıklandırılmış üç parametre seti modellendiğinden, k geçiş fonksiyonlu MLST(A)R modeli $k+1$ rejimli yorumlanmaktadır¹⁷⁴.

Modelde, geçiş fonksiyonları uç değerlere yaklaşırken şu durumlar ortaya çıkmaktadır,

1. $F_1 \rightarrow 0$ 'a ($F_1 \rightarrow 1$ 'e) giderken ikinci rejimin ϕ'_1 parametrelerinin ağırlığı azalmaktadır (artmaktadır). Öte yandan, birinci ve üçüncü rejimlerin ϕ'_0 ve ϕ'_2 parametrelerinin ağırlığı karşılaştırmalı olarak artmaktadır (azalmaktadır).
2. $F_2 \rightarrow 0$ 'a ($F_2 \rightarrow 1$ 'e) giderken üçüncü rejimin ϕ'_2 parametrelerinin ağırlığı azalmaktadır (artmaktadır). Birinci ve ikinci rejimlerin ϕ'_0 ve ϕ'_1 parametrelerinin ağırlığı karşılaştırmalı olarak artmaktadır (azalmaktadır).
3. $F_1 \rightarrow 1$, $F_2 \rightarrow 0$ ' e giderken ikinci rejimin ağırlığı artarken üçüncü rejimin ağırlığı azalmaktadır. Nispi olarak birinci rejimin parametreleri baskındır. Buna ek olarak, ikinci rejimin parametrelerinin ağırlığı artmaktadır.
4. $F_2 \rightarrow 1$, $F_1 \rightarrow 0$ 'a giderken ϕ'_2 ağırlığı artarken ϕ'_1 ağırlığı azalmaktadır. Nispi olarak birinci rejimin parametreleri ve bu parametrelere ek olarak hızla aktifleşen üçüncü rejimin parametrelerinin ağırlığı artmaktadır.

Her iki lojistik fonksiyonda aynı uç değere yakınsarken oluşan durumlar şöyledir,

5. F_2 ve $F_1 \rightarrow 0$ 'a giderken birinci rejim olan $\phi'_0 \tilde{x}_t$ baskındır.
6. F_2 ve $F_1 \rightarrow 1$ 'e giderken ikinci ve üçüncü rejimlerin ağırlığı artmakta, nispi olarak birinci rejimin ağırlığı azalmaktadır.

¹⁷³ Benzer yaklaşım için Eklemeli STAR doğrusal olmama testinde tartışıldığı van Dijk, Teräsvirta ve Franses (2002), Granger ve Teräsvirta (1993) ve Teräsvirta (1994) çalışmalarına başvurulabilir.

¹⁷⁴ Çalışmamızda değinilen durum $S_{1t} \neq S_{2t}$ altında geçerlidir. Öte yandan bir diğer durum Öcal ve Osborn (1998)'de tartışılmaktadır. Eklemeli bir STAR modelinde $C_1 < C_2$ olarak kısıtlanmaktadır. Bu sebeple, 1. lojistikle aktive olan rejim serinin nispi olarak daha düşük değerlerine karşılık gelen rejimi yakalayacaktır. Geçiş değişkeni her iki fonksiyonda da aynı olursa $S_{1t} = S_{2t}$ (veya tek değişkenli modelde $y_{t-d} = y_{t-e}$ olduğunda) C_1 ve C_2 değerlerindeki kısıt $F_1=0$, $F_2=0$ durumunu mantıksal olarak elemektedir. Nitekim $F_1=0$ ve $F_2=1$ durumunda, zaten $C_1 < C_2$ olduğundan $F_1=0$, $F_2=0$ elenmelidir. Dolayısıyla, dört değil üç durum gerçekleşecektir.

MLST(A)R modelinde, m adet lojistik fonksiyon kullanıldığında; üç farklı bölgesel-doğrusal parametrelerin nispi aktivasyon dereceleri farklılaşmaktadır. Geçiş fonksiyonlarının aldığı uç değerler altında dört farklı rejim olarak yorumlanabilecek dört farklı ilişki ortaya çıkmaktadır.

Elde edilen dört farklı yapı üç farklı regresyonun farklı derecelerde aktive olmaları sonucu gerçekleşmektedir. MLST(A)R modelinde dört farklı otoregresif parametre seti modellenmekle beraber gerçekte üç farklı parametre setinin iki geçiş fonksiyonu tarafından ağırlıklandırılarak birbirleriyle toplandığı göz önünde bulundurulmalıdır.

Dolayısıyla, her ne kadar uç rejimlerde dört farklı doğrusal yapı ortaya çıkmakta olsa da, gerçekte aktive olma ağırlıkları farklılaşan üç farklı rejim söz konusudur. Öte yandan, elde edilen MLST(A)R modeli MRST(A)R modelinden göreceli olarak daha parsimonik bir model olduğundan doğrusallık testlerinde serbestlik derecesi kazanımı gerçekleşmektedir.

3.4.1.2 MLST(A)R Modelinde Model Oluşturma Süreci

MLST(A)R modellerinin oluşturulmasına ilişkin süreçte Box Jenkins yöntemi temel alınacaktır. MRST(A)R modellerinde değinildiği gibi, MLST(A)R model seçim sürecinin toplandığı üç aşama olan *i. model spesifikasyonu*, *ii. modelin tahmini* ve *iii. modelin değerlendirilmesi* süreçleri doğrusal olmayan yöntemler içerisinde STAR modelleri çerçevesinde tartışılacaktır. ST(A)R modellerinde Box Jenkins yönteminin takip edildiği çalışmalar içerisinde Granger ve Teräsvirta (1993), Lütkepohl ve diğ. (2005) ve Teräsvirta (1994, 1997a, 1997b) önem taşımaktadır.

Eklemeli STAR modellerinin tahmin edildiği Öcal ve Osborn (2002) ve Sensier ve diğ. (2002), Kesriyeli ve diğ. (2004), Lundberg ve diğ. (2003) Fouquau, Hurlin ve Rabaud (2008) ve Colletaz ve Hurlin (2006) çalışmalarında STAR tipi model oluşturma sürecinin takip edilmiştir¹⁷⁵. Çalışmada, STAR tipi model oluşturma süreci MLST(A)R modeli için incelenecektir. MLST(A)R model mimarisi seçimi süreci MRST(A)R modelleri için Bölüm 3.3.1’de tartışılan yöntem ile benzer yapıda olmakla beraber daha az serbestlik derecesi kaybıyla sonuçlanmaktadır.

¹⁷⁵ Eklemeli STAR modellerinde model seçim sürecinin tartışıldığı Strikholm ve Teräsvirta (2005) çalışmasında takip edilen süreç farklıdır. Nitekim Taylor yaklaşımının birinci mertebede yeterli bulunmasıdır. Luukkonen ve diğ. (1988) 3. mertebe ve 1. mertebe Taylor yaklaşımını karşılaştırdıkları monte carlo çalışmalarında 3. mertebe yaklaşımın tercih edilmesi gerektiğini ortaya koymaktadır.

İki lojistik fonksiyonlu bir MLST(A)R modeli,

$$y_t = \phi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t F_{1,ML}(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \phi'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F_{2,ML}(s_{2t}; \gamma_2, c_2) + \varepsilon_t \quad (3.74)$$

iki geçiş fonksiyonu,

$$F_{i,ML}(s_{it}; \gamma_i, c_i) = \left(1 + \exp\{-\gamma_i(s_{it} - c_i)\}\right)^{-1}, i=1,2. \quad (3.75)$$

olarak gösterilmektedir. Modelde, $\gamma_2=0$ olması halinde ikinci geçiş fonksiyonu olan $F_{2,ML}$ bir sabit değer alacağından¹⁷⁶, model tek geçiş fonksiyonlu ve iki rejimli bir LST(A)R modeline dönüşmektedir. Öte yandan, $H_0: \gamma_2 = 0$ önsavı altında ikinci lojistik fonksiyona bağlı olarak ϕ'_2 , γ_2 ve c_2 tanımsızdır. Bölüm 3.3.1.2'de MRST(A)R için geliştirilen yöntem kapsamında $F_{2,ML}(s_{2t}; \gamma_2, c_2)$ geçiş fonksiyonunun $\gamma_2=0$ çevresinde bir Taylor yaklaşımı ile modellenmesi önerilmektedir.

Birinci mertebeden bir Taylor yaklaşımı ile model,

$$y_t = \theta'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t + \theta'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F_{1,ML}(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \beta'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t s_{2t} + v_t \quad (3.76)$$

biçimindedir.

Denklem (3.76)'da, θ'_1, θ'_2 Denklem (3.74) ile verilen MLST(A)R modelinde asıl parametreler olan ϕ'_0, ϕ'_1 parametrelerinin temsili bir fonksiyonu iken; Taylor yaklaşımında ise β'_1 asıl parametreler olan ϕ'_2, γ_2, c_2 parametrelerinin bir fonksiyonudur. $H_0: \beta'_1=0$ boş önsavı reddedilemediğinde, $\gamma_2=0$ ve $\phi'_2=0$ olmakta, LST(A)R modeli MLST(A)R modeline karşı reddedilememektedir. v_t hata terimleridir.

Taylor yaklaşımında hata terimlerinde, LST(A)R modeliyle modellenememiş bir doğrusal olmama varlığı altında bir başka doğrusal olmayan süreç $v_t = \varepsilon_t + \phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t R_{T(3)}(s_{2t}; \gamma_2, c_2)$ biçiminde tanımlanmaktadır. $R_{T(3)}(s_{2t}; \gamma_2, c_2)$ Taylor yaklaşımında bir doğrusal olmayan gösterimdir. Dolayısıyla, boş önsavının altında aynı zamanda eklenebilecek doğrusal olmama kabul edildiğinde $R_{T(3)}(s_{2t}; \gamma_2, c_2) \equiv 0$ olduğu varsayılmaktadır. Dolayısıyla, boş önsavı

¹⁷⁶ Teräsvirta (1994), doğrusallık testlerinde lojistik fonksiyonlardan $-1/2$ çıkartılabileceğine değinmektedir. Nitekim $\gamma_2=0$ bulunduğunda, $F_{2,ML}$ sıfır değil $1/2$ değeri alacaktır. Dolayısıyla, $\gamma_2=0$ bulunduğunda model; $y_t = \phi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t F_{1,ML}(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \phi'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t (1/2) + \varepsilon_t$ olup, $0.5 \times \phi'$ parametreleri birinci kısma eklenmektedir. $y_t = (\phi'_0 + 0.5 \times \phi'_2) \tilde{\mathbf{x}}_t + \phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t F_{1,ML}(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \varepsilon_t$. Dolayısıyla, $\gamma_2=0$ bulunduğunda model bir LST(A)R'dır.

altında hata terimleri $v_t = \varepsilon_t$ eşit olmaktadır¹⁷⁷. Elde edilen LM(1) test istatistiği doğrusallık boş önsavı altında p serbestlik derecesine sahip bir asimptotik χ^2 dağılımına uymaktadır.

STAR modellerine ilişkin doğrusallık testlerinde çoğunlukla üçüncü mertebeden Taylor yaklaşıtlırımı kullanılmaktadır. Bu yaklaşımın üç sebebi söz konusudur. Birincisi, Luukkonen ve diğ. (1988), LM(1) test istatistiğinin rejimler arasında yalnız sabit terimleriyle açıklanan bir doğrusal olmama olması durumunda (veri türetim sürecinde eğim katsayıları sıfır bulunduğunda) test gücünü kaybettiğine değinmektedir. İkincisi, $\gamma_2=0$ çevresinde ikinci mertebeden bir Taylor yaklaşıtlırımı yapıldığında lojistik fonksiyonun türevi sıfıra eşit olup LM testinde kullanılamamaktadır¹⁷⁸ (Enders, 2005). Üçüncüsü, dördüncü mertebeden Taylor yaklaşıtlırımında test gücünde önemli bir kazanım sağlanılmamakta nitekim önemli serbestlik derecesi kaybı gerçekleşmektedir (Teräsvirta ve diğ., 2006)¹⁷⁹.

Denklem (3.74)'de ikinci lojistik kısmının yerine üçüncü mertebeden bir Taylor yaklaşıtlırımı yazıldığında, modelin bir yaklaşıtlırımı,

$$y_t = \theta_1' \tilde{\mathbf{x}}_t + \theta_2' \tilde{\mathbf{x}}_t F_{1,ML}(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \beta_1' \mathbf{x}_t s_{2t} + \beta_2' \mathbf{x}_t s_{2t}^2 + \beta_3' \mathbf{x}_t s_{2t}^3 + v_t \quad (3.77)$$

olarak gösterilmektedir.

Boş önsavı $H_0: \beta_i' = 0, i=1,2,3$ altında aynı zamanda ikinci lojistik fonksiyonun istatistiksel olarak anlamsız bulunması $H_0': \gamma_2=0$; ve tek lojistikli LSTAR modelinin doğrusal olmamayı modellemede yeterli olduğu ve $H_0'': v_t = \varepsilon_t$ önsavları yer almaktadır. Elde edilen LM(3) test istatistiği doğrusallık boş önsavı altında $3(p+1)$ serbestlik derecesine sahip bir asimptotik χ^2 dağılımına uymaktadır. Öte yandan, LM(1) testi daha parsimonik bir test olmakla beraber, her iki bölgesel-doğrusal kısımda aynı girdi değışkenlerinin olması ve eğim katsayılarının anlamsız bulunması durumunda test gücünü kaybetmektedir. Dolayısıyla, takip edilecek LM(3) testinin aşamaları incelenecektir.

¹⁷⁷ Boş önsavının değinilen farklı gösterimi için, van Dijk ve diğ. (2002).

¹⁷⁸ Walter Enders, **Applied Econometric Time Series**, 2. bs., (Londra: Wiley, 2004).

¹⁷⁹ Öte yandan, üçüncü mertebe Taylor yaklaşıtlırımının tercih edilmesinin bir diğeri sebebi, ESTAR ve LSTAR modelleri arasında tercihin bir test ile sağlanabilmesidir. MLST(A)R modellerinde üstel fonksiyonlar modele dahil edilmemiştir. Ancak, Luukkonen (1988)'den hareketle üçüncü mertebe Taylor yaklaşıtlırımı esas alınmıştır.

Testin oluşturulmasında izlenen aşamalar kısaca şöyledir:

1. İki rejimli bir LSTAR modelinin doğrusal olmayan EKK yöntemi ile tahmin edilerek hata kareleri toplamı (SSR_0) hesaplanması.
2. $\hat{\varepsilon}_t$ hata terimleri, parametrelere göre türevlerin alınmasıyla elde edilen seriler (garadient) ve ek regresörler üzerine regres edilir. Modelin hata kareleri toplamı SSR_1 hesaplanır.
3. Son aşamada, LM test istatistiği hesaplanmaktadır.

Birinci aşamada tek lojistik fonksiyonlu LSTAR modeli $\hat{y}_t = \hat{\phi}'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t (1 - F_1(s_t; \hat{\gamma}, \hat{c})) + \hat{\phi}'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t (F_1(s_t; \hat{\gamma}, \hat{c})) + \hat{\varepsilon}_t$ tahmin edilerek $\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{y}_t$ hata terimleri kaydedilir. İkinci aşamada, iki rejimli LST(A)R modelinin regresörleri olan $\{\phi'_1, \phi'_2, \gamma, c\}$ 'ye göre türevinin alınması gerekmektedir. Lojistik fonksiyonun γ_1 ve c_1 parametrelerine göre kısmi türevleri Bölüm 2.1.3'de verilmektedir. MRST(A)R modelinde de tek lojistikli LST(A)R modeline karşı sınındığından, lojistik fonksiyonun γ_1 ve c_1 'e göre türevleri,

$$F'_{\gamma_1} = \frac{\partial F_1(s_{1t}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1)}{\partial \gamma_1} = F_1(s_{1t}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1) \times (1 - F_1(s_{1t}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1)) \times (s_{1t} - \hat{c}_1) \quad (3.78)$$

$$F'_{c_1} = \frac{\partial F_1(s_{1t}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1)}{\partial c_1} = \hat{\gamma}_1 \times F_1(s_{1t}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1) (1 - F_1(s_{1t}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1)) \quad (3.79)$$

olarak hesaplanır. Öte yandan, MRST(A)R modelinden farklı olarak F_1 ve F_2 etkileşim içine girmediği için MLST(A)R modelinde Taylor yaklaşımı 6 β'_i yerine 3 β'_i ile sağlanmaktadır. Bu durum denklem (3.77) ve denklem (3.57)'da görülmektedir. Nitekim LST(A)R modelinin MLST(A)R modeline karşı test edilmesinde boş önsavı $H_0: \beta'_i = 0, i = 1, 2, 3$ iken MRST(A)R modeline karşı sınındığında $H_0: \beta'_i = 0, i = 1, \dots, 6$ olmaktadır.

Yardımcı regresyonun oluşturulması için, $F_1(s_{1t}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1)$ fonksiyonunun γ_1 ve c_1 'e göre türevleri F'_{γ_1} ve F'_{c_1} yukarıda verilmektedir. $\hat{F}_{1,t} = F_1(s_{1t}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1)$ tahmin serisi hesaplanır. Yardımcı regresyonun oluşturulması için $\hat{\varepsilon}_t$ serisinin $\{\tilde{\mathbf{x}}_t, \tilde{\mathbf{x}}_t \hat{F}_{1,t}, \theta'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F'_{\gamma_1}, \theta'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F'_{c_1}\}$ ve yardımcı

regresörler olan $\{x_t s_{2t}, x_t s_{2t}^2, x_t s_{2t}^3\}$ ile tahmin edilmesi gereklidir. Yardımcı regresyonun hata kareleri toplamı SSR_1 hesaplanarak test istatistiğinin oluşturulmasında kullanılacaktır.

Üçüncü aşamada, LM test istatistiği büyük örneklemelerde $3p$ serbest dereceli asimptotik χ^2 dağılımına uymaktadır. Yardımcı regresyonun R^2 'sinin gözlem sayısı ile çarpılmasıyla,

$$LM_{MLSTAR, \chi^2} = TR^2 \quad (3.80)$$

test istatistiği hesaplanmaktadır. Küçük örneklem için test istatistiğinin F versiyonu

$$LM_{MLSTAR, F} = \frac{(SSR_0 - SSR_1) / m}{SSR_1 / (T - m - n)} \quad (3.81)$$

olarak hesaplanmaktadır. LST(A)R modelinde sabit terimlerle beraber $2(p+1)$ regresör ve LST(A)R'ın lojistik fonksiyonunda gamma ve c olmak üzere 2 parametrenin tahmin edilmesi gerektiğinden toplam olarak $2(p+1) + 2 = 2p + 4 = n$ parametre mevcuttur.

Denklem (3.77)'de yer alan yardımcı regresyonda LST(A)R modeline 3. mertebe bir Taylor yaklaşımı ile $3p$ adet parametre eklenerek sınanmaktadır. Dolayısıyla, boş önsavında kısıtlanan parametre adeti $3p=m$ 'dir. Dolayısıyla, çalışmada önerdiğimiz $LM_{MLSTAR, F}$ istatistiği m ve $(T-m-n)$ serbestlik dereceli F dağılımına sahiptir.

Çalışmada, STAR doğrusal olmama testi metodolojisini takip ederek önerdiğimiz test istatistiğinin oluşturulma yönteminde üstü kapalı olarak iki adet varsayımda bulunmaktayız. Birincisi, Taylor yaklaşımında bulunduğumuz $F_{2, ML}(s_{2t}; \gamma_2, c_2)$ fonksiyonunda, geçiş değişkeni s_{2t} 'nin bilindiği varsayılmaktadır. İkincisi, geçiş değişkeni s_{2t} 'nin kullanılan veri setine dahil olduğu varsayılmıştır.

Birincisinde, s_{2t} İktisat Teorisi tarafından a-priori belirtilmiş olabilmektedir. Dolayısıyla, test sürecinde a-priori kabul edilir. Öte yandan, s_{2t} bilinmiyorsa, takip edilecek yöntem değişken seti x_t içerisindeki değişkenlerin teker teker geçiş değişkeni seçilerek doğrusal olmama testinin p değerini en fazla düşüren geçiş değişkeninin tercih edilmesidir. Öte yandan, uygulamalarda seyrek karşılaşılmakla beraber s_{2t} dışsal olabilmektedir. Bunun bir örneği TVST(A)R modelidir. Bu modelde, $s_{2t}=t$ olarak tanımlanmaktadır. Geçiş değişkeninin dışsal bir değişken olarak modellenmesine bir diğer örnek, geçiş değişkeninin bazı değişkenlerin bir

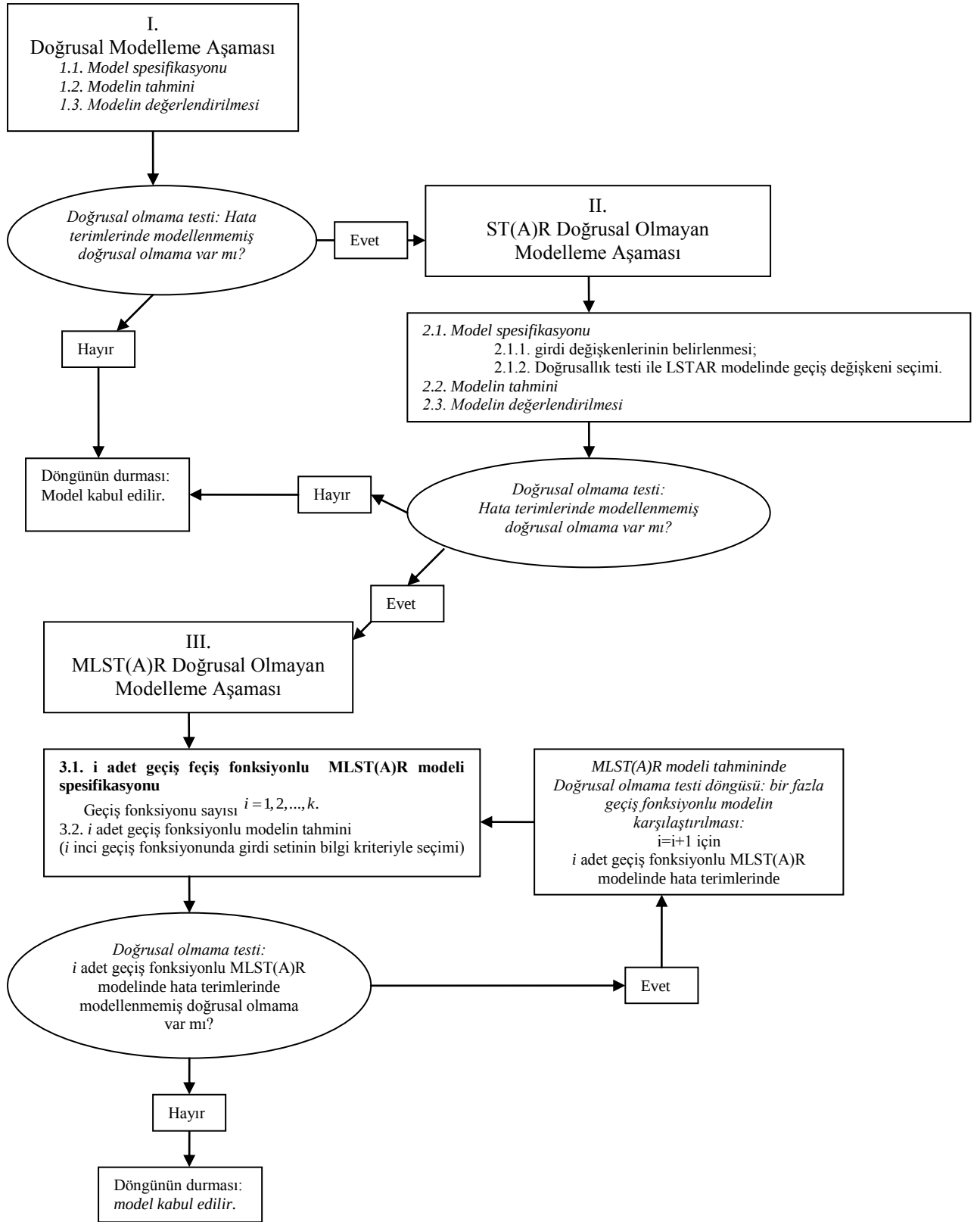
fonksiyonu olmasıdır. Bu kapsamda, Lütkepohl (2005), Hansen ve Seo (2002), Milas ve Rothman (2005) çalışmaları önem taşımaktadır.

Çalışmanın bu kısmında model seçimi yalnız doğrusal olmama testi kapsamında değerlendirilmiştir. Öte yandan, modelin diagnostik testlerle sınanarak model mimarisinin değerlendirilmesi ve değinilen doğrusal olmama testi kapsamında model seçiminin diagnostik testleri takiben tekrarlanması gereklidir.

Modelde, bazı önemli açıklayıcı değişkenler dahil edilmemiş olabilmektedir. Dolayısıyla, modelin ilk aşama olan AR(p) aşamasından itibaren farklı bilgi kriterleri ile incelenmesi gereklidir. Doğrusal olmayan analiz çerçevesinde otokorrelasyon, yanlış tanımlanma, ARCH etkisi testi ve parametre sabitliği testleri önem taşımaktadır.

Bir diğer unsur ise test sürecinde STAR tipi doğrusal olmamaya alternatif model önerilmemesidir. ANN modelleri *evrensel tahmin edici* özellikleri ile yanlış-tanımlı fonksiyonel yapıya sahip doğrusal olmayan yaklaşımlar olarak değerlendirilmektedir¹⁸⁰. Bu kapsamda, STAR tipi doğrusal olmama testi ANN tipi doğrusal olmama testine genişletildiği test, gerçek fonksiyonel yapıdan bağımsız bir test olarak değerlendirilmektedir. ANN modelleri deterministik modellerdir. Bu modeller, üçüncü bölümde stokastik çerçevede tartışılacaktır.

¹⁸⁰ Yeterli miktarda gizli birim, girdi ve gizli katman kullanıldığında ANN modelinin her hangi bir ölçülebilir fonksiyonu tahmin edebileceği önermesinin geliştirildiği başlıca çalışmalar Cybenko (1989), Swanson ve diğ. (1989), White (1989a, 1989b) çalışmalarıdır. Yaklaşımda, girdi katmanı ve gizli katmanın mimari yapısı seçimine vurgu yapılmıştır.



Şekil 3.5: MLST(A)R Modelinde Model Seçim Süreci

Model oluşturulmasında diagnostik testler önem taşımaktadır. Çizimde model seçimi yalnız doğrusallık testi kapsamında gösterilmektedir.

4. STOKASTİK YAPAY SİNİR AĞLARI

Doğrusal olmayan modeller içerisinde, yoğun uygulama alanlarıyla öne çıkan modeller içerisinde eşik mantığını bünyesinde bulunduran Eşik Otoregresif (TAR) modelleri ailesi önemli bir yere sahip olup doğrusal olmayan ekonometri yazınında en sık kullanılan doğrusal olmayan ekonometrik modellerdir¹⁸¹. Lai ve Wong (2001) çalışmasında Stokastik Yapay Sinir Ağları (SANN) modelleri geliştirilerek doğrusal zaman serileri analizinde sıklıkla kullanılan Tong (1990) Eşik Otoregresif Modelinden (TAR) hareket edilmektedir¹⁸².

Çalışmada, Stokastik Yapay Sinir Ağları Modelinin ST(A)R modelleri kapsamında incelenecektir. Bu çerçevede çalışmanın birinci amacı STAR modellerinin SANN modelleri ile iyileştirilmesidir. İkinci amacı, SANN modellerinin STAR modellerine ilişkin doğrusal olmayan ekonometrik yöntemlerden hareketle modellendiği stokastik bir çerçevenin incelenmesidir. İlk olarak SANN modeli incelenecektir.

4.1. Stokastik Yapay Sinir Ağlarına Genel Bir Bakış

Stokastik Yapay Sinir Ağları (SANN) modelleri Lai ve Wong (2001) çalışmasında geliştirilmiştir. Modelde, doğrusal zaman serileri analizinde sıklıkla kullanılan Tong (1990) Eşik Otoregresif Modelinden (TAR) hareket edilmektedir¹⁸³.

Tong (1990) TAR modelindeki eşik yapısı, ANN modelleri içerisinde temel sinir ağı modeli olan McCulloch ve Pitts (1943) Perseptron modelinde kullanılan signum fonksiyonu ile oluşturulan eşik mantığına benzer bir yapıdadır. TAR modellerinde, geçiş değişkeni (veya değişkenleri) belli bir eşik (veya eşiklerin) altında ve üstünde kaldığında, zaman serilerinin oluşturduğu girdi uzayı iki (veya daha fazla) alt bölümlere ayrılarak modellenmektedir. İki ve daha fazla alt kümede gerçekleşen ilişki matematiksel olarak bölgesel-doğrusal olarak adlandırılmaktadır. Alt kümelerle ilişkin kendi bölgeleri için doğrusal olan regresyonlar, rejimler arasındaki geçişlerin modellenmesiyle doğrusal olmayan bir bütüncül yapı oluşturur.

¹⁸¹ Birgit Strickholm, Timo Teräsvirta, 2005, **age**, 1.

¹⁸² Tze Leung Lai, Samuel Po-shing Wong, “Stochastic Neural Networks With Applications to Nonlinear Time Series”, **Journal of American Statistics Association**, s. 96, (2001): 968–981.

¹⁸³ Lai, Wong, 2001, **age**, 968.

Lai ve Wong (2001), SANN modellerindeki geçiş yapısının lojistik fonksiyonlara genelleştirilebileceğine değinmekle beraber, SANN modelinde TAR modeli ve gösterge fonksiyonu esas alınmıştır. Modelin teorik çerçevesi Lai ve Wong (2001)'de tartışılmış; Wong (1997)'de bazı zaman serilerine uygulanmış, SANN modeli sadece tek nöronlu, TAR tipi geçiş fonksiyonlu modellenmiştir. SANN modelinin tahmin gücü TAR modeli ile karşılaştırılarak TAR modeline yakın sonuçlar elde edilmiştir.

ANN modellerinin stokastik yapıda modellendiği diğer çalışmalar Anders ve diğ. (2001) ve Medeiros ve diğ. (2002), Teräsvirta ve diğ. (2006) çalışmalarıdır. Anders ve diğ. (2001) çalışmasında ANN modeli MLP modeline benzer yapıdadır. Aktivasyon fonksiyonu hiperbolik tanjanttır. Modelde, doğrusal kısım yer almamaktadır. Teräsvirta ve diğ. (2006) ve Medeiros ve diğ. (2002) doğrusal kısma sahip ANN modelleri tahmin etmiştir. AR-NN olarak adlandırılan modelde mimari seçimi STAR modellerinde olduğu gibi Taylor yaklaşıtımla sağlanmıştır. Modelde, doğrusal olmayan kısımda aktivasyon fonksiyonu lojistik fonksiyondur. Doğrusal olmayan kısımda girdi seti, doğrusal kısım için oluşturulan girdi seti içerisinde seçilmektedir.

SANN modelinin oluşturulmasında, Hiyerarşik Uzman Karışımı (HME) modellerinden hareket edilmiştir. HME modellerinin tercih edilmesindeki sebepler içerisinde bu modellerin girdi uzayının farklı alt kümesel alanlarının modellenmesinde farklı yapılara sahip uzmanları analize katması önem taşımaktadır. HME modellerinde bir rejimde uzmanlaşma bir AR(p) süreci ile sağlanırken, ikinci bir rejim ARCH(p) süreci takip edebilmekte, rejimler arasındaki geçişin sürekli bir yapının sürekli bir fonksiyonla modellenmesi ile ara rejimlerin AR-ARCH süreçleri takip edebilmesi anlamına gelmektedir. Öte yandan, HME modellerinde zaman serisi alt uzaylarda keskin ayırımlar çerçevesinde farklı rejimlere sahip olup, uzmanlaşma mantığı ile yumuşak geçişli TAR modellerinden farklılaşmaktadır¹⁸⁴.

TAR modellerindeki geçiş yapısı serttir. TAR modellerinde geçiş yapısının yumuşak bir yapıya genişletilmesi ile Yumuşak Geçişli Otoresif (STAR) modelleri elde edilmektedir. STAR modellerinde geçiş fonksiyonu seçiminde sıklıkla $[0, 1]$ değerlerinde ve aralığında sonuçlar üreten, üstel veya lojistik fonksiyonlarla modellenmektedir. ANN modellerinde ise bir çok farklı aktivasyon fonksiyonu kullanılmakta ve rejimler arası geçişin modellenmesinde kullanılan bu fonksiyonların seçiminde fonksiyonların sürekli, kısıtlı ve sürekli-türevi

¹⁸⁴ Lai ve Wong (2001), SANN modellerinde TAR modellerinin gelişimi çerçevesinde yumuşak geçiş yapısına sahip STAR modellerini tartışmamaktadır.

alınabilir olması önem taşır. Bu çerçevede, girdi uzayı alt katmanlara ayrılarak doğrusal olmayan bir yapıda modellenmektedir.

Çalışmada, sigmoid biçimi, sürekliliği ve türevi alınabilme özelliklerinin yanı sıra lojistik fonksiyonun daha sıklıkla tercih edilmesinin önemli bir sebebi İktisat teorisi çerçevesindeki marjinal kavramların açıklanmasında önemli kolaylıklar sağlamasıdır.

STAR ve TAR modelleri sıklıkla tek geçiş fonksiyonlu iki rejimli yapıda modellenmektedir. STAR ve TAR modellerinin tek geçiş fonksiyonu kullanılarak sıklıkla iki rejimli modeller oluşturulmasındaki sebepler; incelenen iktisadi zaman serileri kapsamında olup genelleştirilmekle birlikte sırasıyla şöyledir;

- i. birden fazla eşik değerinin belirlenmesinde karşılan güçlükler,
- ii. doğrusal olmayan en küçük kareler tahmin sürecinde optimizasyona ilişkin problemler,
- iii. geçişin yumuşaklığı ve eşik değeri parametreleri olan gamma ve c parametrelerinin doğrusal olmayan kısımdaki parametreler ile çoklu doğrusallık içermesi problemi,
- iv. model seçim süreçleri ve bu süreçlerden kaynaklanan problemler olarak sıralanmaktadır.

Bunlara ek olarak, iktisadi değişkenlere ilişkin zaman serilerinin mühendislik yazınında kullanılan serilerle karşılaştırılması, doğrusal olmayan modeller açısından önem taşır. İktisadi zaman serilerinde dikkat çeken özellikler,

- v. mühendislik yazınında karşılaşılan serilerle karşılaştırıldığında iktisadi serilerin gayet az gözlem içermesi,
- vi. mühendislik yazınında incelenen serilerin deterministik yapıya daha uygun olup deterministik modellerle (örn. ANN) modellenmesi; iktisadi serilerin stokastik yapıya daha uygun olması. Doğrusal olmayan modellerin uygulandığı temel seriler olan *lynx*, *güneş patlamaları* vb. seriler nispi olarak daha az parazit içermektedir.
- vii. İktisadi serilere ilişkin ölçüm sorunları söz konusudur. İktisadi zaman serileri için veri türetim sürecinde sistematik kısım haricinde önemli miktarda sistematik olmayan yapı mevcut olabilir.

Yukarıdaki problemlere ek olarak model yapısı ve modelin tahmininde ortaya çıkan diğer problemler şöyle sıralanmaktadır: i. aşırı değerler altında eşik olduğundan farklı belirlenebilmesi; ii. trend içeren (düzgün artan veya azalan seriler) serilerde eşik doğrusal olmayan yapıyı yakalayamaması, iii. eşik ve geçiş parametrelerinin ve ikinci rejimin parametrelerinin stokastik çerçevede yorumlanabilmesi için eşik epsilon komşuluğunda yeterli gözleme sahip olması gerekliliği; iv. geçiş ve eşik parametrelerinin standart sapmalarının yükselmesi; v. rejimler arası geçişin tek değişkenin fonksiyonu olmasıdır. Nitekim incelenen zaman serisinde yapısal değişim gerçekleştiğinde TAR ve STAR modelleri serinin modellenmesinde yetersiz kalabilmektedir. Diğer taraftan, yukarıda değinilen problemler TAR ailesine özgü olmayıp ANN modelleri için de geçerlidir.

HME yaklaşımında, incelenen zaman serisi farklı alt örneklemelere ayrıldığından, yapısal değişimin yakalanması kolaylaşmaktadır. HME modellerinin temel oluşturduğu SANN modelinde geçiş birden fazla değişkenin fonksiyonu olduğundan geçiş yapısı trende sahip seriler için kısmen kontrol edilmektedir. STAR modellerinde trend için TVSTAR modelleri geliştirilmiş olsa da, bu modeller yalnız tek bir t noktasında gerçekleşen kırılmayı yakalamaktadır. Örneklemin alt regresyon uzaylarına bölünmesi ise, TAR ailesi modellerinde olduğu gibi HME, ANN ve SANN modelleri için de problem teşkil etmektedir. Nitekim iktisadi zaman serilerinde gözlem sayısının az olması önemli rol oynamakta, regresyon uzayı alt kümeler ayrıldıkça, bu alt kümeler için tahmin edilen regresyonların parametrelerinin ve standart sapmalarının hesaplanması zorlaşmaktadır. Dolayısıyla, eşik sayısı arttıkça doğrusal olmayan modellerin stokastik olarak yorumlanması problem teşkil etmektedir.

Yukarıda değinilen etmenler göz önüne alındığında, iktisadi değişkenlerin öncelikle genişleme ve daralma gibi tek geçiş yapıları ve iki rejim ile modellenmesi makul olmaktadır. Bu çerçevede stokastik doğrusal olmayan modellerin, deterministik modellerden daha parsimonik modeller olarak modellenmesi beklenen bir sonuçtur. Bu çerçevede, TAR ailesi modellerinde geçiş fonksiyonunun ANN modellerinden farklı olarak tek bir geçiş değişkeninin fonksiyonu olması ve nispi olarak daha az rejim ile modellenmesi öne çıkmaktadır. Ayrıca, bilgisayar donanım ve yazılımlarındaki gelişmeler doğrusal olmayan modellerin oluşturulmasında önemli rol oynamaktadır.

Çalışmada, Lai ve Wong (2001) çalışması temel alınarak öncelikle Jordan ve Jacobs (1994) HME modeli incelenecektir. İkinci kısımda, SANN modeli TAR modeli çerçevesinde tartışılacaktır. SANN modeli, STAR modelleri çerçevesinde değerlendirilecektir. İki'den fazla rejimli STAR modellerinin SANN modeli ile karşılaştırılacaktır. TAR modeliyle benzer

şekilde sert geçiş yapısına sahip Lai ve Wong (2001) SANN modelinden farklı olarak çalışmada, SANN modeli STAR modellerinde olduğu gibi yumuşak geçiş yapısıyla modellenecektir.

4.2 Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Modelleri ve Hiyerarşik Uzman Karışımı Modeli

Doğrusal olmayan zaman serileri modellerindeki gelişmeler parametrik olmayan yöntemler ve esnek fonksiyonel yapıya sahip modelleri kapsamaktadır (Tong, 1990; Granger ve Teräsvirta, 1993). ANN modelleri birçok parametreye sahip olmakla beraber, değişkenler arasındaki ilişki evrensel olarak tanımlı değildir. Diğer taraftan, ANN modelleri parametrelere uygulanacak bazı kısıtlar altında parametrik olarak yorumlanabilmektedir. Bu çerçevede ANN modelleri esnek fonksiyonel yapıya sahip modellerdir¹⁸⁵. Esnek yapıya sahip modeller çerçevesine sahip diğer bir model ailesi ANN modelleri temel alınarak geliştirilen, Jordan ve Jacobs (1994) Hiyerarşik Uzman Karışımı (HME) modelidir¹⁸⁶.

Makine öğrenimi yazını içerisinde incelenen HME modeli, matematikten devralınan, bir problemin daha basit alt problemlere bölünmesiyle problemin çözülmesinin kolaylaştığı “*böl ve ele geçir*” yöntemine dayanmaktadır¹⁸⁷.

HME modeli, Lai ve Wong (2001) tarafından SANN modeline genelleştirilmiştir¹⁸⁸. HME modeli, Huerta ve diğ. (2001) çalışmasında zaman serileri kapsamında değerlendirilmiş, Huerta ve diğ. (2003)’te, ABD üretim endeksinin tahmininde kullanılmıştır¹⁸⁹. HME modellerinde Jordan ve Jacobs (1994) modeli temel teşkil etmektedir.

4.2.1 Jordan ve Jacobs HME Modeli

HME, karmaşık bir problemin daha basit alt problemlere bölünerek beraberce modellenmesini esas alan bir yapıdadır. Model, ANN modelleri ile benzer yapıda,

¹⁸⁵ Mayte Suarez Farinäs, Carlos Eduardo Pedreira, Marcelo C. Medeiros, “Local Global Neural Networks: A New Approach to Nonlinear Time Series Modelling”, **Journal of American Statistical Association**, s. 99, (2004): 1092.

¹⁸⁶ Michael I. Jordan, Robert A. Jacobs, “Hierarchical Mixtures of Experts and the EM Algorithm”, **Neural Computation**, s. 6, (1994): 181–214;

Gabriel Huerta, Wenxin Jiang, Martin A.Tanner, “A Comment on the Art of Data Augmentation”, **Journal of Computational Graphical Statistics**, s. 10, (2001): 82-89.

¹⁸⁷ Jordan, Jacobs, 1994, **age**, 183.

¹⁸⁸ Lai, Wong, 2001, **age**, 968.

¹⁸⁹ Gabriel Huerta, Wenxin Jiang, Martin A.Tanner, “Time Series Modeling Via Hierarchical Mixtures”, **Statistica Sinica**, c. 4, s. 13, (2003): 1097–1118.

uzmanlaşmış basit doğrusal denklemler olarak ifade edilen nöronların paralel işlem görmesi ile bütüncül bir çıktı elde edilmesine olanak tanır¹⁹⁰.

Jordan ve Jacobs (1994) HME modeli, deterministik ANN modellerini esas alarak, öğretmenli öğrenme algoritmaları kullanmaktadır¹⁹¹. HME modelinde kolay bir şekilde birçok doğrusal veya doğrusal olmayan model ile karşılaştırılabildiği gibi, model içerisinde uzmanlar kendi içlerinde karşılaştırılabilmektedir. Modelde kullanılan parametreler birçok modelde olduğu gibi zamanın veya bir başka değişkenin bir fonksiyonu biçiminde modellenenmektedir¹⁹².

Jordan ve Jacobs (1994) modeli, Friedman (1991) MARS modeli ve Breiman, Friedman, Olshen ve Stone (1984) CART modelinden hareket edilmektedir¹⁹³. Bu modellerde girdi uzayı gömülü alt bölgelere ayırarak doğrusal denklemlere bölünmektedir. Modellerde karşılaşılan yüksek varyans artışı genel bir problem olup verinin yüksek-boyutlu uzay seviyelerinde yetersiz kalmasından kaynaklanmaktadır¹⁹⁴. (CART ve MARS modelleri için bkz. Chipman ve diğ., 1998)¹⁹⁵.

Jordan ve Jacobs (1994), bölgeler arası keskin geçişlerin varyansı yükselteceğinden, ANN modellerinde kullanılan sigmoid fonksiyonların adapte edilerek alt bölgelerin yumuşak geçişlerle beraber modellenmesini önermektedir. Değinilen problemin üstesinden gelinmesinde parçalı doğrusal regresyon modelleri benimsenmektedir. Öte yandan, geçişin yumuşatılması için lojistik regresyon temel alınmıştır. Modelde, tüm uzman ağlar doğrusal olup bir doğrusal olmayan çıktı fonksiyonuna bağlanmaktadır. Dolayısıyla model, doğrusal olmayan yapı kazanmaktadır¹⁹⁶.

İki katmanlı bir HME modeli Şekil 4.1’de verilmektedir. Modelde girdi katmanı en altta yer almaktadır. Şekilde, x girdileri uzman ağlarında işlem görerek μ_{ij} çıktıları elde edilir. Bir x geçiş değişkeni seti olarak da adlandırılabilir girdiler, geçit fonksiyonlarını (gate functions) belli oranlarda aktive eder. Dolayısıyla, aktive olan geçit ağı eşik mantığına sahiptir. Orta katmanda, ağırlıklandırılmış uzman ağları tekrar geçit fonksiyonlarına tabi

¹⁹⁰ Jordan, Jacobs, 1994, **age**, 182.

¹⁹¹ ANN modellerinde hata geri yayma algoritması (error back-propagation) temel optimizasyon algoritması olarak değerlendirilmektedir.

¹⁹² Huerta ve diğ., 2003, **age**, 1098.

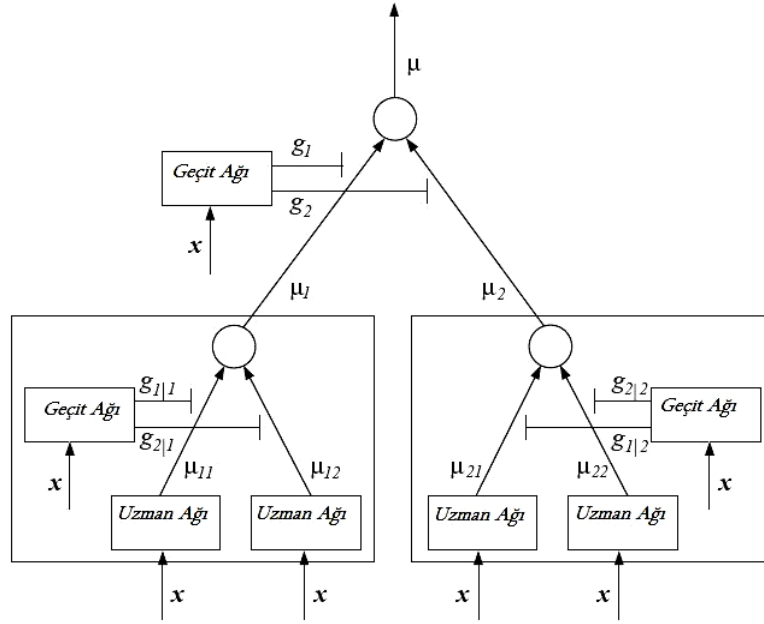
¹⁹³ MARS: Multivariate Adaptive Regression Spline. CART: Classification and Regression Tree.

¹⁹⁴ Jordan, Jacobs, 1994, **age**, 183.

¹⁹⁵ Hugh Chipman, Edward I. George, Robert E. McCulloch, “Bayesian CART Model Search”, **Journal of the American Statistical Association**, s. 93, (1998): 935-960.

¹⁹⁶ Jordan, Jacobs, 1994, **age**, 186.

tutularak μ_i çıktıları elde edilir. Çıktılar bir çıktı fonksiyonu olan geçit ağı tarafından ağırlıklandırılarak, üst katmanda μ çıktısına ulaşılmaktadır.



Şekil 4.1: İki Katmanlı Hiyerarşik Uzman Ağı

Birinci katman olan girdi katmanında uzman fonksiyonu,

$$\mu_{ij} = f(U_{ij} x) \quad (4.1)$$

biçimindedir. $f(.)$ doğrusal bir fonksiyon olup uzman olarak adlandırılır. Uzmanlar otoregresyon, çoklu regresyon, GARCH ailesi modelleri veya bir lojistik regresyon olabilmektedir¹⁹⁷. Denklemden, (i,j) 'inci uzman ağı x girdi setini kullanarak μ_{ij} çıktısını doğrusal olarak üretir. U ağırlıklar matrisidir.

İlk katman olan girdi katmanının çıktısı geçit fonksiyonları ile ağırlıklandırılmaktadır,

$$g_i = \frac{\exp \xi_i}{\sum_k \exp \xi_k} \quad (4.2)$$

Geçit fonksiyonunda kullanılan ξ_i değişkeni,

¹⁹⁷ HME modelinde farklı rejimlerde GARCH ve AR tipi uzmanlaşma yapısı ile benzer özellikler taşıyan modeller Donaldson ve Kamstra (1997) tarafından geliştirilen GARCH-NN ve GJR-NN modelleridir. Bildirici ve Ersin (2009), Donaldson ve Kamstra (1997) GARCH-NN ve GJR-NN modellerini EGARCH-NN, TGARCH-NN, SAGARCH-NN, PGARCH-NN, NPGARCH-NN ve APGARCH-NN modellerine genişleterek yüksek frekansa sahip ve güçlü asimetrik ve doğrusal olmayan yapı sergileyen IMKB 100 endeksi günlük getirilerinin tahmin edilmesinde kullanmaktadır.

$$\xi_i = v_i^T x \quad (4.3)$$

olarak tanımlıdır. v_i^T ağırlık (parametre) vektörü ve x girdi vektörüdür.

Modelde, en alt seviyedeki (katmandaki) ağırlık i 'inci çıktısı ξ_i 'nin sürekli bir fonksiyonudur. g_i ağırlıkların ağırlıklarını simgelediğinden pozitif ve toplamda 1'e tamamlanır. g_i fonksiyonları girdi uzayında yumuşak bölümlendirmeyi sağlar. Üst katmanlardaki ağırlıklar da genelleştirilmiş doğrusal sistemlerdir. Benzer şekilde ikinci katmandaki denklemler,

$$\xi_{ij} = v_{ij}^T x \quad (4.4)$$

olarak tanımlanır. İlk katmandaki geçit fonksiyonu değiştirilerek j 'inci girdi için i 'inci geçit ağırlığının çıktısını verecek şekilde düzenlenirse,

$$g_{j|i} = \frac{\exp \xi_{ij}}{\sum_k \exp \xi_{ik}} \quad (4.5)$$

tanımlanır. Geçit fonksiyonu $[0,1]$ aralığında ve toplamda 1'e eşitlenen ağırlıklar üretir. Bu amaçla, (4.5) lojistik yapıda bir geçit fonksiyonu olarak tanımlanmıştır.

Çıktı katmanına ulaşmak için uzmanların ağırlıklandırılmış etkisi ele alınacaktır. En üstten bir alttaki katmanda, i 'inci elemanların çıktısı,

$$\mu_i = \sum_j g_{j|i} \mu_{ij} \quad (4.6)$$

olur. En üst katmanda çıktıya ulaşmak için ağırlıklandırılmış orta katman çıktıları toplanır,

$$\mu = \sum_i g_i \mu_i \quad (4.7)$$

HME modelinde, uzman ağırları ve geçit ağırları uzmanlar tarafından oluşturulan regresyonların bir karışımıdır.

Yukarıda değinilen çerçevede, iki uzmandan oluşan bir HME modelinde,

$$g_1 \text{ geçit çıktısı, } g_1 = \frac{e^{\xi_1}}{e^{\xi_1} + e^{\xi_2}} = \frac{1}{1 + e^{-(v_1 - v_2)^T x}} \text{ biçiminde olan birinci katmanda kesitler}$$

arasındaki geçiş $(v_1 - v_2)$ farkı tarafından belirlenmektedir. $g_2 = 1 - g_1$ 'dir. Toplam çıktı veri x altında iki uzmanın ağırlıklandırılmış karışımı olacağından $\mu = g_1 \mu_1 + g_2 \mu_2$ toplamıdır.

Uzmanların ağırlıkları eşit $g_1 = g_2 = 1/2$ olacak, her uzman eşit katkı yapacaktır. g_1 ve g_2 arasındaki fark arttıkça veya azaldıkça uzmanların ağırlığı farklılaşmaktadır.

Rejimler arasındaki geçişin yumuşaklığı ($v_2 - v_1$) fark vektörü tarafından belirlenmektedir.

Üç durum söz konusudur;

a) $v_2 - v_1$ vektörleri farkı azaldıkça geçiş fonksiyonu yumuşak yapıdadır. Bölgeler yumuşak bölümlendirilmiş olarak tanımlanmaktadır.

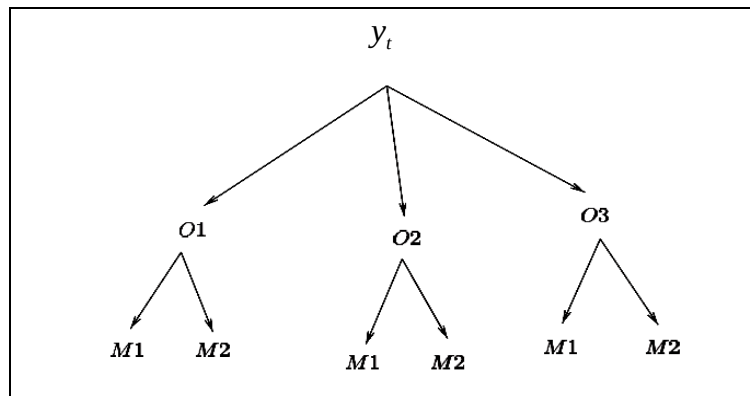
b) $v_2 - v_1$ farkı arttarsa geçiş sertleşecek, fonksiyon sert bir şekilde iki doğrusal uzman ağ arasında parçalı doğrusal olacaktır.

c) $v_2 = v_1$ ise tüm x değerleri için $g_1 = g_2 = 1/2$ olur. Toplam çıktı tüm uzmanların bir sabit ortalamasıdır. Model doğrusal bir modele dönüşmektedir.

Modelde, büyük ağırlık değerleri regresyon yüzeyinde keskin geçişlere; küçük ağırlıklar yumuşak geçişlere sebep olmaktadır. Limitte sıfıra eşitlenen geçit fonksiyonları ise HME modelini doğrusal regresyonlara dönüştürmektedir¹⁹⁸.

4.2.2 HME Modeli ve Zaman Serisi Analizi

Jordan ve Jacobs (1994) HME modeli, Huerta, Jiang ve Tanner (2001) çalışmalarında zaman serilerine genelleştirilmiştir. Model, Huerta, Jiang ve Tanner (2003) çalışmasında ABD sanayi üretim endeksinin modellenmesinde kullanmıştır¹⁹⁹.



Şekil 4.2: Üç Katmanlı Basit HME

¹⁹⁸ Jordan, Jacobs, 1994, **age**, 186.

¹⁹⁹ HME modelinin zaman serileri için modellenme aşamaları için bkz: Carvalho, Alexandre, Martin Tanner, "Modelling Nonlinearities With Mixture of Experts Models of Time Series Models", **International Journal of Mathematics and Mathematical Sciences**, c. 2006, Article ID. 19423, (2006): 1–22.

Yukarıdaki şekilde çift katmanlı basit bir HME modeli örnek verilmektedir. İncelenen zaman serisi O_i $i=1,2,3$ olarak üç alt bölgeye ayrılmaktadır. Her alt bölgede iki tür basit model olarak tanımlanmıştır. Birinci regresyon olan $M_1: y_{M_1,t} = a + y_{t-1} + \varepsilon_{1,t}$ rassal yürüyüş süreci takip ederken; ikinci regresyon olan $M_2: y_{M_2,t} = bt + \varepsilon_{2,t}$ biçiminde t bir fonksiyonu olarak tanımlanmıştır. HME modeli, iki regresyon $M=2$ ve üç alt bölge $O=3$ içermektedir.

Huerta, Jiang ve Tanner (2001, 2003) çalışmalarında HME zaman serisi kapsamında değerlendirilmekte, bir uzman AR(1) süreci iken diğer bir uzman GARCH(1,1) olabilmektedir. Nitekim HME yaklaşımı uzman seçiminde kararsız kaldığı durumlarda bazı esnekliklere olanak vermekte; değinilen zaman serisinin modellenmesinde modellenen serinin trend çevresinde durağan veya fark-durağan süreç olup olmadığında kararsız kalınırsa, her iki süreç ayrı birer uzman olarak kullanılabilir²⁰⁰. Prado, Molina ve Huerta (2006), hiyerarşik uzman karışımı modellerinde uygulanan uzmanlar VAR modelleri olarak kullanılmaktadır²⁰¹.

Huerta, Jiang ve Tanner (2003), HME modelinde Jordan ve Jacobs (1994) hiyerarşik karışımı sonlu bir toplam olarak ifade edilmektedir,

$$f_t(y_t|F_{t-1}, X; \theta) = \sum_j g_j(J|F_{t-1}, X; \gamma) \pi_t(y_t|F_{t-1}, X, J; \eta) . \quad (4.8)$$

Modelde, $g_j(\cdot|\cdot, \cdot; \gamma)$ fonksiyonları karışımın ağırlıklarını; $\pi_t(\cdot|\cdot, \cdot, J; \eta)$ basit modellerin J koşullu olasılık fonksiyonlarını; γ ve η ise θ ye karşılık gelen alt parametreler vektörlerini temsil etmektedir. y_t 'nin koşullu olasılık fonksiyonu $f_t(y_t|F_{t-1}, X; \theta)$ olup θ parametre vektörüdür. X , t dönemindeki dışsal bilgiyi, F_{t-1} ise (t-1) döneminden devralınan dışsal geçmişi ifade etmektedir. f_t koşullu olasılık fonksiyonunun X 'e bağımlı olduğu ve dolayısıyla x_t 'nin bir fonksiyonu olduğu varsayılmaktadır.

Huerta, Jiang ve Tanner (2001, 2003) çalışmaları ile HME modelleri stokastik bir çerçevede değerlendirilmeye başlanarak büyük bir hızla zaman serisi modellerine uygulanmıştır. Zeevi, Meer ve Adler (1999), Carhalvo ve Tanner (2006), HME modellerini doğrusal olmayan modeller olarak değerlendirdikleri çalışmalarında HME modellerinin uygulama alanlarını değerlendirerek tekrar formüle etmişlerdir.

²⁰⁰ Huerta ve diğ., 2003, **age**, 1099.

²⁰¹ Prado, Raquel, Francisco Molina, Gabriel Huerta, "Multivariate Time Series Modeling and Classification via Hierarchical VAR Mixtures", **Computational Statistics & Data Analysis**, c. 51, s. 3, (2006): 1445-1462.

$$f_t(y_t|x_t, \theta) = \sum_{j=1}^J g_j(x_t; \gamma) \pi_t(y_t; \eta(\alpha_j + \beta_j x'_t), \phi_j) \quad (4.9)$$

Denklem (4.9)'da yer alan HME modeli J adet fonksiyondan oluşan bir karışımdır. $\pi_t(y_t; \eta(\alpha_j + \beta_j x'_t), \phi_j)$ bir doğrusal fonksiyon olup beklenen değeri $\eta(\alpha_j + \beta_j x'_t)$ 'dir. Uzmanların ağırlık fonksiyonları açıklayıcı değişken x_t 'nin bir fonksiyonu olup genellikle bir lojistik fonksiyon olarak tanımlanmakta olup $g_j(x_t; \gamma) \in (0,1)$ aralığında kısıtlıdır. Geçit fonksiyonu,

$$g_j(x_t; \gamma) = \frac{\exp(v_j + u'_j x_t)}{\sum_{k=1}^J \exp(v_k + u'_k x_t)} \quad (4.10)$$

biçimindedir.

Denklemden, v_j ve u'_j , bilinmeyen parametreler olup $j \in (1, 2, \dots, J)$ tanımlanmıştır. Karışık uzmanlar modelinde uzmanlar $\pi_t(y_t; \eta(\alpha_j + \beta_j x'_t), \phi_j)$ biçiminde olup $(\alpha_j + \beta_j x'_t)$ doğrusal regresyonlarının bir fonksiyonu olarak tanımlanmıştır. Girdi katmanında her modelin ağırlığı η parametresi ile tanımlanmış olup ϕ_j uzmanların parametreleridir. Modelde, ikinci uzmanlar $g_j(x_t; \gamma) \in (0,1)$ geçit fonksiyonlarının ürettiği göreceli ağırlıklar ile çarpılarak çıktı katmanına ulaşılmaktadır ²⁰².

4.3 HME, STAR ve SANN Modellerine Genel Bir Bakış

Lai ve Wong (2001) tarafından geliştirilen Stokastik ANN modeli, Jordan ve Jacobs (1994) HME modelleri ve Tong (1990) TAR (SETAR) modeli, Teräsvirta (1994) yumuşak geçişli STAR, (LSTAR, ESTAR) modelleri ile önemli ortak özelliklere sahiptir. Bu modellerde farklı rejimlerin beraberce modellenmesi esas alınmakta, rejimler arasındaki geçişler TAR modellerinde aktif ve pasif değerler alan geçiş fonksiyonları tarafından; HME modellerinde aktive olan nöronlar çerçevesinde sert geçişli geçit fonksiyonları tarafından sağlanmaktadır. McCulloch ve Pitts (1943) ANN modelinde, belli bir eşiğin aşılmasıyla aktive olan rejimlerin modellendiği perceptron modelinde basamak fonksiyonu olarak adlandırılan aktivasyon fonksiyonu temel alınmış, çok katmanlı perceptron ANN modelleri ile hata geri yayılma

²⁰² Carvalho, Tanner (2006), *age*, 3.

algoritması çerçevesinde sürekli bir fonksiyon olan sigmoid tipi lojistik ve hiperbolik tanjant aktivasyon fonksiyonlarına genelleştirilmiştir.

Teräsvirta (1994) STAR modelinde, TAR modelindeki sert geçişler lojistik ve üstel aktivasyon fonksiyonlarıyla iyileştirilerek, fonksiyonda süreklilik kazanılmasına ek olarak rejimler arasındaki geçişlerin ve bu geçişler esnasında oluşan farklı ara değerlerin modellenmesi sağlanmıştır. Lai ve Wong (2001) SANN modelinde, Tong (1990) TAR ve Chen ve Tsay (1993) FAR modeli ANN modelleri çerçevesinde geliştirilerek ANN modellerine stokastik bir yapı kazandırılmıştır²⁰³.

Van Dijk ve Franses (1999) MRSTAR modelleri ile ANN modellerinin benzerliklerini tartışmakta; van Dijk ve diğ. (1997, 1999), STAR modellerinden hareketle ANN modelleri stokastik çerçevede değerlendirmektedir²⁰⁴. Modelde, doğrusal olmayan ANN denkleminde doğrusal AR kısmı ilave edilmekte; oluşan model *iyileştirilmiş ANN* olarak adlandırılmaktadır²⁰⁵. Teräsvirta, Medeiros ve Rech (2006) tarafından geliştirilen AR-NN modeli, Franses ve van Dijk (2000) İyileştirilmiş-ANN modeline benzer bir yapıya sahip olup, Stokastik ANN modeli bir doğrusal AR kısmı ve bir doğrusal olmayan yapıda lojistik geçiş fonksiyonlu ANN kısmı mevcuttur²⁰⁶. AR-NN modelinde, modelleme aşamalarının istatistiksel temellere dayandırılması, modelleme sürecinde parsimoni ilkesinin benimsenmesi, en fazla olabilirlik yöntemi ile tahmin edilmesi ve parametrik olarak yorumlanabilmesiyle önem taşır. Öte yandan, ANN yazınında doğrusal kestirme veya sıçrama bağlantısı olarak adlandırılan doğrusal AR kısımlarının eklenmesine sıklıkla başvurulmaktadır. Sıçrama bağlantıları ile girdi katmanı ile çıktı katmanı arasında doğrusal bir *kısayol* tanımlanmakta, ANN modelleri içinde *Sıçrama Bağlantılı ANN (Jump Connection Network)* olarak adlandırılmaktadır²⁰⁷.

Lai ve Wong (2001) ANN modelindeki stokastik yapı, HME yazınından hareket edilerek oluşturulmuş, ANN yazınından devralınan eşik ve nöron mantığı kullanılarak LSTAR modellerine benzer bir şekilde oluşturulmuştur. HME modelleri çerçevesinde Peretto (1984) çalışmasında oluşturulan ANN modelinde HME modellerindeki uzmanlara benzer bir yapı

²⁰³ Chen ve Tsay (1993) FAR modelinin kurulum aşamalarına ilişkin hipotez testleri Chen (1998) Chen ve Liu (2001) çalışmalarında tartışılmaktadır.

²⁰⁴ Van Dijk, Franses, 1999, **age**, 317.

²⁰⁵ Philip H. Franses, Dick van Dijk, **Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance**, 1. bs. (Londra: Cambridge University Press, 2000): 207.

²⁰⁶ Teräsvirta ve diğ., 2006, **age**.

²⁰⁷ Haykin, (1999); Bose, Liang (1996); Principe ve diğ. (2001).

nöronlardan oluşturulmaktadır²⁰⁸. Bu çerçevede, Lai ve Wong (2001), SANN modellerinde, Tong (1990) TAR modeli, Jordan ve Jacobs (1994) HME modeli ve Kay ve Titterington (1999) çalışmasındaki ANN modellerine istatistiksel yaklaşım temel alınarak Stokastik ANN modeline ulaşılmaktadır. Modelde nöron sayısı bire kısıtlanır ve iki rejime sahip STR yapısı lojistik fonksiyonlarla genişletilirse McNelis (2005) NN-STRS modeli elde edilmekte; AR kısmı ile genişletilirse Franses ve Van Dijk (2000) İyileştirilmiş ANN modeli ve Teräsvirta, Medeiros ve Rech (2006) AR-NN modelleri elde edilmektedir.

ANN modellerinin temelinde McCulloch – Pitts (1943) çalışmasında sinir sisteminin yapay olarak modellenmesiyle elde edilen sert eşik geçişli basit nöron mantığı TAR, STAR, MRSTAR, ANN, SANN, AR-NN ve İyileştirilmiş ANN modellerinin temel yapısını bünyesinde barındırmaktadır. Elman (1990) ve Doutriaux ve Zipser (1990) ANN modellerinde, HME modellerinin ortak yapısı olan bölgesel ayrıştırmayı bünyesinde barındırmaktadır. Büyük sinirsel aktivasyonlar olarak öne çıkmakta; Radyal Baz Fonksiyonu ANN (RBFNN) modellerinde girdi uzayı bölgelere bölünmekte, farklı dinamiklere sahip olabilmektedir²⁰⁹.

Chen ve diğ. (2001), ANN modellerinin bazı ekonometrik modellerle benzerliklerini vurguladıkları çalışmalarında, bu modelleri yarı-parametrik ve deterministik yapıda ele almaktadır. Lai ve Wong (2001), SANN modelinde TAR modelinin ortak özelliklerine dikkat çekerken modelin deterministik ANN modellerinde kullanılan lojistik geçiş fonksiyonlarıyla iyileştirilebileceğine vurgu yapmakla beraber STAR TAR modelinden farklı olarak sürekli fonksiyonların kullanıldığı STAR ailesi modellere vurgu yapmamaktadır. Lai ve Wong (2001) tarafından geliştirilen SANN modelinde ele alınan ANN modeli yapısında geçiş fonksiyonu gerçekte bir Markov zinciri süreci izlediğinden modelin stokastik yapısı MS (Markov Geçişli) modelleri ile benzer yapıdadır. Dolayısıyla, çalışmada ele alınacak olan SANN modeli yapısında geçiş içsel yapıda modelleneceği, geçişin yumuşaklığının ele alınacak sürekli bir fonksiyon olan lojistik fonksiyon çerçevesinde farklılaşacağı ve özellikle modelde ele alınacak stokastik çerçevenin STAR modelleri kapsamında değerlendirileceği bir yapı inceleneceğinden, çalışmada incelenecek SANN modeli Lai ve Wong (2001) SANN modelinden farklı yapıda modellenecektir. Kuan ve White (1994); Swanson ve White (1997); Franses ve van Dijk (2000); Teräsvirta ve diğ. (2006) ekonometrik modeller

²⁰⁸ P. Peretto, “Collective Properties of Neural Networks: A Statistical Physics Approach”, **Biological Cybernetics**, s. 50. (1984): 51.

²⁰⁹ Andreas S. Weigend, Morgan Mangelas, Ashok N. Srivastava, “Nonlinear Gated Experts for Time Series: Discovering Regimes and Avoiding Overfitting”, **International Journal of Neural Systems**, c. 6, (1995): 373-399.

kapsamında ANN modellerinin incelendiği diğer önemli çalışmalardır. Chen ve Li (2006) ve Teräsvirta ve diğ. (2004) ve Rodriguez ve diğ. (2006), ANN, STAR ve AR modellerinin tahmin performansının karşılaştırıldığı temel çalışmalardır. Çalışmada ilk aşamada, Lai ve Wong (2001) kapsamında geliştirilen SANN modeli TAR modellerinden hareketle incelenecektir. Diğer taraftan çalışmada, SANN modelinin Lai ve Wong (2001) SANN modelinden farklı olarak stokastik yapısının STAR ailesine ilişkin doğrusal olmayan ekonometri yazını kapsamında incelenmesi amaçlanmaktadır.

4.4 SANN Modeli

Bölüm 3'te tartışılan Tong (1990) TAR modelinde, zaman serisi iki ve daha çok alt bölgeye (alt örneklemelere) ayrılmakta, bu bölgelerin kendine has yapılarına yönelik uzmanlaşmış basit doğrusal AR modelleri beraberce modellenmektedir. Dolayısıyla, T(A)R modelinde bölgelerde doğrusal (*locally linear*) uzmanların beraberce modellenerek parametrelerde doğrusal olmayan bir yapıya kavuşulması söz konusudur. HME modelinde girdi uzayının alt bölgelerinin farklı birçok farklı model kullanılarak modellenebilmektedir. TAR modelinde AR modellerinin kullanılması sonucunda HME modeli daha esnek bir yapıdadır²¹⁰. TAR modelinin ANN modeli çerçevesinde genişletilmesiyle SANN modelleri elde edilmektedir²¹¹. Zaman serisi analizinde, $x_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p-1}, y_{t-p})$ girdi seti altında, $E(y_t | x_t)$ beklenen değerinin elde edilmesi için kurulan model doğrusal AR regresyonu,

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.11)$$

veya doğrusal olmayan yapıda, $y_t = f(x_t, \beta) + \varepsilon_t$ olarak modellenmekte, f doğrusal bir fonksiyon kabul edilmektedir.

Tong (1990) TAR modelinde,

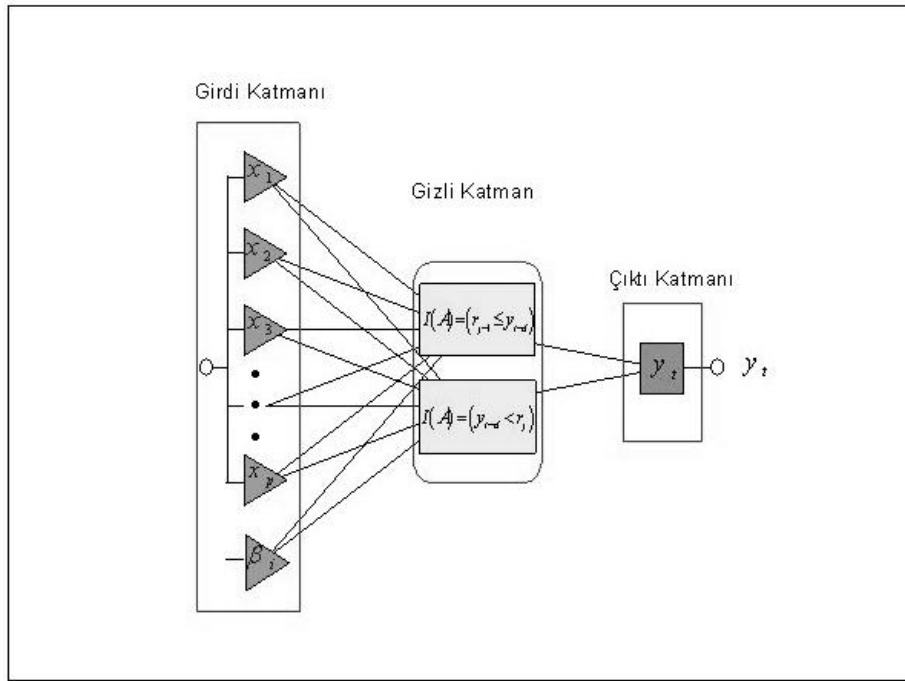
$$y_t = \sum_{j=1}^J (\beta_j + b_j x_t) I(A) + \varepsilon_t \quad (4.12)$$

$$I(A) = (r_{j-1} \leq y_{t-d} < r_j) \quad (4.13)$$

²¹⁰ Weigend, Mangenas, 1995, **age**, 3.

²¹¹ HME modelleri olasılık temelli modellere genişletilebilmektedir. Olasılık ve kategorizasyona ilişkin benzer yapıdaki modellere örnek ANN yazınında Olasılık ANN (PNN) modelleri ve zaman serisi analizinde temel kabul edilecek logit ailesi modellerin yanında, doğrusal olmayan modellere genişletilerek Markov Geçiş Modelleri elde edilmektedir.

modelde, ε_t i.i.d. sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı hata terimi, $1 \leq d \leq p$ geçiş değişkeninin gecikmesi, r_j eşik değerleri β_j ve b_j otoregresif parametre vektörünün alacağı yeni değerleri belirlemektedir. Geçiş değişkeni y_{t-d} olup, y_{t-d} 'nin r_j değerlerini aştığında (altında kaldığında) otoregresif parametrelerin aldığı değerler farklılaşmaktadır. Lai ve Wong (2001), TAR modelinde kullanılan $I(A)$ geçişin belirleyicisi kabul edilmekte, belirleyici değişken olarak adlandırmakta ve SANN modelinde lojistik yapıda değerlendirmektedir. Eğer A gerçekleşirse (gerçekleşmezse) belirleyici değişken $I(A)=1$ ($=0$) değerini alır. TAR modelleri birden fazla eşik belirlenmesindeki zorluklar sebebiyle genellikle tek bir r_1 eşikle sınırlı kalmakta, iki rejimli ($J=2$) modellenmektedir²¹².



Şekil 4.3: TAR Modelinin Tek Gizli Katmanlı ve İki Nöronlu bir ANN Modeli

B biçiminde Gösterimi

TAR modelinin bir şeması Şekil 4.3'te yer almaktadır. $I(A)$ belirleyici değişken olup rejimler arasındaki geçişleri tanımlamakta; $I(A)=1$ ve $I(A)=0$ değerlerini alarak x girdi uzayını iki alt uzaya ayırmaktadır. TAR modeli basamak aktivasyon fonksiyonlu ve iki nöronlu bir NARX modeliyle eşdeğer bir yapıdır²¹³.

²¹² Lai, Wong, 2001, **age**, 969.

²¹³ Xiaohong Chen, Jeffrey Racine, Norman R. Swanson, "Semiparametric ARX Neural Network Models with an Application to Forecasting Inflation", **IEEE Transactions on Neural Networks**, c. 12, s. 4, (2001): 674-683.

AR modellerinde, çıktıları girdi olarak almanın yanında u_{t-d} zaman serilerini de ($d = 0, \dots, k$) açıklayıcı değişken olarak kullanıldığında toplam girdiler, $x_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}, u_{t-d}, \dots, u_{t-k})$ olur. Doğrusal AR modelleri ANN modelleri kapsamında ARX modeli, doğrusal olmayan çıktı fonksiyonlarının kullanılmasıyla Doğrusal Olmayan ARX (NLARX) yapay sinir ağı modeli elde edilir²¹⁴.

Lai ve Wong (2001), TAR modelindeki geçiş yapısında x_t 'nin süreksiz bir fonksiyonu olup ve geçiş fonksiyonu *sıçrama* yapmaktadır²¹⁵. Lai ve Wong SANN modelinde lojistik aktivasyon fonksiyonlarına değinilmekle beraber modeled kesikli yapıya sahip basamak fonksiyonu tercih edilmektedir. Sürekli yapıya sahip tek gizli katmanlı ANN modeli stokastik yapıda zaman serilerine uyarlanırsa SANN modeli,

$$y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^J \beta_j \psi(\alpha_j + \mathbf{a}_j \mathbf{x}_t) + \varepsilon_t \quad (4.14)$$

elde edilebilir. Modelde, $\psi(u) = \frac{1}{1+e^{-u}}$ lojistik fonksiyonu olup, $\lim_{u \rightarrow \infty} \psi(u) = 1$; $\lim_{u \rightarrow -\infty} \psi(u) = 0$ ve $[0,1]$ aralığında kısıtlı yapıda, sigmoid biçimli olacak ve TAR türü geçiş fonksiyonundan farklı olarak sürekli bir fonksiyondur. Model, McCullochs-Pitts (1943) nöron modelini temel almakta, $\mathbf{x}$ stimuli vektörü $-\alpha$ eşiğini aştığında $\alpha + \mathbf{a}\mathbf{x} \geq 0$ aktive olmaktadır. $\sum_{j=1}^J \beta_j \psi(\alpha_j + \mathbf{a}_j \mathbf{x}_t)$, J adet nörona sahip tekil bir katmanın toplam çıktısı olup her j nöronu β_j parametresiyle ağırlıklandırılır. J=0 olduğunda model ARX modeline dönüşmektedir. ARX modelinde, gizli katmanın aktivasyon fonksiyonu $\psi(u)$ J=0 olduğunda toplama operatörü kalkacağından lojistik çıktı katmanı gibi değerlendirilir²¹⁶.

Denklem (4.12) ile verilen TAR modelinde Jordan ve Jacobs (1994) HME modelinden yola çıkarak $\mathbf{x}$ girdi uzayı alt bölgelere bölünmektedir. Model, her alt bölgede koşullu beklenen

²¹⁴ Chen ve diğ., 2001, **age**, 674.

²¹⁵ Lai, Wong, 2001, **age**, 969;

Lai ve Wong (2001), Lewis ve Stevens (1991) ASTAR modeline değinerek -TAR modelinden farklı olarak sürekli olmasına değinmektedir. Ancak, sürekli fonksiyon yapılarıyla sigmoid geçiş fonksiyonlu STAR modellerine değinilmemektedir;

HME Modellerinin incelendiği, Weigend (1995), Huerta, Jiang ve Tanner (2000, 2001, 2003), Carvalho ve Tanner (2006) TAR modellerini aynı çerçevede eleştirmektedir. Benzer bir eleştiri ANN yazınında McCollough-Pitts (1943) modeline getirilmiş olup, sürekli ve sigmoid yapıda aktivasyon fonksiyonlarının kullanılması benimsenmiştir.

²¹⁶ Chen ve diğ., 2001, **age**, 675.

değer $E(y_t|\mathbf{x})$ 'in tahmin edilmesine dayanmakta; alt bölgeler r_j eşik değerlerinin belirlenmesiyle $\{r_{j-1} \leq y_{t-d} < r_j\}$ seçilerek elde edilir.

TAR modelinin geçiş fonksiyonu yapısındaki benzerlikten hareketle,

$$y_t = \beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t + \sum_{j=1}^J (\beta_j + \mathbf{b}_j \mathbf{x}_t) I(\alpha_j + \mathbf{a}_j \mathbf{x}_t) + \varepsilon_t \quad (4.15)$$

TAR modeli temel alınarak sert geçişlere sahip ANN modeli elde edilir. Denklem (4.15), Denklem (4.14) ile verilen ANN modelinin TAR ve HME modelleriyle genelleştirilmiş bir biçimidir.

Model, Denklem (4.12) ile verilen TAR yapısıyla genelleştirilmiş, HME modelinden devralınan olasılık yapısıyla sağlanmaktadır²¹⁷. Jordan ve Jacobs (1994) ve Huerta ve diğ. (2001), HME modellerinde I(A) basamak geçiş fonksiyonu lojistik fonksiyonla genişletilebileceğine değinmektedir.

SANN modeli lojistik fonksiyon (sigmoid) ile modellenirse,

$$y_t = \beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t + \sum_{j=1}^J (\beta_j + \mathbf{b}_j \mathbf{x}_t) \psi(\alpha_j + \mathbf{a}_j \mathbf{x}_t) + \varepsilon_t \quad (4.16)$$

olarak gösterilmektedir.

Lai ve Wong (2001) Stokastik ANN modelinde I_{ij} geçiş fonksiyonu bir rassal değişken biçiminde ele alınmaktadır. Modelin gösterimi,

$$y_t = \beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t + \sum_{j=1}^J (\beta_j + \mathbf{b}_j \mathbf{x}_t) I_{ij} + \varepsilon_t \quad (4.17)$$

ve I_{ij} değişkeni [0,1] aralığında değerlere sahip Bernoulli rassal değişkeni, $\{e_t\}$ 'den bağımsız tanımlanmaktadır.

$$P\{I_{ij} = 1|\mathbf{x}_t\} = 1 - P\{I_{ij} = 0|\mathbf{x}_t\} = \psi(\alpha_j + \mathbf{a}_j \mathbf{x}_t) \quad (4.18)$$

I_{ij} değişkeni, TAR modelindeki I(A) yazımına benzer bir yapıda olmakla beraber, TAR modelindeki *sıçrama* yapısından farklı olarak, ANN modellerinde kullanılan $\psi(\alpha_j + \mathbf{a}_j \mathbf{x}_t)$ sigmoid nöronun esas alınmasıyla [0,1] aralığında sürekli bir yapı kazanmıştır.

²¹⁷ Jordan ve Jacobs (1994); Weigend (1995); Huerta ve diğ. (2003); Carvalho, Tanner (2006); Prado, ve diğ. (2006).

Dolayısıyla Lai ve Wong modelinde lojistik fonksiyonun kullanımı, rejimler arasında geçişte bir olasılık fonksiyonu gibi ele alınmaktadır. Aktivasyon fonksiyonu TAR modelinde geçişi sağlayan kesikli yapıdaki gösterge fonksiyonundan hareketle modellenmekle beraber, lojistik fonksiyon ile sürekli bir yapıda ele alınabileceği vurgulanmaktadır.

Modelin dört temel özelliğine dikkat çekilirse,

- 1) *McCulloch ve Pitts (1943) ANN modelinden nöron yapısı temel alınarak nöronlar uzmanlar çerçevesinde genelleştirilmiştir.*

McCulloch ve Pitts (1943) yapay nöron modelinde kullanılan basamak fonksiyonuna benzer bir yapı TAR modelinde kullanılmaktadır. Her iki modeldeki sert geçiş yapısı ve eşik mantığı $\mathbf{x}$ stimuli vektörü $-\alpha$ eşiğini aştığında $\alpha + \mathbf{a}\mathbf{x} \geq 0$ aktive olan basamak fonksiyonu yapısının lojistik fonksiyonla iyileştirilmiştir.

- 2) *Lai ve Wong (2001) SANN modelinde HME Modelinde uzmanların ağırlıkları $[0,1]$ aralığında olup bireysel katkıları nöronların aktivasyon değerleri ile benzer yapılara sahiptir.*

Kullanılan geçiş fonksiyonları $[0,1]$ aralığında tanımlıdır. ANN yazınında, ekonometri yazınıni takiben geçişler olasılıklar çerçevesinde yorumlanması terk edilmektedir.

- 3) *SANN modelinde temel alınan eşik sistemi ve aktivasyon yapısı TAR modelleri tarafından da paylaşılmaktadır.*

Modelde, $\mathbf{x}$ girdi uzayının her bir elemanının örneklem uzayının ayrı noktalarındaki kısmi etkilerini farklılaştıran bir doğrusal olmayan yapıya sahiptir. Modelde lojistik fonksiyon $[0,1]$ aralığında bir değişken gibi hareket ederek $j=1 \dots J$ adet $(\beta_j + \mathbf{b}_j \mathbf{x}_t)$ nöron fonksiyonuna $[0,1]$ aralığında belli ağırlıklarla aktive etmektedir. Aktive olan $(\beta_j + \mathbf{b}_j \mathbf{x}_t)$ fonksiyonundan gelen değerler doğrusal kısımdaki $\beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t$ regresyonuna eklenmektedir. Dolayısıyla, parametreler değişmeyen yapıda iken, zamanın her t noktasında her bir x_t girdisinin kısmi etkisi²¹⁸ $\partial y_t / \partial x_t$ ve bağımlı

²¹⁸ Richard Baron, "Knowledge Extraction from Neural Networks: A Survey", **NeuroCOLT Technical Report Series**, NC-TR-94-040, (1995): 13.

değişkenin $\mathbf{x}$ girdilerine hassasiyeti örneklem boyunca ve farklı alt bölgelerde (rejimlerde) farklılaşmaktadır²¹⁹.

- 4) *ANN modellerinde aktivasyon yapısı perceptron modeli basamak fonksiyonundan Çok Katmanlı Perseptron modelinde sigmoid yapıya genişletilerek modelde süreklilik sağlanmıştır.* TAR modelinde kullanılan basamak yapısına sahip geçiş fonksiyonları kullanılırken, STAR modellerinde benzer sigmoid yapıda yumuşak yapılı geçiş fonksiyonları içinden lojistik ve üstel fonksiyonlar kullanılmaktadır.

Lai ve Wong (2001) SANN modelinde STAR modellerine değinilmemektedir. Öte yandan, ekonometri yazınından hareketle STAR modelleri SANN modelleri çerçevesinde genelleştirilebilmektedir.

Denklem (4.17), McCulloch ve Pitts (1943) perseptron modelinin temel alındığı ve İktisat yazınına Kuan ve Liu (1995) çalışmasında ekonometrik bir bakış açısıyla tartışılan Çok katmanlı Perceptron ANN (MLP-ANN) modelinden üç önemli farka sahiptir.

Birincisi, Denklem (4.17) ile verilen model Kuan ve Liu (1995)'te değinilen modelden farklı olarak stokastik bir yapıda değerlendirilmektedir. İkincisi, SANN modelinin STAR modelleri çerçevesinde doğrusal olmayan yöntemlerle modellenebilmesidir. Üçüncüsü ise modelin ANN modelleriyle olan farklarıyla ilgilidir. Dolayısıyla, ANN modeli temel alınarak ve TAR ve HME modellerine genelleştirilmesiyle elde edilen SANN modeli STAR modelleri çerçevesinde incelenebilir.

SANN modelinde aktivasyon fonksiyonunda McCulloch ve Pitts (1943) nöronunun aktive olması için $(\alpha_j + \mathbf{a}_j \mathbf{x}_t) < 0$ olması gereklidir. Denklem (1.16) ile verilen SANN modelinde kullanılan $\psi(\alpha_j + \mathbf{a}_j \mathbf{x}_t)$ nöron fonksiyonu, Bölüm 3.'te yer alan TAR modelindeki geçiş fonksiyonu yapısına adapte edilirse Denklem (4.13) ile verilen $I(A) = (r_{j-1} \leq y_{t-d} < r_j)$ eşik yapısı esas alınmaktadır. Nitekim Denklem (4.13) normal dağılım fonksiyonu ile modellenirse, ANN modelleri içerisinde değineceğimiz Radyal Baz Fonksiyonu RBF-ANN modellerinde kullanılan baz fonksiyonunun eşik yapısına sahip olmaktadır. RBF-ANN modellerinde kullanılan geçiş fonksiyonlarının çok önemli bir farkı gaussyan dağılım fonksiyonu kullanılmasıdır. Öte yandan, ANN modellerinde $\psi(\mathbf{a}_j \mathbf{x}_t - r_j)$ aktivasyon

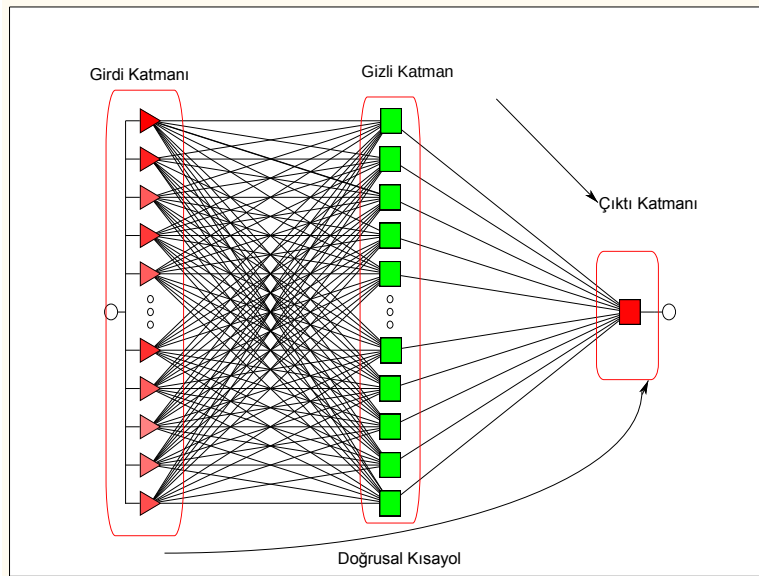
²¹⁹ Sheriff Hashem, "Sensitivity Analysis for Feedforward Artificial Neural Networks with Differentiable Activation Functions", **IEEE Proceedings of the 1992 International Joint Conference on Neural Networks**, c. I. (New Jersey: Baltimore, 1992): 419.

fonksiyonlarının eşik yapısı $(\mathbf{a}_j \mathbf{x}_t - r_j)$ temel alınarak; ψ aktivasyon fonksiyonunun sigmoid biçimli olduğu varsayılarak SANN modeli,

$$y_t = \beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t + \sum_{j=1}^J (\beta_j + \mathbf{b}_j \mathbf{x}_t) \psi(\mathbf{a}_j \mathbf{x}_t - r_j) + \varepsilon_t \quad (4.19)$$

biçiminde türetilmiş tek gizli katmanlı ve J adet nöronlu bir Stokastik ANN modeli elde edilir. Modelde, stimula girdi matrisi $\mathbf{a}_j \mathbf{x}_t$ 'nin r_j eşik değerinin üstünde ve altında değerler aldığıda $\psi(\mathbf{a}_j \mathbf{x}_t - r_j)$ nöronu $[0,1]$ aralığında tanımlıdır.

Sigmoid biçimli aktivasyon fonksiyonları hiperbolik tanjant ve lojistik (ANN yazınında karşılaşılan diğer adıyla log-sigmoid) fonksiyonlardır. Öte yandan, hiperbolik tanjant fonksiyonu $[-1,+1]$ arasında kısıtlı değerler üreten bir fonksiyondur. Dolayısıyla, modelde I fonksiyonu $[0,1]$ değerleri arasında kısıtlı olmadığından TAR yapısından farklıdır. Çalışmada, geçiş fonksiyonları ailesi göz ardı edilmemekle beraber, doğrusal olmayan ekonometrik modeller içerisinde TAR ve STAR ailesi kapsamında lojistik fonksiyonlar esas alınacaktır.



Şekil 4.4: Tek Gizli Katmanlı ve Doğrusal Kısayollu Stokastik ANN Modeli

Doğrusal kısma sahip bir SANN modelinin mimarisinin şeması Şekil 4.4'te yer almaktadır. Şekilde, SANN modeli girdi katmanında, $\mathbf{x}_t$ girdi matrisi yer alırken, girdi katmanı ile gizli katmanda yer alan nodlar arasındaki bağlantı $\mathbf{a}_j$ parametreleri ile sağlanmaktadır. Gizli katmanda yer alan her rejimde, nöronlar $(\beta_j + \mathbf{b}_j \mathbf{x}_t)$ regresif kısmıyla çarpılmaktadır.

Modelde gizli katmanda yer alan nöronlar y_t bağımlı serisini içeren çıktı katmanına bağlanmaktadır. Modelde, çıktı katmanı doğrusal fonksiyon olarak tanımlandığından nöronlar çıktı katmanına doğrudan bağlanmaktadır²²⁰. Modelde, girdi ve parametre çarpımlarını ifade eden $\mathbf{a}_j \mathbf{x}_t$ ile elde edilen $\psi(\mathbf{a}_j \mathbf{x}_t - r_j)$ fonksiyonu $\mathbf{a}_j \mathbf{x}_t = y_{t-d}$ alınırsa, geçiş fonksiyonu $\psi(y_{t-d} - r_j)$ olacaktır.

Elde edilen SANN modeli,

$$y_t = \beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t + \sum_{j=1}^J (\beta_j + \mathbf{b}_j \mathbf{x}_t) \psi(y_{t-d} - r_j) + \varepsilon_t \quad (4.20)$$

biçimindedir. Denklem (4.20)'de, rejimler arası geçiş y_{t-d} değişkeninin r_j eşik değerinden uzaklığı tarafından belirlenmektedir. $\psi(z)$ aktivasyon fonksiyonu bir γ sabitiyle çarpılarak $\psi(\gamma z)$ ve ortak parantezde yazılarak $\psi(\gamma(z))$ elde edilen aktivasyon fonksiyonu,

$$\psi(\gamma y_{t-d} - \gamma r_j) = \psi(\gamma(y_{t-d} - r_j)) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(y_{t-d} - r_j)}} \quad (4.21)$$

LSTAR geçiş fonksiyonu biçiminde yazılabilmektedir. J=1 olarak tanımlanırsa, SANN modelinin LSTAR gösterimi,

$$\begin{aligned} y_t &= \beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t + (\beta_1 + \mathbf{b}_1 \mathbf{x}_t) \psi(\gamma(y_{t-d} - r_1)) + \varepsilon_t \\ &= \beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t + (\beta_1 + \mathbf{b}_1 \mathbf{x}_t) \frac{1}{1 + e^{-\gamma(y_{t-d} - r_1)}} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.22)$$

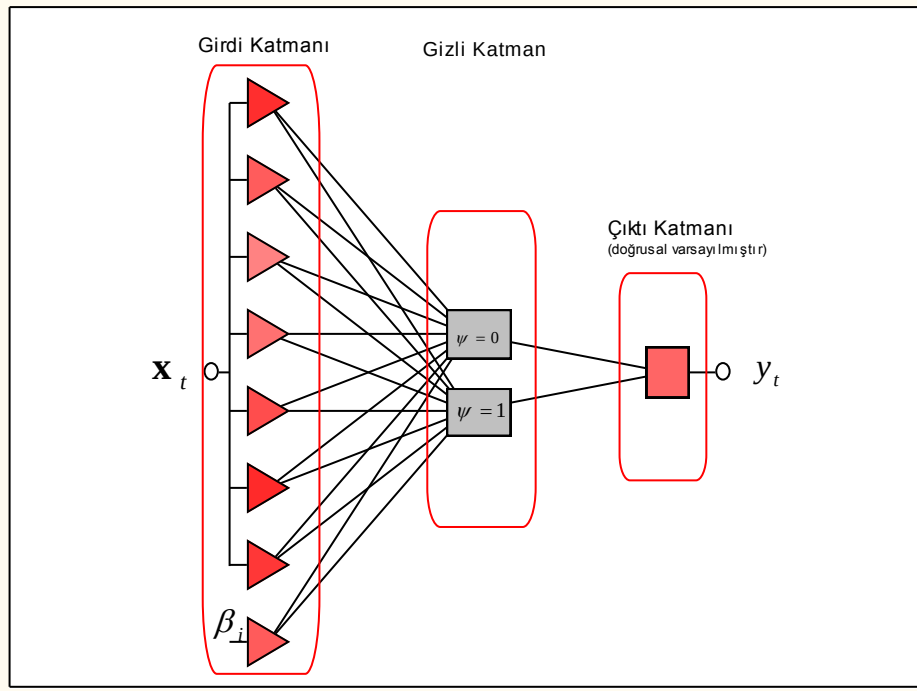
Model, tek eşik değeriyle ve iki rejimle kısıtlanmış bir model elde edilmektedir. Model Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif (LSTAR) modeli ile eşdeğer gösterime sahiptir. SANN modelinde J=2 olarak tanımlanırsa MLSTAR gösterimi,

$$y_t = \beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t + (\beta_1 + \mathbf{b}_1 \mathbf{x}_t) \frac{1}{1 + e^{-\gamma(y_{t-d} - r_1)}} + (\beta_2 + \mathbf{b}_2 \mathbf{x}_t) \frac{1}{1 + e^{-\gamma(y_{t-s} - r_2)}} + \varepsilon_t \quad (4.23)$$

elde edilmektedir. Denklemden, geçiş değişkenlerinin $s=d$ aynı olduğunda, MLSTAR modeli 3 rejim içerirken, s ve d birbirinden farklı olduğunda, model 4 rejimli bir MLSTAR modeli olarak tanımlanmaktadır.²²¹

²²⁰MLP modellerinde uygulandığı üzere, çıktı katmanı fonksiyonu sigmoid bir fonksiyon olarak tanımlanabilmektedir. Çalışmada basitlik amacıyla ANN modelleri doğrusal çıktı katmanları ile tanımlanmıştır. Diğer taraftan, çıktı katmanının doğrusal bir fonksiyon olarak tanımlanmasının bir diğer sebebi, TAR ve STAR modelleri ile benzer fonksiyonel çerçevenin sürdürülmesinin amaçlanmasıdır.

²²¹ Bölüm 3.3'te MLSTAR modelleri için tartışılmaktadır.



Şekil 4.5: İki Rejimli bir LSTAR Modelinin Tek Gizli Katmanlı Bir SANN Modeli Biçiminde Gösterimi

Yukarıdaki şekilde, Bölüm 3.'de değindiğinin LSTAR modelinin bir SANN modeli şeması ile gösterimi verilmektedir. Şekilde, aktivasyon fonksiyonu $\psi(z)$ girdi uzayını iki rejimli bir yapıya bölmektedir. İki rejimli bir LSTAR modeli, değinilen kısıtlar altında, iki nöronlu bir SANN modeli olarak gösterilmektedir. Gerçekte, LSTAR modelinde tek bir nöron kullanılmaktadır. Öte yandan, $\psi(z)=1$ ve 0 olduğunda iki rejim,

$$\begin{aligned}
 &\text{Rejim 1: eğer } \psi = 1 \text{ ise} \\
 &\text{Rejim 2: eğer } \psi = 0 \text{ ise} \\
 &\text{iki uç rejim aralığı: eğer } \psi | 0 < \psi < 1 \text{ ise}
 \end{aligned}
 \quad
 y_t = \begin{cases} (\beta_0 + \beta_1) + (\mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1) \mathbf{x}_t + \varepsilon_t \\ \beta_0 + \mathbf{b}_0 \mathbf{x}_t + \varepsilon_t \\ (\beta_0 + \psi \beta_1) + (\mathbf{b}_0 + \psi \mathbf{b}_1) \mathbf{x}_t + \varepsilon_t \end{cases} \quad (4.24)$$

biçimindedir. Şekil 4.5'te LSTAR modeli tek gizli katmanlı SANN modelinin özel bir durumu olarak gösterilmektedir. Modelde tek bir aktivasyon fonksiyonu olan $\psi(z)$ $j=1$ iki ayrı rejimin ve rejimler arasındaki süreçlerin modellenmesine olanak tanımaktadır. $\psi(z)$ fonksiyonu sürekli bir fonksiyon olduğundan $[0,1]$ değerleri arasında değerler alarak rejimlerin göreceli ağırlıkları farklılaşmaktadır.

4.4 SANN Modellerinin ST(A)R Modelleri Çerçevesinde İncelenmesi

Doğrusal olmayan zaman serileri kapsamında STAR modellerinin incelendiği çalışmalar genellikle iki rejime; genişleme ve daralma evrelerine, odaklanmaktadır. Öte yandan, TAR, SETAR ve STAR modellerinin ikiden daha fazla rejime genişletilmesi mümkündür. Nitekim Tiao ve Tsay (1994) SETAR modelleme sürecini dört rejimin modellenmesine olanak verecek şekilde geliştirerek ABD Reel GSMH'sını, -kötüleşen daralma-iyileşen daralma-iyileşen genişleme- genişleme evreleri olmak üzere dört rejimli modellemekte; Koop, Pesaran ve Potter (1996) ve Pesaran ve Potter (1997), GSMH büyüme oranını hızlı, normal ve yavaş büyüme olmak üzere üç rejimli modellemektedir.

İki rejimli bir STAR modelinin daha fazla rejimi kapsayacak şekilde genişletilmesi Van Dijk ve Franses (1999) çalışmasında tartışılmakta, oluşturulan Çok Rejimli Yumuşak Geçişli Otoregresif (MRSTAR) modelinde iki geçiş fonksiyonu ve bu fonksiyonların etkileşimi ile dört rejim modellenmektedir. Van Dijk ve Franses (1999), MRSTAR modelinin belli kısıtlar altında Kuan ve White (1994) ANN modelinin gösterimine sahip olduğuna dikkat çekmekte; Franses ve Van Dijk (2000) çalışmasında ise Granger ve Teräsvirta (1993) LSTAR modelinden hareket ederek lojistik fonksiyonlara ve doğrusal olmayan kısımlara belli kısıtlar uygulayarak ANN modeline ulaşılmaktadır.

White (1989a, 1989b), ANN modellerinin doğrusal olmayan regresyon modelleri olduğunu ve asimptotik dağılımını göstererek standart ekonometrik yöntemlerin bu modellere uygulanabileceğini ortaya koymaktadır. Bu çerçevede, Stokastik ANN modelinin STAR modelleri çerçevesinde istatistiksel temelleri ve Kuan ve White (1994), Swanson ve White (1995, 1997a, 1997b) çalışmalarında geliştirilmektedir. Kuan ve White (1994), Swanson ve White (1997), Kuan ve Liu (1995) çalışmalarında ANN modellerinin parametrik olmayan yapılarına sadık kalınarak deterministik ANN modellerinin öndeyi gücü test edilmektedir. SANN modellerinin modellenme süreci Anders ve Korn (1999) tarafından ortaya konmuş ve Medeiros ve diğ. (2002) ve Teräsvirta, Medeiros ve Rech (2006) tarafından geliştirilerek AR-NN modellerinin istatistiksel çerçevede modellenme süreci kapsamında en fazla olabilirlik yöntemi ile tahmin edilebileceği gösterilmiştir. Franses ve Van Dijk (2000), ANN modelinde *sıçrama bağları* eklenerek STAR modelleri çerçevesinde genelleştirilmiş, Medeiros ve diğ. (2002) ve Medeiros, Teräsvirta ve diğ. (2006) ve Rech ve diğ. (1999) çalışmalarında geliştirilen AR-NN modelinde, stokastik model çerçevesinde STAR modelleme süreci esas alınmıştır. Medeiros ve Veiga (2000, 2001), STAR modelindeki değişkenleri birer nöronun çıktısı olarak tanımlandığı Nöro-değişkenli STAR

(NCSTAR) modellerini geliřtirmiřtir. Da Rosa ve diğ. (2008), STAR modellerinin bir STR regresyon ađacı olarak modellemekte, Jordan ve Jacobs (1994) HME yaklařımına benzer bir yapıda ancak uzmanların STAR regresyon modelleri alındıđı bir model geliřtirmiřtir. Stock ve Watson (1997), Marcellino (2002) ve Teräsvirta ve diğ. (2004), dođrusal AR, STAR ve ANN modellerinin öndeyi kuvvetini iktisadi deđiřkenler için test etmektedir.

Çalıřmada, STAR modellerinin ANN modelleri çerçevesinde deđerlendirilmesi amaçlanmıř; bu amaç dođrultusunda modelleme süreçlerinin dođrusal olmayan ekonometrik zaman serileri analizi ve STAR modelleme süreci takip edilerek ortaya konduđu Teräsvirta, Medeiros ve Rech (2006) ANN modeli ve Franses ve Van Dijk (2000) ANN modelleri temel alınarak modellenmesi amaçlanmıřtır. İki model arasındaki önemli bir fark, Franses ve Van Dijk (2000) İyileřtirilmiř ANN modelinde Kuan ve White (1994) ANN modeline sadık kalınarak SANN modeli yarı parametrik yapıda modellenirken, Medeiros ve diğ. (2002) ve Teräsvirta ve diğ. (2006) ANN modelinin parametrik bir yapıda olmasıdır.

Deđinilen çalıřmalarda dođrusal olmayan ekonometrik modeller içinden STAR ailesi modelleri ile benzerliklerinden hareket edilmektedir. Çalıřmada, ANN modellerinin STAR modelleri ile benzerliklerinin yanında farklılıklarına da dikkat çekilerek Deterministik ANN modellerinin stokastik yapıda modellenmesi hedeflenmektedir.

4.4.1 STAR Modelleri Çerçevesinde Geliřtirilen SANN Modellerine Genel Bir Bakıř

Van Dijk ve Franses (1997, 1999), STAR modellerinin modellenme sürecini takip ederek STAR modelleri ile ANN modelleri arasındaki benzerliklere deđinmektedir. Rech ve diğ. (1999), Medeiros ve diğ. (2002) ve Teräsvirta ve diğ. (2006) benzer bir yaklařım izleyerek STAR modelleri ile ANN modellerinin birbiri içine gömülü yapıda gösterimine deđinerek, AR-NN modellerini geliřtirmektedir²²². Van Dijk ve Franses (1999), STAR modellerini 4 rejimin modellenebileceđi yapıda genişleterek Çok Rejimli STAR modeli (MRSTAR) ve modelleme sürecini geliřtirmiř, birden fazla lojistik geçiř fonksiyonlu MRSTAR modeli kısıtlar altında ANN modeline genelleřtirilebileceđi gösterilmiř, ancak ANN modeli tartıřılmamıř ve modellenmemiřtir²²³.

Stock ve Watson (1999), ANN modellerinin temel biçimlerine sadık kalarak dođrusal AR kısımları eklemekten modellemekte, elde edilen ANN modelini ABD ekonomisinde 215 aylık makroiktisadi veri için tahmin etmiřtir. Stock ve Watson (1999), Bayesyen Regülasyon

²²² AR-NN modelinin geliřtirildiđi bir diđer çalıřma Trapletti ve diğ. (2000) çalıřmasında modelde durađanlılık incelenmektedir. Bu yaklařımda STAR modelleri ile bađlantı kurulmamaktadır.

²²³ Van Dijk ve Franses, 1997, **age** s. 1; Franses ve van Dijk, 2000, **age**, s. 274.

olarak adlandırılan modelleme sürecini takip ederek çok nöronlu büyük modelin tahmin edilerek, istatistiksel olarak anlamsız bulunan kısımların modelden çıkarılmasını hedeflemekte; modele doğrusal AR kısımları eklememektedir. Franses ve van Dijk (2000) ANN modelinde, Granger ve Teräsvirta (1993) STAR modelinden hareket edilerek ANN modeline ve modele doğrusal otoregresif bir fonksiyonun ilave edilmesiyle İyileştirilmiş ANN modeline ulaşılmaktadır²²⁴.

Teräsvirta, Van Dijk ve Medeiros (2004), Marcellino ve diğ. (2003) çalışmasını takip ederek ANN modelleri, doğrusal AR modelleri ve AR-NN modellerini aylık olarak gözlemlenmiş 47 makroiktisadi zaman serisine uygulamaktadır. Değinilen çalışmalarda elde edilen sonuçlar hangi modelin daha iyi sonuç verdiğine dair mutlak bir sonuç elde edilmemiş olması sonucunda ulaşılan önemli bir sonuç, doğrusal olmayan serilerin doğrusal olmayan modellerle modellenerek daha iyi tahmin performansına sahip olması ve dikkatli bir modelleme sürecinin yürütülmesinin STAR ve AR-NN modelleri için öneminin dikkat çekmesidir.

Bu çerçevede, çalışmada ilk olarak STAR modellerinden yola çıkarak STAR modellerinin Stokastik ANN modellerine genişletilmesi hedeflenmektedir. Çalışmada, STAR modellerinden hareketle ANN modellerinin elde edilmesi, istatistiksel ve doğrusal olmayan ekonometrik yöntemler çerçevesinde geliştirilen modelleme süreçlerinin takip edilebilmesi ve ANN ve AR-NN modellerine uygulanmasına olanak tanımaktadır. Çalışmanın ikinci kısmında, Chan ve Tong (1986), Tong (1990) TAR modellerindeki rejim geçişli modellerden hareketle lojistik geçiş fonksiyonlarına sahip Granger ve Teräsvirta (1993) STAR, LSTAR modelleri, Franses ve van Dijk (2000) MRSTAR modeli ve bu modellerin modellenme süreçleri esas alınarak ANN ve AR-NN modellerinin tahmin edilmesi amaçlanmaktadır.

SANN modellerinin fonksiyonel gösterimlerinde benzer yapıya değinilmiştir. SANN modellerinin bir farkı geçiş yapısında birden fazla değişkenin fonksiyonu olmasıdır. Bölüm 3.2.2’de, ST(A)R modellerinde geçiş yapısında kullanılan geçiş değişkenlerinin belli kısıtlar ile tek bir değişkenin bir fonksiyonu olarak modellendiğine değinilmiştir. Temel SANN modelinde TAR eşik yapısına sahip, gerçekte Perseptron ANN modelinde kullanılan kesikli aktivasyon fonksiyonu kullanılabilmektedir²²⁵. Çalışmada, sürekli ve sigmoid yapı

²²⁴ Franses ve van Dijk, 2000, **age**, ch. 4.

²²⁵ Öte yandan, ANN ve ST(A)R yaklaşımları arasında en önemli fark öğrenme yapısından kaynaklanmaktadır. Öğrenmede hata geri yayımı (back propagation) yöntemi Bölüm 4.’te tartışılacaktır. En çok olabilirlik yöntemiyle hata geri yayımı algoritması White (1989a, 1989b, 1989c, 1992) çalışmalarında tartışılmakta,

aktivasyon fonksiyonları esas alınacaktır. Bu kapsamda, benzer geçiş yapısıyla LST(A)R, MRST(A)R ve MLST(A)R modelleri öne çıkmaktadır. Bu modeller SANN modellerinin kısıtlandırılmış varyasyonlarıdır. Çalışmada, SANN modeli çerçevesinde birden fazla lojistik fonksiyonun beraberce modellendiği çok rejimli bir yapı esas alınmaktadır. EST(A)R, LST(A)R2 ve LST(A)R3 modelleri bu kapsamda sürekli fonksiyonlar olmayıp belli kısıtlar altında süreksiz yapıdadır. Öte yandan, EST(A)R modelinin SANN modelinde temel teşkil eden TAR gösterimi sağlanamamaktadır. EST(A)R modelinin belli durumlarda doğrusal modellere dönüşebildikleri ise Bölüm 3.2’de tartışılmaktadır. Çalışmada değinilen ST(A)R modellerinin SANN modellemesinde tercih edilmesinde, EST(A)R, LST(A)R2 ve LST(A)R3 modellerinde değinilen geçiş fonksiyonlarının ANN modelleri kapsamında değerlendirilememesi önem taşımaktadır.

ST(A)R modelleri çerçevesinde birden fazla sigmoid fonksiyon ile modellenen Bölüm 3.2 ve Bölüm 3.3’te tartışılan MRST(A)R ve MLST(A)R modellerinden hareket edilecektir.

4.4.2 Çok Rejimli Yumuşak Geçişli Otoregresif (MRSTAR) Modelinden Hareketle Stokastik Yapay Sinir Ağı Modelinin İncelenmesi

Kuan ve White (1994) çalışmasında ANN modelinin hata terimi içeren bir gösterimi²²⁶,

$$y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i \psi(\gamma_i' \mathbf{Z}_t) + \varepsilon_t \quad (4.25)$$

biçimindedir. Denklem (4.25)’da, $\mathbf{Z}$ girdi değişkenleri matrisi, γ' parametre vektörü, ψ aktivasyon fonksiyonu, q tahmin edilen nöron sayısı ve β_i nöronların ağırlık parametreleridir. ψ fonksiyonunda lojistik ve hiperbolik tanjant fonksiyonları tercih edilmektedir. Çıktı fonksiyonu doğrusal yapıda varsayılarak modele dahil edilmemiş ve yalnız tek gizli katmanlı yapıda olduğu varsayılmıştır²²⁷.

Swanson ve White (1997a, 1997b) Kuan ve White (1995) çalışmalarında iktisadi zaman serilerinin ANN modelleri ile tahmininde kullanılmaktadır.

²²⁶ Granger, C.W.J., T. Teräsvirta (1993), age, s.105. Çalışmada White (1989a, 1989b) ANN modeli gösterimi esas alınmıştır. Kuan ve White (1994), White (1989a, 1989b) ANN modeli gösterimini esas almaktadır. Çalışmada üçüncü bölümde Kuan ve Liu (1995) ANN modelinden hareketle Stokastik ANN modeli türetilmektedir.

²²⁷ ANN modellerinde gizli katman lojistik fonksiyon içerdiği gibi, tüm fonksiyonun son bir çıktı katmanında işlem görmesi söz konusudur. Gizli katmanın çıktısı bir O_1 fonksiyonundan geçirildiği ve çıktı katmanı bir O_2 fonksiyonundan geçirildiği durumda ANN modeli, $y_t = o_2 \left(\phi_0 + o_1 \left(\sum_{i=1}^q \beta_i \psi(\gamma_i' \mathbf{Z}_t) \right) \right) + \varepsilon_t$ biçimindedir. o fonksiyonları doğrusal ve doğrusal olmayan yapıda olabilir. Doğrusal varsayılarak Denklem (4.25) elde edilir.

Bölüm 3.2’de tartışılan Franses ve van Dijk (2000) MRSTAR modeli ise iki lojistik geçiş fonksiyonunun nispi etkilerini içeren iki kısım ve etkileşimlerini içeren üçüncü bir kısmın kullanıldığı bir yapıdadır,

$$y_t = \left[\phi_1' \tilde{\mathbf{x}}_t (1 - F_1(\mathbf{x}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1)) + \phi_2' \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(\mathbf{x}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1) \right] \{1 - F_2(\mathbf{x}_t; \gamma_2, \alpha_2, c_2)\} \\ + \left[\phi_3' \tilde{\mathbf{x}}_t (1 - F_1(\mathbf{x}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1)) + \phi_4' \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(\mathbf{x}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1) \right] \{F_2(\mathbf{x}_t; \gamma_2, \alpha_2, c_2)\} + \varepsilon_t \quad (4.26)$$

Modelin bir diğer gösterimine Denklem (4.26)’de eklemli bir yapıda ulaşılmaktadır. Model, eklemeli yapıda olup $F_1 F_2$ etkileşim kısmını da içermektedir. ST(A)R modellerinde tek geçiş değişkeni yaklaşımı esas alınarak bir MRST(A)R modeli,

$$y_t = \phi_1^{*'} \tilde{\mathbf{x}}_t + \phi_2^{*'} \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \phi_3^{*'} \tilde{\mathbf{x}}_t F_2(s_{2t}; \gamma_2, c_2) + \phi_4^{*'} \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1) F_2(s_{2t}; \gamma_2, c_2) + \varepsilon_t \quad (4.27)$$

olarak gösterilmektedir.

Denklem (4.27)’de yer alan MRST(A)R modeli, Denklem (4.26)’de yer alan MRST(A)R modelinden daha kısıtlı bir yapıdadır. Her iki modelde kullanılan lojistik fonksiyonlar $[0,1]$ aralığında değerler üretirken, AR kısımlarıyla çarpılarak 4 ayrı AR modeli eşanlı modellenir. Denklem (4.25)’de yer alan ANN modelinde ise, aktivasyon fonksiyonları bir otoregresif kısım ile çarpılmamakta, ancak geçiş fonksiyonu içinde bir otoregresif yapı yer alabilmektedir. Öte yandan, aktivasyon fonksiyonunun β_i ile çarpılmasıyla esnek bir yapıda modellenmektedir.

Bu çerçevede, Denklem (4.26) ile verilen MRSTAR modelinde kısıtlar, $\phi_{ij} = 0, i=1, \dots, 4; j=1, \dots, p; \phi_{40} = \phi_{20} + \phi_{30} - \phi_{10}$ sağlanarak model bir ANN modeli olarak gösterilebilmektedir. Son kısıt ile iki lojistik fonksiyonun etkileşimini içeren $\phi_{40}^* F_1 F_2$ son kısmının modelden çıkartılması sağlanır. $\phi_{40}^* = \phi_{10} - \phi_{20} + \phi_{30} + \phi_{40}$ olarak tanımlanmaktadır. Değinilen kısıtlar altında MRST(A)R modelinden hareketle, Stokastik ANN modeli,

$$y_t = \phi_{10}^* + \phi_{20}^* F_1(\mathbf{x}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1) + \phi_{30}^* F_2(\mathbf{x}_t; \gamma_2, \alpha_2, c_2) + \varepsilon_t \quad (4.28)$$

biçiminde elde edilmektedir²²⁸. Modelde, Denklem (3.49) ile verilen MRST(A)R geçiş fonksiyonu,

$$F_i(\mathbf{x}_t; \gamma_i, \alpha_i, c_i) = \left(1 + \exp \{ -\gamma_i (\alpha_i' \mathbf{x}_t - c_i) \} \right)^{-1} \quad (4.29)$$

²²⁸ Van Dijk, Franses, 1999, **age**, 5.

lojistik fonksiyon esas alınmıştır. Girdi değişkeni vektörü $\mathbf{x}_t$, geçiş değişkenleri ağırlıkları vektörü α'_i , geçişin hızı parametreleri γ_i ve c_i eşik değerleridir. $i=1,2,...,q$ gizli katmandaki gizli birim adetidir.

MRSTAR ile SANN modelleri arasında önemli farklar aktivasyon fonksiyonlarından ve bu fonksiyonların farklı değerlendirilmesinden kaynaklanmaktadır. Oluşturulan SANN modeli (4.28), MRST(A)R modelinin kullanılan yapısı olan (4.27)'den değil esnek yapılı modellendiği (4.26) modelinden hareket etmektedir. Modelde, Denklem (4.26)'de verilen esnek MRST(A)R modelinde olduğu gibi, lojistik fonksiyonda tekil bir $z_{q,t-d}$ geçiş parametresi kullanılmamaktadır.

Denklem (4.28), yalnız iki F fonksiyonu kullanılmıştır. MRSTAR modelinin 2^q ve $q>2$ üzeri rejime genişletilmesi mümkün olduğundan modelin ikiden fazla aktivasyon fonksiyonlu ANN modellerine genelleştirilmesi ancak kısıtlar uygulanarak mümkündür. MRSTAR modelinin ve SANN modelinden en önemli farklı geçiş fonksiyonu yapısından ve geçiş fonksiyonlarına yaklaşımın farklılığından kaynaklanır.

ANN modelinde ise modelin doğrusal kısmında bir AR kısmı bulunmamakta ve belli $[0,1]$ aralığında ağırlıklarla aktive olan AR kısımları modele dahil olmamaktadır. Modelde, seriler sadece lojistik fonksiyon içinde işlem görmektedir. Lojistik fonksiyonlar $[0,1]$ aralığında değerler alır. Her lojistik fonksiyon modelde belli bir ağırlıkla çarpılarak gizli katman çıktısı çıktı katmanına iletilir. Çıktı katmanında model tekrar uygulanan çıktı fonksiyonu tarafından işleme tabi tutulacaktır. Değinilen yaklaşımlar çerçevesinde, Franses ve Van Dijk (2000) SANN modeli STAR modelleri çerçevesinde gösterilmektedir.

Bölüm 3.3.3'de tartışılan eklemeli STAR yapısında, STAR modeline aşamalı olarak lojistik kısımlar eklenmektedir. STAR modelinden hareketle, birden fazla lojistik fonksiyonlu modellerden hareketle SANN yapısının tartışılması önem taşımaktadır.

4.4.3 Yumuşak Geçişli Otoregresif (STAR) Modelinden Hareketle Stokastik Yapay Sinir Ağı (SANN) ve İyileştirilmiş Stokastik Yapay Sinir Ağı (ANN) Modelleri

Granger ve Teräsvirta (1993), Luukkonen *ve diğ.* (1988), Eitrheim ve Teräsvirta (1996) çalışmalarında eklemeli yapıda gizli bir katman içeren doğrusal otoregresif süreçten hareketle Sinir Ağı doğrusal olmama testi tartışılmaktadır. Bu modelde takip edilen süreçte White NN testi esas alınmaktadır. Benzer bir yaklaşım çerçevesinde, AR kısmına STAR kısmının eklenerek doğrusallık sınanmaktadır. Çalışmada, basit STAR modelinin kurulum süreci esas

alınacaktır. Nitekim basit STAR modelinde eklemeli STAR yapısı modellenerek ikiden fazla rejimli bir yapıya ulaşılabilmektedir.

Tek değişkenli bir STAR(p) modelinde, y_t serisinin tek gecikmeli STAR(1) gösterimi,

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 F(y_{t-1}; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (4.30)$$

yukarıda, $y_{t-1} = y_{t-d}$ geçiş değişkeni varsayılmakta, lojistik geçiş fonksiyonu kullanılarak

$$F(y_{t-1}; \gamma, c) = 1 / (1 + \exp(-\gamma(y_{t-1} - c))) \quad (4.31)$$

Denklem (4.31) Denklem (4.30)'da yerine konarak iki rejimli LSTAR modeli elde edilir.

Modelde, lojistik fonksiyon (4.31)'de aktivasyon yapısı $\alpha \tilde{x}'$ matrisinin eşik değerine göreceli uzaklığı ile ilişkilendirilirse,

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 G(\alpha \tilde{x}') + \varepsilon_t \quad (4.32)$$

modelde, $\tilde{x}' = (1, \tilde{x}_t)'$ vektörü, $\tilde{x}_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$, $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_p)'$ ve kalıntılar ε_t sıfır ortalamalı ve σ^2 sabit varyanslı gaussian beyaz parazit sürecidir. Aktivasyon fonksiyonu,

$$G(\alpha \tilde{x}') = (1 + \exp\{-\gamma(\alpha \tilde{x}')\})^{-1} = (1 + \exp\{-\gamma(\alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p})\})^{-1} \quad (4.33)$$

$G(\alpha \tilde{x}')$ $[0,1]$ aralığında tanımlı olup γ parametresi geçişin hızını belirlemektedir. Denklem (4.33) Denklem (4.32)'de yerine yazıldığında elde edilen SANN modeli tek aktivasyon fonksiyonlu olup STAR modelindeki yapıya benzer bir şekilde iki rejime sahiptir. Modelin J adet aktivasyon fonksiyonuyla genişletilmiş gösterimi,

$$y_t = \phi_0 + \sum_{j=1}^J \phi_j G(\alpha \tilde{x}') + \varepsilon_t \quad (4.34)$$

elde edilmektedir. Denklem (4.34) ile verilen SANN modeline doğrusal AR kısmı ilave ederek Franses ve van Dijk (2000) *İyileştirilmiş NN (Augmented NN)* modeli gösterimi,

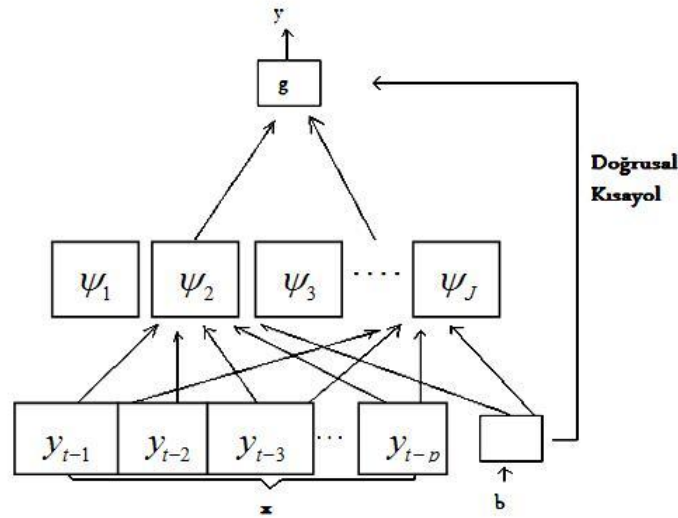
$$y_t = \phi_0 + \tilde{x}_t' \phi + \sum_{j=1}^J \phi_j G(\alpha \tilde{x}') + \varepsilon_t \quad (4.35)$$

elde edilmektedir.

Modelin açılımı,

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \sum_{j=1}^J \beta_j \psi(\gamma_{0,j} + \gamma_{1,j} y_{t-1} + \gamma_{2,j} y_{t-2} + \dots + \gamma_{p,j} y_{t-p}) + \varepsilon_t \quad (4.36)$$

biçimindedir. Denklem (4.35) ve (4.36) ile verilen İyileştirilmiş SANN modeli, Denklem (4.25) ile verilen Kuan ve White (1995) ANN modelinin stokastik gösterimi olup doğrusal AR modelinin eklenmesiyle bir doğrusal kısım ve bir doğrusal olmayan kısımdan oluşan melez bir modeldir.



Şekil 4.6: J Adet Nöron İçeren Tek Değişkenli bir Sıçrama Bağlantılı Ağ (JCN) Modeli

Denklem (4.35) ile verilen Franses ve Van Dijk (2000) İyileştirilmiş NN modeli Denklem (4.14)'te elde edilen Lai ve Wong (2001) SANN modeli ile ortak yapıdadır. Franses ve Van Dijk (2000) modelinin STAR modellerinden önemli bir farklılığı, STAR modellerinde doğrusal olmayan kısımda $[0,1]$ değerleri ve ara değerleri ile çarpılan bir otoregresif kısım mevcutken, Franses ve Van Dijk (2000) SANN modelinde AR kısım geçiş fonksiyonu ψ 'un içinde yer alan bir fonksiyondur ve yalnız β_j ağırlıkları ile çarpılan bir yapıdadır.

Denklem (4.19) ile verilen Lai ve Wong (2001) SANN modelinde, LSTAR modelinde olduğu gibi aktivasyon fonksiyonunun çıktısı aynı zamanda bir otoregresif kısım ile çarpılmaktadır. Lai ve Wong (2001) SANN modelleri içinde Denklem (4.19) ile verilen modelin doğrusal olmayan kısmı LSTAR yapısına benzer olmakla beraber, Franses ve Van Dijk (2000) iyileştirilmiş ANN modeli, White (1989a, 1989b) ve Kuan ve White (1994) ANN modellerini temel almakta, bu modellerde LSTAR modeli gösterimi belli kısıtlar altında gösterilmektedir. Çalışmanın bir sonraki kısmında, Franses ve Van Dijk (2000)

iyileştirilmiş ANN modeli ile aynı temellerden hareket ederek, Teräsvirta ve diğ. (2006) AR-NN modellerine değinilecek; Anders ve Korn (1999) tarafından geliştirilen ANN modellerinin istatistiksel modellenme yöntemleri tartışılacaktır.

4.4.4 Otoregresif Stokastik Yapay Sinir Ağı (AR-NN) Modeli

Trapletti ve diğ. (2000) tarafından incelenen AR-NN modeli, lojistik aktivasyon fonksiyonlu Çok Katmanlı Perseptron (MLP) modelinin (Bishop, 1995; Haykin, 1999) doğrusal kısım eklenmesiyle elde edilen bir modeldir. AR-NN modeli, Medeiros ve diğ. (2002) ve Teräsvirta ve diğ. (2006) çalışmalarında STAR modelleri çerçevesinde eklemeli yapıda modellenme aşamaları tartışılırken, AR-NN modelinin Luukkonen ve diğ. (1988)'den hareketle LM testleri çerçevesinde modellenme aşamaları White (1992), Anders ve Korn (1999) ve Anders ve diğ. (1998) çalışmalarından devralınmaktadır. Diğer taraftan, Medeiros ve diğ. (2002), ve Teräsvirta ve diğ. (2006) çalışmalarında modelin istatistiksel modellenme yöntemleri eklemeli STAR yöntemleri kapsamında incelenmektedir. Kuan ve White (1994), ANN modellerinin eğitilmesinde doğrusal olmayan en küçük kareler metodunu önermekte; Kuan ve Liu (1995), döviz kuru serilerinin kullanılan ANN modellerini doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemiyle tahmin etmektedir. AR-NN modelinin en fazla olabilirlik yöntemi ile tahmin edilmesi ve modelleme süreci Medeiros ve diğ. (2006) ve Teräsvirta ve diğ. (2006) tarafından güneş patlamaları ve finansal serilere uygulamaktadır. Teräsvirta ve diğ. (2004), Marcellino (2003) kapsamında AR, STAR ve AR-NN modellerinin tahmin gücünü 47 farklı makroiktisadi zaman serisi için incelemekte, elde edilen sonuçlar çerçevesinde doğrusal olmayan modellerin doğrusal modellere karşı mutlak üstünlüğünün olmadığı ortaya konmaktadır²²⁹.

Swanson ve White, ANN modelleme sürecinde büyük modelden küçük modele hareketin esas alındığı Bayesyen Safaştırma yöntemi uygulamakta, çok sayıda nöronlu tek gizli katmanlı ANN modellerinin tahmin edilerek anlamsız nöronların modelden çıkartılarak modelin küçültülmesi hedeflemektedir²³⁰. Teräsvirta, Van Dijk ve Medeiros (2004), Medeiros ve diğ. (2002) çalışmasında tartışılan STAR modelleme yaklaşımını temel almakta,

²²⁹ Model seçim süreçleri modellerin tahmin gücünde önemli role sahip olduğu göz önünde bulundurulduğunda, elde edilen sonuçların yanıltıcı olabileceği tartışılmaktadır. Nitekim modellerde model seçim süreçleri belli ölçüde göz ardı edilerek girdi setlerinin ve geçiş değişkenlerinin sabit olduğu varsayılmıştır; Çalışmada, iki tip ANN modeli tahmin edilmiştir. Birincisinde, Bayesyen Budama (Bayesian Pruning) temel alınmış, belli miktarda gizli katmana sahip modelin tahmin edilmesi ve anlamsız kısımların azaltılması temel alınmaktadır.

²³⁰ Norman R. Swanson, Halbert White, "A Model Selection Approach to Assessing the Information in the Term Structure Using Linear Models and Artificial Neural Networks", **Journal of Business and Economic Statistics**, c. 13, (1995): 265–275.

AR-NN modellerinin tahmininde farklı bir yaklaşım geliştirmekte, modelleme sürecinde küçük modelden büyük modele hareket etmektedir.

Medeiros, Teräsvirta ve Rech (2002), AR-NN modellerinin modellenmesi sürecinde Granger ve Teräsvirta (1993) ANN Doğrusallık testini temel almaktadır. Geliştirilen modellenme süreci Anders ve Korn (1999) çalışmasında ANN modellerinin modellenmesinde olası üç tip yöntemlerden biri olarak tartışılmaktadır²³¹. Granger ve Teräsvirta (1993) ANN Doğrusallık testinde, doğrusal AR modeli boş önsavı, tek katmanlı ANN modelini içeren dolu önsavına karşı sınanmaktadır. Medeiros ve diğ. (2002), Eitrheim ve Teräsvirta (1996) doğrusal olmama testi süreçlerini ANN modelleme sürecine genelleştirerek, doğrusallığın reddini takiben tek gizli birimli ANN modelinin daha yüksek dereceden gizli birimli modellere sınanmasını esas önermektedir. Gizli birim belirlenme süreci, modelin öncelikle tek aktivasyon fonksiyonu ile tahmin edilmesi ve elde edilen modelin iki aktivasyon fonksiyonlu modele karşı test edilmesi esasına dayanmakta, modelleme sürecinde boş önsavında yer alan h aktivasyon fonksiyonlu ANN modeli, $h+1$ gizli nöronlu ANN modelini içeren bir önsavına karşı sınanmaktadır. Gecikme derecelerinin seçiminde SIC temel alınmış, gecikme uzunluğunun seçiminde de gizli katman sayısının seçiminde gözetilen parsimoni ilkesi önem taşımaktadır.

Otoregresif Stokastik Yapay Sinir Ağı Modeli (AR-NN) şu şekildedir,

$$y_t = G(\mathbf{x}_t; \psi) + \varepsilon_t = \boldsymbol{\alpha}' \tilde{\mathbf{x}}_t + \sum_{i=1}^h \lambda_i F(\tilde{\boldsymbol{\omega}}_i' \mathbf{x}_t - \beta_i) + \varepsilon_t \quad (4.37)$$

F aktivasyon fonksiyonu,

$$F(\tilde{\boldsymbol{\omega}}_i' \mathbf{x}_t - \beta_i) = \left(1 + e^{-(\tilde{\boldsymbol{\omega}}_i' \mathbf{x}_t - \beta_i)}\right)^{-1} \quad (4.38)$$

lojistik fonksiyon biçiminde tanımlanmaktadır²³². Modelde, $G(\mathbf{x}_t; \psi)$ fonksiyonu $\mathbf{x}_t$ değişkenlerinin doğrusal olmayan bir fonksiyonu olup, $\psi \in \mathbb{R}^{(q+2)h+q+1}$ parametre vektörü $\psi = [\boldsymbol{\alpha}', \lambda_1, \dots, \lambda_h, \tilde{\boldsymbol{\omega}}_1', \dots, \tilde{\boldsymbol{\omega}}_h', \beta_1, \dots, \beta_h]'$ biçimindedir. Doğrusal kısmı $\boldsymbol{\alpha}' \tilde{\mathbf{x}}_t$ ve doğrusal olmayan kısmı $\sum_{i=1}^h \lambda_i F(\tilde{\boldsymbol{\omega}}_i' \mathbf{x}_t - \beta_i)$ olan AR-NN modelinde doğrusal kısım girdi vektörü $\tilde{\mathbf{x}}_t \in \mathbb{R}^{q+1}$ iken

²³¹ Ulrich Anders, Olaf Korn, "Model Selection in Neural Networks", **Neural Networks**, c. 12, (1999): 311.

²³² Marcelo C. Medeiros, Timo Teräsvirta, Gianluigi Rech, "Building Neural Network Models for Time Series: a Statistical Approach", **Working Paper Series in Economics and Finance**, c. 508, (2002): 3.

doğrusal olmayan kısımda kullanılan girdi vektörü $\mathbf{x}_t \in \mathbb{R}^q$ olarak tanımlanır. Doğrusal kısım girdi vektörü $\tilde{\mathbf{x}}_t = [1, \mathbf{x}_t']'$ biçiminde gösterilmekte, birim eleman ile modele kesen ilave edilmektedir. Doğrusal olmayan kısımda $\mathbf{x}_t = [\mathbf{x}_t']'$ girdi vektöründe kesen ilave edilmemiştir. Nitekim doğrusal olmayan kısımdaki kesen β_i , STAR modelindeki eşik parametresi c ile ortak bir yapıda düşünülerek, $\beta_i \leq 0$ olup nonpozitif kısıtlıdır. Doğrusal olmayan kısımda, nöronun aktive olması $\tilde{\omega}'\mathbf{x}_t \geq \beta_i$ sonucu gerçekleşir. AR-NN modeli, STAR modellerinde olduğu gibi otoregresif veya farklı değişkenlerle modellenebilmektedir. Dolayısıyla, modelin doğrusal ve doğrusal olmayan kısımlarında girdi vektörü, y_t serisinin gecikmeli değerlerini içerecek şekilde *tekil-değişkenli* veya farklı açıklayıcı değişkenleri içerecek şekilde *çoğul değişkenli* modellenebilmektedir²³³.

AR-NN modeli ile STAR modelleri arasında önemli ortak özellikler mevcuttur. Nitekim AR-NN modeli belli kısıtlar altında Çok Lojistikli Yumuşak Geçişli Otoregresif modeline (MLSTAR) genelleştirilebilmektedir. Denklem (4.38)'da, F geçiş fonksiyonunda kullanılan girdi vektörü tek girdi y_{t-d} kullanırsa ve $\mathbf{x}_t = y_{t-d}$ girdi vektörü ise, STAR modellerinde geçiş fonksiyonuna genelleştirilebilmektedir.

$h+1$ rejimli MLSTAR modeli,

$$y_t = \alpha' \tilde{\mathbf{x}}_t + \sum_{i=1}^h \lambda_i F(-\gamma_i (y_{t-d} - c_i)) + \varepsilon_t. \quad (4.39)$$

MLSTAR modelinde $F(-\gamma_i (y_{t-d} - c_i))$ olup, sadece kesenin rejime göre değiştiği özel bir yapıdadır. Geçiş fonksiyonu açılırsa;

$$F(-\gamma_i (y_{t-d} - c_i)) = F(-(\gamma_i y_{t-d} - \gamma_i c_i)) \quad (4.40)$$

ve geçiş fonksiyonunda, $\gamma_i = \tilde{\omega}_{1i}$ ve $c_i = \gamma_i / \tilde{\omega}_{1i}$ parametreleri yazılırsa Denklem (4.37) ile verilen AR-NN modelinin özel bir durumu olan Denklem (4.39) ile verilen $h+1$ rejimli

²³³ Timo Teräsvirta, Marcelo Medeiros, Gianluigi Rech, "Building Neural Network Models for Time Series: a Statistical Approach", **Journal of Forecasting**, c. 25, s. 1, (2006): 51.

MLSTAR modeline ulaşılmaktadır. Modelde $h=1$ alındığında elde edilecek tek lojistik fonksiyonlu model, Granger ve Teräsvirta (1993) LSTAR modelinin özel bir biçimidir²³⁴.

Denklem (4.39)'da, $\gamma_i \rightarrow \infty$ yaklaşırken geçişler sertleşeceği için model Tong (1990) SETAR modelinin özel bir gösterimi biçimine dönüşmektedir. $\gamma = \infty$ ve $y_{t-d} < c$ olduğunda $F(y_{t-d}; c_i) = 0$ olur. $y_{t-d} > c$ ise $F(y_{t-d}; c_i) = 1$ olacaktır. $\gamma = 0$ ise, $F(y_{t-d}; c_i) = 0.5$ olur ve model doğrusal AR modeline dönüşmektedir.

AR-NN modeli, Denklem (4.35)'deki İyileştirilmiş-SANN modeli ile aynı yapıda olup, doğrusal kısım içeren benzer gösterime sahiptir. Medeiros, Teräsvirta ve Rech AR-NN modelinde doğrusal kısım $\alpha' \tilde{\mathbf{x}}_t = \tilde{\mathbf{x}}_t' \phi$ alınır. Franses ve Van Dijk İyileştirilmiş SANN modeline ulaşılır. Her iki model de, doğrusal kısım *tekil-değişkenli* otoregresif biçimde ve farklı serileri içeren *çok-değişkenli* biçimde ifade edilir. Nitekim iki model arasındaki fark, modellerin doğrusal olmayan kısımlarından kaynaklanmaktadır.

İyileştirilmiş-SANN modelinin doğrusal olmayan kısmında kullanılan Denklem (4.33) ile verilmiş olan lojistik aktivasyon fonksiyonu,

$$G(\alpha \tilde{\mathbf{x}}') = \left(1 + \exp \left\{ -\gamma \left(\alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} \right) \right\} \right)^{-1} \quad (4.41)$$

AR-NN modelinde kullanılan lojistik aktivasyon fonksiyonu,

$$F(\tilde{\omega}' \mathbf{x}_t - \beta_i) = \left(1 + \exp \left(-\lambda_i \left\{ \omega_1 y_{t-1} + \dots + \omega_p y_{t-p} - \beta_i \right\} \right) \right) \quad (4.42)$$

biçimindedir.

AR-NN modelindeki $F(\tilde{\omega}' \mathbf{x}_t - \beta_i)$ fonksiyonunun aktive olması $\tilde{\omega}' \mathbf{x}_t \geq \beta_i$ eşliğini aştığında gerçekleşirken; $\tilde{\omega}' \mathbf{x}_t$ girdi vektörleri çarpımında $\tilde{\omega}' = 1, \mathbf{x}_t = y_{t-d}$ olduğunda, F geçiş fonksiyonu LSTAR geçiş fonksiyonu biçimine dönüşür.

AR-NN modelinin doğrusal olmayan kısımdaki $\mathbf{x}_t = [x_t']'$ girdi vektörü kesen içerecek biçimde $\mathbf{x}_t = [1, x_t']'$ olarak tanımlanırsa aktivasyon fonksiyonu,

$$F(\tilde{\omega}' \mathbf{x}_t) = F(\omega_0 + \omega_1 y_{t-1} + \dots + \omega_p y_{t-p}) \quad (4.43)$$

²³⁴ Modelde rejimler arası yalnız kesen parametresi değişmektedir. Benzer bir yapıya sahip bir başka model Lojistik Yumuşak Geçişli Kesen modeli (LSTI) olup LSTAR modellerinden türetilmektedir. Modelde yalnız kesen parametresi rejimler arasında değişmektedir. (Granger ve Teräsvirta, 1993, 79).

olduğundan, Franses ve Van Dijk (2000) İyileştirilmiş ANN modelindeki $G(\alpha\tilde{x}')$ fonksiyonu biçimine dönüşmektedir. Doğrusal olmayan kısımda kesen parametresi olan ω_0 , Çok Katmanlı Perseptron ANN modellerinde kullanılan eşik parametresiyle aynı özelliklere sahiptir. $(\omega_1 y_{t-1} + \dots + \omega_p y_{t-p})$ değeri ω_0 değerini aştığında $(\omega_0 + (\omega_1 y_{t-1} + \dots + \omega_p y_{t-p})) \geq 0$ olup, nöronun ateşlenmesi gerçekleşmektedir.

Gerçekte, deterministik yapıda İleri İletimli Çok Katmanlı Perseptron (Feed Forward Multi Layer Perceptron) ve Sıçrama Bağlantılı Yapay Sinir Ağı (Jump Connection ANN) modelleri sırasıyla gösterilirse, tek gizli katmana sahip MLP modeli şu şekildedir²³⁵,

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^h \lambda_j F(\tilde{\omega}' \mathbf{x}_t + \omega_{0i}) + \varepsilon_t \quad (4.44)$$

Modelde doğrusal çıkış fonksiyonu varsayılmaktadır. Modele girdi ve çıktı katmanı arasında doğrusal bir kısayolun (short cut-jump connection) eklenmesi ile elde edilen JCN(p,q) ANN modeli²³⁶,

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \lambda_j F\left(\sum_{i=1}^p \omega_{ij} y_{t-i} + \omega_{0j}\right) + \varepsilon_t \quad (4.45)$$

biçimindedir. Denklem (4.44)'deki MLP modelinin, Denklem (4.34) ile verilen Franses ve Van Dijk (2000) İyileştirilmiş ANN modeli ile benzer bir gösterime sahipken, Denklem (4.45)'deki JCN modelinin ise Denklem (4.37)'de verilmiş olan Medeiros ve diğ. (2002) AR-NN modeli ile aynı gösterime sahip olduğu görülmektedir. Öte yandan, SANN ve AR-NN modelleri ile MLP ve JCN-ANN modellerinin fonksiyonel yapıları yerleşik olmakla beraber, modeller arasındaki farklılıklar modellerin tahmin sürecinde ve modellenme sürecindeki farklılıklardan kaynaklanmaktadır.

ANN modellerinin modellenmesinde takip edilen üç temel yaklaşım, regülarizasyon, temizleme ve eğitimin erken durdurulmasıdır²³⁷. Regülarizasyon, ağ ağırlıklarının seçilerek ağ hata fonksiyonunun belli bir ceza eklenerek minimize edilmesidir. Temizleme, ağ içinde yer alan parametreler içinde ağıın başarısına önemli bir katkıya sahip olmayanların modelden çıkartılarak parsimonik modele ulaşmayı ve genelleme gücünü arttırmayı hedeflemektedir. Eğitimin erken durdurulması ise, ANN modelinde eğitim sırasında eğitim örnekleme ve test

²³⁵ Chung-Ming Kuan, Tung Liu, "Forecasting Exchange Rates Using Feedforward and Recurrent Neural Networks", **Journal of Applied Econometrics**, c. 10, s. 4, (1995): 347-364.

²³⁶ Chen, Li, 2006, **age**, 467.

²³⁷ Anders, Korn, 1999, **age**, 311.

örnekleminde eşanlı olarak modelin değerlendirilmesine ve test örnekleminde ceza fonksiyonunun artmaya başladığı noktada eğitimin durdurulmasına ve bu kapsamda tahmin gücünün artırılmasına sebep olmakta; istatistiksel olarak değerlendirilirse, modelin aşırı-parameterize olmasının engellenmesine sebep olmaktadır. Öte yandan, test örnekleminde hata fonksiyonunun artmaya başlaması, tahmin edilen ANN modelinin aşırı parameterize olduğunu da gösterebilmektedir. Bu çerçevede, modelin küçükten büyüğe doğru modellenerek modelin doğrusal olmayan yapıyı daha fazla kapsayacak biçimde büyütülmesini amaçlayan STAR modelleme süreci ekonometrik modelleme yaklaşımı ANN modelleri çerçevesinde değerlendirilebilmektedir²³⁸.

ANN modelleri doğrusal olmayan regresyon modelleri ile ortak özelliklere sahiptir. Bu sebeple, parametre anlamlılığını test eden standart ekonometrik yöntemlerin ANN modellerine uygulanması önem taşımaktadır. White (1989a, 1989b), ağ parametrelerinin asimptotik dağılımının ve doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemi ile tahminin incelendiği temel çalışmalardır.

4.4.5 NN-STR Yapay Sinir Ağı Yumuşak Rejim Geçişi Modeli

McNelis (2005) çalışmasında geliştirilen NN-STR modelinde, ANN Yapay Sinir Ağları modeli ile ST(A)R Yumuşak Geçişli (Oto)Regresif modelinin beraberce modellenmesi hedef alınmaktadır. McNelis NN-STR modelinin STR modellerinden önemli bir farkı, STAR modellerinde doğrusal yapıdaki iki rejim sürekli ve sigmoid yapıdaki bir fonksiyon ile modellenmekte, iki rejim arasındaki geçişlerin modellenmesi ve bu rejimler arasındaki gerçekleştirmelerin modele dahil edilmesiyle doğrusal olmayan bir yapı sağlanmaktadır²³⁹.

NN-STR modellerinde STR modellerindeki geçiş yapısı temel alınmaktadır. Öte yandan, modelde tanımlanan iki rejim doğrusal değil doğrusal olmayan yapıda olup, doğrusal olmayan iki rejim arasındaki geçiş yine doğrusal olmayan yapıdaki bir log-sigmoid fonksiyon ile tanımlanmaktadır. Modelde rejimler lojistik fonksiyon yapısına sahip iki nörondan oluşmakta, iki rejim arasındaki geçiş STAR geçiş fonksiyonu yapısına sahip bir lojistik fonksiyon ile sağlanmaktadır.

²³⁸ Anders, Korn, 1999, **age**, 314;

Öte yandan, nöron sayısının modellenmesi White (1989a, 1989b) ve Granger ve Teräsvirta (1993), Luukkonen ve diğ. (1988) ve Davies (1987) doğrusallık testlerinden hareketle oluşturulmaktadır. LM türü testlerin uygulanabilmesinde doğrusal olmayan kısım parametreleri boş hipotezi altında $\omega_{ij} = 0$ olarak tanımlanmaktadır. Öte yandan, yanlış tanımlama sorunu LM tipi testlerin uygulanabilmesi için Taylor yaklaşımına gereksinim duymaktadır.

²³⁹ Paul D. McNelis, **Neural Networks in Finance: Gaining Predictive Edge in the Market**, 1. bs. (Londra: Elsevier Academic Press, 2005).

Denklem (3.63) ile verilen ST(A)R modeli çok değişkenli yapıda tanımlanırsa, STR modeli şu şekilde gösterilmektedir,

$$y_t = \alpha'_1 \mathbf{x}_t \Psi_t + \alpha'_2 \mathbf{x}_t (1 - \Psi_t) + \eta_t \quad (4.46)$$

$$\Psi_t = \Psi(y_{t-d}; \theta, c) = \left[1 + \exp(-\theta(y_{t-d} - c)) \right]^{-1} \quad (4.47)$$

$$\eta_t = \varepsilon_t + \gamma(L) \varepsilon_{t-1} \quad (4.48)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (4.49)$$

Modelde, Ψ rejimler arasında geçişin modellendiği lojistik geçiş fonksiyonu, θ geçişin yumuşaklığını, y_{t-d} geçiş parametresini, c eşik parametresini ifade ettiği modelde, $c=0$ ve

$$y_{t-d} = y_{t-1} \text{ varsayılmıştır. } \mathbf{x}_t = (1, \tilde{x}_t)' \text{ vektörü, } \tilde{x}_t = (x_1, \dots, x_p)', \alpha_i = (\alpha_{i,0}, \alpha_{i,1}, \dots, \alpha_{i,p})', i=1,2$$

olmak üzere, sabit terimle her rejimde $p+1$ elemanlı parametre vektörüdür. Hata terimi ε_t sıfır ortalamalı ve σ^2 sabit varyanslı Gaussyan beyaz parazit sürecidir.

McNelis NN-STR modeli STR modelindeki geçiş fonksiyonu kullanılarak iki nöron arasındaki rejim değişimini modellenmektedir. Denklem (4.46)'da verilen STR modelinde iki rejimi temsil eden $\alpha'_1 \mathbf{x}_t$ ve $\alpha'_2 \mathbf{x}_t$ sırasıyla, $G(\mathbf{x}_t; \alpha'_1)$ ve $H(\mathbf{x}_t; \alpha'_2)$ lojistik fonksiyonları ile yer değiştirilmekte,

$$y_t = \Psi_t G(\mathbf{x}_t; \alpha'_1) + (1 - \Psi_t) H(\mathbf{x}_t; \alpha'_2) + \eta_t \quad (4.50)$$

Denklem (4.50)'te çıktı ve girdi katmanları arasında bir kısayol ile iyileştirilerek $\alpha' \mathbf{x}_t$ doğrusal kısmı ilave edilirse,

$$y_t = \alpha' \mathbf{x}_t + \beta \left[\Psi_t G(\mathbf{x}_t; \alpha'_1) + (1 - \Psi_t) H(\mathbf{x}_t; \alpha'_2) \right] + \eta_t \quad (4.51)$$

$$\Psi_t = \Psi(y_{t-d}; \theta, c) = \left[1 + \exp(-\theta(y_{t-d} - c)) \right]^{-1} \quad (4.52)$$

$$G(\mathbf{x}_t; \alpha'_1) = \left[1 + \exp(-\alpha'_1 \mathbf{x}_t) \right]^{-1} \quad (4.53)$$

$$H(\mathbf{x}_t; \alpha'_2) = \left[1 + \exp(-\alpha'_2 \mathbf{x}_t) \right]^{-1} \quad (4.54)$$

$$\eta_t = \varepsilon_t + \gamma(L) \varepsilon_{t-1} \quad (4.55)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (4.56)$$

NN-STR modeli elde edilmektedir.

Modelde ψ_t STR modelinden devralınan geçiş fonksiyonu olup her rejimin model içindeki etkisini belirtmektedir²⁴⁰. $G(\mathbf{x}_t; \alpha'_1)$ ve $H(\mathbf{x}_t; \alpha'_2)$ doğrusal olmayan fonksiyonlar olup, $\mathbf{x}_t$ dışsal değişkenleri ve α'_1 ve α'_2 sırasıyla G ve H rejimlerinin ağırlık vektörleridir. Doğrusal kısımdaki $\mathbf{x}_t$ değişkenlerinin parametreleri α' vektörü ile tanımlanmıştır. G ve H nöronları ψ_t geçiş fonksiyonu tarafından zaman içinde farklı değerler almakta; β parametresi doğrusal olmayan kısımda yer alan iki doğrusal olmayan nöronun modeldeki ağırlığını belirtmektedir. β parametresi 0'a yaklaştıkça doğrusal olmayan kısmın etkisi azalmakta iken, $\beta=0$ olduğunda model,

$$y_t = \alpha' \mathbf{x}_t + \eta_t$$

olarak bir doğrusal regresyona dönüşmektedir.

Denklem (4.51)-(4.56) ile verilen McNelis NN-STR modelinde, STR modelinden hareketle, ψ_t fonksiyonu farklı rejimlerin bir anlamda olabilirlik derecelerini göstermekte, $H(\mathbf{x}_t; \alpha'_2)$ nöronu örnek alınırsa, $(1-\psi_t)$ değerinin sıfıra veya bire yakın olması, H rejiminin olabilirliğinin zaman içinde artış ve azalış oranını göstermektedir²⁴¹.

Denklem (4.55)'te $\eta_t = \varepsilon_t + \gamma(L)\varepsilon_{t-1}$ alınarak seçilen bir $\gamma(L)$ polinomu kapsamında modele kalıntıların geçmiş değerleri eklenmekte olup bir MA modeli biçiminde modellenmektedir²⁴².

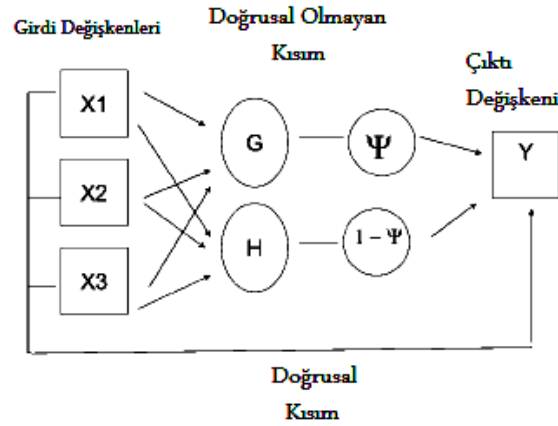
²⁴⁰ McNelis, 2005, **age**, 39.

²⁴¹ McNelis, 2005, **age**, 40.

²⁴² McNelis (2005) Matlab kodları 11. satırda malags=5 olarak bir ön değer atanmış olup, MA gecikme seçimi araştırmacı tarafından belirlenmektedir. <http://www.bnet.fordham.edu/mcnelis/recent.htm> (12.4.2008)

ANN yazınında Tekrarlanan ANN modelleri (Recurrent NN) çerçevesinde incelenen Jordan ve Elman ANN modellerinde gizli katmanların çıktılarının yine gizli katmanlara gecikmeli olarak tekrar girdi verilmesi ve gizli katmanların çıktılarının ayrıca girdi katmanına bir girdi olarak verilmesi söz konusu olup benzer bir yapı mevcuttur. Öte yandan, ARMA modellerinin ANN modelleri çerçevesinde incelendiği ARMAX-ANN modelleri için birçok uygulama alanına sahiptir. NLARMAX modelleri için bkz.:

Magnus Nørgaard, Ole Ravn, Niels K. Poulsen, Lars K. Hansen, **Neural Networks for Modelling and Control of Dynamic Systems**, 1. bs. (Londra: Springer-Verlag, 2000).



Şekil 4.7: McNelis NN- STR Modeli

McNelis NN-STR modelinin şeması Şekil 4.7’de yer almaktadır. Şekilde görüleceği üzere NN-STR modeli tek gizli katmanlı olup; girdi, gizli katman ve çıktı katmanları olmak üzere üç katmandan oluşmaktadır.

Jordan ve Jacobs (1994) Hiyerarşik Uzman Karışımı modelleri farklı uzmanların farklı yapılarda modellenmesine olanak tanımaktadır. Bu çerçevede, McNelis NN-STR modeli uzmanları lojistik regresyonlardan oluşan iki uzmanlı bir HME modeli olarak gösterilebilmekte; uzmanların ağırlığını belirleyen geçit fonksiyonları g_i , $i=1,2$ toplamı 1 olarak tanımlandığından, $g_1 = \Psi_t$ ve $g_2 = 1 - \Psi_t$ alındığında bir HME modeli olarak modellenebilmektedir²⁴³.

McNelis ve Chan (2004), McNelis ve McAdam (2004) ve McNelis (2005) çalışmalarında STR, NN-STR ve Doğrusal Regresyon modelleri tahmin edilmekte, modellerin örneklem içi ve örneklem dışı tahmin performansları karşılaştırılmaktadır. McNelis (2005) NN-STR modeli, McNelis ve Chan (2004) çalışmasında Hong Kong ekonomisinde deflasyon sürecinin dinamiklerinin modellenmesinde kullanılırken²⁴⁴, McNelis ve McAdam (2004) doğrusal kısımlara sahip olan ve STR yapısı taşımayan ANN modeli Phillips Eğrisi kapsamında enflasyon serilerinin modellenmesine tatbik edilmiştir²⁴⁵. McNelis (2005) çalışmasında NN-STR modeli farklı serilere uygulanmış, Japonya ve Hong Kong deflasyon süreçlerinin

²⁴³ Jordan, Jacobs, 1994, **age**, s. 201.

²⁴⁴ Paul D. McNelis, Carrie K. J. Chan, “Deflationary Dynamics in Hong Kong: Evidence From Linear and Neural Network Regime Switching Models”, **CRIF Seminar Series**, no. 22, 2004. http://fordham.bepress.com/crif_seminar_series/22 [16.01.2008].

²⁴⁵ Paul D. McNelis, Paul McAdam, “Forecasting Inflation with Thick Models and Neural Networks”, **European Central Bank Working Paper Series**, s. 352, (2004): 1-35.

karşılaştırılmasında, otomotiv sektöründe üretimin tahmin edilmesinde ve kredi ödeyememe riskinin ve Banka iflaslarının tahmin edilmesinde NN-STR modellerine başvurulmuştur²⁴⁶.

Diğer bölümlerde, ANN modellerinin belli kısıtlar altında STR modelleri biçiminde gösterilebileceğine değinilmiştir. NN-STR modeli belli kısıtlar altında STR modeli olarak gösterilememektedir. Nitekim, gerçekte STR regresyonunda iki rejim bölgesel olarak doğrusal olup doğrusal regresyon biçiminde tanımlanırken, McNelis (2005) NN-STR modelinde iki rejim lojistik yapıdaki iki perseptron nöronundan oluşmaktadır. Dolayısıyla, gerçekte model iki perseptron arasında geçişin modellendiği bir STR modeli olup, yalnız iki rejimle kısıtlanmış bir STR-NN modeli olarak tanımlıdır.

McNelis (2005), STR modellerinin tahmin edilmesinde Granger ve Teräsvirta (1993), Teräsvirta (1994) çalışmalarında olduğu gibi Doğrusal olmayan EKK ve En Fazla Olabilirlik yöntemleri kullanılmaktadır. NN-STR modellerinin tahmin edilmesinde ise melez bir yaklaşım esas alınmakta, öncelikle Genetik Algoritmalar (GA) ile bölgesel minimumların atlanması ve takibinde quasi-Newton gradient arama yöntemine başvurmaktadır. Öte yandan, McNelis (2005) çalışmasında Teräsvirta ve diğ. (2006), Anders ve Korn (1999) ve Swanson ve White (1995, 1997) çalışmalarında önem teşkil eden, uygun nöron sayısının seçimine yönelik testlere ve uygun gecikme sayılarının seçimine yönelik testlere değinilmemiş olması²⁴⁷ ve modelleme aşamalarının Teräsvirta, Medeiros ve Rech (2006) çalışmasında olduğu gibi kapsamlı bir biçimde incelenmemiş olması eleştirilmektedir²⁴⁸.

4.5 Deterministik ANN Modellerinden Hareketle ANN Modellerinin Stokastik Yapıya Genelleştirilmesi

ANN modellerinin istatistiksel modellerle benzerliklerini inceleyen Cheng ve Titterington (1994), Kuan ve White (1994) ve Kuan ve Liu (1995) çalışmalarından hareketle, tek gizli katmanlı deterministik Yapay Sinir Ağı modelinde,

$$h_{j,t} = \psi \left(\sum_{j=1}^I \gamma_{ij} x_{j,t} \right) \quad i = (1, \dots, q) \quad (4.57)$$

²⁴⁶ McNelis, 2005, **age**, 213.

²⁴⁷ Davies (1977,1987), Luukkonen ve diğ. (1988) ve Hansen (1991, 1996) çalışmalarında ortaya konan nüans parametresi problemi ANN modelleri çerçevesinde Anders ve Korn (1999), Teräsvirta et. al (2006) tarafından tartışılmaktadır.

²⁴⁸ Dick Van Dijk, “McNelis-Neural Networks in Finance, Book Review”, **International Journal of Forecasting**, c. 22, (2006): 407-408.

h gizli katman olup, ψ aktivasyon fonksiyonudur. Gizli katmanda I adet girdi kullanılmaktadır. En üst katmanda çıktı y_t 'ye ulaşmak için gizli katmanlı model şu şekilde yazılırsa,

$$y_t = \varphi \left(\sum_{j=1}^H \beta_j h_{j,t} \right) \quad (4.58)$$

elde edilir. Denklem (4.58)'de verilen MLP modelinde H adet gizli birim φ çıktı fonksiyonunda işlem gördükten sonra modelin çıktısı olan y_t değerine ulaşılır. Gizli katman Denklem (4.57)'te yerine yazılarak model açık ifade edilirse,

$$y_t = \varphi \left(\sum_{j=1}^H \beta_j \psi \left(\sum_{i=1}^I \gamma_{ij} x_{j,t} \right) \right) \quad (4.59)$$

olarak gösterilmektedir. Denklem (4.57) ile tek gizli katmanlı ANN modeli basit yapıda olup doğrusal kestirme fonksiyonlar, ikinci ve daha yüksek mertebeden katmanlar, ve katmanlara *sapma* adı verilen kesenler ilave edilebilmektedir²⁴⁹.

Bu çerçevede, γ_{i0} *sapması* (kesen) $h_{j,t}$ gizli katmanına eklenerek,

$$h_{j,t}^* = \psi \left(\gamma_{i0} + \sum_{j=1}^I \gamma_{ij} x_{j,t} \right) \quad (4.60)$$

sapma içeren $h_{j,t}^*$ gizli katmanı elde edilir. β_0 çıktı sapması (kesen) modele eklenmesiyle,

$$y_t^* = \varphi \left(\beta_0 + \sum_{j=1}^H \beta_j h_{j,t}^* \right) \quad (4.61)$$

Her iki katmanda da sapma ilave edilmiş ANN modeli²⁵⁰,

$$y_t^* = \varphi \left(\beta_0 + \sum_{j=1}^H \beta_j \psi \left(\gamma_{i0} + \sum_{j=1}^I \gamma_{ij} x_{j,t} \right) \right) \quad (4.62)$$

ANN modeli y_t^* çıktısı için elde edilir.

²⁴⁹ Cybenko (1989), White (1991), tek gizli katmanlı ANN modellerinin “evrensel tahmin edici” olarak tartışılmaktadır. Cybenko (1989), bir ANN modelinin bir sürekli ve çok değişkenli fonksiyonu yeterli miktarda nöron ve ağırlık kullanılması koşuluyla herhangi bir istenen ölçüde tahmin edebileceğini ortaya koymaktadır. İstatistik yazınından yola çıkarak h adet gizli katmanın boş önsav alınarak ve $h+1$ alternatif önsavına karşı F ve LM testi temelli testler uygulanabilmektedir. Öte yandan, bu testlerde örneklem içi hata terimlerinden hareket edilmektedir. Yaklaşımlar arasındaki farklılıklar, iki yazın arasındaki optimizasyon süreçlerine yaklaşım farklarından kaynaklanmaktadır.

²⁵⁰ Sabit terim, ANN yazınında sapma olarak kullanılmakta olup standart hata ve sapma değerlerinden farklıdır.

Franses ve Van Dijk (2000), Lai ve Wong (2001) ve Teräsvirta, Medeiros ve Rech (2006) çalışmaları temel alınarak ε_t rassal şoklar ilave edilirse²⁵¹,

$$y_t = \varphi \left(\beta_0 + \sum_{j=1}^H \beta_j \psi \left(\gamma_{i0} + \sum_{j=1}^I \gamma_{ij} x_{j,t} \right) \right) + \varepsilon_t \quad (4.63)$$

Stokastik ANN modeli elde edilmektedir. $\varepsilon_t \sim iid$ olup sıfır ortalamalı sabit varyanslı gaussian beyaz parazittir. Ampirik çalışmalarda, çıktı katmanındaki aktivasyon fonksiyonunun ϕ doğrusal olduğu varsayılmıştır²⁵². Bu çerçevede doğrusal geçiş fonksiyonlu ve β_0 sapmalı Stokastik ANN modeli,

$$y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^H \beta_j \psi \left(\gamma_{i0} + \sum_{j=1}^I \gamma_{ij} x_{j,t} \right) + \varepsilon_t \quad (4.64)$$

olarak elde edilmektedir²⁵³. Model doğrusal bir sıçrama bağlantısı (JC) olan $\tilde{\mathbf{x}}'\alpha$ ile iyileştirilirse,

$$y_t = \beta_0 + \tilde{\mathbf{x}}'\alpha + \sum_{j=1}^H \beta_j \psi \left(\gamma_{i0} + \sum_{j=1}^I \gamma_{ij} x_{j,t} \right) + \varepsilon_t \quad (4.65)$$

elde edilir. $\tilde{\mathbf{x}}'$ doğrusal kısmın değişkenler vektörü, α doğrusal kısmın parametreler vektörünü temsil etmektedir. Dolayısıyla, Denklem (4.65) ile verilen SANN modeli, Bölüm 3.3'de yer alan MLST(A)R modeli, Denklem (4.45) ile verilen Sıçrama Bağlantılı ANN (JC-ANN) modeli ile benzer bir yapıda modellenmektedir.

4.6 Stokastik Yapay Sinir Ağı Modelinin Doğrusal Olmayan Ekonometrik Yöntemler İle Modellenmesi

Çalışmanın bu kısmında SANN modelinin mimari seçimine değinilecektir. Çalışmada çalışmanın kalkış noktası olan ve Bölüm 3'de değerlendirilen STAR modelleri temel alınacaktır. Bu kapsamda Bölüm 3.3'te önerilen lojistik geçiş fonksiyonlarının temel alındığı MLSTAR modeli için önerdiğimiz mimari seçim süreci esas alınacaktır. Öte yandan, doğrusal olmayan yöntemler içerisinde STAR modelinin temel alındığı MLSTAR modeline

²⁵¹ Swanson ve diğ. (1989), White (1989a, 1989b), Granger, Teräsvirta (1993) temel çalışmalardır.

²⁵² Doğrusal çıktı fonksiyonu ile modellerin yorumlanmasında kolaylık sağlanmaktadır. Öte yandan, belli bir seçim kriteri çerçevesinde modellerin genelleme gücünün karşılaştırılması, daha yüksek öndeyileme gücüne sahip modelin tercih edilmesi gereklidir.

²⁵³ Chung-Ming Kuan, Tung Liu, "Forecasting Exchange Rates Using Feedforward and Recurrent Neural Networks", **Journal of Applied Econometrics**, c. 10, s. 4, (1995): 347-364.

yönelik bir yöntemin ANN modellerine uygulanmasına yönelik bazı problemler oluşabilmektedir. Öte yandan, bu problemlerin üstesinden gelinmesinde bazı yöntemler önerilmekle beraber, model seçimine ilişkin bazı problemler söz konusudur. Çalışmada, doğrusal olmayan ekonometri yazınında bu amaç doğrultusunda oluşturulmuş yöntemlerin tartışılması, problemlerinin ortaya konması ve doğrusal olmayan ekonometrik yöntemler kapsamında bir model kurulum sürecinin önerilmesi amaçlanmaktadır. Bu yöntem ile elde edilecek sonuçların deterministik ANN modellerinde esas alınan model seçim yöntemi ve doğrusal olmayan ekonometri yazınında Stokastik yapıda ANN modeline ilişkin bir model kurulum yöntemi çerçevesinde karşılaştırılması amaçlanmaktadır.

4.6.1 Doğrusal Olmayan Ekonometri Yazınında ANN Modellerinde Model Mimarisi Seçimine Genel Bir Bakış

Tek gizli katmanlı bir Yapay Sinir Ağı Modeli; girdi katmanı, gizli katman ve çıktı katmanı olmak üzere üç katmandan oluşmaktadır. Bu katmanlar dahilinde optimum yapının belirlenmesinde birinci katmanda yer alan girdi değişkenlerinin seçimi ve ikinci katmanda yer alan optimum aktivasyon fonksiyonu adedinin belirlenmesinde doğrusal olmayan ekonometri yazını kapsamında model seçiminin incelenmesi hedeflenmektedir.

ANN yazınında model mimarisinin seçimine ilişkin yöntemler nispeten kısıtlıdır. Anders ve Korn (1999), ANN modellerinin modellenme yöntemlerini incelemekte, modellerin oluşturulmasında uygulanan yöntemlerin üç temel başlıkta toplanabileceğine dikkat çekmektedir. Birinci yöntem, *karşılıklı geçerlilik* (çev. cross validation) olarak adlandırılmakta olup, herhangi bir olasılık varsayımında bulunulmamaktadır. Bu yöntemde deterministik ANN modelleri modellenmekte; tahminin tutarlılığının sınanması önem taşımaktadır. Yöntemde, tüm olası girdi değişkenleri modele dahil edilmekte; farklı gizli birim adetine sahip ANN modelleri farklı öğrenme algoritmaları veya birden fazla algoritmanın eşanlı kullanılması ile yüksek sayıda ANN modeli tahmin edilmektedir. Elde edilen modeller bir test örnekleminde ürettikleri tahmin tutarlılığına ilişkin bir kriter ile karşılaştırılmakta, modeller bir ceza kriterine göre değerlendirilmektedir²⁵⁴. Regularizasyon

²⁵⁴ Deterministik ANN modellerinde örneklemin eğitime ve test alt örneklemelere ayrılması ile karşılıklı validasyon (çev. cross-validation), optimizasyon algoritmasında *erken durdurma* (çev. early stopping), *regularizasyon* ile hata fonksiyonunun cezalandırılarak parazitlerin aşırı modellenmesinin engellenerek ANN modelinde aşırı-uyumun (çev. *overfitting*) önüne geçilerek tahmin tutarlılığının artırılması hedeflenmektedir. Stokastik yapıda ANN modellerinde ise tüm örneklem eğitime örneklemleri olarak alınmakta, belli istatistiksel araçlar ile modelde *aşırı-uyum* engellenmektedir. Bu kapsamda, BIC ve AIC gibi bilgi kriterleri öndeyi hatasına dayalı olup (tümü tahminin hatasını ölçen istatistikler olarak değerlendirilir. Çev. Prediction Error) aşırı uyumu engelleyen araçlardır. Öte yandan, *optimal beyin ameliyatı*, *optimal beyin hasarı*, *ağırlıkların düşürülmesi* (çev. *weight decay*) gibi yöntemler ile öğrenme algoritması işletilirken bazı önemsiz bulunan ağırlıkların ve nodların

ve hassasiyet analizinin öğrenme algoritmalarıyla kullanılmasıyla anlamsız bulunan girdi değişkenleri modelin tahmini aşamasında elenmektedir. Bu noktada anlamsızlık, bir bakıma istatistiksel anlamsızlıktan farklı değerlendirilmelidir. Nitekim, bu kapsamda modellemede tahmin gücü esas alındığından, modelden çıkarılmasıyla nokta tahmini başarısında düşüşe sebep olmayan girdilerin elenmesi söz konusudur²⁵⁵.

Bilgi kriterlerine dayalı yöntemler olan ikinci grup yöntemlerde, modellerdeki nöron adetinin artırılarak modellenmesini takiben elde edilen modeller bilgi kriterleri esas alınarak değerlendirilmektedir²⁵⁶. ANN modellerinin evrensel tahmin edicilik özelliklerinin tartışıldığı Stichcombe ve diğ. (1989), Cybenko (1989) çalışmalarını takiben, ANN modellerinde öğrenme algoritmasının doğrusal olmayan EKK ile ilişkisi White (1989a, 1989b) çalışmalarında ortaya konmuştur. Kuan ve Liu (1995) ve Kuan ve White (1994) ANN modellerinin iktisadi serilere uygulandığı temel çalışmalardır. Bu çalışmalarda girdi vektörü ve gizli katman mimarisi seçimi bilgi kriterleri kullanılarak oluşturulmuştur. Bilgi kriterine dayanan yöntemde, modelin aşırı-uyumu probleminin kontrol altına alınması, farklı parametre ve nöron adetine sahip modellerin karşılaştırılması mümkün olmaktadır. Nitekim parametre ve nöron adedinin artırılmasıyla seçilen ceza ölçütü kötüleşmeye işaret etmeye başladığında modelin aşırı tahmini söz konusudur²⁵⁷. Bu yöntemde test örnekleminde sınama yöntemi kullanılmamaktadır²⁵⁸. ANN modellerinin oluşturulmasında *aşamalı test yöntemleri* olarak adlandırılan üçüncü yöntem doğrusal olmayan ekonometri teorisi çerçevesinde geliştirilen testlere dayanmaktadır. Bu yöntem çerçevesinde, gizli katman, girdi ve nöron seçiminde uygun modelin belirlenmesinde belli kısıtlar ve yöntemler çerçevesinde LM

(bağlantı noktaları, örn. parametre tahminleri) modelden düşürülmesi yöntemleri bir çeşit parametrelerde anlamlılık yöntemi gibi değerlendirilmektedir. Öte yandan, deterministik model kapsamında ANN modellerinin modellenmesinde temel alınan yöntem bilgisayar gücündeki gelişmelerle paralel olarak, birden fazla ANN modelinin esnek bir yazılımla artan girdi ve artan gizlibirim sayıları için tahmini ve erken durdurma ve karşılıklı validasyon ile analizine dayalı uygulayarak optimum bulunan bir modelin seçilmesi esasına dayanmaktadır. Stokastik çerçevede modellenen ANN modellerinde ML ve NLLS yöntemleri ile öğrenmede istatistiksel yaklaşım esas alındığından, anlamsız parametrelerin istatistiksel anlamlılığının sınanması ve aşamalı F ve LM tipi testlerle sınanması ile aşırı uyumun kontrol edilmesi önerilecektir.

²⁵⁵ Bu yaklaşımda anlamlılık çev. *relevance* olup istatistiksel anlamlılık olan çev. *significance* kavramından farklıdır. Hassasiyet çev. *sensitivity analysis* olarak ANN yazınında kullanılmaktadır. Öğrenmede anlamlılık yöntemleri Neal (1994), MacKay (1994) ve Bayesyen ANN modelleri için Bishop (1995)'te tartışılmaktadır.

²⁵⁶ Kuan ve Liu (1995) çalışmada SIC kriteri kapsamında gizli birimler eklenmekle beraber model bir regresyon modeli gibi değerlendirilmiş ve hata terimlerinde normallik varsayımı yapılmıştır.

²⁵⁷ Kuan ve Liu (1995), Stichcombe ve White (1997), Kuan (1991), White (1989a, 1989b), daha parsimonik modellerin seçimine olanak veren SIC bilgi kriteri kullanmaktadır. Kanımızca, iktisadi serilerin mühendislikte kullanılan serilere nazaran çok düşük örneklemlerde olması önemli bir sorundur. Bu kapsamda daha parsimonik modellerin kullanılması önem taşımaktadır. Öte yandan, Murata ve diğ. (1994) çalışmada AIC kriterinden de daha az parsimonik modeller seçimine olanak sağlayan, ancak NN modelleri için daha uygun kabul edilen bir ANN Bilgi Kriteri NIC olarak tanımlanmaktadır.

²⁵⁸ Christopher. M. Bishop, **Neural Networks for Pattern Recognition**, 1. bs., (New York: Oxford University Press, 1995).

testlerine başvurulması Anders ve Korn (1999), Medeiros ve diğ. (2002) ve Teräsvirta ve Lin (1993) tarafından uygulanmıştır²⁵⁹. Pizarro ve diğ. (2002) ve Hagiwara (2002) üçüncü yaklaşım ve ikinci yaklaşıma benzer bir yapıda χ^2 testleri kullanarak farklı nöron adetleri için regresyon modellerinin karşılaştırmasına benzer bir yöntem takip etmektedir.

Ambrogi ve diğ. (2007) model seçiminde genetik algoritma yöntemini kullanmaktadır. Murata ve diğ. (1994) ikinci yaklaşım çerçevesinde *NIC Yapay Sinir Ağı Bilgi Kriterini*; Lv ve Luo (2006) ve Lv et. al (2006) model seçiminde *GKCIC Gauss-Kronecker Eğiklik Bilgi Kriterini*²⁶⁰ esas almaktadır. Hansen ve Yu (2001), *MDL Minimum Tanım Uzunluğu*²⁶¹ bilgi kriterini; Hanlon ve Forbes (2002) *MML Minimum Mesaj Uzunluğu*²⁶² bilgi kriterini önermekte olup ikinci grup yöntemler kapsamındadır.

Model seçiminde bilgi kriterlerine dayanan diğer yaklaşımlar, R^2 ve MSE karşılaştırılması (Feng ve diğ., 2005), MIC (C_p) Mallows Bilgi Kriteri (Mallows, 1973, 1995, 1997); AIC Bilgi Kriteri (Burnham ve Anderson, 2002; Miller, 2002); PRESS Tahminin Kareleri Toplamı²⁶³ kriteri (Miller, 1974; Montgomery ve diğ., 2001); MSEP kriteri (Thompson, 1978a, 1978b) ve temel kriterler içerisinde MAD, MAPE, RMSE ve MRMSE bilgi kriterlerine dayanan yaklaşımlardır (Feng ve diğ., 2005)²⁶⁴.

Bilgi kriterlerine ilişkin yaklaşımlar içerisinde, ANN modellerinde başvuru başlıca bilgi kriterleri SBC, AIC ve HQ'ye ek olarak sıklıkla kullanılmayan ancak ANN modelleri için geliştirilen bir kriter NIC kriteridir²⁶⁵. Refenes ve Zapanis (1999), gizli birim adedinin belirlenmesinde aşamalı olarak nöronların teker teker eklenmesinde NIC kriterinin esas

²⁵⁹ White (1989a, 1989b), Granger ve Teräsvirta (1993), Teräsvirta ve diğ. (2006), Swanson ve White (1997), Marcellino (2002), Franses ve diğ. (2004) öne çıkmaktadır. Lin ve diğ. (1993) doğrusal olmama testi esas alınmaktadır.

²⁶⁰ Çev. *Gauss-Kronecker Curvature Information Criteria*.

²⁶¹ çev. Minimum Description Length Criteria

²⁶² Çev. Minimum Message Length Criteria

²⁶³ Çev. *PRESS, PREDiction Sum of Squares* (Montgomery ve diğ., 2001, s. 301).

²⁶⁴ Mallow kriteri= $C_p = \frac{SSR_p}{s^2(p)} - n + 2p$; $PRESS_p \text{ Kriteri} = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_{ip})^2 \cong SSR_p \frac{n^2}{(n-p)^2}$; $MAD = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |y_i - \hat{y}_{ip}|$;

$MAPE = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{y_i - \hat{y}_{ip}}{y_i} \right| \right) \times 100\%$; $RMSE = \sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_{ip})^2}$ $MRMSE = \left(\frac{1}{n} \sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_{ip})^2} \right)$

²⁶⁵ Murata, Noboru, Shuji Yoshizawa, Shun-ici Amari, "Network information criterion – determining the number of hidden units for artificial neural network models", **IEEE Transactions on Neural Networks**, c. 5, (1994): 865-872;

Anders ve Korn (1999), NIC kriterinin belli durumlar altında AIC kriterine eşitlendiğini göstermektedir.

alınmasını önermekte; Medeiros ve diğ. (2002) ve Anders ve Korn (1999) çalışmalarında uygulanabileceğine değinilmektedir.

Pitt ve Myung (2002), bilgi kriterleri ile model kurulumunda aşırı-uyum gerçekleşebileceğine dikkat çekmekte, deterministik yöntemlerin esas alınmasını önermektedir. Bu kapsamda bazı çalışmalar Jordan ve Bishop (1996) ve Feng ve diğ. (2005) çalışmalarıdır.

Hassibi ve Stork (1993) *optimal beyin ameliyatı* (optimal brain surgeon) yöntemi deterministik çerçevede tahmin edilecek bir modelde hesaplanan ağırlıkların anlamlılığını sınavan bir yöntemdir. İstatistiksel kapsamda önem taşıyan çalışmalar içerisinde Lo (1999) büyük modelden küçük modele hareket etmekte, nöronlarda ve girdi serilerinin anlamlılığında *t* testleri kullanarak ANN modellerinde *İstatistiki Budama* (Pruning) yöntemini önermekte, Hassibi ve Stork (1993) yaklaşımının stokastik çerçeveye genişletilebileceğine değinmektedir²⁶⁶. Cotrell ve diğ. (1995), Lo (1995) yöntemiyle benzer bir yapıda olup *istatistiksel basamaklı eliminasyon (SSM)* olarak adlandırılan bu genelden spesifikçe hareket eden yöntemde, ağırlıkların standart sapmalarının hesaplanması, *t* değerlerinin oluşturulması ve anlamsız ağırlıkların modelden elenerek atılması ve daha az parametrelili modelin tekrar tahmin edilerek AIC ve BIC kriterlerine göre karşılaştırılması önerilmektedir. Cortrell ve diğ., parametrelerin normal dağılıma sahip olduğu varsayılırsa, parametrelerin *t* dağılımını takip edeceğini, dolayısıyla *t* kritik değeri 1,96'nın altındaki *t* değerinin hesaplandığı parametrelerin modelden çıkartılmasını önermektedir. Diğer taraftan, *t*=1,96 tablo değerinin aşırı eliminasyona sebep olabileceğini, modelde *t* değerinin 1 ile 1.96 arasında seçilmesi gerektiğini vurgulamaktadır. Çalışmada, *t* kritik değerinin 1.96'dan küçük seçilmesinin sebebi tartışılmamıştır²⁶⁷.

Lo (1999) ve Cortrell ve diğ. (1995) yöntemleri istatistiksel yöntemler olmakla beraber üçüncü ve ikinci yöntemlerin beraber uygulandığı yöntemler olup, birinci yöntemde olduğu gibi tekrarlı olarak bir çok modelin tahmin edilmesi ve karşılaştırılmasına dayanan yöntemlerdir. Fernandez-Redondo ve Hernandez-Espinoza (2000) deterministik yöntemlerde anlamsız ağırlıkların modelden elenmesini hedefleyen ağırlık çürütme (weight decay) ve

²⁶⁶ Çev. Pruning. Budama ANN yazınından devralınan deterministik bir yöntemdir. Budamaya yönelik iki deterministik yaklaşım *ağırlık çürütme* (weight decay) ve *regularizasyon* olup öğrenme algoritmasında ceza eklenmesini gündeme getiren kavramlar olup stokastik yaklaşımda kullanılamayacak yöntemlerdir. (Bishop, 1995). Fernandez-Redondo ve Hernandez-Espinoza (2000) ağırlık çürütme ve regularizasyon yöntemleri ile elde edilen sonuçların bu yöntemler uygulanmadan elde edilen sonuçlara nazaran anlamlı bir iyileşme sağlamadığını ortaya koymaktadır.

²⁶⁷ Marie Cortrell, Bernard Girard, Yvonne Girard, Morgan Mangeas, Corinne Muller, "Neural Modeling for Time Series: A Statistical Stepwise Method for Weight Elimination", **IEEE Transactions on Neural Networks**, c. 6, s. 6, (1995): 1358.

regularizasyon yöntemleri ile elde edilen sonuçların bu yöntemler uygulanmadan elde edilen sonuçlara nazaran anlamlı bir iyileşme sağlamadığını ortaya koymaktadır. Stepniewski ve Keane (1997), Genetik algoritma ve optimal beyin ameliyatı yöntemleri kapsamında geliştirilen anlamsız ağırlık eleme yöntemlerini stokastik yöntemlerle karşılaştırmakta, stokastik yöntemlerin başarısına değinmektedir. Öte yandan deterministik yöntemlerin bu kapsamdaki başarı kaybı, anlamsız parametrelerin model tahmin edildikten sonra modelden çıkartılmasıdır. Öte yandan, anlamsız parametrelerin elenerek modellerin hata geri yayma algoritmasıyla tekrar tahmin edilmesi bu modellerin daha parsimonik ancak daha fazla tahmin gücüne kavuşmasını sağlamaktadır. Dolayısıyla, ANN model kurulum sürecine ilişkin tartışmalarda dikkat çekmek istediğimiz iki durum anlamsız girdilerin nihai model tahmin edilmeden önce belirlenerek optimum girdi setinin kullanılmasındaki güçlükler ve model parametre ve nöronlarının anlamlılığının sınanmasına ilişkindir.

Çalışmada, model kurulumunda iki farklı yaklaşımdan hareket edilmesi amaçlanmaktadır. Değinilen her iki yöntem de yukarıda değinilen yöntemlere yönelik melez yaklaşımlardır. Gerçekte bu yaklaşımlardan birincisi aynı zamanda çalışmamızın temel çıkış noktası olan stokastik yaklaşımları esas almaktadır. Birinci yaklaşımda yukarıda değinilen üçüncü yöntem kapsamında istatistiksel çerçeve ve bu çerçevede temel alınan aşamalı test yöntemlerinden hareket edilmektedir. Bu yaklaşımlardan ikincisinde deterministik ANN yazınından hareket edilerek optimum girdi setinin ve optimum nöron adetinin ve bu nöronların elemanlarının seçiminde bir algoritma çevresinde farklı model kombinasyonlarının belli bir kriter kapsamında karşılaştırılması önem taşımaktadır. Bu karışımlar; ilk katmanda girdi adeti/nöron adeti/gizli katmanda girdi seti kombinasyonlarından oluşmaktadır. Bu kapsamda önerilen model kurulumu esnek bir yaklaşım olup dağılım teorisinden hareket etmemekte; öte yandan, yaklaşımda temel kısıtı tahmin başarısı oluşturmaktadır. Bu çerçevede önerilecek optimum bulunacak model mimarisinin yine istatistiksel kapsamda modellenmesi mümkündür.

Çalışmada tartışılacak birinci yaklaşımda, Bölüm 3.'de tartışılan STAR model kurulum aşamaları esas alınarak SANN modellerine uygulanmaktadır. Yaklaşımın, bu kapsamda geliştirilmiş olan ana-akım yöntemden bazı farkları söz konusudur. Ana-akım yaklaşım kapsamında, Lin ve diğ. (1993), Anders ve Korn (1999), Teräsvirta ve diğ. (2006) ve Medeiros ve diğ. (2002) çalışmaları önem taşımaktadır²⁶⁸. Model mimarisinin oluşturulması,

²⁶⁸ Bu kapsamda, STAR modeliyle benzerliğiyle öne çıkan AR-NN modeli Trapletti ve diğ. (2000), Leisch ve diğ. (1999), Anders ve Korn (1999), Medeiros ve diğ. (2002), Teräsvirta ve diğ. (2006) çalışmalarında

girdi katmanındaki girdilerin seçimi ve optimum gizli birim adetinin belirlenmesi olarak iki aşamalıdır. Teräsvirta ve diğ. (2006) çalışmaları her iki aşamada Rech ve diğ. (1999) yöntemi esas alınmaktadır. Rech ve diğ. (1999) yönteminde, ST(A)R modellerinde olduğu gibi Taylor yaklaşıtıırına dayalı olarak optimum girdi seti ekonometrik yöntemlerle model tahmin edilmeden önce belirlenebilmektedir. Bu yöntemde, SANN modelinin bir yaklaşıtıırımında farklı girdilere sahip modeller büyük modelden küçüğe hareket edilerek elimine edilmekte, elde edilen model kombinasyonları LM tipi testlerle sınanmaktadır. Bu kapsamda uygulanan Taylor yaklaşıtıırımı, yöntemin EKK ile tahmin edilmesine olanak vermesine ek olarak optimum gizli birim adetinden bağımsız bir yöntemdir.

Gerçekte, Rech yöntemi optimum doğrusal olmayan girdi setinin belirlenmesinde izlenecek bir yöntemdir. Anaakım çalışmalarda ise seçilen optimal girdi seti doğrusal otoregresif kısımda kullanılmakta, ancak yine bu setten anlamlı kabul edilen girdiler doğrusal olmayan kısımda modele dahil edilmektedir. Nöronlardan oluşan doğrusal olmayan kısımda ise nöronlardaki girdi seti doğrusal kısımda kullanılan girdi seti içinden seçilmektedir. Bu yöntemde, aynı metodoloji takip edilerek LM tipi testler yardımıyla optimum girdi seti ve optimum gizli birim adeti eşanlı belirlenmektedir.

Çalışmada, Medeiros ve diğ. (2002)-Teräsvirta ve diğ. (2006) yaklaşımının hatalı sonuçlar doğurduğu görölerek bu yöntem kullanılarak seçilen girdi seti parametrelerinin önemli ölçüde istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Bu sonucun oluşması modelin oluşturulmasında öncelikle temel alınan White (1997a, 1997b) ve Anders ve Korn (1999) yöntemleri rol oynamakta olup, bu yöntemde ele alınan Taylor yaklaşıtıırımı kullanılışı farklıdır. Medeiros ve diğ. (2002)-Teräsvirta ve diğ. (2006) AR-NN modelinde, doğrusal olmayan kısma ilişkin 3. mertebe Taylor yaklaşıtıırımında seçilen girdi seti doğrusal kısımda da kullanılmaktadır. İkinci aşamada, bu set içerisinde nöronlarda kullanılan optimum nöron girdi seti doğrusal olmayan EKK yöntemi ve bir bilgi kriteri ile seçilmektedir.

Çalışmamızda, Taylor yaklaşıtıırımı STAR modellerinde izlenen çerçevede doğrusal-olmayan fonksiyonun bir yaklaşıtıırımı olarak kurulmuştur. Doğrusal ve doğrusal-olmayan iki kısımdan oluşan modelde, doğrusal kısımda STAR modellerinde takip edildiği üzere öncelikle doğrusal yöntemlerle doğrusal kısmın girdi seti seçilmektedir. Dolayısıyla, doğrusal kısımda Box-Jenkins kapsamında hareket edilmektedir. Doğrusal ve doğrusal-olmayan girdi setleri

tartışılmaktadır. NCSTAR modeli Medeiros ve Veiga (2000, 2002, 2005) çalışmaları tartışılmaktadır. Bir ANN modelinin mimarisinin seçiminde STAR kapsamında değerlendiren Anders ve Korn (1999)'da ana çerçevesi oturtularak Monte Carlo çalışmasıyla Teräsvirta (1994) STAR model kurulum yönteminin üstünlükleri ortaya konmaktadır.

birbirinden bağımsız değerlendirilmekte, doğrusal kısım ile yakalanamayan doğrusal olmama reddedilemediğinde doğrusal olmayan nöronlar LM testleri kapsamında eklemeli yapıda modellenmektedir. Çalışmada uygulanan yöntem doğrusal olmayan ekonometrik modeller kapsamında incelenen STAR modelleriyle uyumludur. Gizli birim adeti seçiminde MLST(A)R modeli için değindiğimiz aşamalı test yöntemi esas alınmıştır. Dolayısıyla, Medeiros ve diğ. (2002)-Teräsvirta ve diğ. (2006) yöntemi kullanılarak elde edilen AR-NN modellerinde modelin AR kısmında yer alan girdi (veya gecikmeleri) her zaman doğrusal olmayan kısımda yer alan nöronlar içinde bulunan girdi adetinden (ve gecikmelerinden) daha fazla iken, çalışmada değerlendirilen doğrusal kısım içeren SANN modelinde doğrusal kısımda yer alan girdi seti doğrusal olmayan kısımda yer alan setten daha az olabilmektedir. Nitekim bu durumun oluşmasındaki temel etmen, doğrusal olmayan yöntemler kullanıldığında daha fazla gecikme ve girdi setinden açıklanan zaman serisine ilişkin bilgi alınabilecek olmasıdır²⁶⁹.

4.6.2 ANN Modellerinde Gizli Birim Adeti ve Girdi Setinin Seçilmesi için Aşamalı Test Süreçlerine Genel Bakış

ANN modellerinin modellenmesinde aşamalı test sürecinin uygulanmasında karşılaşılan Davies (1977, 1987) problemi önem taşımaktadır. Bu çerçevede oluşturulan test süreçlerinde iki yaklaşım mevcuttur. Birincisi yaklaşımda Davies problemi ortaya çıkmaktadır. Bu yöntemde, Taylor yaklaşıtırimına başvurulmadan LM test sürecine başvurulmakta, gizli katmanın parametrelerine göre kısmi türevlerinin alınarak elde edilen gizli katmanın gradienti, temel modelin parametrelerine göre alınan kısmi türevlerle birleştirilerek temel modelin kalıntıları üzerine regres edildiği temel bir LM tipi test süreciyle sınanmaktadır. Elde edilen test istatistiği TR_u^2 asimptotik ki-kare dağılımına uymaktadır (White, 1989a).

²⁶⁹ Bölüm 5'te uygulama bölümünde görüldüğü gibi, SANN modellerinin doğrusal olmayan kısımlarında y_t serisinin daha uzun gecikmeli değerleri yer almaktadır. Bu durum Taylor yaklaşıtırimına dayalı LM tipi doğrusal olmama testleri ile gösterilmektedir;

STAR modellerine yönelik yazında temel teşkil eden Teräsvirta (1994) çalışmasında yer alan uygulamaların birincisi olan LYNX serisinin örneklem içi tahminine yönelik oluşturulan LSTAR modelinde benzer bir durum söz konusudur. Seri için doğrusal model AR(1) olarak seçilirken, tahmin edilen LSTAR modelinin doğrusal olmayan kısmında 13. Gecikmeye kadar açıklanan seri için anlamlı bilgi alınabilmektedir. LYNX serisi Doan'ın estima.com sitesinden temin edilmiş ve Winrats 7.0 programı ile Teräsvirta (1994) sonuçları replike edilmiştir. LYNX serisi 103 gözlemden oluştuğundan bu serinin incelendiği çalışmalarda örneklem dışı tahmin değerlendirilmesi yapılmamaktadır. Diğer taraftan, çalışmada raporlanmamış olmakla beraber, LYNX serisi için AR, LSTAR, SANN modelleri tahmin edilmiş, LSTAR modelinden SANN modeline geçildiğinde örneklem içine ek olarak örneklem dışı başarıda iyileşme yakalanmıştır. Sonuçlar yazardan ulaşılmaktadır.

Davidson ve McKinnon (1993), sonlu örneklerde istatistiğin $(T - K + Q)R_u^2$ olarak düzeltilmesini önermektedir. İkinci yaklaşımda Davies problemi gözetilmektedir. Saikkonen ve diğ. (1988), temel alınarak Taylor yaklaşımı esas alınmaktadır (Lin ve diğ., 1993; Teräsvirta ve diğ., 2006). Yöntem kapsamında, h adet gizli birimli bir modelin tahmin edilmesini takiben, $h+1$ adet gizli birime karşı sınındığı LM testinde, Davies tanımlanamama problemi çerçevesinde üçüncü mertebe Taylor yaklaşımına başvurulmaktadır. Girdi değişkenlerinin belirlenmesini takiben, küçük modelden büyük modele hareket esas alınmaktadır. Bu kapsamda, Luukkonen ve diğ. (1988), Teräsvirta (1994), Eitrheim ve Teräsvirta (1996), Granger ve Teräsvirta (1993) ANN doğrusallık testleri ve STAR model kurulum aşamaları önem taşımaktadır.

İkinci yöntemde, ST(A)R model kurulumunun doğrudan takip edilmesindeki hata fark edilerek bu problemlerin üstesinden gelinmesinde Rech ve diğ. (1999) yöntemi esas alınmış olsa da modelin yapısında bazı problemler doğrusal ve doğrusal olmayan girdilerin seçilmesinde karşılaşılmaktadır. Bu kapsamda, ST(A)R yaklaşımıyla uyumlu olan Taylor yaklaşımını kullanılmış, ancak elde edilen optimum girdi setinin doğrusal kısım için de optimum varsayılması, bu set içinden doğrusal olmayan kısımlara ilişkin girdilerin belirlenmesi modelleme yönteminde problemlere sebep olmaktadır. Nitekim bu yaklaşım sonucunda elde edilen girdi setinin optimumu sağlamaması ve parametrelerinin istatistiksel olarak anlamsız bulunmasına sebep olmaktadır. Dolayısıyla, çalışmada ST(A)R modelleri kapsamında NN modellerinin modellenmesinin olanaklı olduğu ancak değinilen problemlerin ortadan kaldırılması gerekliliğinden hareketle geliştirilen yöntem kapsamında otoregresif kısım içeren ve doğrusal olmama testlerinin temel alındığı bir yöntem tartışılacaktır. SANN modelinin modellenmesine yönelik yöntemde ST(A)R yönteminin birebir esas alınmadığı ancak yine ST(A)R yönteminden hareket edilecek bir yöntem ele alınacaktır²⁷⁰.

²⁷⁰ Bu yöntemde çok lojistikli yöntemleri tartıştığımız MLSTAR / MRSTAR tartışmasından hareket edilebilir. Her iki model de bölgesel doğrusal regresyon modelidir. Ancak rejimlerin belirlenmesinde dikkat çeken fark incelenirse, MLST(A)R yapısı MRST(A)R yapısından esnek katsayılı bir F(A)R modeli benzeri yapısal bir durumla ayrılmaktadır. Dolayısıyla, modelleme sürecinde model yapısı doğrusal olmayan modellere hareket ettikçe bilgi kriterlerine dayanan doğrusal girdi seçimi yaklaşımının benimsenmesinden kaynaklanan problemler ortaya çıkmaktadır. Bu durum LSTAR/ESTAR modellerine ek olarak ikiden fazla rejimli eklemeli STAR modelleri takibinde NN modellerine hareket edildiğinde önem kazanmaktadır. Gerçekte, AIC, SIC, HQ bilgi kriterleri ve AACF PACF fonksiyonları incelemelerinin önem yadsınmamakta, yöntemler çerçevesinde bir ön bilgi elde edilmektedir. Bu tür bir yaklaşım ile iktisadi serilerin incelendiği bazı çalışmalara Kuan ve Liu (1995) ve White (1989a, 1989b) örnek verilebilir.

4.6.3 STAR Modellerinden Hareketle SANN Modelinin Kurulma Aşamaları

SANN modelinin kurulma aşamalarında STAR modelinden hareket edilecektir. SANN modeli için bu aşamalar, 1.a) doğrusal kısım için, 1.b) doğrusal olmayan kısım için optimal girdi setlerinin belirlenmesi; 2) doğrusal olmama testleri ile gizli birim adedinin ve bu birimlerdeki girdi değişkenlerinin belirlenmesi; 3) modelin tahmin edilmesi aşamalarından oluşmaktadır. Model kurulumunu takiben, 4) modelin diagnostik testleri ile değerlendirilmesi son aşama olup model kurulum kapsamında değerlendirilecektir.

4.6.3.1 Doğrusal Kısımda Optimum Girdi Setinin Belirlenmesi

Doğrusal ve doğrusal olmayan kısımlardan oluşan, tek değişkenli, tek gizli katmanlı ve bu katmanda h adet gizli birime (nörona) sahip bir SANN modelinde, y_t serisi $\mathbf{x}_t$ girdi serileri seti ve ψ parametre vektörü ile açıklanan doğrusal olmayan bir $G(\mathbf{x}_t; \psi)$ fonksiyonuyla şu şekilde tanımlanmaktadır,

$$y_t = N(\mathbf{x}_t; \psi) + \varepsilon_t \quad (4.66)$$

Modelde, $N(\mathbf{x}_t; \psi)$ fonksiyonu, doğrusal ve doğrusal olmayan $g(\mathbf{x}_t; \alpha)$ ve $h(\mathbf{x}_t; \xi)$ fonksiyonlarını ihtiva eden bir fonksiyon olarak,

$$N(\mathbf{x}_t; \psi) = f(g(\mathbf{x}_t; \alpha), h(\mathbf{x}_t; \xi)) \quad (4.67)$$

biçiminde tanımlanmaktadır. Doğrusal kısım parametreleri α , doğrusal olmayan kısım parametreleri ξ olup, $\alpha, \xi \in \psi$ 'dir.

Bu kapsamda, SANN modeli,

$$y_t = N(\mathbf{x}_t; \psi) + \varepsilon_t = \left(\alpha_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} \right) + \sum_{j=1}^h \lambda_j F \left(\gamma_i \left(\sum_{i=1}^p \omega_{ij} y_{t-i} - \omega_{0,i} \right) \right) + \varepsilon_t \quad (4.68)$$

biçiminde doğrusal ve doğrusal olmayan kısımlardan oluşan bir model olarak tanımlanmıştır. Fonksiyonel yapının $g(\cdot)$ ve $h(\cdot)$ olmak üzere iki ayrı fonksiyonl ile tanımlanmasının sebebi, model kurulum aşamalarında iki fonksiyonun ayrı ayrı optimize edileceği bir yöntemin incelenerek olmasıdır.

Modelin matris formunda daha basit bir gösterimi,

$$y_t = \alpha' \tilde{\mathbf{x}}_t + \sum_{i=1}^h \lambda_i F(\tilde{\omega}'_i \mathbf{x}_t - \omega_{0,i}) + \varepsilon_t \quad (4.69)$$

olup, F aktivasyon fonksiyonu,

$$F(\tilde{\omega}'\mathbf{x}_t - \beta_i) = \left(1 + e^{-(\tilde{\omega}'\mathbf{x}_t - \omega_0)}\right)^{-1} \quad (4.70)$$

Modelde, ST(A)R modelleri takip edilerek F aktivasyon fonksiyonu γ_i geçiş hızı parametresi dışarı çıkacak şekilde normalize edilirse,

$$F(\tilde{\omega}'\mathbf{x}_t - \beta_i) = \left(1 + e^{-\gamma(\tilde{\omega}'\mathbf{x}_t - \omega_0)}\right)^{-1} \quad (4.71)$$

olarak da yazılabilmektedir. Denklem (4.71)'ün Denklem (4.69)'de yerine yazılmasıyla elde edilen SANN modelinde, $\tilde{\mathbf{x}}_t = [1, \mathbf{x}_t']'$, $\mathbf{x}_t = [\mathbf{x}_t']' = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$ girdi setidir. Parametre vektörü $\psi = [\alpha', \xi']'$, doğrusal kısımda $\alpha' = [\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_p]'$ ve doğrusal olmayan kısımda h adet nöron bulunduğundan h tane λ ; her nöronda q adet $\tilde{\omega}$ ağırlığı olduğundan toplamda qxh adet girdi parametresi ve h adet ω_0 eşik parametresi olacağından doğrusal olmayan kısım parametreleri $\xi = [\lambda_1, \dots, \lambda_h, \tilde{\omega}'_1, \dots, \tilde{\omega}'_q, \omega_{0,1}, \dots, \omega_{0,h}]'$ olarak tanımlanmaktadır. Dolayısıyla parametre adeti $\psi \in \mathbb{R}^{(q+1)h+(p+1)}$ ve girdi setinde $\mathbf{x}_t \in \mathbb{R}^p$ elemanlıdır.

Modelde, doğrusal kısımda y_t serisinin izlediği süreç,

$$y_t = g(\mathbf{x}_t; a) + e_t = \alpha' \tilde{\mathbf{x}}_t + e_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + e_t \quad (4.72)$$

bir doğrusal AR(p) süreci takip etmekte, $(p+1)$ adet parametrenin tahmin edilmesi gerekmektedir.

Denklem (4.72)'de, hata terimlerinde $g(\mathbf{x}_t; a)$ doğrusal fonksiyonu tarafından modellenmemiş doğrusal olmama varsayılarak²⁷¹, doğrusal kısmın hata terimleri bir doğrusal olmayan $R(\mathbf{x}_t; \psi)$ fonksiyonuyla eklenerek SANN modelinin hata terimlerinin izlediği süreç,

²⁷¹ Doğrusal AR modelinde modellenemeyen doğrusal olmamanın reddedilemediği varsayılarak analize devam edilmektedir. Bu kapsamda, Birinci bölümde değerlendirilen doğrusal olmama testleri esas alınacaktır. Öte yandan, doğrusal olmama testinin, STAR tipi doğrusal olmamaya karşı sınanmaya karşı ANN tipi doğrusal olmamaya karşı sınanmasının daha doğru olduğu kanısındayız. Nitekim ANN modellerinin evrensel tahmin edici olarak yanlış tanımlanmış modeller için bir yaklaşımla varsayımı önem taşımaktadır. Dolayısıyla, doğrusal olmama tipinden bağımsız bir doğrusal olmama testi olarak kabul edilebilmektedir. Bu yaklaşım çerçevesinde White (1989a, 1989b), Lin ve diğ. (1993), Granger ve Teräsvirta (1993), Eitrheim ve Teräsvirta (1999) öne çıkan LM tipi testlerin esas alındığı bazı çalışmalardır.

$$\varepsilon_t = e_t + R(\mathbf{x}_t; \psi) \quad (4.73)$$

biçiminde gösterilebilmektedir. SANN modelinin tahmininde ilk aşama olan $g(\mathbf{x}_t; a)$ fonksiyonu için seçim kriterlerinin genel gösterimi,

$$Cr(p) = \log \hat{\sigma}_e^2(p) + c_T \varphi(p) \quad (4.74)$$

Denklemden, p mertebesinde AR(p) modelinin hata terimleri varyansının tahmin edicisi $\hat{\sigma}_e^2(p) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t(p)^2$ biçimindedir. c_T örneklem büyüklüğü ile ilişkili bir endeks ve $\varphi(p)$ AR mertebesi arttıkça yükselen bir ceza kriteridir. Denklem (4.74)'da birinci kısım modelin uyumuyla ilişkili olup bu kısımda serbestlik derecesi ile bir düzeltme söz konusu değildir. Çalışmada, SANN modellerinde kullanılan parametre sayısının doğrusal modellerle karşılaştırıldığında nispi olarak fazla olması sebebiyle serbestlik derecesi kaybı gözetilerek model seçiminde daha parsimonik modellerin elde edilmesi amacıyla SIC bilgi kriteri temel alınmıştır. Öte yandan, tahmin edilen modelin hata terimleri incelenerek otokorelasyonun modele dahil edilen gecikmelerden hareketle temizlenmemiş olması durumunda farklı bilgi kriterlerinin temel alınması önerilmektedir. Bu çerçevede, hata terimleri için ACF ve PACF fonksiyonları incelenmesi önem taşımaktadır. Gerekli görüldüğü takdirde $HQIC(p)$ ve $AIC(p)$ bilgi kriterleri ile seçilen gecikme uzunluklarının modele eklenmesi gerekli olacaktır. Bu sebepten dolayı Denklem (4.74)'da bilgi kriterlerinin genel bir gösteriminin verilmesi ($Cr(p)$) amaçlanmıştır²⁷². Murata ve diğ. (1994) tarafından yapay sinir ağları için önerilen NIC bilgi kriteri çalışmada değerlendirilen bilgi kriterleri içinde en az parsimonik model mimarisini seçtiği görülmüştür²⁷³.

²⁷² Denklem (4.74)'i minimize eden $\hat{p}$ gerçek AR mertebesi p 'nin tahmin edicisidir. c_T terimi sırasıyla $c_T = \frac{2}{T}, \frac{2 \log \log T}{T}, \frac{\log T}{T}$ yazılarak SANN modelinde doğrusal kısımda AR mertebesinin belirlenmesinde Akaike (1978, Hannan ve Quinn (1979) ve Schwarz (1978) bilgi kriterleri,

$$AIC(p) = \log \hat{\sigma}_e^2(p) + \frac{2}{T} p$$

$$HQIC(p) = \log \hat{\sigma}_e^2(p) + \frac{2 \log \log T}{T} p$$

$$SIC(p) = \log \hat{\sigma}_e^2(p) + \frac{\log T}{T} p$$

biçiminde gösterilmiştir.

²⁷³ NIC bilgi kriteri, aşırı parameterizasyondan kaçınılmak istendiği için analize dahil edilmemiştir. Bu yaklaşımın sebepleri şunlardır: i. Anders ve Korn (1999), doğru model mimarisinin seçilmesi durumunda NIC

4.6.3.2 Doğrusal Olmayan Kısımda Girdi Setinin Belirlenmesi

Doğrusal olmayan kısımda girdi setinin belirlenmesinde Rech ve diğ. (1999) tarafından önerilen yaklaşımda STAR model kurulum aşamaları esas alınmaktadır. Rech ve diğ. (1999) yönteminin ilk aşamasında modelin doğrusal olmayan kısmı belli bir mertebeden Taylor yaklaştırımı ile tahmin edilerek bir bilgi kriteriyle en uygun setin seçilmesidir. Elde edilen set optimum gizli katman sayısından bağımsız kabul edilmektedir. İkinci aşamada, elde edilen girdi seti doğrusal kısımda tahmin edilmektedir. Üçüncü aşamada, elde edilen $AR(p)$ modeli boş önsavında yer alarak tek nöronlu doğrusal olmayan modele karşı sınanmaktadır. Yöntem, dolu önsavının reddedilemeyeceği ilk noktada duracak bir LM test döngüsü sürecine dayanmaktadır. Küçük modelden büyük modele hareket edilen bu yöntemin temellerini oluşturan çalışmalar Lin ve diğ. (1993), Anders ve Korn (1999), Medeiros ve diğ. (2002) ve White (1989a, 1989b) çalışmalarıdır. Öte yandan, Lin ve diğ. (1993) ve White (1989a, 1989b) çalışmalarında modele doğrusal kısım eklenmemektedir. Bu çalışmaların bir diğer farkı hiperbolik aktivasyon fonksiyonlarının esas alınmasıdır.

Çalışmada ele alınan model kurulum aşamaları STAR modellerinden hareketle LM tipi test yöntemleridir. Yöntemde, doğrusal kısımda Taylor yaklaştırımı değil Box Jenkins yöntemleri kullanılmaktadır²⁷⁴. Doğrusal olmayan kısmının belirlenmesinde, doğrusal kısım içermeyen bir SANN modelinin tümü Taylor yaklaştırımı ile değişkenlerde doğrusallaştırılarak doğrusal olmayan girdi seti LM testleri döngüsüyle belirlenmektedir. Anders ve Korn (1999), Medeiros ve diğ. (2002), Rech ve diğ. (1999) ve Krolzig ve Hendry (2001) çalışmalarını takiben yöntemde SANN modelinin bir yaklaştırımı olan yardımcı Taylor regresyonunun doğrusal olmayan kısımdaki nöron adetinden bağımsız olduğu varsayımı kabul edilmiştir. Öte yandan, modele birinci nöronun eklenmesi ve tahminini takiben daha yüksek adetli

kriterinin iki ile çarpıldığında AIC bilgi kriterine eşitleneceğini, dolayısıyla uygulanacak ceza kriterinin aynı olacağını ortaya koymuştur. Diğer taraftan, ACF ve PACF fonksiyonlarının korelogramı gözlemlenerek belli gecikmelerde sıçrama yapması ancak SIC bilgi kriterinin bu gecikmeden daha kısa gecikmeleri seçmesi olasıdır. ii. Model mimari seçiminde hesaplanacak model adetinin ve dolayısıyla hesaplama süresinin azalması bir diğer tercih sebebidir. Buna ek olarak, MATLAB kodları ile NIC ve AIC bilgi kriterleri ile LM test döngüleri uygulandığında seçilen modellerin tahmin edilmesi sonucunda elde edilen parametre tahminlerinin standart sapmalarının önemli ölçüde arttığı görülmüştür. Bu durum tahmin edicilerin gradientinde vektörlerin korelasyonu (çoklu doğrusal bağlanım sonucu) artmaktadır. iii. ANN modelleri nispi olarak çok fazla adette parametre içermektedir. Bu durum, mühendislik yazınında yarışılan yüksek gözlem adetlerine sahip olmayan iktisadi zaman serilerinde önem taşır. Öncelikle SIC bilgi kriterinden hareket edilmiştir. Analizin yüksek örneklem hacmine sahip seriler için AIC (Akaike, 1976) ve NIC (Murata ve diğ., 1994) bilgi kriterleri ile sürdürülmesi mümkündür.

²⁷⁴ Model döngüsü doğrusal modellerde girdi seçimi için geliştirilen Hendry ve Krolzig PCGets yöntemiyle uyumludur. Teräsvirta, Medeiros ve Rech (2006), AR-NN modellerinde doğrusal AR kısmında Taylor yaklaştırımından seçilen tüm girdi setini kullanmaktadır. Öte yandan, doğrusal ve doğrusal girdi seti kümeleri elemanları bağımsız olabileceği gibi kesişim kümelerine sahip olabilir. Çalışmada izlenen yöntem, model seçiminde doğrusal ve doğrusal olmayan girdi kümelerinin ayrı yöntemlerle belirlenmesidir.

nöronlu modellere hareket edilecektir. Test sürecinde küçük modelden büyüğe hareket edilirken her bir h 'inci nöronu oluşturacak girdi seti toplam girdi seti içinden modelin anlamlılığını bir bilgi kriterine göre maksimize eden set olarak belirlenmektedir.

Tek gizli birimli doğrusal kısım içermeyen bir SANN modeli,

$$y_t = N(\mathbf{x}_t; \psi) = \alpha_0 + \lambda_1 F \left(\gamma_1 \left(\sum_{i=1}^p \omega_{ij} y_{t-i} - \omega_{0,i} \right) \right) + \varepsilon_t \quad (4.75)$$

biçimindedir. $N(\mathbf{x}_t; \psi)$ fonksiyonu yeterince yüksek mertebeden bir polinom ile modellendiğinde parametrelerde doğrusal bir yaklaşıtırm elde edileceğinden, değişken seçiminde STAR modellerinde takip edilen aşamalı test yöntemlerinden faydalanılmaktadır. $N(\mathbf{x}_t; \psi)$ fonksiyonunun k derecesinden bir polinom olan $T(\mathbf{x}_t; \theta)$ fonksiyonuyla yaklaşıtırmı²⁷⁵,

$$y_t = T(\mathbf{x}_t; \theta) = \sum_{i=1}^q \theta_i x_{i,t} + \sum_{j_1=1}^q \sum_{j_2=j_1}^q \theta_{j_1 j_2} x_{j_1,t} x_{j_2,t} + \dots + \sum_{j_1=1}^q \dots \sum_{j_k=j_{k-1}}^q \theta_{j_1 \dots j_k} x_{j_1,t} \dots x_{j_k,t} + R(\mathbf{x}_t; \psi) \quad (4.76)$$

Tek gizli birimli bir SANN modelinin AR(p) doğrusal kısmıyla modellenirse,

$$y_t = N(\mathbf{x}_t; \psi) + \varepsilon_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \lambda_1 F \left(\gamma_1 \left(\sum_{i=1}^p \omega_{ij} y_{t-i} - \omega_{0,i} \right) \right) + \varepsilon_t \quad (4.77)$$

elde edilmektedir.

ANN tipi doğrusal olmamanın sınıandığı test sürecinde Denklem (4.72) ile verilen AR(p) modeli, SANN modeline karşı test edilmektedir. ANN tipi modelin sınıandığı bir doğrusal olmama testinde Davies problemi söz konusu olup problemin kontrolünde Taylor yaklaşıtırmı yöntemi ve yöntemin ANN modellerine genelleştirilmesi önem taşımıştır²⁷⁶.

Denklem (4.75)'te üçüncü mertebeden bir Taylor yaklaşıtırmı,

$$y_t = \sum_{i=1}^q \theta_i x_{i,t} + \sum_{i=1}^q \sum_{j=i}^q \theta_{ij} x_{i,t} x_{j,t} + \sum_{i=1}^q \sum_{j=i}^q \sum_{k=j}^q \theta_{ijk} x_{i,t} x_{j,t} x_{k,t} + \varepsilon_t^* \quad (4.78)$$

²⁷⁵ Teräsvirta ve diğ. (1993), bir ANN modelinde üçüncü mertebeden bir Taylor yaklaşıtırmı önermektedir. Bu kapsamda, hiperbolik tanjant geçiş fonksiyonlu bir ANN modeli Anders ve Korn (1999) ve White (1989a, 1989b) çalışmalarında ve lojistik geçiş fonksiyonlu bir ANN modeli için Rech ve diğ. (1999) çalışmasında ANN modelinin doğrusal bir yaklaşıtırmı üçüncü mertebeden bir Taylor yaklaşıtırmı ile sağlanmaktadır.

²⁷⁶ Davies (1977, 1987) nüans parametre problemi bölüm 3.'te tartışılmaktadır.

biçiminde olup optimum gizli birim adetinden bağımsızdır. Taylor yaklaşımının birinci kısmında birinci mertebeden bir yaklaşımda seçilen girdi setinin doğrusal kısımda yer alması gereken serileri de kapsayabilmektedir. Denklem (4.78) ile verilen üçüncü mertebe

Taylor yaklaşımlarında $\sum_{i=1}^q \theta_i x_{i,t}$ 'nın SANN modelinin doğrusal kısmı olan $\alpha' \tilde{\mathbf{x}}_t$ 'de yer

alan girdi setini yakaladığı varsayılırsa, $\sum_{i=1}^q \theta_i x_{i,t}$ bölümü $\alpha' \tilde{\mathbf{x}}_t$ bölümünün bir yaklaşımı olmaktadır.

Taylor yaklaşımı ile seçilen girdi seti doğrusal olmayan kısımda yer alan girdi setinden bağımsız olabilmektedir. Yöntemde elde edilen girdi setinin birinci aşamada elde edilen doğrusal kısım girdi vektörüyle karşılaştırılarak iki setin birleştirilmesinden toplam girdi seti $\mathbf{x}_t$ oluşmaktadır.

Denklem (4.72) ile verilen doğrusal AR(p) modelinin tek gizli katmanlı tek nöronlu bir SANN modeline karşı test edilmesinde STAR modelindeki yöntem esas alınmıştır. Boş ve dolu önsavları $H_0 : \gamma_1 = 0$ ve $H_1 : \gamma_1 \neq 0$ biçimindedir. Boş önsavı reddedildiğinde doğrusal AR(p) modelinin hata terimleri olan ε_t serisinde yakalanamamış doğrusal olmama kabul edilmektedir. Bu durumun bir diğer gösterimi $\varepsilon_t^* = \varepsilon_t + \lambda_1 R(\mathbf{x}_t)$ olmaktadır. $R(\mathbf{x}_t)$ fonksiyonu doğrusal olmayan bir veri türetim sürecidir. Gerçek model ve modelin Taylor yaklaşımının hata terimleri farklı veri türetim süreçleriyle üretilmiştir. Yaklaşım çerçevesinde, Taylor yaklaşımı ile $R(\mathbf{x}_t)$ 'in gözardı edilecek derecede minimize edildiği varsayılmıştır. Bu varsayım kapsamında Taylor yaklaşımının hata terimlerinin (ε_t^*) gerçek modelin hata terimlerine (ε_t) yakınsadığı varsayılmaktadır. Dolayısıyla, boş ve dolu önsavların bir diğer gösterimi $H_0 : \varepsilon_t^* = \varepsilon_t$ ve $H_1 : \varepsilon_t^* \neq \varepsilon_t$ olmaktadır. Aşamalı olarak belli bir noktaya kadar gizli birim adetinin arttırılarak elde edilen modellerin sınanmasında R terimi önem taşıyacaktır. Nitekim değindiğimiz çerçevede R 'nin minimize edildiğinde, modelde doğrusal olmayan nöroların eklenmesine gerek kalmayacaktır. Bu çerçevede, elde edilen modelin doğrusal olmamayı yakaladığı sonucuna varılacaktır ²⁷⁷.

²⁷⁷ Taylor yaklaşımının optimum gizli birim adetinden bağımsız olduğu varsayılmıştır (White, 1989a, 1989b; Rech ve diğ., 1999; Anders ve Korn, 1999). Öte yandan, küçük modelden büyüye hareket edilmesinde, eklenecek yeni gizli katmanlar da Taylor yaklaşımıyla sınanmaktadır. Bu durumda, yeni nöronların eklenmesi için ilk aşamada R teriminde modellenememiş doğrusal olmama olmalıdır. Bir döngü kapsamında $H_0 : \gamma_1 = 0$,

Model seçim süreci Teräsvirta ve diğ. (2006) ve Hendry ve Krolzig (2003a, 2003b) seçim süreçlerini esas almaktadır. Bu kapsamda, genelden-spesifik modele yaklaşıtlımın azaltılması gerekmektedir²⁷⁸. İzlenen süreçteki aşamalar,

- y_t bağımlı değışkeni Denklem (4.76)'ın sağ tarafındaki tüm değıerler için tahmin edilir. Model seçim kriteri $Cr(p)$ hesaplanır.
- Polinomdan sırasıyla bir farklı değışken çıkartılarak elde edilen polinomlar tahmin edilir. Bu süreç, her seferde bir değışken dışarda bırakılacak şekilde sürdürölerek tekrarlanarak, her tahmin edilen polinom için $Cr(p)$ değıerleri hesaplanır.
- Polinomdan sırasıyla değışkenler ikili olarak çıkartılarak elde edilen polinomlar tahmin edilir. Süreç, polinom sadece bir değışkenin ve son olarak sadece sabit terimin bir fonksiyonu oluncaya kadar devam ettirilir.
- Son olarak, elde edilen $Cr(p)$ değıerleri değıerlendirilerek en küçük hataya sahip değışken kombinasyonu seçilir.

Yöntemde $\sum_{i=1}^q \binom{q}{i} + 1$ adet modelin en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmesi

gerekmektedir. Dolayısıyla, sabit terimle beraber 5+1 girdiye sahip bir modelde, tahmin edilecek model sayısı 56 dır. White (1989a, 1989b) ve Anders ve Korn (1999) Taylor yaklaşıtlımıyla elde edilen setlerin faktör ve/veya temel bileşenler analizleriyle azaltılabileceğine değıinmektedir²⁷⁹. Bu kapsamda bağımlı değışkenin açıklanmasında toplam içerisinde % 99'luk açıklayıcı paya sahip girdilerin seçilmesi ile tahmin edilecek model sayısı azaltılmaktadır.

$H_0 : \gamma_2 = 0, \dots, H_0 : \gamma_h = 0$ h adet gizli birimli modelin elde edilmesi gerekmektedir. Nitekim h gizli birimli modelin tahmin edilmesinin ardından $H_0 : \gamma_{h+1} = 0$ önsavının reddedilemediğı noktada model yapısına karar verilmektedir. Küçükten büyük modele hareket edilen bu yaklaşım bir sonraki bölümde değıerlendirilecektir.

²⁷⁸ David F. Hendry, Hans-Martin Krolzig, "New Developments in Automatic General-to-specific Modelling," **In Stigum**, (2003a): 379.

David F. Hendry, Hans-Martin Krolzig, "The Properties of Automatic Gets Modelling," **Nuffield College Economics Discussion Papers**, 2003-W14, (2003b): 2.

²⁷⁹ White (1989a, 1989b) ve Anders ve Korn (1999) çalışmalarında, çalışmamızdan farklı olarak, hiperbolik tanjant geçiş fonksiyonlu ve doğrusal kısım içermeyen ANN modelleri tahmin edilmektedir.

Hendry ve Krolzig (2001, 2003a, 2003b) PCGETS programı ve Teräsvirta ve diğ. (2006) çalışmasına ait MATLAB programıyla test süreci döngüsü kısa bir sürede uygulanabilmektedir²⁸⁰.

Test sürecinin basitleştirilmesine yönelik bir diğer yaklaşım ise, daha düşük mertebeli bir Taylor yaklaşırtımının kullanılmasıdır. Nüans parametre problemi Hansen (1996) tarafından TAR modelleri için tartışılmıştır. Problem, Teräsvirta (1994), Granger ve Teräsvirta (1993) çalışmalarında STAR modelleri için genelleştirilmiştir. Davies problemi STAR modelleri için Bölüm 3’de tartışılmıştır.

Luukkonen ve diğ. (1988) çalışmasında Davies problemi STAR modeli için ortaya konmuştur. STAR modellerinde 1. mertebe bir Taylor yaklaşırtımından hareket edilememektedir. Doğrusal olmayan kısımda sadece sabit terimden kaynaklanan doğrusal olmama varsa, LM testi test gücünü yitirmektedir. Birinci mertebeden bir yaklaşırtımda STAR modelleri için geçerli olan bu durum SANN modelleri için daha fazla önem taşımaktadır. SANN modelinde doğrusal olmayan kısımda λ parametreleri zamana göre değişen F fonksiyonlarıyla çarpılan esnek bir doğrusal olmayan yapıdadır. Bu yapıda, λ parametreleri F fonksiyonlarının bir fonksiyonu olup zamana göre değişen bir sabit terim gibi hareket etmektedir. Dolayısıyla, SANN modelinde daha yüksek mertebe yaklaşırtıma gerek duyulmaktadır. İkinci mertebeden bir yaklaşırtımda, elde edilen modelin kısmi türevleri sıfır olduğundan LM testi kurulamamaktadır. Üçüncü mertebeden daha yüksek bir yaklaşırtımda serbestlik derecesi kaybı öne çıkmaktadır. Bu çerçevede, SANN modellerinin STAR modellerinden hareketle Taylor yaklaşırtımından yola çıkarak model mimarilerinin seçilmesinde üçüncü mertebe yaklaşırtımdan hareket edilmiştir.

4.6.3.3 Doğrusal Olmayan Kısımda Nöron Adetinin Belirlenmesi

SANN modelinde gizli birim adetinin belirlenmesinde Lin ve diğ. (1993) çalışmasından hareketle STAR modellerinde de uygulanan LM testlerine dayalı bir yöntem kullanılacaktır. Davies problemi altında $h+1$ gizli birime sahip model sıfır hipotezi altında tanımsızdır. Bu kapsamda, Bölüm 3.3’te incelenen STAR modellerinde karşılaşılan tanımlanma probleminden hareket edilerek, MLSTAR modelleri için önerilen aşamalı yöntem esas alınacaktır. Test süreci boş önsavının reddedilemediği ilk noktaya kadar tekrar edilecek bir süreç olup, bu noktaya gelindiğinde optimum nöron adetine karar kılınmaktadır.

²⁸⁰ Hendry ve Krolzig PCGETS kodları doornik.com sitesinden temin edilebilmektedir. Kodlar OX programı altında çalışmaktadır. Teräsvirta’nın MATLAB programı Teräsvirta’nın web sitesinde yer alan Software for Neural Modeling bağlantısından alınabilmektedir.

Bölüm 4.3'te yer alan doğrusal olmama testinde, $H_0 : \gamma_h = 0$ önsavı reddedilerek $H_1 : \gamma_h \neq 0$ önsavını kabul edilerek SANN tipi doğrusal olmama reddedilmektedir.

İkinci aşamada, SANN modelinde $h+1$ 'inci ek bir gizli birimin istatistiksel anlamlılığının sınanması gerekmektedir. $h+1$ gizli birim içeren bir SANN modeli,

$$y_{tt} = \alpha' \tilde{\mathbf{x}}_t + \sum_{i=1}^h \lambda_i F\left(\gamma_i (\tilde{\omega}'_i \mathbf{x}_t - \omega_{0,i})\right) + \lambda_{h+1} F\left(\gamma_{h+1} (\tilde{\omega}'_{h+1} \mathbf{x}_t - \omega_{0,h+1})\right) + \varepsilon_t \quad (4.79)$$

ek bir gizli birimin istatistiksel olarak anlamlılığının sınanması için önsavlar,

$$H_0 : \gamma_{h+1} = 0 \quad (4.80)$$

$$H_1 : \gamma_{h+1} \neq 0 \quad (4.81)$$

biçimindedir. $H_0 : \gamma_{h+1} = 0$ altında $(h+1)$ 'inci lojistik fonksiyon 0.5'e eşit olacağından λ_{h+1} ile çarpılarak doğrusal kısım sabitine eklenecektir. Bu durumda model doğrusal bir modele dönüşmektedir²⁸¹. Denklem (4.79) ile verilen $(h+1)$ gizli birimli SANN modeli bir önsavı altında tanımlıdır. Luukkonen ve diğ. (1988)'den hareketle tanımlanma problemi gözetilerek Denklem (4.79)'de $h+1$ 'inci birimin yerine Denklem (4.78)'te verilen 3. mertebeden Taylor yaklaşımını ikame edilirse,

$$y_t = \alpha' \tilde{\mathbf{x}}_t + \sum_{i=1}^h \lambda_i F\left(\gamma_i (\tilde{\omega}'_i \mathbf{x}_t - c_i)\right) + \sum_{i=1}^q \theta_i x_{i,t} + \sum_{i=1}^q \sum_{j=i}^q \theta_{ij} x_{i,t} x_{j,t} + \sum_{i=1}^q \sum_{j=i}^q \sum_{k=j}^q \theta_{ijk} x_{i,t} x_{j,t} x_{k,t} + \varepsilon_t^* \quad (4.82)$$

parametrelerde doğrusal bir yaklaşım EKK ile tahmin edilebilmektedir. Denklemde,

$\varepsilon_t^* = \varepsilon_t + \lambda_{h+1} R(\mathbf{x}_t)$ olarak tanımlıdır. Denklemde $\sum_{i=1}^q \theta_i x_{i,t}$ kısmı, $\alpha' \tilde{\mathbf{x}}_t$ doğrusal kısmıyla birleştirilerek yazılırsa daha parsimonik bir gösterim,

$$y_t = \tilde{\alpha}' \tilde{\mathbf{x}}_t + \sum_{i=1}^h \lambda_i F\left(\gamma_i (\tilde{\omega}'_i \mathbf{x}_t - c_i)\right) + \sum_{i=1}^q \sum_{j=i}^q \theta_{ij} x_{i,t} x_{j,t} + \sum_{i=1}^q \sum_{j=i}^q \sum_{k=j}^q \theta_{ijk} x_{i,t} x_{j,t} x_{k,t} + \varepsilon_t^* \quad (4.83)$$

olmaktadır. Denklem (4.83)'te $h+1$ 'inci gizli birimin istatistiksel olarak anlamsız bulunması için üçüncü mertebeden Taylor yaklaşımını parametrelerinin sıfır olması gerekmektedir.

²⁸¹ Teräsvirta (1994), lojistik geçiş fonksiyonunun -0.5 yazılabileceğine değinmektedir. Ancak bu durum doğrusallık testlerinde bir fark yaratmamaktadır.

Boş önsavı,

$$H'_0 : \theta_{ij} = 0, i = 1, \dots, q; j = i, \dots, q; \quad \text{ve} \quad \theta_{ijk} = 0, i = 1, \dots, q; j = i, \dots, q; k = j, \dots, q. \quad (4.84)$$

olarak tanımlanmaktadır. Taylor yaklaşımında parametrelerin anlamlılığına ilişkin H'_0 önsavı, SANN modelinde ek gizli katmanın geçiş değişkeninin $H_0 : \gamma_{h+1} = 0$ olduğu boş önsavına karşılık ele alınmakta olduğundan gerçekte H'_0 önsavı H_0 önsavının bir yaklaşımıdır.

Test istatistiğinin oluşturulması için ilk aşamada gradientin oluşturulması amacıyla Taylor yaklaşımının kısmi türevleri,

$$\begin{aligned} \hat{h}_t &= \left. \frac{\partial G(\mathbf{x}_t; \psi)}{\partial \psi'} \right|_{\psi = \hat{\psi}} \\ &= \left[\tilde{\mathbf{x}}'_t, \hat{F}_1, \dots, \hat{F}_h, \hat{\lambda}_1 \frac{\partial \hat{F}_1}{\partial \gamma_1}, \dots, \hat{\lambda}_h \frac{\partial \hat{F}_h}{\partial \gamma_h}, \hat{\lambda}_1 \frac{\partial \hat{F}_1}{\partial \tilde{\omega}'_{12}}, \dots, \hat{\lambda}_1 \frac{\partial \hat{F}_1}{\partial \tilde{\omega}'_{1q}}, \dots, \hat{\lambda}_h \frac{\partial \hat{F}_h}{\partial \tilde{\omega}'_{h2}}, \dots, \hat{\lambda}_h \frac{\partial \hat{F}_h}{\partial \tilde{\omega}'_{hq}}, \hat{\lambda}_1 \frac{\partial \hat{F}_1}{\partial c_1}, \dots, \hat{\lambda}_1 \frac{\partial \hat{F}_1}{\partial c_h} \right] \end{aligned} \quad (4.85)$$

Modelin Taylor yaklaşımı yapılan kısmi parametrelerde doğrusaldır. Dolayısıyla kısmi türevleri,

$$\mathbf{v}_t = \left[x_{1,t}^2, x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{i,t}, x_{j,t}, \dots, x_{1,t}^3, \dots, x_{i,t}, x_{j,t}, x_{k,t}, \dots, x_{h,t}^3 \right], \quad (4.86)$$

olmaktadır. Denklem (4.85)'te aktivasyon fonksiyonları tahminleri $\hat{F}_i \equiv F(\hat{\gamma}_i(\hat{\omega}'_i \mathbf{x}_t - \hat{c}_i))$ biçiminde elde edilmektedir. Rech ve diğ.(1999) yöntemi kapsamında doğrusal olmayan modeli açıklayan girdi katmanının belirlenmesini takiben gizli katman birimlerine ilişkin test aşamaları şöyledir,

1. h adet gizli birimli SANN modeli tahmin edilir. Modelin kalıntıları olan $\hat{\varepsilon}_t$, $\hat{h}_t$ üzerine regres edilerek yardımcı regresyon kurulur; yardımcı regresyonun kalıntıları

olan $\tilde{\varepsilon}_t$ 'lerin kareleri toplamı $SSR_0 = \sum_{t=1}^T \tilde{\varepsilon}_t^2$ hesaplanır.

2. $\tilde{\varepsilon}_t$ kalıntıları, $\hat{h}_t$ ve $\hat{v}_t$ ile tahmin edilir. Kalıntılar toplamı $SSR_1 = \sum_{t=1}^T \hat{r}_t^2$ hesaplanır.

3. χ^2 istatistiği,

$$LM_{\chi^2} = T \frac{(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \quad (4.87)$$

$m = q(q+1)/2 + q(q+1)(q+2)/6$ serbestlik derecesine sahip olup asimptotik ki-kare dağılımına uymaktadır.

Küçük örneklerde testin F versiyonu,

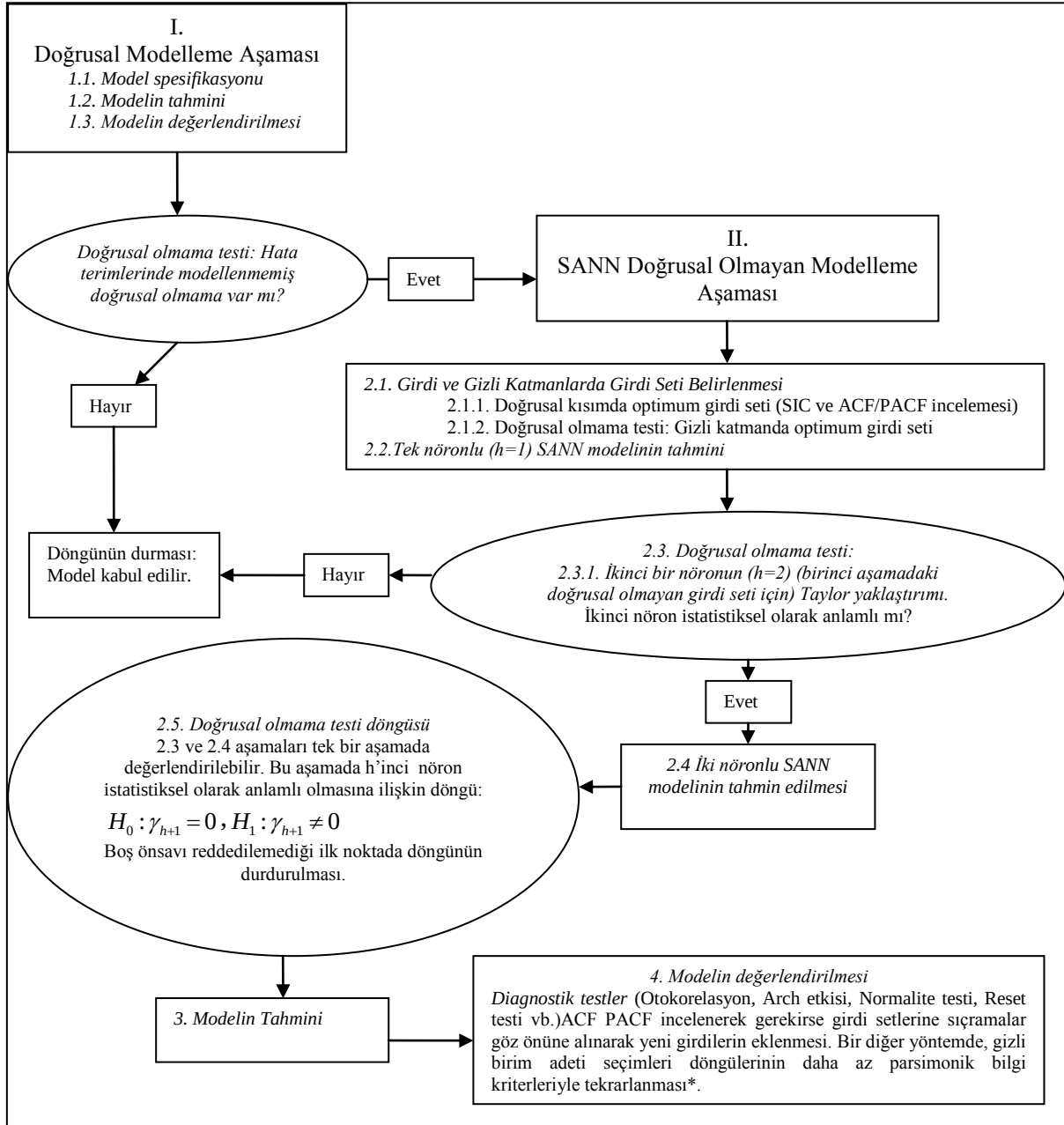
$$LM_F = T \frac{(SSR_0 - SSR_1) / m}{SSR_1 / (T - n - m)} \quad (4.88)$$

LM istatistiğinin paydasında serbestlik derecesi için $n = (q+2)h + p + 1$ 'dir. H_0 altında LM_F istatistiği m ve $(T - n - m)$ serbestlik derecesine sahip bir asimptotik F dağılıma uymaktadır.

SANN modelinin oluşturulmasında temel alınan MLP modellerinin SANN modellerinden önemli bir farkı, MLP modellerinin gizli katman sayısının birden fazla olabilmesidir. Öte yandan, tahmin problemlerinde sıklıkla tek gizli katmanlı MLP modelleri yeterli bulunmaktadır (Noorstad ve diğ., 2004). Bu yaklaşımın bir sebebi ise tek gizli katmanlı modellerin yorumlanmasının nispeten daha kolay olması, verilerin yeterince yüksek gözlem sayısına sahip olmaması ve ANN modellerinin yapılarının yüksek sayıda parametreye gerek duyması dolayısıyla serbestlik derecesinin gözetilmesi ve parsimoni ilkesidir. Değinilen yöntem, White (1989a, 1989b), Teräsvirta ve diğ. (1993), çalışmalarında geliştirilen yöntemden hareket etmekte, Bölüm 3.'te tartışılan STAR modellerinin oluşturulmasında izlenen yöntemlerle uyumlu bir yapıdadır.

Model seçiminde en parsimonik modelden hareket edilmekte, küçük modelden büyük modele hareket edilmektedir. Doğrusal ve doğrusal olmayan kısımlarda girdi setinin belirlenmesinde bu kapsamda SIC bilgi kriteri esas alınmıştır. Öte yandan elde edilen modelin hata terimlerinde otokorelasyon reddedilemediğinde, model kurulumunda daha az parsimonik model kurulması gerekli olabilmektedir. Bu kapsamda, HQIC ve AIC bilgi kriterleri ile seçilen girdilerin göz önüne alınması önem taşır. Öte yandan, doğrusal olmayan kısımda daha az parsimonik bilgi kriterlerinin değinilen döngüler kapsamında kullanılması ciddi ölçüde serbestlik derecesi kaybına sebep olacağından, SIC haricinde seçilecek bilgi kriteriyle seçilen optimum gecikme uzunluğunun ilk aşamada modele dahil edilmesinden önce, bu yeni set içindeki en anlamlı (veya ACF ve PACF fonksiyonlarının değerlendirilmesiyle en güçlü sıçrama gözlemlenen gecikme ve gecikmelerin) teker teker modele dahil edilerek diagnostik testlerin tekrarlanması, iktisadi serilerin kısalığı ve önerilen doğrusal olmama testleri döngülerinde serbestlik derecesi kaybı göz önüne alındığında, önem kazanacaktır.

Çalışmada SANN modeli için izlenen modelleme aşamaları aşağıdaki şekilde özetlenmiştir.



Şekil 4.8: Doğrusal Olmama Testleri Çerçevesinde SANN Model Mimarisi Seçim Süreci

5. TÜRKİYE’DE FİYAT SEVİYESİNE İLİŞKİN MALİYE TEORİSİNİN ANALİZİ

Çalışmada, Bölüm 2.’de incelenen fiyat seviyesinin belirlenmesinde maliye teorisinin önem taşıdığı modelin Türkiye ekonomisi için bir ekonometrik analizinin gerçekleştirilmesi hedeflenmektedir. FTPL teorisine ve maliye politikalarında sürdürülebilirliğe ilişkin yazın göz önünde bulundurularak FTPL teorisine ilişkin, tek değişkenli ve çok değişkenli ekonometrik modeller incelenecektir.

Çalışmada, FTPL teorisinin incelenmesinde, SANN modellerine ek olarak, STAR modellerinin doğrusal olmayan VAR yapısında modellenmesiyle elde edilecek doğrusal olmayan etki tepki fonksiyonlarının incelenmesi amaçlanmaktadır. Değinilen ampirik çalışmalardan hareketle, tek değişkenli ve çok değişkenli modeller kurulması hedeflenmektedir.

Çalışmada benimsenen bu yaklaşımın sebepleri FTPL teorisi çerçevesinde önem taşımakta olup öncül bir tercihten ziyade FTPL teorisi kapsamında öne çıkmaktadır. Çalışmada eşik yapısına sahip modellerin ele alınmasının sebepleri şöyledir.

Birincisi, FTPL teorisinin test edilememesine yönelik Cochrane (1998) gözlemsel eşdeğerlilik problemidir. Çalışmada, fiyat seviyesindeki ayarlanmaların doğrudan modele katılması amaçlanmaktadır. Bu çerçevede borç ve fiyat seviyesine ilişkin değişkenlerin bir arada modellenecektir. Bölüm 2.6’da gösterildiği gibi, faiz dışı fazla ve yükümlülüklerle ilişkin doğrusal VAR modellerinde elde edilen etki tepki fonksiyonları, gelecek faiz dışı fazlalara yönelik kararlar çerçevesinde farklılaşabilmektedir. Nitekim maliye otoritesi ekonomi daralma döneminde iken t döneminde vergileri azaltıp aynı zamanda borçlanarak bütçe kısıtını sağlamayı tercih edecektir. Bu durumda, faiz dışı fazla ve borçlanma arasında negatif bir ilişki olduğu gösterilebilse de, gerçekte $t+i$ ’inci dönemde faiz dışı fazlaları arttırmayı tercih edecektir. Bu çerçevede, gelecek faiz dışı fazlaları ile cari borçlanma arasındaki ilişki pozitif yönlü olmaktadır. Dolayısıyla, incelenen ekonometrik model çerçevesinde ekonominin içinde bulunduğu rejimin Ricardocu veya Ricardocu olmadığına karar verilememektedir.

İkinci sebep ise maliye politikasının yapısından kaynaklanmaktadır. Maliye politikalarına ilişkin kararlar yasalarla belirlenirken uygulanma süreleri ekonominin kendi içsel özelliklerine göre değişmektedir. Dolayısıyla, vergiler belli koşulların gerçekleşmesiyle kanuni çerçevede salınmaktadır. Bu kapsamda, analiz edilen mali seriler çerçevesinde eşik yapısını bünyesinde barındıran modeller tercih edilmektedir. Aynı çerçevede, maliye disiplininin sürdürülebilirliğine ilişkin İktisat yazınında, zamanlararası bütçe kısıtının sürdürülebilirliğinin incelenmesinde serilerin doğrusal olmaması durumunda eşik yapısına sahip modellere başvurulmaktadır.

FTPL teorisinde zamanlararası bütçe kısıtı eşdeğerliğinin sağlanmasında fiyat seviyelerindeki değişim önem taşımaktadır. STAR modellerinin STVAR modeline genişletilmesi ile FTPL teorisinde fiyat seviyesi ve reel borç seviyesinde gerçekleşen ani değişimlerin içsel olarak modellenmesi mümkün olmaktadır. Bu çerçeve kapsamında, şokların büyüklükleri, yönü ve asimetrik yapının modellenmesi amaçlanmaktadır.

Modelde, fiyat seviyesindeki sıçramalar kanalıyla ani değişimler söz konusu olduğundan rejimler arası geçişin içsel olarak ve her t dönemi için belirlenebildiği, kalıcılık içermeyen bir yapıda olması gerekliliği genelleştirilmemekle beraber, FTPL teorisi kapsamında değerlendirilen model için öne çıkmaktadır.

İktisat yazınında, FTPL teorisinin incelenmesine ilişkin çok değişkenli ekonometrik modeller öne çıkarken, bütçe disiplininin sürdürülebilirliğine ilişkin tek değişkenli modellerin önem taşıdığı görülmektedir. Çalışmada tek değişkenli ve çok değişkenli olmak üzere iki model incelenecektir.

5.1 Faiz Ödemeleri Oranı Serisi İçin Tek Değişkenli Modeller

Çalışmada, Fiyat seviyesinin belirlenmesinde maliye yönlü yaklaşımın test edilmesi amaçlanmıştır. Bu kapsamda incelenecek çok değişkenli model olan ikinci model incelenmeden önce, FTPL teorisinde gösterge kabul edilebilecek bir maliye serisi oluşturulması amaçlanmıştır. Birinci modelde, FTPL teorisi kapsamında tek değişkenli bir model incelenecektir. Bu çerçevede, Türkiye’de mali baskınlığın bir göstergesi olarak kabul edilen net iç borç faiz ödemelerinin dış borç faiz ödemelerine oranı olan seri analiz edilecektir.

Ekonomilerde, bütçe açıklarının arttığı dönemlerde artan oranlarda iç borçlara başvurulurken, faiz dışı fazlalar iç borç ödemelerinin arttığı oranda azalmaktadır. Özellikle kriz dönemleri

öncesi ve sonrasında dış kaynakların ortadan kalkması ve yoğun iç borçlanmaya başvurulması söz konusu olmakta; bu kapsamda, borçların vadelerinin azalması ve faiz oranlarının yükselmesiyle, borçlanmanın bütçe kısıtı üzerindeki etkisi yükselmektedir.

İktisat yazınında faiz dışı fazlaların bir hedef olarak tercih edilmesinin sebebi, faiz dışı fazlaların hükümetlerin borç ödemelerinden sonra kendi tasarruflarında olan operasyonel bütçe açığı olarak değerlendirilmesidir. Nitekim, faiz ödemelerinin artması ile hükümetlerin elindeki operasyonel gelir azalırken mali baskınlık artacaktır. Dolayısıyla, FTPL kapsamında ele alınan zamanlararası bütçe kısıtının sağlanmasında fiyat seviyesinin yükselerek bütçe eşdeğerliğini sağlaması gereklidir.

Bütçe finansmanının bir diğer kaynağı ise dış borçlanmalardır. Değinilen çerçevede, net iç borç faiz ödemelerinin net dış borç faiz ödemelerine bölünmesiyle mali baskınlığın bir göstergesi olarak ele alınan net faiz ödemeleri oranı serisi oluşturulmuştur. Serinin tanımlanmasının ardından birim kök testleri çerçevesinde durağanlığı sınanacaktır.

5.1.1 Tek Değişkenli Model için Verinin İncelenmesi

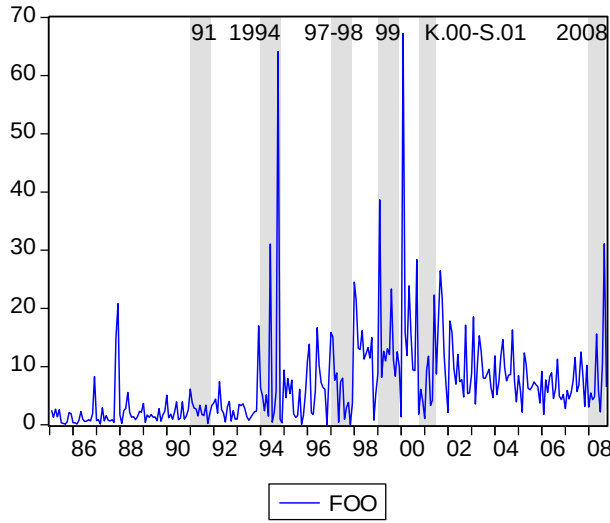
T. C. Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) derlenmiş olup 1985.01-2008.10 dönemini kapsamaktadır²⁸². Mali baskınlığın bir göstergesi olarak analiz edilmesi amaçlanan (*foo*) net borçlanma faiz ödemeleri oranı serisi,

$$foo_t = ifo_t / dfo_t \quad (5.1)$$

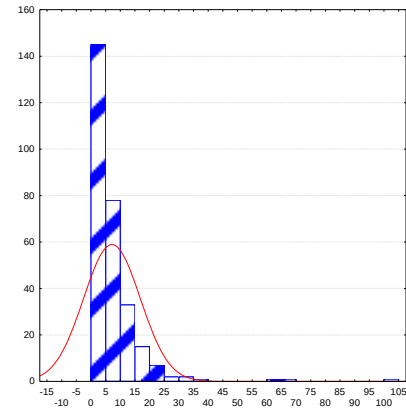
biçiminde hesaplanmıştır. Denklemden, ifo_t =net iç borç faiz ödemeleri, dfo_t =net dış faiz ödemeleridir.

²⁸² www.tcmb.gov.tr

Hesaplanan foo_t serisi Şekil 5.1.a'da yerilirken, serinin dağılımına ilişkin veriler Şekil 4.1.b'de verilmektedir²⁸³.



**Şekil 5.1.a: Faiz Ödemeleri Oranı,
1985.01-2008.10**



n=285, Ortalama=6.82,
Medyan= 4.79,Maks.=67.25
Min.= 0.03,Std. Sapma=7.93,
Çarpıklık=3.63, Basıklık=24.00,
JB=5867.66

**Şekil 5.1.b: foo Serisinin
Histogramı**

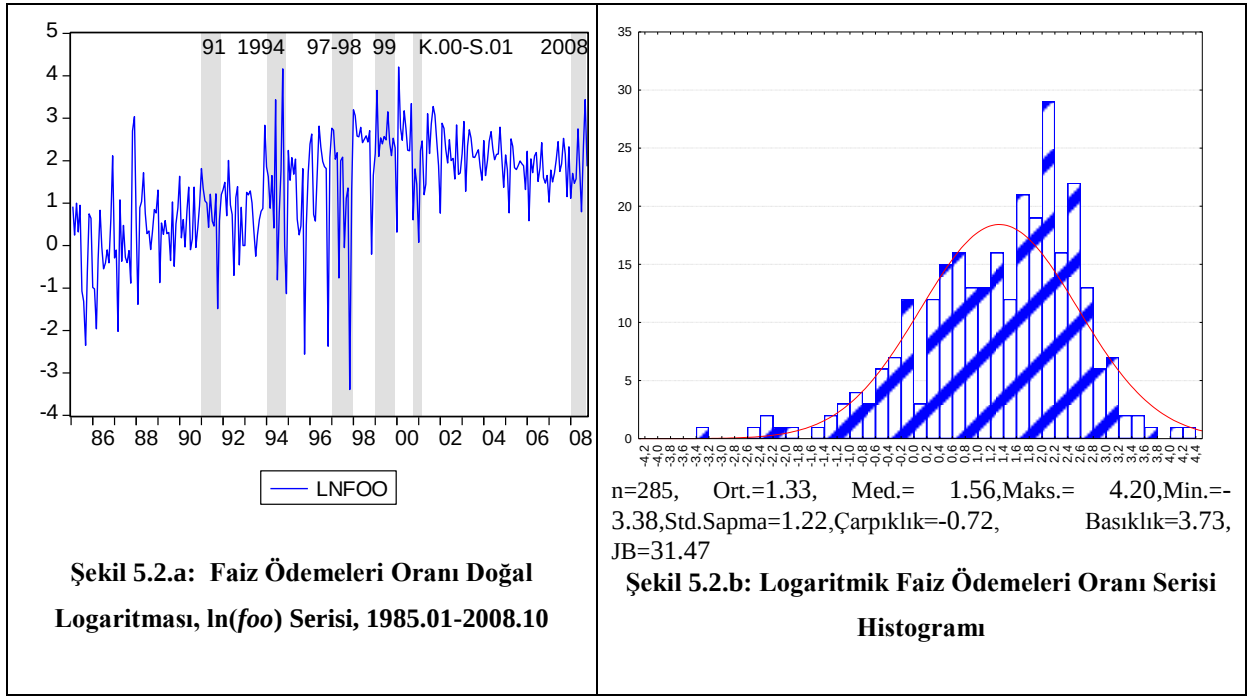
Şekil 5.1.a'da, 1994 Krizi, 1997, 1998 ve 1999 Asya, Rusya Krizleri ve 1999 depremi yılları, Kasım-2000 Şubat-2001 ve 2008 yılının ortasından itibaren ağırlıklı hissedilen Küresel Bunalım dönemleri koyu renkle belirtilmiştir. foo serisi izlediği patika, özellikle kriz dönemleri öncesinde hızla yükselip ve krizin gerçekleşmesinin ardından azalan bir yapıdadır. Şekil 5.1.b.'de foo_t serisinin histogramı sola yatık olup, şeklin sağ tarafında yer alan aşırı değerler seride kriz yıllarında gerçekleşen pozitif sıçramaların etkisini içermektedir.

Serinin normalliğine ilişkin JB (Jarque-Berra), SW (Shapiro-Wilk) ve SK (Çarpıklık-Basıklık) istatistikleri özellikle elde edilen modellerin hata terimleri için incelenecektir. Öte yandan, serinin yapısı, bu serinin modellenmesiyle elde edilen modelin hata terimleri ile ilişkilidir. foo serisinde, Jarque-Berra istatistiği 5867.66 olarak yüksek hesaplanmakta, serinin normal dağıldığı önsavı reddedilmektedir²⁸⁴. Serinin histogramında, yüksek çarpıklık

²⁸³ 1985.01-2008.10 dönemini kapsayan ifo_t ve dfo_t serileri 1985-2005 yılları arasında kümülatif olarak; 2005-2008 yılları arasında net değerler olarak yayımlanmıştır. Dolayısıyla, ifo_t ve dfo_t serilerinin ham halleri 2005 yılına kadar testere biçimli bir patika takip etmektedir. ifo_t ve dfo_t serilerinin düzeltilmesinde, 1985-2005 yılları arasındaki ocak ayları sabit tutulmuş, ocak ayları hariç diğer gözlemlerin bir önceki aya göre birinci farkları alınarak aylık net değerleri oluşturulmuştur.

²⁸⁴ JB testinde, serinin dağılımındaki bu yapının üçüncü veya dördüncü moment içinde hangisinden kaynaklandığı ayrımı yapılamamaktadır. Elde edilen modellerin hata terimleri serileri için çarpıklık ve basıklık için ayrı testlere başvurulacaktır.

($s=3.64$) basıklık ($k=24$) dikkat çekmektedir. Serideki bu yapı gözetilerek seriye doğal logaritma dönüşümü uygulanmasına karar verilmiştir. Faiz ödemeleri oranının doğal logaritması alınarak elde edilen *lnfoo* serisi Şekil 5.2.a'da verilmektedir. *lnfoo* serisinin histogramı Şekil 5.2.b'de yer almaktadır. Logaritmik dönüşüme uğratılmamış *foo* serisinin maksimum ve minimum değerleri 67.25 ve 0.03 olup standart sapması 7.93'tür (Şekil 5.1). Serinin doğal logaritması alınarak elde edilen *lnfoo* serisinin maksimum ve minimum değerleri 4.20 ve -3.39 ve standart sapması 1.22'dir. Doğal logaritma (*lnfoo*) serisi için hesaplanan $s=-0.72$ sıfır değerine yaklaşıırken $k=3.73$ hesaplanarak 3'e yaklaşılmaktadır.



Tablo 5.1'de *lnfoo* serisine ilişkin birim kök testleri verilmektedir. ADF testinde boş önsavı *lnfoo* serisinin birim köke sahip olduğu iken, KPSS testinde boş önsavı serinin durağan olduğudur. ADF ve KPSS testleri sonucunda *lnfoo* serisinin I(1) birinci dereceden entegre olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 5.1 Birim Kök Testleri

	<i>ADF*</i>	<i>KPSS**</i>	<i>KSS***</i>
<i>lnfoo</i> serisi (seviye)	-2.292 (12)	0.459 (8.16)	-1.81(5)
<i>lnfood1</i> serisi (1^{inci} fark)	-10.308 (11)	0.016 (7.36)	-7.19(3)

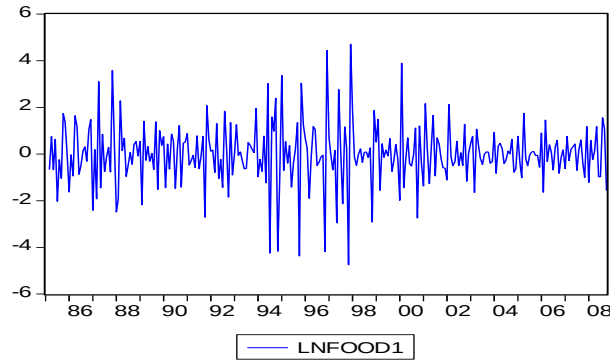
* Gecikme uzunluğu AIC bilgi kriterine göre seçilen gecikme uzunluğu parantez içinde verilmiştir. ADF testinde sabit terim ve trend eklenmiştir. McKinnon (1991) kritik değerleri $\alpha = 0.01; 0.05; 0.10$ için -3.99; -3.43; -3.13.

** KPSS (1992) kritik değerleri 0.216; 0.146; 0.119. KPSS testinde Andrews bant aralığı () içinde verilmiştir.

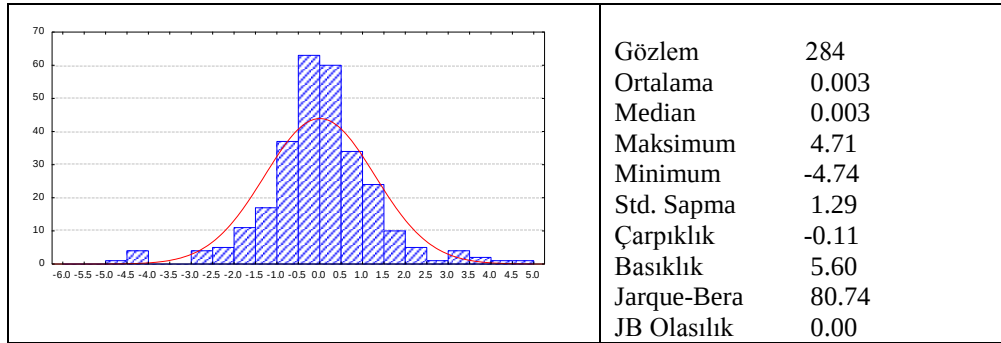
*** Kapetanios Shin Snell (2003) STAR tipi doğrusal olmayan BK testidir. Trend eklenmiştir. KSS (2003), Tablo 1'de, trend içeren veri için kritik t değerleri $\alpha = 0.01; 0.05; 0.10$ için -3.93; -3.40; -3.13.

Çalışmanın bu noktasında, serinin doğrusal olup olmadığına ilişkin öncül bir karar verilmemekle beraber, Tablo 5.1’de üçüncü bir test olarak doğrusal olmayan bir birim kök testine başvurulmuştur. Kapetanios Shin Snell (2003) birim kök testinde, STAR tipi doğrusal olmayan $I(0)$ durağan seri, STAR tipi doğrusal olmayan $I(1)$ entegre seriye karşı sınanmaktadır. STAR tipi birim kök testi kapsamında %5 anlamlılık seviyesinde, *Infoo* serisinin $I(0)$ olduğu önsavı reddedilerek $I(1)$ entegre seri olduğu sonucuna varılmaktadır²⁸⁵. Bu çerçevede analize *Infoo* serisinin birinci farkı alınarak elde edilen *Infood1* serisi ile devam edilmesine karar verilmiştir²⁸⁶.

Birim kök testlerinden hareketle faiz ödemelerinin doğal logaritmasının birinci farkı alınarak oluşturulan *Infood1* serisi Şekil 5.3.a’da yer almaktadır. *Infood1* serisinin histogramı Şekil 5.3.b’de verilmektedir.



Şekil 5.3.a: Faiz Ödemeleri Oranı Serisine İlişkin *Infood1* Serisi , 1985.02-2008.10



Şekil 5.3.b: *Infood1* Serisinin Histogramı

²⁸⁵ George Kapetanios, Yongcheol Shin, Andy Snell, "Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework", **Journal of Econometrics**, c. 112, s. 2, (2003): 359-379.

²⁸⁶ Kapetanios-Shin-Snell (2003) KSS doğrusal olmayan birim kök testi Ekler bölümünde yer almaktadır.

Tablo 5.2 Normallik Testleri

<i>Jarque-Bera (JB) Testi</i>				
	JB=80.74			JB testi olasılık=0.00
<i>3. ve 4. Moment İçin Normallik Testi (SK)*</i>				
Ol.(s)= 0.44	Ol.(k)=0.00	Normallik testi olasılığı=0.0001		JB testi olasılık=0.00
<i>Shapiro-Wilk Testi (SW) **</i>				
W=0.95194		Z=5.33	olasılık>z:0.00	

* D'Agostino ve diğ. (1990) testi. Ol.(s) ve Ol.(k) 3. ve 4. momentlere ilişkin testlerin olasılık değeridir. Normallik testi olasılığı, 3. ve 4. momentlerin beraberce sınındığı testin olasılık değeridir.

**Shapiro-Wilk Testidir. SW testinde W test istatistiğidir.

Normallik test sonuçları Tablo 5.2’de verilmiştir. Logaritmik dönüşüm yapılmış serinin birinci farkı olan seride $s=-0.11$ ve $k=5.60$ ’tır. Birinci farkı alındığında çarpıklığın sıfıra yaklaştığı *lnfood1* serisi için JB test istatistiği 80.74 olarak hesaplanmıştır. 2 serbestlik derecelik $\chi^2(2)$ dağılımına uyan JB testinde *lnfood1* serisinin normal dağılıma uyduğu önsavı kabul edilememektedir. *lnfood1* serisinin normal dağılıma sahip olmamasında histogramdan hareketle basıklık ölçüsünün sebep olduğu görülmüştür. Çarpıklık (s) ve basıklık (k) ölçütlerinin etkilerinin ayrı ayrı araştırılması amaçlanmıştır. İkinci test olan D'Agostino ve diğ. (1990) SK testinde, üç farklı boş önsavı ayrı ayrı test edilmiştir. Birincisi çarpıklığın 0’dan farklı olmadığıdır. İkincisi basıklığın 3’ten farklı olmamasıdır. Üçüncüsü, JB testi yapısında, çarpıklık ve basıklığın beraber değerlendirildiği bir test olup boş önsavı serinin normal dağılıma sahip olduğudur. İlk iki önsavın 3.cü ve 4. momentlere ilişkin ayrı testlerde üçüncü momentin sıfıra eşit olduğu önsav $\alpha=0.05$ anlamlılık seviyesinde kabul edilirken; dördüncü momentin 3’e eşit olduğu önsav ise kabul edilememektedir. Testin son kısmında *lnfood1* serisinin normal dağılıma uyduğu önsavı kabul edilemezken normallığın sağlanamamasında 3. veya 4. momentler için beraber χ^2 testi uygulanmıştır. Üçüncü olarak birim etkisinden bağımsız bir test olan Shapiro-Wilk testinde W istatistiği 0.95 olarak hesaplanırken serinin normal dağılıma uyduğu reddedilmiştir²⁸⁷. Her üç normallik testi ve serinin histogramı incelenerek, serinin normal dağılıma uymamasının üçüncü momentten değil, dördüncü momentten kaynaklandığı sonucuna ulaşılmaktadır²⁸⁸.

²⁸⁷ Samuel S. Shapiro, M. B. Wilk, “An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples)”, **Biometrika**, c. 52, s. 3- 4, (1965): 591–611.

²⁸⁸ Ralph B. D'Agostino, Albert Balanger, Ralph B. D'Agostino Jr, “A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality”, **American Statistician**, c. 44, (1990): 316-321.

Çalışmanın bu aşamasında, incelenen İktisat teorisi çerçevesindeki amaç doğrultusunda, serinin baştan bazı yöntemler ile aşırı değerlerden arındırılmasından kaçınılmıştır. Bu yöntemle başvurumuzun sebebi, gerçekte doğrusal olmayan modeller ile faiz ödemeleri oranı serisinde yer alan aşırı değerleri yakalamadaki başarısının veya başarısızlığının ölçülmesinin amaçlanmasıdır. Değinileceği gibi, incelenen zaman serisi MA, Üstsel Yumuşatma ve Baxter-King yöntemleri ile filtrelenerek modellenmiştir. İncelenen dönüşümlerden hareket edildiğinde, JB, SK ve SW testleri kapsamında serinin normal dağılımı koşulunun sağlanamadığı görülmüştür. Çalışmada, serilerin filtrelenmeden kullanılmasına ve dolayısıyla özellikle kriz yıllarında gerçekleşen aşırı değerlerin bu noktada modele dahil edilmesine karar verilerek aşırı değerlere ilişkin bir düzeltmeden kaçınılmıştır.

5.1.2 Doğrusal Model

Bölüm 3.'te yer alan model oluşturma süreçlerinde ilk aşama optimum doğrusal modelin tahmin edilmesidir. Bu çerçevede tahmin edilecek AR(p) modelinin öncelikle optimum gecikme uzunluğunun belirlenmesi önem taşımaktadır. Bilgi kriterleri sonuçları Tablo 5.3'te yer almaktadır. Tablo 5.3'te optimum gecikme uzunluğu AIC ve FPE bilgi kriterleri tarafından 6 olarak belirlenirken, HQ ve SC bilgi kriterleri tarafından 5 olarak seçilmektedir²⁸⁹.

Tablo 5.3 Doğrusal Modelde Bilgi Kriterleri ile Gecikme Uzunluğu Seçimi

<i>Gecikme Uzunluğu</i>	<i>LogL</i>	<i>LR</i>	<i>FPE</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>	<i>HQ</i>
0	-462.3357	NA	1.681403	3.357505	3.370623	3.362769
1	-437.8810	48.55504	1.418595	3.187543	3.213778	3.198071
2	-421.6207	32.16710	1.270087	3.076962	3.116314	3.092753
3	-409.0416	24.79357	1.167868	2.993055	3.045525	3.014110
4	-404.7906	8.347942	1.140680	2.969497	3.035084	2.995816
5	-391.5040	25.99566*	1.043513	2.880464	2.959168*	2.912046*
6	-389.8383	3.246907	1.038496*	2.875640*	2.967461	2.912486
7	-389.4758	0.703986	1.043310	2.880259	2.985198	2.922369
8	-389.2280	0.479321	1.049020	2.885710	3.003767	2.933084

* Optimum seçilen gecikme uzunluğu.

²⁸⁹ Öncelikle daha parsimonik SC bilgi kriteri esas alınarak AR(5) modeli tahmin edilmiştir. Doğrusal model yardımıyla hata terimlerinde yer alan kısmın mümkün olabildiğince açıklanabilmesi amaçlandığından, modele 6. gecikmenin dahil edilmiştir. Bu çerçevede, modelin sistematik kısmının güçlendirilmesi amaçlanmıştır.

Bu çerçevede, AIC bilgi kriteri esas alınarak *lnfood1* serisi için tahmin edilen AR(6) modeli aşağıda yer almaktadır²⁹⁰,

$$y_t = 0.008 - 0.76y_{t-1} - 0.71y_{t-2} - 0.62y_{t-3} - 0.43y_{t-4} - 0.37y_{t-5} - 0.10y_{t-6} + \varepsilon_t \quad (5.2)$$

(0.015) (0.06) (0.07) (0.08) (0.08) (0.07) (0.06)

$R^2 = 0.40$, $\bar{R}^2 = 0.39$, $dw=2.01$, $\delta_{\varepsilon,AR} = 1.016$, $F=30.21$ (0.00), $AIC=2.89$, $SIC=2.98$, $ARCH(1)=0.56(0.45)$, $ARCH(4)=8.41$ (0.08), $RESET=13.15(0.00)$, $s=-0.86$, $k=6.23$, $JB=156.3$ (0.00), $SW=0.93$ (0.00), $SK=42.33$, $Pr(s)=(0.00)$, $Pr(k)=(0.00)^*$.

*Modelde, standart sapma değerleri () içinde verilmektedir. Diagnostik testler istatistik(olasılık) olarak raporlanmıştır. ARCH(q) ve RESET testlerinde χ^2 istatistikleri verilmiştir. SK testinde, çarpıklık+basıklık beraber sınanmaktadır. JB ve SK, 2 serbestlik dereceli asimptotik $\chi^2(2)$ dağılımına uymaktadır. s çarpıklık; k basıklıktır. Pr(s) ve Pr(k) 3.cü ve 4.cü momentlere ilişkin ayrı testler olup $\chi^2(1)$ dağılımına uymaktadır. SW Shapiro Wilk normallik testi istatistiğidir.

Modelde, açıklayıcı değişken olarak eklenen 6.cı gecikmenin parametresinin sıfıra eşit olduğu boş önsavı $\alpha = 0.10$ seviyesinde reddedilmektedir. Tahmin edilen sabit terim istatistiksel olarak anlamsız bulunmaktadır. AR(1)-AR(5) parametreleri $\alpha = 0.05$ seviyesinde anlamlı bulunmaktadır. İkinci aşamada, AR modeli diagnostik testler ile incelenecektir.

Diagnostik testler kapsamında, ARCH testi ile modelin hata terimlerinde ARCH etkisi reddedilmiştir. Öte yandan, RESET testi modelde yanlış tanımlama olduğuna işaret etmektedir. Her iki test olan ARCH ve RESET testlerinde elde edilen sonuçlar, gerçekte modellenememiş doğrusal olmamanın bir işareti olarak düşünülebilmektedir²⁹¹.

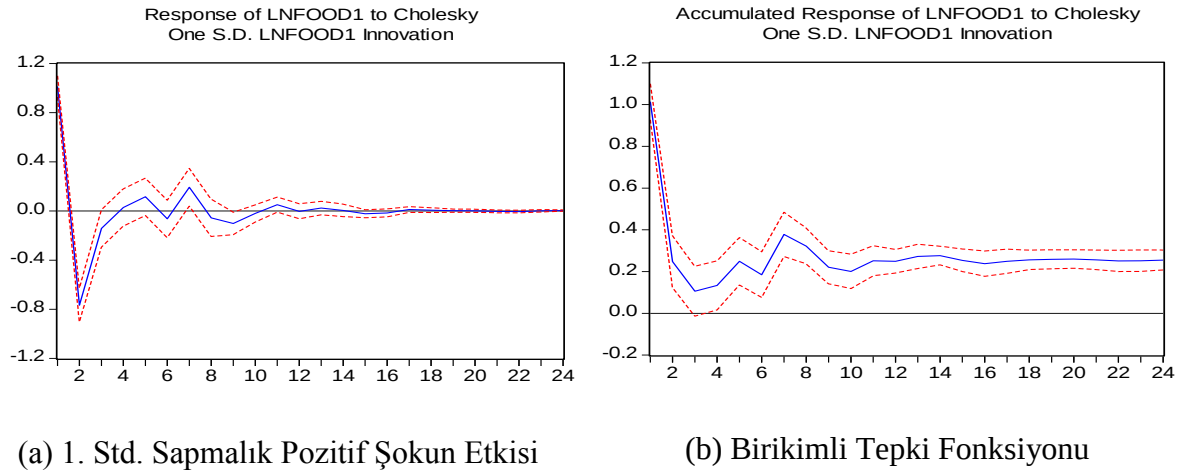
Seride gerçekleşen ve özellikle kriz dönemlerinde gerçekleşen aşırı değerlerle ilişkili olarak hata terimlerinin dağılımında basıklık $k=6.23$ olarak hesaplanmaktadır. Modelin üçüncü ve dördüncü momentleri ve JB testi hata terimlerinin normal dağılmadığına işaret etmektedir. Shapiro-Wilk W istatistiğinin olasılığı 0.00'dır. Pr(s) ve Pr(k) olasılık değerleri 0.00 olup hata

²⁹⁰ Öte yandan, SIC bilgi kriteri ile seçilen ve daha parsimonik bir model olan AR(5) modelinin seçilmemesinin sebebi otokorelasyon fonksiyonunda 6.cı gecikmede gerçekleşen sıçramadır.

²⁹¹ RESET ve ARCH testleri, modellenmemiş doğrusal olmamayı yakalayabilmektedir. Doğrusallık testleri kapsamında bkz: Granger, Teräsvirta, 1993, **age**, 56.

terimlerinin çarpıklığının sıfıra eşit olduğu önsavı ve basıklığın 3'e eşit olduğu önsavları reddedilmiştir²⁹².

Doğrusal AR modelinin durağanlığına ilişkin bir analiz etki-tepki fonksiyonlarının (IRF) hesaplanmasıyla yapılabilmektedir²⁹³. Tahmin edilen modele ilişkin IRF analizi Şekil 5.4'te yer almaktadır.



Şekil 5.4: AR Modeli, Etki Tepki Analizi

Şekil 5.4 (a) kısmında, bir standart sapmalık pozitif şok sonucunda *lnfood1* serisi için tahmin edilen AR(6) modelinde bağımlı değişkenin izlediği patika yer almaktadır. Şekil 5.4'ün (b) kısmında ise bir standart sapmalık pozitif şok sonucu oluşan tepki fonksiyonunun birikimli biçimde verilmiştir. Şekil 5.4.a'da, tahmin edilen AR(6) modeli kapsamında $t=1$ döneminde gerçekleşen bir standart sapmalık pozitif faiz ödemeleri oranı şokunun 2.ci dönemde negatif bir etkiye sebep olurken, 3. dönemde güven aralıklarının sıfır yatay eksenini kestiği ve tepkinin öldüğü sonucuna varılmaktadır. Şekil 5.4.b birikimli IRF fonksiyonunda, faiz

²⁹² Doğrusal ekonometrik modellerde serinin bazı filtrele tabi tutulması söz konusu olabilmektedir. Bu çerçevede, incelenen seride aşırı değerlerin yumuşatılması ile tahmin edilecek modelin hata terimlerinin normallik dağılımına yakınsaması söz konusu olabilmektedir. Çalışmada, aşırı değerlere ilişkin bir düzeltmeden kaçınılmış olup sadece doğal logaritma dönüşümü uygulanmış seri esas alınmıştır. Çalışmada, hata terimlerinin normal dağılıma uymadığı göz önünde bulundurularak analize devam edilecektir. Çalışmada bu yaklaşımın benimsenmesinin sebebi, doğrusal olmayan modellere geçilirse hata terimlerinde aşırı değerlerin gerçekte ne ölçüde doğrusal olmayan modellerle modeller tarafından yakalandığının araştırılmak istenmesidir.

²⁹³ Tek değişkenli modelde, etki tepki fonksiyonları haricinde modelin durağanlığına ilişkin bir diğer analiz ise modelin köklerinin incelenmesiyle sağlanmaktadır. Modelin kökleri Ekler bölümünde Tablo 1'de verilmektedir. Tablo'da, tüm moduli değerleri 1'den küçüktür. AR modeli durağan kabul edilmektedir.

Bu çerçevede, STAR modellerinde geçiş fonksiyonlarına 0 ve 1 uç değerleri verilerek elde edilen otoregresif süreçlerin (rejimlerin) durağanlığı ayrı ayrı incelenebilmektedir. Durağanlığın bu kapsamda incelendiği temel STAR çalışmaları içerisinde Öcal (2000) ve Teräsvirta (1994) yer almaktadır. Çalışmada, doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin analiz edilmesinde Etki tepki fonksiyonlarının incelenmesi tercih edilecektir. Köklere ilişkin analiz yer kazanılması amacıyla dahil edilmemiştir. ANN modellerinde durağanlık için Trapletti ve diğ. (2000) temel alınmaktadır. Bu modellerde, modelin doğrusal olan kısmının durağanlığı incelenmektedir.

ödemeleri oranında gerçekleşen 1 standart sapmalılık şoku takiben bağımlı değişken olan faiz ödemeleri oranının izlediği patika sıfır yatay ekseninin üstünde olup, 0.25 değerine yakınsamaktadır. AR(6) modeli için elde edilen etki tepki fonksiyonları bir sabit değere yakınsadığından modelin durağan olduğu sonucuna varılmaktadır²⁹⁴. Öte yandan, faiz ödemeleri oranı serisinde gerçekleşen bir standart sapmalılık şokun etkisi 2.ci dönemde negatif bulunmakla beraber, birikimli IRF fonksiyonlarından hareketle, uzun dönemde pozitif bir etkisi olduğu sonucuna varılmıştır.

5.1.3 STAR Tipi Doğrusal Olmama Testi

Net faiz ödemeleri oranı *lnfood1* serisinin incelenmesinde, hata terimlerinde doğrusallığın kabul edilememesi durumunda, doğrusal olmayan modeller incelenenektir. AR modelinin hata terimlerinde STAR tipi doğrusal olmama testi Bölüm 4'te değinilen çerçevede LM testlerinden hareketle oluşturulmaktadır.

Tablo 5.4'te, AR modelinin STAR tipi modele karşı sınanarak F testlerinin olasılık değerleri verilmiştir. Tablo'da, aynı zamanda, doğrusallığın en güçlü reddedildiği serinin geçiş değişkeni olarak belirlenmesi ve aşamalı F testleri ile uygun model mimarisinin seçilmesi söz konusudur. STAR tipi doğrusal-olmama testinde, F istatistiğini (p değerini) maksimize (minimize) eden geçiş değerinin bulunması için test $p=1,2,...,6$ gecikmeleri için tekrarlanmıştır.

Tablo 5.4 STAR Tipi Doğrusal Olmama Testi

Geçiş Değişkeni	F*	F4	F3	F2	Model
Lnfood1(t-1)**	0.00145	0.03445	0.14314	0.00601	LSTAR
Lnfood1(t-2)	0.03144	0.85824	0.12562	0.00502	LSTAR
Lnfood1(t-3)	0.00330	0.26312	0.06271	0.00384	LSTAR
Lnfood1(t-4)	0.01463	0.72479	0.71459	0.00016	LSTAR
Lnfood1(t-5)	0.03684	0.11786	0.18696	0.08364	LSTAR
Lnfood1(t-6)	0.04778	0.13076	0.34996	0.05039	LSTAR
TREND	0.97035	0.93587	0.99420	0.39685	AR

* F testlerinin p-değerleri verilmektedir. ** Optimum geçiş değişkeni.

²⁹⁴ Doğrusal modellerde, negatif bir şokun etkisi pozitif şok sonucunda oluşan tepkinin simetrik olarak tersi olduğundan raporlanmamıştır.

STAR tipi doğrusal olmamanın sınındığı F testinde, doğrusallık boş önsavı $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ 'dır. Doğrusallığın reddedilmesini takiben model mimarisi seçimi için sırasıyla F testlerinden birincisi olan F4 testinde boş önsavı $H_{0,4} : \beta_3 = 0$; F3 testinde boş önsavı $H_{0,3} : \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$ ve F2 testinde $H_{0,2} : \beta_1 = 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0$ 'dır. F STAR tipi doğrusal olmama testi için en düşük olasılık değeri 0.00145 olup 1. gecikme için elde edilmiştir. F4 testi için olasılık değeri 0.03445'tir. F2 testinde, olasılık değeri 0.006'dır. ESTAR model seçiminde önem taşıyan F3 testinin olasılık değeri 0.14 olup $\beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$ önsavı reddedilememektedir. *lnfood1* serisinin izlediği STAR tipi doğrusal olmayan sürecin, doğrusallığın en güçlü reddedildiği gecikme olan birinci gecikme geçiş değişkeni olarak belirlenirken, model mimarisi STAR tipi modeller içerisinde LSTAR yapısı seçilmektedir.

5.1.4 İki Rejimli LSTAR Modeli

Çalışmada ilk olarak AR(6) modelinden hareketle tek geçiş fonksiyonlu ve iki rejimli bir STAR(6) modeli tahmin edilmiş, STAR(6) modelinde 6.cı gecikme anlamsız bulunarak modelden çıkartılmıştır. Tablo 5.4'te yer alan STAR tipi doğrusal-olmama testinde, geçiş değişkeni *lnfood1*(*t*-1) ve optimum STAR modeli LSTAR yapısında seçilmektedir.

Tek geçiş fonksiyonlu ve iki rejimli bir LSTAR modeli aşağıdaki gibi tahmin edilmiştir,

$$y_t = (1.41 - 0.44y_{t-1} - 1.18y_{t-2} - 0.98y_{t-3} - 0.77y_{t-4} - 0.27y_{t-5}) \quad (5.3)$$

$$\begin{matrix} (0.47) & (0.11) & (0.19) & (0.18) & (0.17) & (0.05) \end{matrix}$$

$$+ [(-1.58 + 0.70y_{t-2} + 0.61y_{t-3} + 0.57y_{t-4}) \times F_L(\gamma, y_{t-d}, c)] + \varepsilon_t$$

$$\begin{matrix} (0.57) & (0.21) & (0.21) & (0.20) \end{matrix}$$

$$F_L(\gamma, y_{t-d}, c) = F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) = \frac{1}{1 + \exp(-4.39(y_{t-1} - 1.07))}$$

$$\begin{matrix} (2.69) & (0.20) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0.44, \quad \bar{R}^2 = 0.42, \quad dw = 2.05, \quad \delta_{\varepsilon, LSTAR} = 0.97, \quad \delta_{\varepsilon, LSTAR} / \delta_{\varepsilon, AR} = 0.95, \quad AIC = 2.85,$$

$$SIC = 3.01, \quad JB = 140.43(0.00), SW = 0.9441(0.00), SK = 41.05(0.00), s = -0.86, k = 6.01, Ol.(s) = 0.00,$$

$$Ol.(k) = 0.00, ARCH(1) = 0.07 (0.78), ARCH(4) = 8.46 (0.08), RESET = 0.38 (0.68).$$

*Modelde, standart sapma değerleri () içinde verilmektedir. Diagnostik testlerde olasılıklar () içinde raporlanmıştır.

Hata terimlerde ARCH etkisinin derecesi $q=1$ ve $q=4$ için test edildiği ARCH-LM testinde, hesaplanan $\chi^2(q)$ istatistikleri sırasıyla 0.07 ve 8.46'dır. Modelin hata terimlerinde 1. ve 4. dereceden ARCH etkisi olmadığı önsavları için elde edilen ARCH(1) ve ARCH(4) LM istatistikleri 0.07 ve 8.46 olarak hesaplanmaktadır. % 5 ve %10 anlamlılık seviyesinde kritik

tablo değerleri $\chi^2(4)=11.070$ ve $\chi^2(4)=9.236$ 'dır. Hata terimlerinde ARCH etkisi %5 seviyesinde kabul edilirken, %10 seviyesinde reddedilmektedir.

RESET testinde, boş önsavı modelde tanımlama hatasının olmadığıdır. Reset testinde, hesaplanan F istatistiği 0.38'dir. Tablo F istatistiği için, $v_1=14-1$ ve paydada $v_2=285-14$ 'tür. Tablo'da $\alpha=0.05$ için $F(13,271,0.05)=2.24$ 'tür. Modelde yanlış tanımlama olmadığı önsavı kabul edilmiştir. Ancak tanımlama hatası testi ikinci mertebeden RESET testi için tekrarlanarak modelde tanımlama hatası olduğu sonucuna varılmıştır. Birçok ampirik çalışmada RESET testi sadece 1.ci mertebeden (1.ci mertebe testte 2.ci derece üstlü bağımlı değişkenlerin gecikmesi teste eklenmektedir) gerçekleştirilmektedir. RESET testi ikinci mertebe için (3.cü derece terimler eklenerek) tekrarlanmıştır. 3.cü mertebe terimlerin eklenmesiyle F istatistiği 2.66'ya yükselmiştir. İkinci mertebe RESET testinde, daha sık uygulanan birinci mertebe testin aksine $\alpha=0.05$ anlamlılık seviyesinde modelde yanlış tanımlama yoktur önsavı reddedilmiştir. Modelde 3. derece terimlerin eklenmesiyle F istatistiği yükseldiğinden, 3.derece terimlerden açıklayıcı bilgi alındığı görülmüştür. STAR tipi doğrusal olmama testinde de Taylor yaklaşıtlarında 3.derece terimler için F testi LSTAR tipi doğrusal olmama ile ilişkilidir. Her iki test olan ARCH ve RESET testlerinde elde edilen sonuçlar, gerçekte modellenmemiş doğrusal olmamanın bir işareti olarak düşünülmüştür²⁹⁵.

JB testinde, hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğu önsavı reddedilmektedir. Benzer yapıda, Shapiro-Wilk'in W istatistiği 0.94 olarak hesaplanmış olup hata terimlerinin normal dağılıma sahip olmadığı reddedilememektedir. Hata terimlerinin histogramı incelenerek, eğrinin tepesinin normal dağılım eğrisinden daha sivri olduğu görülmüştür. Modelde, $k=6.01$ olup, bu durum 4.cü momentte gözlemlenmektedir. Öte yandan, üçüncü moment $s=-0.86$ 'dır. Çarpıklığın sıfıra eşit olduğu ve basıklığın üçe eşit olduğu önsavları test edilerek olasılıkları sırasıyla $Ol(s)=0.00$ ve $Ol(k)=0.00$ bulunarak reddedilmektedir.

AR ve LSTAR modellerinin JB ve SW istatistikleri incelenerek, LSTAR modeli ile nispi iyileşme sağlandığı görülmektedir. Hata terimlerinin grafikleri incelenerek LSTAR modelinin pozitif ve negatif aşırı değerlerin yarıya yakın kısmını elimine ettiği, dolayısıyla modelin açıklanan kısmının nispi olarak arttığı görülmüştür²⁹⁶.

²⁹⁵ Reset ve ARCH testlerinin doğrusal olmama sonucu farklı sonuçlar verebileceği Granger, C. & T. Teräsvirta (1993) çalışmasında tartışılmıştır.

²⁹⁶ Bölüm 5.1.6'da aşırı değerler incelenerek LSTAR modelinde uç değerlerin nispi olarak azaldığı gösterilecektir.

Modelde R^2 ve $\delta_{\varepsilon,LSTAR} / \delta_{\varepsilon,AR}$ hata terimlerinin standart sapmaları oranı LSTAR modelinin AR modeline karşı açıklayıcı gücünün arttığına işaret etmektedir. Bu çerçevede, LSTAR modeliyle, AR modeliyle modellenememiş sistematik olmayan kısmının incelenen zaman serisi için nispi olarak daha fazla açıklanabildiği söylenebilmektedir.

Tablo 5.5 STAR Tipi Otokorelasyon Testi

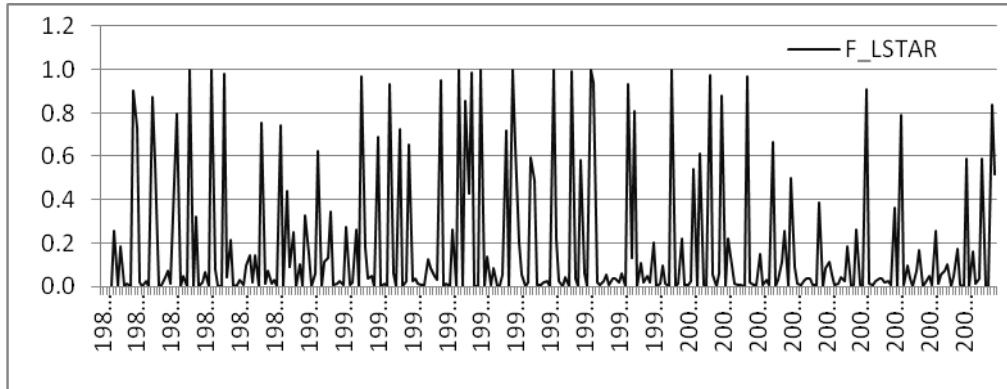
Gecikme	F	sd1*	sd2*	p-değeri
1	0.96110	1	226	0.32800
2	0.61780	2	224	0.54000
3	0.59290	3	222	0.62020
4	0.75160	4	220	0.55790

* İnci mertebeden rho için F testinde esas alınan serbestlik dereceleridir.

Tahmin edilen LSTAR modelinin hata terimlerinde otokorelasyonun sınanması için STAR tipi otokorelasyon testine başvurulmuştur. STAR tipi otokorelasyon sonuçları Tablo 5.5'te yer almakta olup hata terimlerinde STAR tipi otokorelasyon istatistiksel olarak kabul edilememektedir.

LSTAR modeli incelendiğinde, birinci rejimde tüm otoregresif terimlere ilişkin tahmin değerleri negatif değerler alırken, ikinci rejimde otoregresif parametre tahminlerinin pozitif değerler aldığı dikkat çekmektedir. Rejimler arasında geçişte, geçişin hızını belirleyen *gamma* parametresi 4.39 olarak tahmin edildiğinden iki rejim arasındaki geçiş yapısı nispeten yumuşak kabul edilmektedir.

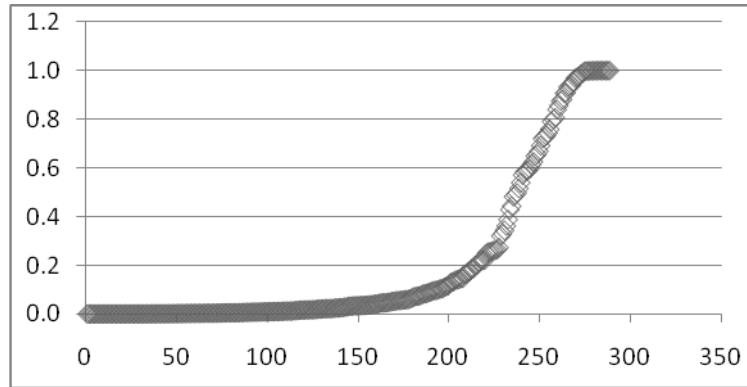
Şekil 5.5'te, *lnfood1* faiz ödemeleri oranı serisi için tahmin edilen LSTAR modelinin doğrusal olmayan yapısının incelenmesi amacıyla hesaplanan lojistik geçiş fonksiyonu ve bu fonksiyon içinde geçiş değişkeni görevi gören *lnfood1*_{t-1} serisinin izlediği patika yer almaktadır.



Şekil 5.5: LSTAR Modeli Geçiş Fonksiyonu

Modelde, Eşik değeri 1.07 olarak tahmin edilmiş olup, geçiş değişkeni olan faiz ödemeleri oranının bir önceki dönem aldığı değer 1.07'yi aştığında (veya altında kaldığında) F geçiş fonksiyonu $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) \rightarrow 1$ 'e ($F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) \rightarrow 0$ 'a) hareket etmekte; ikinci rejimin parametrelerinin ağırlıkları artacağından (azalacağından) birinci rejimin parametreleri nispi olarak aktive (deaktive) olmaktadır. Faiz ödemeleri oranının doğrusal olmayan bir yapıda her iki rejimde izlediği patika karşılaştırıldığında asimetrik bir yapı sergilediği sonucuna varılmaktadır.

Şekil 5.6'da, $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07)$ geçiş fonksiyonunun aldığı değerler küçükten büyüğe sıralanarak gözlem adetine karşılık gelecek şekilde çizilmiştir. Şekilde, geçiş fonksiyonu $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) = 1/2$ olduğu orta nokta 236.cı gözleme karşılık gelmektedir. Gamma parametresi 4.39 olarak tahmin edildiğinden, geçiş fonksiyonu yumuşak bir yapıda 0'dan 1'e hareket etmektedir. Şekilde, eşik değeri $1.07 = y_{t-1}$ olduğunda, geçiş fonksiyonunun orta noktası $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) = 1/2$ için sağlanmaktadır. Geçiş fonksiyonu, faiz ödemeleri oranı serisinin 236 gözlemi için $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) < 1/2$ 'nin aşağısında kalırken birinci rejim baskınlık kazanırken, 49 adet gözlem için $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) > 1/2$ büyük olup, 2.ci rejim baskınlık kazanmaktadır.



Şekil 5.6: LSTAR Geçiş Fonksiyonunun Her Gözleme Karşılık Gelen Değerleri

Modelde, geçiş değişkeni eşik değerinin altında kaldığında ($y_{t-1} < 1.07$); geçiş fonksiyonu olan $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) = 0$ değerini alacağından birinci rejim için elde edilen otoregresif süreç,

$$y_t = 1.41 - 0.44y_{t-1} - 1.18y_{t-2} - 0.98y_{t-3} - 0.77y_{t-4} - 0.27y_{t-5} \quad (5.4)$$

biçimindedir. Öte yandan, geçiş değişkeni eşik değerini aştığında ($y_{t-1} > 1.07$); $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) \rightarrow 1$ 'e hareket ederken aktive olacak ikinci otoregresif süreç,

$$y_t = -1.58 + 0.70y_{t-2} + 0.61y_{t-3} + 0.57y_{t-4} \quad (5.5)$$

biçiminde olup, nispi olarak aktive olma derecesi ile değinilen ikinci otoregresif bölümün parametre tahminleri birinci otoregresif yapının parametre tahminlerine eklenmektedir.

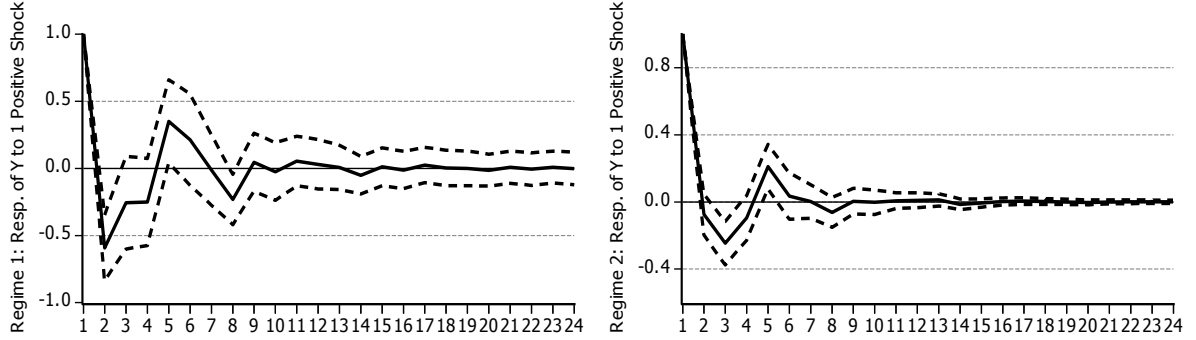
Geçiş değişkeni olan faiz ödemeleri oranının bir dönem önceki değeri eşik değerine göre nispi olarak giderek arttığında $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) = 1$ eşitleneceğinden her iki otoregresif kısmının birbiriyle eklenmesiyle ikinci rejim,

$$y_t = -0.17 - 0.44y_{t-1} - 0.48y_{t-2} - 0.37y_{t-3} - 0.20y_{t-4} - 0.27y_{t-5} \quad (5.6)$$

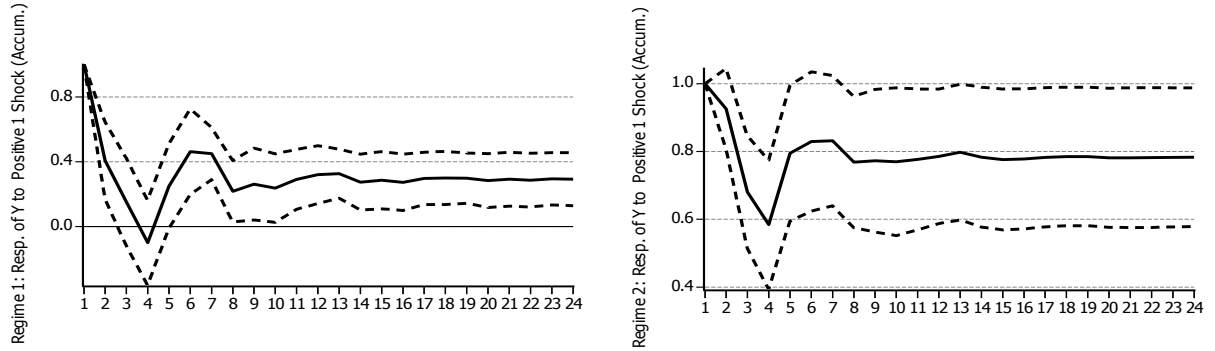
biçiminde oluşmaktadır. Nitekim birinci rejim kapsamında 1'in üstünde ve bire çok yakın olarak tahmin edilen 2. ve 3. gecikmelere ilişkin parametre tahminlerinin etkilerinin; ikinci rejimin aktive olmasıyla yumuşadığı görülmektedir. $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) = 1$ kapsamında elde edilen ikinci rejimin durağan olduğu sonucuna varılmıştır.

STAR modellerinde durağanlığın test edilmesinin bir yöntemi, etki tepki fonksiyonlarının (IRF) incelenmesidir. Koop .et. al (1996), IRF fonksiyonlarının doğrusal olmayan modeller için uygulanmasında *genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonlarını* (GIRF) geliştirmektedir. Genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonlarında LSTAR modelinin rejimlerine karşılık gelen -1 -2 +1 +2 olmak üzere 4 farklı şok matrisi tanımlanmıştır. Güven aralıklarının hesaplanması için 1000 tekrarlı Monte Carlo simülasyonu gerçekleştirilmiştir. Etki tepki fonksiyonları çerçevesinde incelenen sistemin kararlı ve durağan kabul edilmesi için sisteme uygulanan 4 farklı yapıda şoku takiben sistemin tepkisinin ölmesi (sıfır eksenine yakınsaması) gerekirken, birikimli tepkilede bir sabit terime yakınsaması gerekli olmaktadır.

Şekil 5.7’de pozitif bir standart sapmalık şok sonucu faiz ödemeleri oranının takip ettiği patika Rejim 1 ve Rejim 2 için ayrı ayrı hesaplanmıştır. Birikimli GIRF fonksiyonları şekilde (b) kısmında yer almaktadır.



(a) Rejim 1 ve 2 için GIRF Fonksiyonları



(b) Birikimli GIRF Fonksiyonları

Şekil 5.7: LSTAR Modeli GIRF Fonksiyonları: 1 Std. Sapmalık Pozitif Şok

Birinci rejimde, 1 standart sapmalık pozitif şokun etkisi 2, 3 ve 4. dönemlerde negatiftir. Güven aralıklarının sıfır eksenini kestiği 3. dönemde sistemin tepkisi ortadan kalkmaktadır. İkinci rejimde GIRF fonksiyonunun takip ettiği patika birinci rejimden farklı olarak daha az negatiftir. Birinci rejimde 2 dönem sonrası için modelin tepkisi -0.6 iken, ikinci rejimde bu değer -0.3’tür. Birinci rejimde güven aralıkları sıfır eksenini 3. Dönemde keserken, ikinci rejimde y’nin tepkisi 3 dönemde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Şeklin (b) kısmında birikimli etki tepki fonksiyonları yer almaktadır. Birikimli fonksiyonlarda, sistemin tepkisi rejim 1’de +0.3’e yakınsarken, rejim 2’de 0.80’e yakınsamaktadır. Pozitif şokları takiben bağımlı değişkenin iki rejimde de pozitif değerlere yakınsamaktadır. Öte yandan, rejimler arasında tepkinin miktarı ve süresi farklılaşmaktadır. Etki tepki fonksiyonları her iki rejim için de bir sabit terime yakınsadığından her iki rejimin durağan olduğu sonucuna varılmıştır.

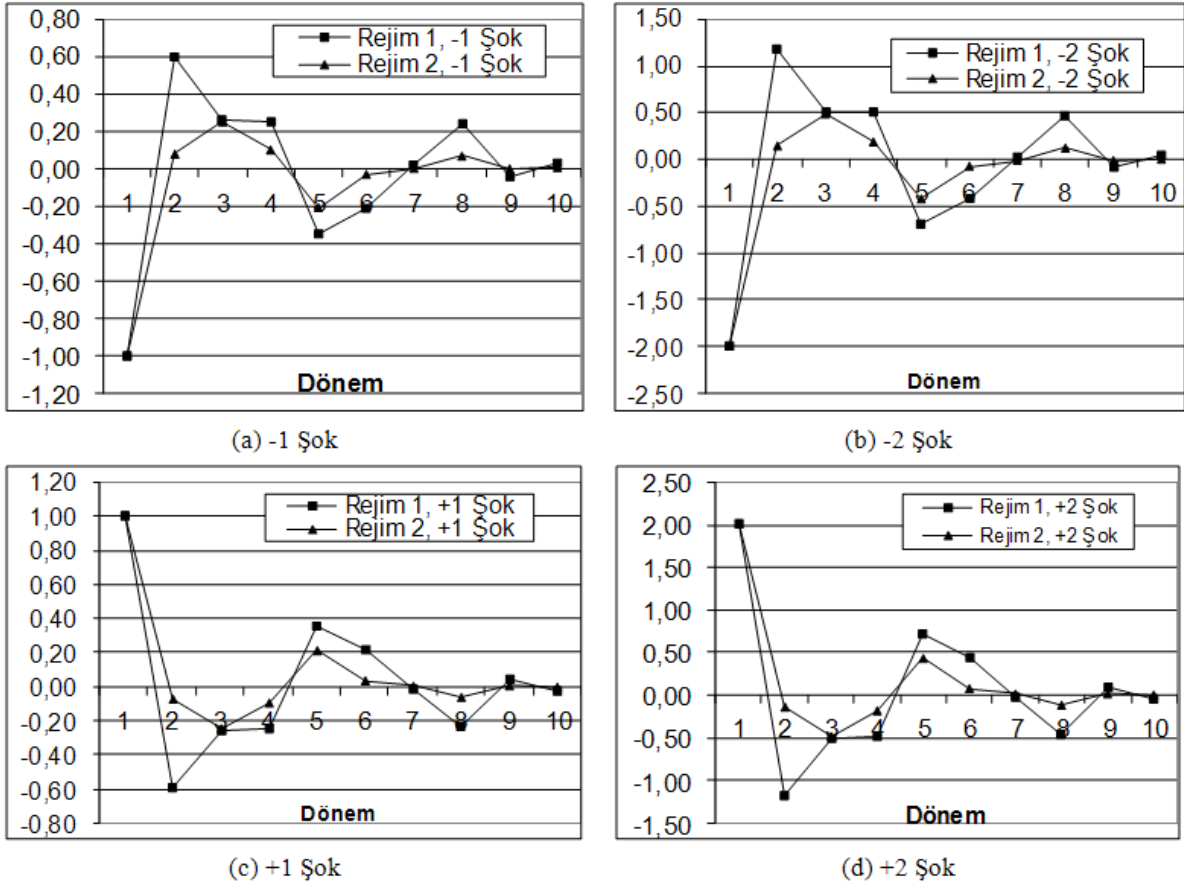
Farklı rejimlerde 1. standart sapmalık şokun etkisinin farklılaştığından hareketle, GIRF fonksiyonları kapsamında rejimler arasında asimetrik yapının incelenmesi için aynı bağımlı değişkenin her iki rejim altındaki farklı tepkisinin ölçülmesine ilişkin bir asimetri ölçüsü oluşturulmuştur. $A(i, j; s, Y)$ asimetri ölçütü, y serisinin bağımlı değişkeninin bir s şoku altında i inci rejimdeki tepkisinin j inci rejimdeki tepkisinden çıkartılmasıyla elde edilmektedir,

$$A(i, j; s, t, \mathbf{Y}) = R(y_{i,t}, s) - R(y_{j,t}, s) \quad (5.7)$$

Denklemden, i ve j $i \neq j$ için farklı rejimler, s sisteme uygulanan şok, $\mathbf{Y} = (y_{i,t}, y_{j,t})'$ iki rejim altında tahmin edilen vektörler, $t=1,2,...,p$ tepkinin dönemi, $R(y_{i,t}, s)$ ise i 'inci rejimin s standart sapma şokuna t döneminde verdiği genelleştirilmiş tepki fonksiyonudur. Bu çerçevede elde edilen asimetri ölçütü olan $A(i, j; s, t, \mathbf{Y})$ ile farklı şoklar altında farklı rejimlerin genelleştirilmiş tepkileri karşılaştırılabilmektedir. Her iki rejimde de pozitif şoku takiben pozitif bir tepki gerçekleşirse, eğer i 'inci rejimin tepkisi daha fazla ise, A fark denkleminde, $A(i, j; s, Y) > 0$ olacaktır. Her iki rejimde de tepki negatif yönde ise, ancak birinci rejimin tepkisi daha negatifse, $A(i, j; s, Y) < 0$ olacaktır. Pozitif şoku takiben her iki rejimin tepkisi negatif iken ikinci rejimin tepkisi daha negatifse, denklemin sağ tarafında eksi eksi ile çarpılacağından $A(i, j; s, Y) > 0$ çıkacaktır. Aynı çerçevede, negatif şokların incelenmesi kapsamında vektörlerin asimetrik tepkileri analiz edilebilmektedir. Rejimler arasında tepkilerin simetrik olması durumunda $A(i, j; s, Y) = 0$ olacaktır. Asimetri ölçütünün hesaplanması için, *i.* -1, -2, +1 ve +2 standart sapmalık faiz ödemeleri oranı şokları tanımlanır, *ii.* dört farklı şok için LSTAR modelinin her iki rejimi için ayrı GIRF fonksiyonları hesaplanması²⁹⁷, *iii.* rejimler arasındaki asimetrinin ölçülmesi için, tepkinin gerçekleştiği t dönemleri için 2. rejimin GIRF fonksiyonu 1. rejimin GIRF fonksiyonundan çıkartılmıştır.

²⁹⁷ GIRF fonksiyonları için güven aralıkları 1000 Monte Carlo replikasyonu ile 4 farklı şok için hesaplanmıştır. Öte yandan, asimetri ölçütünün hesaplanmasında güven aralıkları kullanılmayacaktır.

Şekil 5.8’de, $t=1$ döneminde gerçekleşen farklı işaretli ve farklı büyüklükteki şoklar altında her iki rejim için hesaplanan GIRF etki tepki fonksiyonları verilmiştir.



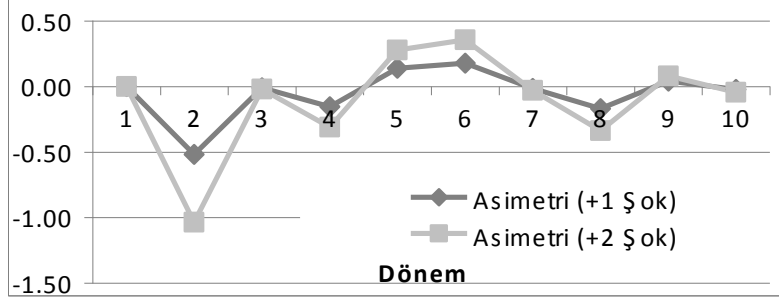
Şekil 5.8: LSTAR Modeli, Farklı Şoklar Altında GIRF Fonksiyonları

Şekil 5.8’in (a) kısmında, $-1 \delta_\epsilon$ standart sapma şokunu takiben 2. dönemde rejim 2’nin tepkisinin rejim 1’den daha fazla olduğu dikkat çekmektedir. $-1 \delta_\epsilon$ şokundan 2 dönem sonra ($t=3$ döneminde) 1. rejimde gerçekleşen tepki pozitif olup bir önceki döneme göre azalırken, 2. rejimin tepkisi artmaya devam etmektedir.

Her iki rejimin tepkisi 3. dönemde eşittir. Şeklin (b) kısmında, $-2 \delta_\epsilon$ negatif şok ertesinde izlenen patika benzer yapıda olup, rejim 1’in negatif şoka rejim 2’den daha fazla tepki verdiği görülmektedir. Şeklin (c) ve (d) kısımlarında, pozitif şoklar altında rejimlerin tepkileri incelendiğinde, her iki rejimin de pozitif şoklara tepkisi 2. dönemde negatif iken, rejim 1’in pozitif şoklara tepkisi rejim 2’den daha güçlü bulunmaktadır.

4. dönemde rejim 1’in tepkisi sabitken, rejim 2’nin tepkisi daha güçlü olup, asimetrik yapı 3. 7. ve 10. dönemlerde eşit gibi gözükürken haricinde 2. 4. 5. 6. 8. 9. dönemler için ortaya

konmaktadır. Şekil 5.9’da farklı boyuttaki şoklar için asimetri ölçütü verilmektedir. Rejimler için elde edilen GIRF fonksiyonlarında tepkinin gerçekleştiği gecikmelere denk düşen noktalar sıfır eksenine yakınsadığında, rejimler arası asimetri ortadan kalkmaktadır. Şekilde, 1 ve 2 standart sapmalı şoklar sonucu gerçekleşen tepki fonksiyonlarında özellikle 2, 4, 5, 6, ve 8. gecikmelerde asimetrisinin yükseldiği sonucuna varılmıştır²⁹⁸.



Şekil 5.9: LSTAR Modelinde Rejimler Arası Asimetri

5.1.5 STAR Modelinin Hata Terimlerinde Doğrusal Olmama Testi

Tahmin edilen LSTAR modelinin hata terimlerinde modellenememiş doğrusal olmama olması durumunda LSTAR modelinin doğrusal olmamayı yakalamakta yetersiz olabilmesi söz konusudur. Hata terimlerinde STAR tipi doğrusal olmamanın olup olmadığının sınanmasında uygulanan F testleri sonuçları Tablo 5.6’te yer almaktadır.

Tablo 5.6 Tek Geçiş Fonksiyonlu STAR Modelinde Doğrusal Olmama Testi

<i>Geçiş değişkeni</i>	<i>F</i>	<i>F4</i>	<i>F3</i>	<i>F2</i>
<i>Infood1(t-1)</i>	0.04987	0.05418	0.90662	0.02714
<i>Infood1(t-2)</i>	0.11533	0.79918	0.56599	0.00746
<i>Infood1(t-3)*</i>	0.00757	0.28442	0.55144	0.00062
<i>Infood1(t-4)</i>	0.06415	0.82234	0.46291	0.00351
<i>Infood1(t-5)</i>	0.41540	0.37676	0.18726	0.75586

* İkinci geçiş fonksiyonu için boş önsavının en güçlü reddedildiği optimum gecikmedir.

Test sonuçları *Infood1* serisinin 1.ci, 3.cü ve 4.cü gecikmeli değerlerinin geçiş değişkeni belirlendiği Taylor yaklaşımlarına ilişkin modeller için doğrusallığın istatistiksel olarak

²⁹⁸ Etki tepki fonksiyonları çok değişkenli modelde önem kazanmaktadır. Asimetriye ilişkin bir diğer ölçüt olarak oluşturulan alpha ölçütü ile gerçekte asimetrisinin şokların miktarı kadar olup olmadığı incelenerek bazı gözlemlerde şok 2 ile çarpılırken tepkinin 2 kattan az veya fazla arttığı görülmüştür. Alphanın hesaplanması Ekler kısmında verilmiştir.

0.05 seviyesinde reddedildiğine işaret etmektedir. Dolayısıyla, *Infood1* serisinin sergilediği doğrusal olmayan sürecin tek lojistik fonksiyonlu ve iki rejimli LSTAR modeliyle yakalanamadığı; bu doğrultuda, doğrusal olmamanın modellenmesinde STAR modelleri kapsamında hareket edilecekse rejim sayısının ve geçiş fonksiyon adedinin artırılması gerektiği; veya doğrusal olmamanın modellenmesi amacıyla çalışmada esas alınan bir başka doğrusal olmayan modelleme yöntemi olan ANN modellerine başvurulması gerektiği sonucuna varılmaktadır.

Tablo 5.6’te elde edilen LSTAR modelinde hata terimlerinde modellenmemiş doğrusal olmama olduğu reddedilememektedir. Çalışmada, *Infood1* serisi iki lojistik fonksiyonlu 4 rejimli bir model olan MLSTAR modeli ile modellenecektir.

5.1.6 İki Geçiş Fonksiyonlu MLSTAR Modeli

Tablo 5.6’da, F4, F3 ve F2 testlerinde modele eklenecek ikinci geçiş fonksiyonu lojistik fonksiyon olarak tayin edilmiştir. Doğrusallığın en güçlü reddedildiği gecikme 3 olup ikinci geçiş fonksiyonu için geçiş değişkeni *Infood1*(*t*-3) olarak belirlenmiştir.

Faiz ödemeleri oranı serisi dört rejimli MLSTAR modeli ile tahmin edilmiştir,

$$y_t = 1.74 - 0.51y_{t-1} - 1.00y_{t-3} + 0.98y_{t-4} - 0.26y_{t-5} + (-1.42 + 0.58y_{t-2} + 0.70y_{t-3} + 0.55y_{t-4}) \times F_{L,1}(\gamma_1, y_{t-d}, c_1) + (2.98 - 1.14y_{t-2} - 1.74y_{t-4}) \times F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2) + \varepsilon_t \quad (5.8)$$

(1.31) (0.11) (0.19) (0.63) (0.06) (0.54) (0.20) (0.22) (0.20)

(1.37) (0.17) (0.64)

$$F_{L,1}(\gamma_1, y_{t-d}, c_1) = \frac{1}{1 + \exp(-4.45(y_{t-1} - 1.05))} \quad (2.84) \quad (0.21)$$

$$F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2) = \frac{1}{1 + \exp(-5.63(y_{t-3} - 4.0001))} \quad (21.63) \quad (0.84)$$

$R^2 = 0.48$, $\bar{R}^2 = 0.45$, $dw=2.06$, $\delta_{\varepsilon, MLSTAR} = 0.93$, $\delta_{\varepsilon, MLSTAR} / \delta_{\varepsilon, LSTAR} = 0.96$, $\delta_{\varepsilon, MLSTAR} / \delta_{\varepsilon, AR} = 0.92$, $AIC=2.81$, $SIC=3.02$, $JB=155.38$ (0.00), $SK=43.42$ (0.00), $SW=0.94$, $Eğiklik=-0.90$, $Basıklık=6.17$, $Ol(s)=0.00$, $Ol(k)=0.00$, $ARCH(1)=0.03$ (0.84), $ARCH(4)=0.14$ (0.97), $RESET=0.11$ (0.74).

MLSTAR modelinde, birinci ve dördüncü mertebe ARCH etkisi 0.05 anlamlılık seviyesinde kabul edilememekte; RESET testi ile modelde yanlış tanımlama kabul edilememektedir. Modelde R^2 değerinin AR ve LSTAR modeline göre nispeten arttığı görülmektedir.

MLSTAR modelinin hata terimlerinin standart sapması AR ve LSTAR modellerinden elde edilen standart sapmalarına oranlanırsa $\delta_{\varepsilon,MLSTAR} / \delta_{\varepsilon,LSTAR} = 0.96$ ve $\delta_{\varepsilon,MLSTAR} / \delta_{\varepsilon,AR} = 0.92$ olarak hesaplanmaktadır. MLSTAR modelinin hata terimlerinin 3. ve 4. momentlerinde AR ve LSTAR modelleri için kabul edilen durum altında model kurulumuna devam edilmektedir.

Her iki geçiş fonksiyonunda geçiş değişkenleri birbirinden farklı belirlendiğinden dört adet rejim söz konusudur²⁹⁹.

MLSTAR modelinde birinci rejim $F_{L,1}(\gamma_1, y_{t-d}, c_1)=0$ ve $F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2)=0$ olduğunda gerçekleşmektedir. Bu durumun oluşması için faiz ödemeleri oranının nispi olarak eşik değerlerinin altında bir seyir izlemesi ve dolayısıyla tahmin edilen diğer iki otoregresif sürecin aktive olmaması gerekmektedir. Bu durumda, ikinci geçiş fonksiyonunda üç dönem önce gerçekleşen faiz ödemeleri oranını temsil eden y_{t-3} geçiş değişkeni eşik değeri olan $c_2=4.00$ değerinin altında kalması gerekirken; birinci geçiş fonksiyonunun sıfıra eşit olması için faiz ödemeleri oranının bir önceki dönemde eşik değeri olan $c_1=1.05$ değerinin altında kalması; diğer bir değişle faiz ödemeleri oranının bir dönem öncesinde eşik değeri baz alınarak hızlanmamış olması gerekmektedir. Nitekim oluşan birinci rejimde, faiz ödemelerinin izlediği otoregresif süreci,

$$y_t = 1.74 - 0.51y_{t-1} - 1.00y_{t-3} + 0.98y_{t-4} - 0.26y_{t-5}$$

biçiminde hesaplanmıştır. Modelde; 1-3-5 gecikmeleri negatif tahminlere sahipken, 4.cü gecikme pozitif tahmin edilmektedir.

MLSTAR modelinde ikinci rejimin gerçekleşmesi için $F_{L,1}(\gamma_1, y_{t-d}, c_1)$ fonksiyonunun aktive olması gerekirken diğer taraftan ikinci geçiş fonksiyonu olan $F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2)$ 'in aktive olmaması durumunun oluşması için faiz ödemeleri oranının bir önceki dönemdeki değerinin 1.05'in üstüne çıkarken, üç dönem önceki değerinin 4.00'ın altında olması gerekmekte; diğer bir değişle, faiz ödemeleri oranındaki artış hızlanmakla beraber bir kriz döneminden sonraki düzeltme dönemine denk gelmemesi gerekmektedir. İkinci rejimde, ikinci otoregresif süreç

²⁹⁹ İki geçiş fonksiyonunda geçiş değişkenleri aynı belirlendiğinde rejim sayısı 4'ten 3'e inmektedir. İkinci geçiş fonksiyonu aktive olduğunda birinci geçiş fonksiyonunun oluşması için gereken koşul sağlanmış olduğundan, model 3 rejimli bir yapıdadır. Elde edilen modelde, geçiş değişkenleri farklı belirlendiğinden 4 farklı rejim incelenecektir.

birinci otoregresif sürece eklenirse, ikinci rejimin iskelet formu için $F_{L,1}(\gamma_1, y_{t-d}, c_1)=1$, $F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2)=0$ yazılarak,

$$y_t = 0.32 - 0.51y_{t-1} + 0.58y_{t-2} - 0.30y_{t-3} + 1.53y_{t-4} - 0.26y_{t-5}$$

biçiminde gösterilmektedir. Modelde, AR(4) parametresi mutlak olarak 1'den büyük tahmin edilirken, diğer parametre tahminleri mutlak olarak 1'den küçüktür.

MLSTAR modelinde, üçüncü rejimin oluşması için birinci geçiş fonksiyonu aktive olurken, ikinci geçiş fonksiyonunun da aktive olmuş olması gerektiğinden, geçiş değişkenlerinin $y_{t-3} > 4.0001$ ve $y_{t-1} > 1.05$ koşullarının sağlanması gerekmektedir. Bu durumda, faiz ödemeleri oranının bir dönem önce 1.05'in üstünde iken üç dönem önce 4'ün üstüne çıkmış olması gerekmekte olup bir kriz sonrası döneme karşılık geldiği gibi, bu dönemde krizden sonraki düzeltme gerçekleşmemekle beraber; faiz ödemeleri oranı baz alınarak hakim olan yoğun iç borçlanma ortamının sürdürülüyor olması gerekmektedir.

Bu rejim altında elde edilen otoregresif sürecin iskelet formu $F_{L,1}(\gamma_1, y_{t-d}, c_1)=1$ ve $F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2)=1$ yazılarak,

$$y_t = 3.30 - 0.51y_{t-1} - 0.56y_{t-2} - 0.30y_{t-3} - 0.21y_{t-4} - 0.26y_{t-5} \quad (5.9)$$

biçiminde gösterilmektedir. Geçiş yapısından hareket edilirse, her iki F fonksiyonlarında geçiş değişkenleri sırasıyla y_{t-1} ve y_{t-3} 'tür. Geçiş fonksiyonlarında eşik değerleri sırasıyla 1.05 ve 4.00 olarak tahmin edilmiştir. Dolayısıyla elde edilen durumda her iki F fonksiyonunun 1'e ulaşması için faiz ödemeleri oranının 3 dönem önce eşik değeri olan 4.00'ün üstüne çıkarken, 1 dönem önceki değerinin eşik değeri olan 1.05'in üstünde gerçekleştiği bir duruma karşılık gelmektedir. Bu durum, kriz ortamının yaşandığı, ve değinilen kriz ortamında iç borçlanmanın ağırlığının zorunlu olarak yükseldiği; dolayısıyla mali baskınlığın arttığı; ancak eşik değerlerinin altına inilemediğinden, düzeltmenin gerçekleşmediği bir döneme karşılık gelmektedir. Bu durumda, borç vadeleri hızla azalırken faiz oranlarındaki hızlı artış beraberinde borç maliyetini yükseltmekte, borç faiz ödemeleri hızla artmakta, dış kaynaklar kesildiğinden maliye otoritesi iç kaynaklara yönelmek zorunda kalmaktadır.

MLSTAR modelinde, her iki lojistik geçiş fonksiyonunda geçiş değişkeni birbirinden farklı olduğunda 4 rejim oluşurken, her iki lojistik fonksiyonda aynı geçiş değişkeni kullanıldığında,

3 rejim ortaya çıkmaktadır. Nitekim 4. rejimin gerçekleşmesi için, $F_{L,1}(\gamma_1, y_{t-d}, c_1)=0$ iken $F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2)=1$ ve geçiş değişkenlerinde $e \neq d$ koşulunun sağlanması gerekmektedir.

Dördüncü rejimin oluşması için üç dönem önce gerçekleşen iç borç ödemelerinin dış borç ödemelerine oranla eşik değeri olan 4 katın üstünde olması gerekirken; bir önceki dönemde bu oranın 1.05'in altına inmiş olması gerekmektedir. Bu durumun oluşmasında borç faiz ödemeleri oranında düşüş önem taşımakta, dolayısıyla bir krizden sonra düzeltme evresi olarak düşünülmektedir.

Dördüncü rejim için, $F_{L,1}(\gamma_1, y_{t-d}, c_1)=0$ ve $F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2)=1$ yazılarak,

$$y_t = 4.72 - 0.51y_{t-1} - 1.14y_{t-2} - 1.00y_{t-3} - 0.76y_{t-4} - 0.26y_{t-5} \quad (5.10)$$

otoregresif süreci elde edilmektedir. Bu çerçevede, faiz ödemeleri oranı 3 dönem önce 4.00'in üstünde gerçekleşmiş iken, 1 dönem önce 1.05'in altına inmiş olması gerekmektedir. Bu çerçevede MLSTAR modeli, m adet geçiş fonksiyonuna sahip 2^m rejimli bir model olmaktadır.

Analizde, *foo* serisinin seçilmesinde önemli bir etmen iç borçlanmanın maliyeti kanalıyla mali baskınlığın bir göstergesi olarak kabul edilmesinden kaynaklanmaktadır. Konsolide bütçe içerisinde faiz ödemelerinin ve özellikle iç borç faiz ödemelerinin dış kaynaklardan borçlanmanın özellikle güçleştiği ekonomik kriz öncesi dönemlerde yüksek oranda yükseldiği gözlemlenmiştir. FTPL teorisi kapsamında, mali baskınlığın bir göstergesi olarak değerlendirilen iç borçlanma faiz ödemelerinin bütçe içindeki payı bu dönemlerde önemli oranlarda artmaktadır. Bu kapsamda, ekonomilerde maliye yönlü baskınlık altında gelişen enflasyonist süreçte bütçe açıklarında yükseliş, iç borçlanmada artış, enflasyon oranında artış olarak gerçekleşmektedir.

Nitekim vade yapısının kötüleşmesi ve faiz oranlarının artmasıyla net dış borç kaynakları azalırken, hızlı bir şekilde net iç borçlanma kaynaklarına yönelinmektedir. Dolayısıyla, serinin izlediği patika incelenerek kriz yılları öncesinde önemli artışlar gözlemlenirken, kriz dönemlerinde önemli ölçüde sıçramalar gözlemlenmektedir. Çalışmada, serinin tercih edilmesinde bu yapı önem teşkil etmektedir. Öte yandan, incelenecek modellerde yüksek sıçramalara karşılık gelen tarihlerde gölge değişken kullanılması bir çözüm olmakla beraber, tercih edilmemiştir. Bu çerçevede, serinin doğal logaritması alınarak serideki sıçramaların nispeten törpülenmesi amaçlanmıştır.

Öte yandan, mali politikaların baskın olduğu ekonomilerde enflasyonla mücadele kapsamında aktif para politikalarına başvurulduğunda, enflasyonla mücadeleye yönelik politikaların etkisi farklılaşmaktadır. Nitekim, bağımsız bir Merkez Bankası bir aktif para kuralıyla enflasyon oranı artışına yönelik faiz oranı arttırmalarına başvurduğunda, mali baskınlık söz konusu ekonomilerde faiz artışları iç ve dış borcun maliyetini yükseltmektedir. Dolayısıyla, Ricardocu Olmayan ekonomilerde anti-enflasyonist politikalar, beklenenin aksine daha yüksek enflasyon oranlarına sebep olmaktadır.

5.1.7 SANN Modeli

SANN modelinin yapısı doğrusal ve doğrusal olmayan kısımlardan oluşmaktadır. SANN modelinin oluşturulmasında ilk aşama doğrusal kısmının mimari yapısının belirlenmesidir. Doğrusal kısmının yapısının belirlenmesinde ilk kısımda tahmin edilen doğrusal AR modeli temel alınmıştır. Modelin doğrusal kısmı, AIC bilgi kriterinden hareketle AR(6) olarak kabul edilmiştir.

İkinci aşamada, doğrusal kısmının mimari yapısının belirlenmesinde önerilen F testi süreçleri esas alınmıştır. Bu aşamada, Teräsvirta ve diğ. (2006) çalışmasından farklı olarak, SANN modelinde doğrusal olmayan yapıda optimum girdi setinin doğrusal kısımda yer alan optimum girdi setinden farklı olabileceği kabul edilmektedir. Bu kapsamda, White (1989a, 1989b) ve Anders ve Korn (1999) çalışmalarında izlenen süreç çerçevesinde doğrusal kısım içermeyen bir SANN modeli için Taylor yaklaşımını yöntemine dayanan LM testleri hesaplanmıştır.

Çalışmada izlenen yöntem kapsamında, doğrusal olmayan girdi seti, gizli birim adeti ve bu birimlerdeki girdilerin seçilmesi önem taşımaktadır. LM tipi test döngüsü kapsamında elde edilen doğrusallık testleri sonuçları Tablo 5.7’de verilmektedir³⁰⁰.

Tablo 5.7 Doğrusallık Testleri ile Optimum Girdi Seti, Nöron Adeti ve Nöronlarda Yer Alan Girdi Setlerinin Seçimi

LM_{SANN} Testi	LM_{SANN}^*	$LM(1)_{SANN}^{**}$	$LM(2)_{SANN}^{***}$	$LM(3)_{SANN}^{****}$
<i>p değeri:</i>	1.4331e-011	1.2199e-010	0.033924e-05	-
<i>Optimum girdi seti</i>	[1,2,4,5,6,7,9,12,13]	[1,2,6,7,9,12,13]	[1,2,4,6,12,13]	[1,2,6,7,9,12,13]

Not: p-değerleridir. Seçilen girdi gecikme seti [] ile verilmektedir. Alfa=0.05 alınmıştır. Girdi seti ve gizli birim adeti seçimlerinde AIC bilgi kriteri esas alınmıştır.

* Lin ve diğ. (1993) ANN tipi doğrusal olmama testi ile nöron adetinden bağımsız Taylor yaklaşıtımları ile optimum girdi seti seçimi.

** AR modelinin tek gizli katmanlı tek nöronlu modele karşı LM test süreçleridir. Birinci nöronda optimum girdi seti braket içinde verilmektedir.

***Tek nöronlu modelin çift nöronlu modele karşı sınanması. Birinci nöronda optimum girdi seti veri iken ikinci nöronun girdi seti braket içinde verilmektedir.

****Üç nöronlu model iki nöronlu modele karşı test edilmektedir. Programda test döngüsünden çıkıldığından p değerleri verilmemektedir. [] içinde test edilen 3.cü nörona dahil edilen girdi seti verilmektedir.

Tablonun birinci kısmında yer alan LM_{SANN} testi ile doğrusallık SANN tipi doğrusal olmamaya karşı reddedilmektedir. Bu aşamada uygulanan LM_{SANN} testinde Lee ve diğ. (1993) ANN tipi doğrusal olmama testi esas alınmakta olup optimum girdi seti ve nöron sayısından bağımsızdır.

Bölüm 5.1.4’te, MLSTAR modeli için AR modelinden hareket edilerek AIC bilgi kriteri çerçevesinde maksimum gecikme değeri 6 olarak seçilmiştir. Öte yandan, gecikme uzunluğu ANN tipi doğrusal olmayan yapıda modele dahil edildiğinde, bağımlı değişkenin açıklanmasında 13. gecikmeye kadar bilgi alınabildiği görüldüğünden Tablo 5.7’de yer alan test süreçlerinde maksimum gecikme 13 olarak belirlenmektedir. LM tipi test süreçlerinin esas alınmasıyla, doğrusallık SANN tipi modellere karşı sınanarak bu modellerin LM istatistiklerini maksimize eden (p değerini minimize eden) model ile girdi seti [1,2,4,5,6,7,9,12,13] gecikmelerine karşılık gelmektedir. Dolayısıyla, incelenen modeller içerisinde reddedilme derecesinin en güçlü olduğu SANN modelinde gizli katmanda [1,2,4,5,6,7,9,12,13] gecikmeleri kullanılacaktır.

³⁰⁰ Teräsvirta’nın sitesinde yer alan NN toolbox programı düzenlenerek oluşturulmuştur.

İkinci kısımda $LM(1)_{SANN}$ testi ile AR(6) yapısındaki doğrusal model, tek gizli katmanlı SANN modeline karşı sınanmaktadır. AR(6) modelinin tek gizli birimli SANN modeline karşı en güçlü reddedildiği model için gizli birim girdi seti [1,2,6,7,9,12,13] olarak seçilmektedir.

Üçüncü sütunda iki nöronlu SANN modeli, tek nöronlu SANN modeline karşı sınanarak, iki nöronlu SANN modeli tek nöronlu modele karşı reddedilememektedir. İki nöronlu SANN tipi doğrusal olmamanın en güçlü kabul edildiği modelde girdi seti seçiminde birinci nöronda [1,2,6,7,9,12,13] gecikmeleri kabul edilirken, ikinci nöronda [1,2,4,6,12,13] girdi seti yer almaktadır.

Son sütunda, $LM(3)_{SANN}$ testi ile 3 nöronlu bir model 2 nöronlu bir modele karşı sınanmış, sınanan modeller içerisinde en küçük p değerine [1,2,6,7,9,12,13] girdi setinin seçilmesiyle ulaşılmışsa da, üç nöronlu SANN(3) modeli, iki nöronlu SANN(2) modeline karşı kabul edilememektedir. Optimum model mimarisinin seçilmesinde SANN(2) modeli esas alınacaktır³⁰¹.

Üçüncü aşamada SANN modeli tahmin edilmektedir. Tablo 5.7'den hareketle, iki nöronlu modelde doğrusal olmayan girdi seti $LM(1)_{SANN}$ ve $LM(2)_{SANN}$ testleri ile belirlenen girdi setleri olan [1,2,6,7,9,12,13] ve [1,2,4,6,12,13] setlerinin birleştirilmesiyle toplam doğrusal olmayan girdi seti [1,2,4,6,7,9,12,13] biçiminde seçilmektedir. SANN modelinde başlangıç değerleri önem taşımaktadır. 10000 adet farklı başlangıç değeri rassal olarak seçilerek elde edilen en düşük SSR'ye sahip model seçilmiştir³⁰².

³⁰¹ Test edilen SANN(3) modelleri içerisinde hiç bir model istatistiksel olarak anlamlı bulunmadığından (p değeri yeterince düşük bulunamadığından) MATLAB program döngüsünden çıkılmaktadır. $LM(3)_{SANN}$ istatistiği için p-değeri raporlanamamıştır.

³⁰² Farklı başlangıç değerleri ile modelin tekrar optimize edilmesi yöntemi, Kuan ve Liu (1995), Anders ve Korn (1999), Anders ve diğ. (2001) çalışmalarından devralınmıştır. Farklı olarak, bilgisayar sistemlerindeki gelişmelere paralel olarak, model tahmin adeti 10 000'e yükseltilmiştir.

Tek gizli katmanlı, iki nöronlu SANN modeli,

$$y_t = -0.17 - 0.83y_{t-1} - 0.82y_{t-2} - 0.48y_{t-3} - 0.35y_{t-4} - 0.27y_{t-5} - 0.10y_{t-6} \quad (5.11)$$

$$(0.23) \quad (0.06) \quad (0.07) \quad (0.08) \quad (0.08) \quad (0.08) \quad (0.06)$$

$$-1.47 \times F_1(\alpha'_1 \tilde{\mathbf{x}}, c_1) + 1.59 \times F_2(\alpha'_2 \tilde{\mathbf{x}}, c_1) + \varepsilon_t$$

$$(0.273) \quad (0.268)$$

$$F_1(\alpha'_1 \tilde{\mathbf{x}}, c_1) = \frac{1}{1 + \exp(-0.61(-0.92y_{t-1} + 1.59y_{t-2} + 0.81y_{t-4} + 1.10y_{t-6} + 0.93y_{t-7} - 0.93y_{t-9} + 0.90y_{t-12} + 0.64y_{t-13} - 1.39))}$$

$$F_2(\alpha'_2 \tilde{\mathbf{x}}, c_2) = \frac{1}{1 + \exp(-2.08(-1.37y_{t-1} + 0.003y_{t-2} + 0.40y_{t-4} + 0.69y_{t-6} + 0.48y_{t-7} - 0.97y_{t-9} - 1.02y_{t-12} - 1.35y_{t-13} - 0.61))}$$

$F(8, 262) = 32.31$, $RMSE = 0.935$, $R^2 = 0.50$, $\bar{R}^2 = 0.48$, $dw = 2.02$, $\delta_{\varepsilon, SANN} = 0.92$,
 $\delta_{\varepsilon, SANN} / \delta_{\varepsilon, MLSTAR} = 0.99$, $\delta_{\varepsilon, SANN} / \delta_{\varepsilon, LSTAR} = 0.95$, $\delta_{\varepsilon, SANN} / \delta_{\varepsilon, AR} = 0.90$, $JB = 27.25$ (0.00),
 $SW = 0.9564$ (0.00), SK Normallik = 27.25 (0.00), $Ol.(s) = 0.00$, $Ol.(k) = 0.00$,
 $ARCH(1) = 1.04(0.31)$, $ARCH(4) = 5.24(0.26)$, $RESET = 1.55$ (0.20).

Modelde, hata terimlerinde $q=1$ ve $q=4$ dereceleri için ARCH-LM testlerinde, hesaplanan $\chi^2(q)$ istatistikleri sırasıyla 1.04 ve 5.24 olup, kritik tablo değerleri % 5 anlamlılık seviyelerinde sırasıyla $\chi^2(1) = 11.070$ ve $\chi^2(4) = 9.236$ 'dır. ARCH-LM testleri kapsamında hata terimlerinde birinci derece ve dördüncü dereceden koşullu heteroskedastisite olmadığı önsavları istatistiksel olarak kabul edilmektedir.

Reset testinde, hesaplanan F istatistiği 1.55 olup, tablo kritik değeri olan $F[(29-1), (285-29), a=0.05] = 1.64$ 'ten büyük olduğundan, modelde yanlış tanımlama olmadığı önsavı reddedilememektedir³⁰³.

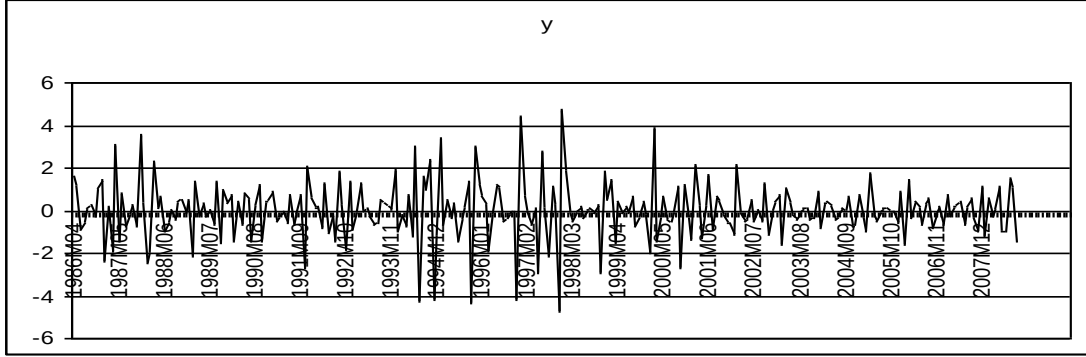
³⁰³ Çalışmada takip edilen yöntem kapsamında, deterministik ANN modellerinden farklı olarak daha parsimonik modeller elde edilmektedir. Öte yandan, SANN modelinde F testinin pay ve payda kısımlarında tahmin edilen parametre sayısının yüksekliği sebebiyle gerçekleştirilen serbestlik derecesi düzeltmesi sonucunda tablo F değerinin önemli ölçüde düştüğü; dolayısıyla, geçiş yapısının tek bir geçiş değişkeninin fonksiyonu olan LSTAR modeliyle kıyaslandığında, boş önsavının daha güçsüz reddedilmesinin kaçınılmaz olduğu görülmektedir.

Hata terimlerinin standart sapmalarının karşılaştırılması için, $\delta_{\varepsilon,SANN} / \delta_{\varepsilon,MLSTAR} = 0.99$, $\delta_{\varepsilon,SANN} / \delta_{\varepsilon,LSTAR} = 0.95$ ve $\delta_{\varepsilon,SANN} / \delta_{\varepsilon,AR} = 0.90$ oranları hesaplanmıştır. SANN modelinin hata terimlerinin standart sapması nispi olarak en düşük değeri sağlarken, diğer doğrusal olmayan ekonometrik modeller içerisinde MLSTAR modeline karşı iyileşme %1'lik bir seviyededir.

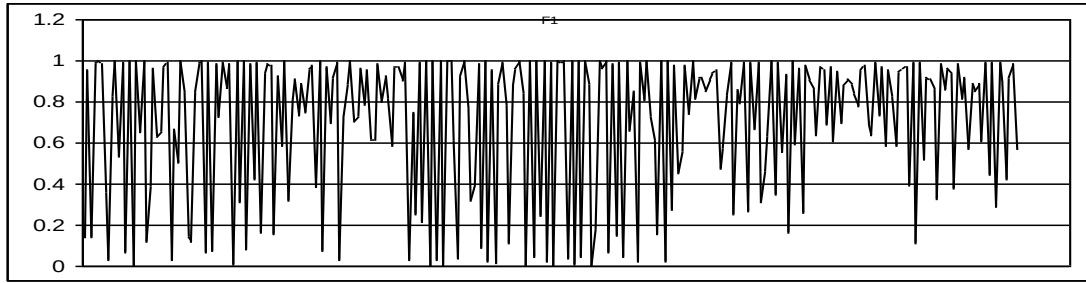
Modelin hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğu önsavının test edildiği Jarque Berra testinde dolu önsavı olan normal dağılımın sağlanmadığı kabul edilmektedir. Aynı çerçevede, Shapiro Wilk W istatistiği 0.96 olarak hesaplanmış olup hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğu kabul edilememiştir. SK testi ile 3. ve 4. momentlerin JB yapısına benzer şekilde beraber test edildiği SK normallik testinde SK istatistiği 27.25 hesaplanarak tablo $\chi^2(2)=5.99$ değerinden büyük bulunmaktadır. SK normallik testi 3. moment ve 4. moment için ayrı ayrı yapılarak, olasılık değerleri Ol.(s)=0.00, Ol.(k)=0.00 bulunmakta, çarpıklığın sıfıra eşit olduğu ve basıklığın üçe eşit olduğu boş önsavları kabul edilememektedir. Dolayısıyla, normalliğin sağlanamamasına ilişkin 3.cü ve 4.cü momentlere ilişkin bir ayrımda bulunulamamıştır.

AR, LSTAR ve MLSTAR modelleri için elde edilen JB test istatistiklerinin sırasıyla 310, 140 ve 155 olarak bulunduğu göz önüne alınırsa, SANN modeli için JB istatistiği 27.25 elde edilmiş olup, nispi olarak önemli bir iyileşmeye işaret etmektedir. Bu kapsamda, doğrusal olmayan modellere hareket edilerek özellikle kriz yıllarında gerçekleşen ve normallik varsayımının sağlanamamasında önemli rolü olan aşırı değerlerin özellikle SANN modelinde önemli ölçüde yakalandığı sonucuna varılmaktadır.

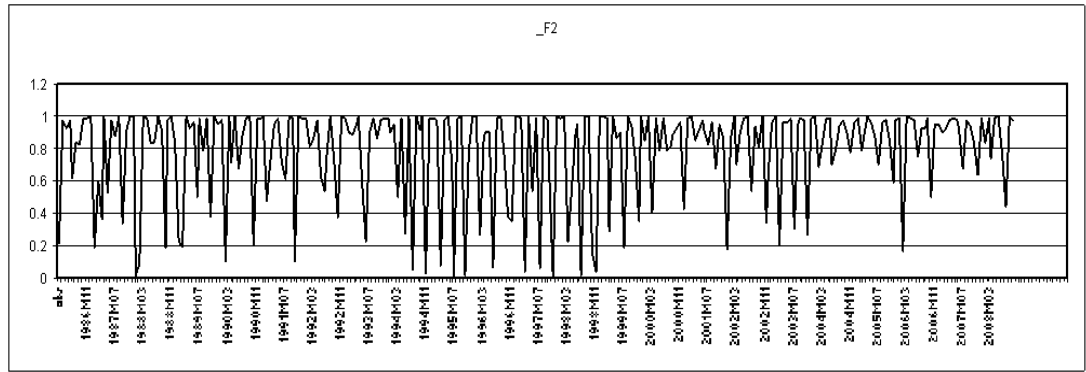
Şekil 5.10’da, SANN modelinin aktivasyon fonksiyonları olan $F(1)$ ve $F(2)$ lojistik fonksiyonlarının ürettiği değerler ve bağımlı değişken olan faiz ödemeleri oranı yer almaktadır.



(a) Bağımlı değişken



(b) Birinci aktivasyon fonksiyonu



(c) İkinci aktivasyon fonksiyonu

Şekil 5.10: SANN Modelinde Geçiş Fonksiyonları ve Faiz Ödemeleri Oranı Serisi

Nöronların aktiviteleri, bağımlı değişken olan *lnfood1* serisinin izlediği patika çerçevesinde incelendiğinde, 1994-1995, 1997-1999, 2001 sonu-2002 son çeyreği, 2005-2006 ve 2007 ortası - 2008’in son çeyreği dönemlerinde nöron aktivitelerinin arttığı görülmektedir. Öte yandan, bu dönemler içerisinde borç faiz ödemelerinde gerçekleşen yapıda, 1994 Krizi ve kriz sonrası etkilerini içeren 1995 yılı; 1997, 1998 Asya ve Rusya Krizleri ve küresel kredi piyasalarındaki gelişmeler ve diğer etmenler kanalıyla Türkiye ekonomisi üzerindeki etkileri;

Kasım-2000 Şubat-2001 Ekonomik Krizleri, 2007’de ABD’de İpotek piyasaları Krizi ve takibinde 2008 Küresel Bunalım dönemleri yer almaktadır.

5.1.6 Tek Değişkenli Modellerin Tahmin Gücünün Değerlendirilmesi

Çalışmada, elde edilen AR, LSTAR, MLSTAR ve SANN modelleri için tahmin gücünün karşılaştırılması amaçlanmıştır. AR, STAR ve SANN modellerinin tahmin gücünün karşılaştırılması amacıyla bir adım ötesi için RMSE değerleri hesaplanmıştır. Sonuçlar Tablo 5.8’de yer almaktadır.

Tablo 5.8 Bir Adım Ötesi İçin Tahmin Gücü Karşılaştırması: RMSE Değerleri

	AR	LSTAR	MLSTAR	SANN
RMSE	1.004	0.964	0.933	0.934
RMSE Oranı*	-	0.960	0.929	0.931

*Doğrusal-olmayan modelin RMSE’si doğrusal AR modelinin RMSE’sine bölünerek hesaplanmıştır.

Tablo 5.8’de birinci satırda AR, LSTAR, MLSTAR ve SANN modelleri için hesaplanan RMSE değerleri verilmiştir. AR modelinin RMSE’si 1.004 olup, doğrusal olmayan modellere hareket edildikçe RMSE oranının azaldığı görülmüştür. LSTAR modelinin RMSE’si 0.964’tür. LSTAR modelinden MLSTAR modeline geçildiğinde, RMSE oranı 0.933’e düşmektedir. SANN modelinin RMSE’si 0.934’tür. MLSTAR ve SANN modelleri için çok yakın sonuçlar elde edilmiştir.

İkinci aşamada, modellerin RMSE oranları birbirine oranlanmıştır. Birinci model olan AR modeli temel model seçilmiştir. Doğrusal modellerin tahmin edilmesi ile RMSE değerinde azalmanın ne ölçüde gerçekleştiğinin incelenmesi için doğrusal-olmayan modelin RMSE’si doğrusal AR modelinin RMSE’sine bölünmüştür. RMSE oranları Tablo 5.8’nin ikinci satırında yer almaktadır. RMSE oranları 1’e eşit olduğunda karşılaştırılan iki modelin bir adım ötesi için tahmin gücü eşit hesaplanmaktadır. Diğer taraftan, RMSE oranı 1’in altına indikçe, doğrusal olmayan model açısından nispi olarak iyileşme sağlanmaktadır. LSTAR modelinin RMSE’sinin AR modelinin RMSE’sine oranı 0.96’dır. MLSTAR ve SANN modellerine geçildiğinde, RMSE oranları nispi olarak LSTAR modeli için elde edilen orandan düşüktür. MLSTAR ve SANN modelleri için elde edilen oranlar sırasıyla 0.929 ve 0.931 olarak hesaplanmaktadır.

AR, STAR ve SANN modellerinin tahmin performansının karşılaştırılması için Diebold-Mariano (DM) eşit tahmin tutarlılığı testi kullanılmıştır³⁰⁴. DM testinde, kayıp fonksiyonlarında hata kareleri ortalaması (MSE) ve mutlak hata kareleri (MAE) tercih edilen kayıp fonksiyonlarıdır. Çalışmada, MAE esas alınmıştır. Diğer taraftan MSE ile benzer sonuçlar elde edilmektedir. Tahmin hataları farkının beklenen değeri, $E(d_t) = \bar{d} = \frac{1}{H} \sum_{i=1}^H [MAE(e_{1i}) - MAE(e_{2i})]$ olarak hesaplanmıştır. DM testinde boş önsavı altında $H_0: \bar{d} = 0$ eşit tahmin tutarlılığı yeralmaktadır. Dolu önsavı $H_1: \bar{d} \neq 0$ tahmin başarısının farklı olduğudur. DM test istatistiği H-1 serbestlik dereceli normal dağılıma uymaktadır. DM testi sonuçları aşağıdaki tabloda yer almaktadır.

Tablo 5.9 Diebold Mariano Testleri

	AR	LSTAR	MLSTAR	SANN
AR	-	2.011 (0.0443)	2.135 (0.0328)	2.836 (0.0046)
LSTAR	-	-	1.812 (0.0699)	1.663 (0.0964)
MLSTAR	-	-	-	0.041 (0.9676)
SANN	-	-	-	-

* DM testinde MSE veya MAE seçilerek minimize edilmektedir. Tablo'da, DM testlerinin hesaplanmasında MAE temel alınmıştır. Olasılık değerleri parantez içinde verilmiştir.

Tablo 5.9'da, LSTAR ve AR modelleri ikinci sütunda karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan DM istatistiği 2.011 olup yüzde 5 seviyesinde anlamlı olup AR ve LSTAR modellerinin eşit tahmin gücüne sahip olduğu önsavı reddedilmektedir. Üçüncü ve dördüncü sütunların ilk satırlarında MLSTAR ve SANN modelleri AR modeliyle karşılaştırılmaktadır. MLSTAR ve AR modelleri karşılaştırmasına yönelik DM istatistiği 2.135 olarak hesaplanarak her iki modelin eşit tahmin tutarlılığına sahip olduğu önsavı reddedilmektedir. Üçüncü sütunun birinci satırında AR ve SANN modelleri karşılaştırılmıştır. DM istatistiği 2.836 olup kritik t değeri olan 1.96'dan büyüktür. Yüzde 5 anlamlılık seviyesinde, SANN modeli ile AR modelinin eşit tahmin gücüne sahip olduğu önsavı kabul edilememektedir. Sırasıyla, LSTAR, MLSTAR ve SANN modellerinin AR modeliyle karşılaştırıldığı ilk satırda, doğrusal olmayan modellere hareket edildikçe, DM test istatistiğinin olasılık değerinin düştüğü dikkat

³⁰⁴ DM test istatistiğinin hesaplanması çalışmanın Ekler bölümünde yeralmaktadır.

çekmektedir. LSTAR modeli için DM test istatistiğinin olasılık değeri 0.04 iken, bu değer MLSTAR için 0.03'e gerilemektedir. Diğer taraftan, MLSTAR modelinin AR modeliyle karşılaştırılmasında kullanılan olasılık değeri 0.03 iken SANN modeli için bu değer 0.0046 olup önemli oranda tahmin gücü farklılığına işaret etmektedir. AR modeliyle karşılaştırıldığında, DM testi için en düşük olasılık değeri SANN modeli için elde edilmektedir.

Tablo 5.9'un ikinci satırında, LSTAR modeli MLSTAR ve SANN modelleriyle karşılaştırılmıştır. LSTAR ve MLSTAR modellerinin eşit tahmin tutarlılığına sahip olduğu önsavı yüzde 10 anlamlılık seviyesinde reddedilirken DM test istatistiğinin olasılığı 0.069 olarak hesaplanmıştır. LSTAR ve SANN modelleri için DM istatistiği 1.66 olarak hesaplanmıştır. LSTAR ve SANN modellerinin eşit tahmin tutarlılığına sahip olduğu önsavı yüzde 10 anlamlılık seviyesinde reddedilmiştir.

MLSTAR ve SANN modelleri Tablo'da üçüncü satırda karşılaştırılmaktadır. MLSTAR ve SANN modelleri için DM istatistiği 0.96 olarak hesaplanmıştır. Her iki modelin eşit tahmin gücüne sahip olduğu önsavı yüzde 5 anlamlılık seviyesinde reddedilemeyerek, tahmin gücünün eşit olduğu önsavı kabul edilmiştir. Sonuç olarak, AR modeli tahmin gücü açısından LSTAR ve MLSTAR modelleriyle karşılaştırıldığında, sırasıyla LSTAR ve MLSTAR modellerine geçildikçe giderek artan iyileşme sağlanmaktadır. AR modeliyle karşılaştırıldığında, en iyi tahmin gücü SANN modeli ile elde edilmiş, bu modele geçilmesiyle AR modeline ek olarak incelenen STAR ailesi modellerine karşı önemli iyileşme sağlanmıştır. STAR ve SANN modellerinin karşılaştırılmasında DM testine başvurulduğunda, eşit tahmin gücü MLSTAR modeli reddedilememiştir. Tablo 5.9'da DM testi ile elde edilen sonuçlar Tablo 5.8'de yeralan RMSE değerlerine ilişkin karşılaştırmalar ile benzer yapıdadır.

Elde edilen sonuçlar incelenen zaman serisi ve örnekleme için kabul edilmiştir. Ekonomilerde mali baskınlığın bir göstergesi olarak değerlendirilen iç ve dış borç faiz ödemeleri oranı serisinin doğrusal olmayan ve asimetric özelliklerinin reddedilemeyeceği, doğrusal olmayan yapının modellenmesinde tek geçiş fonksiyonlu STAR modellerinin yetersiz kalabildiği ve faiz ödemeleri oranı serisinin ikiden fazla rejim içerdiği sonucuna varılmıştır.

Gözlem sayısının fazla olduğu doğrusal olmayan serilerde, doğrusal olmayan modellerin çalışmada tahmin edilen modellerden daha fazla rejimle modellenmesi mümkün olacaktır. Doğrusal olmayan modellerin tahmin gücü açısından başarısı için bu modellere sunulan geçmiş verilerin doğrusal olmayan veri türetim sürecini yeterli ölçüde sunması gereklidir. Gelecekte, STAR ve SANN modellerine ilişkin çalışmalarda, incelenen modellerin farklı

örneklem büyüklüğünde ve farklı patikalar sergileyen serilere tatbik edilmesi önem taşıyacaktır.

Çalışmada, tahmin edilen modeller kapsamında hata terimlerinin normal dağılıma uymadığı, incelenen testler sonucunda ortaya konmuştur. Faiz ödemeleri oranı serisi aşağıdaki yöntemlere tabi tutularak AR, STAR, SANN ve MLP modelleri tekrar tahmin edilmiştir:

- i. Filtreler: hareketli ortalama, üstel yumuşatma Baxter-King ve HP denenmiştir.
- ii. Aşırı değerlerin seriden çıkartılması ve aşırı değere sahip gözlem yerine bir önceki ve bir sonraki gözlemin ortalamasının ikame edilmesi.
- iii. Kriz yılları için kukla değişken kullanılması. Aşırı değerlerin çoğunluğu 1994, 1995, 1997, 1999, 2000 ve 2001 yıllarına karşılık gelmektedir.

Bu yöntemlerden birinci yöntem olan mevsimsellikten arındırma yöntemleri içerisinde serinin yapısının en az bozulduğu yöntemin hareketli ortalama yöntemi olduğu görülmüştür. İkinci yöntemde seriye elle müdahale edilerek sıçramaların azaltılmasına çalışılmıştır. Bu yöntemde, serinin doğrusal olmayan yapısının bozulmaması için seride aşırı düzeltmeden kaçınılmıştır. Üçüncü yöntemde kriz yıllarına kukla değişkenler yerleştirilmiştir. Her üç yöntemle elde edilen seriler için AR, STAR ve SANN modelleri tahmin edilmiştir. Modellerin hata terimlerinde normallik sağlanamamıştır.

AR modellerinden STAR ve SANN modellerine hareket edildiğinde JB, SW ve SK testlerinin normalliği daha güçsüz reddedildiği görülmüştür. Bu durum özellikle MLP ve SANN modelleri için geçerlidir. Tüm modeller içinde hata terimlerinin normal dağılıma en fazla yakınsadığı model SANN modeli olmuştur. İncelenen zaman serisinde aşırı değerlerin veri türetim sürecine ilişkin bilgi taşıdığı ve doğrusal olmayan modellere hareket edildikçe, veri türetim sürecinin modellerin sistematik olmayan kısmından nispi olarak artan miktarda sistematik kısma dahil olduğu sonucuna varılmıştır.

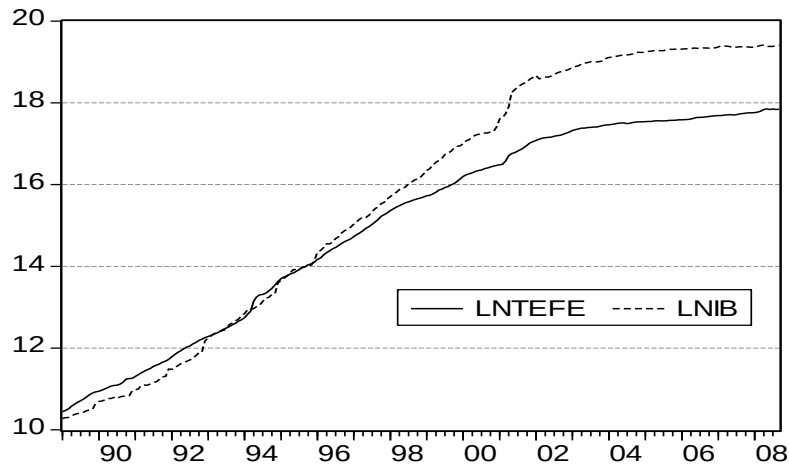
5.2 Çok Değişkenli Analiz

Çalışmanın ilk kısmında, mali baskınlığın bir göstergesi olarak değerlendirilen faiz ödemeleri serisi için tek değişkenli bir model incelenmiştir. Çalışmanın ikinci kısmında çok değişkenli bir model ile Devlet tahvillerinin servet etkileri kanalıyla fiyat seviyesi üzerine etkilerinin incelenmesi amaçlanmıştır. Bu çerçevede, FTPL teorisinden hareketle iç borçlanmanın enflasyonist etkileri test edilecektir.

5.2.1 Çok Değişkenli Model için Veri Setinin İncelenmesi

Çalışmanın bu kısmında kullanılan zaman serileri Toptan Eşya Fiyat Endeksi (TEFE) ve iç borç stoku (İB) verileri olup T. C. Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) derlenmiştir. Veriler 1989.01-2008.09 dönemini kapsamaktadır. Aylık veriler tercih edilerek gözlem adedinin artırılması amaçlanmıştır.

TEFE ve İB serilerine doğal logaritma dönüşümü uygulanmıştır. Hesaplanan $LNTEFE_t = \ln(TEFE_t)$ ve $LNIB_t = \ln(İB_t)$ serileri aşağıdaki şekilde verilmiştir.



Şekil 5.11: $\ln(TEFE)$ ve $\ln(İB)$ Serileri, 1989.01-2008.09

$\ln(TEFE_t)$ ve $\ln(\dot{I}\dot{C}Bor\dot{C}_t)$ serileri için hesaplanan doğrusal ADF, PP ve doğrusal olmayan KSS birim kök testleri aşağıdaki tabloda yer almaktadır.

Tablo 5.10 Birim Kök Testleri

	ADF*	PP*	KSS**
$\ln(TEFE)$, seviye	1.542591 (1)	1.854339 (1)	0.337136 (1)
$\ln(TEFE)$, 1 ^{inci} fark	-8.653450 (0)	-8.690737 (0)	-8.278627(0)
$\ln(\dot{I}B)$, seviye	2.195833 (1)	1.766035 (1)	-1.222693 (1)
$\ln(\dot{I}B)$, 1 ^{inci} fark	-12.12638 (0)	-12.07410 (0)	-9.714297(0)

* SIC bilgi kriteri esas alınmıştır. ADF ve PP testlerinde trend ve sabit terim anlamlı bulunarak eklenmiştir. ADF ve PP testleri için McKinnon (1991) kritik değerleri $\alpha = 0.01; 0.05; 0.10$ için sırasıyla -3.99; -3.43; -3.14. ** Kapetanios Shin Snell (2003) STAR tipi doğrusal olmayan BK testi. $\alpha = \%5$ anlamlılık seviyesinde doğrusal olmayan KSS testi kritik t değeri -2.82'dir (Kapetanios ve diğ.(2003), a.g.e., Tablo 1).

ADF ve PP testlerinde boş önsavı serinin birim köke sahip olmasıdır. ADF ve PP testlerinde $\ln(TEFE_t)$ ve $\ln(\dot{I}\dot{C}Bor\dot{C}_t)$ serileri için hesaplanan t değerleri mutlak olarak $\alpha = 0.05$ anlamlılık seviyesinde kritik değer olan -3.43'ten küçük bulunarak serilerin birim köke sahip olduğu önsavı reddedilememektedir. $\ln(TEFE_t)$ ve $\ln(\dot{I}\dot{C}Bor\dot{C}_t)$ serilerinin birinci farkları için hesaplanan t değerleri mutlak olarak kritik t değerinden büyük olduğundan $\alpha = 0.05$ anlamlılık seviyesinde serilerin birinci dereceden entegre I(1) olduğu sonucuna varılmıştır.

Kapetanios ve diğ. (2003) tarafından geliştirilen KSS doğrusal olmayan birim kök testinde boş önsavı geçiş parametresinin $H_0 : \theta = 0$ sifıra eşit olması sınanmaktadır. Test sürecinde ESTAR süreci 1. mertebe Taylor yaklaşımını ile tahmin edildiğinden, Taylor yaklaşımını denkleminde, STAR tipi doğrusal olmama testi çerçevesinde 3. derece beta terimin EKK ile tahmin edilen parametre tahmininin istatistiksel anlamlılığı sınanmaktadır. Bu çerçevede boş önsavı dolu önsava karşı $H_0 : \delta = 0$, $H_1 : \delta \neq 0$ çift taraflı sınanabilmektedir³⁰⁵. $\ln(TEFE_t)$ ve $\ln(\dot{I}\dot{C}Bor\dot{C}_t)$ serilerinin birinci farkları için hesaplanan t değerleri sırasıyla -8.27 ve -9.71 olup Kapetanios ve diğ. (2003), Tablo 1. kritik t değeri olan -2.82'den mutlak olarak daha büyük hesaplanmaktadır. $\ln(TEFE_t)$ ve $\ln(\dot{I}\dot{C}Bor\dot{C}_t)$ serilerinin birinci farklarının doğrusal olmayan birim köke sahip olduğu $H_0 : \theta = 0$ boş önsavı $\alpha = 0.05$ anlamlılık seviyesinde reddedilmektedir. Serilerin I(1) entegre olduğu sonucuna varılmıştır.

³⁰⁵ ESTAR modelinin birinci mertebeden Taylor yaklaşımından faydalanan KSS testi Ekler kısmında verilmiştir. Kapetanios ve diğ. (2003) ve Sollis (2009), ESTAR tipi birim kök testinden hareket etmektedir. Park ve Shintani (2005) STAR tipi birim kök testi, geçiş parametresi grid taraması ile tahmin edilmesine dayanmaktadır. Bu yaklaşımda, Taylor yaklaşımına başvurulmamaktadır.

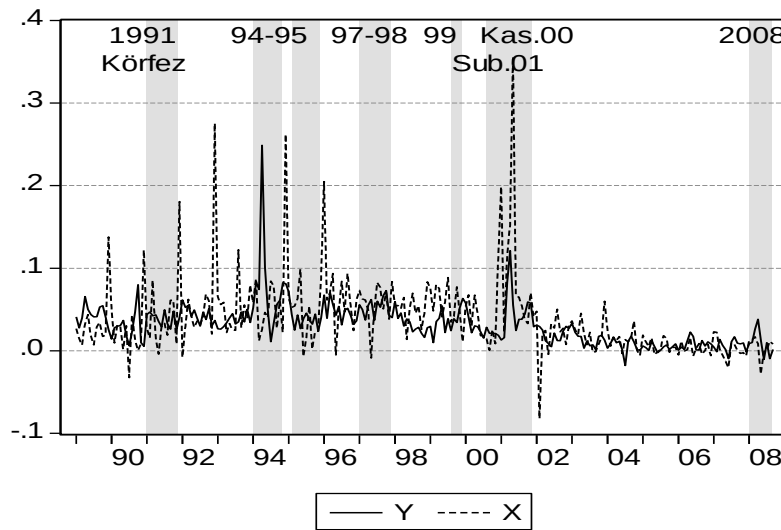
Bu çerçevede serilerin logaritmalarının birinci farkları olan, $y_t = \ln(TEFE_t) - \ln(TEFE_{t-1})$ ve $x_t = \ln(IB_t) - \ln(IB_{t-1})$ serilerinin matematiksel olarak bir gösterimi,

$$y_t = \ln(TEFE_t) - \ln(TEFE_{t-1}) \cong \frac{TEFE_t - TEFE_{t-1}}{TEFE_{t-1}} \quad (5.12)$$

$$x_t = \ln(IB_t) - \ln(IB_{t-1}) \cong \frac{IB_t - IB_{t-1}}{IB_{t-1}}. \quad (5.13)$$

TEFE ve IB serilerinin artış hızı biçimindedir. Enflasyon oranı, $\pi_t \cong 100 \times y_t$ TEFE büyüme oranının yüzde cinsinden gösterimi biçimindedir. Bu çerçevede, iç borç stoku büyüme oranı $ib_t \cong 100 \times x_t$ olarak gösterilebildiğinden, y_t ve x_t serileri enflasyon oranının ve iç borç stoku büyüme oranlarının temsili göstergeleri kabul edilmiştir.

Şekil 5.12’de, TEFE endeksi ve iç borç stoku serileri kullanılarak hesaplanan y_t ve x_t serileri yer almaktadır. Şekilde, 1991 Körfez Savaşı, 1994 Krizi ve 94 Krizinin 1995 yılındaki gecikmeli etkileri, 1997 ve 1998 Asya ve Rusya Krizleri ve 1999 Depremi, Kasım-2000 Şubat-2001 Krizleri ve 2008 yılının ortasından itibaren ağırlıkla hissedilen Küresel Bunalım dönemleri koyu renkle belirtilmiştir.



Şekil 5.12: $\ln(TEFE)$ ve $\ln(IB)$ Serilerinin Birinci Farkları, 1989.02-2008.09

Serilerin borçlanma olanaklarının nispeten azaldığı 1991 Körfez Savaşı sırasında yükseldiği görülürken; 1994 Ekonomik Krizi ve krizinin gecikmeli etkilerinin görüldüğü 1995 yılı ve Kasım 2000-Şubat 2001 Krizleri dönemlerinde sıçrama yaptığı görülmüştür. Buna ek olarak, 1997-1998 Asya ve Rusya Krizleri, 1999 Depremi ve 2008 Küresel Bunalımı dönemlerinde iç

borç stoku büyüme oranı ve enflasyon oranı serileri artmakla beraber, 1994, 1995, 2000-2001 dönemlerinde gerçekleştirilen sıçramalarla karşılaştırıldığında daha yavaş bir artış sergilemektedir.

STAR ve SANN doğrusal olmayan model oluşturma süreci çerçevesinde ilk aşamada doğrusal model oluşturulacak, doğrusallığın reddedilmesi durumunda doğrusal olmayan modellere hareket edilecektir. Doğrusal model çerçevesinde temel alınan girdi seti ve gecikme uzunlukları doğrusal olmayan modellerinin doğrusal kısımlarının belirlenmesinde önem taşımaktadır.

5.2.2 Enflasyon ve İç Borç Büyüme Oranları için Doğrusal Model

Çok değişkenli modelde, y_t ve x_t serileri için oluşturulan modeller doğrusal VAR yapısına genelleştirilecektir. Diğer taraftan çalışmada, enflasyon oranına ilişkin y_t serisinin bağımlı değişken olduğu model iç borçlanmanın enflasyonist etkilerinin sınanması açısından önem taşımaktadır. Tablo 5.11’de, y_t ve x_t serileri için hesaplanan bilgi kriterleri yer almaktadır.

Tablo 5.11 Doğrusal Modelde Bilgi Kriterleri ile Gecikme Uzunluğu Seçimi

Gecikme uzunluğu	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	896.1854	NA	1.39e-06	-7.809479	-7.779490	-7.797381
1	967.1699	140.1091	7.75e-07	-8.394497	-8.304530*	-8.358202
2	974.6635	14.65997	7.52e-07	-8.425008	-8.275064	-8.364517*
3	978.6676	7.763573	7.52e-07*	-8.425045*	-8.215123	-8.340357
4	980.8711	4.233731	7.64e-07	-8.409355	-8.139455	-8.300470
5	984.1969	6.332057	7.68e-07	-8.403466	-8.073589	-8.270386
6	985.7311	2.894242	7.85e-07	-8.381931	-7.992076	-8.224654
7	989.7437	7.499516	7.85e-07	-8.382041	-7.932208	-8.200567
8	998.4621	16.14238*	7.54e-07	-8.423250	-7.913440	-8.217580

* Optimum gecikme uzunluğu.

Gecikme uzunluğu AIC bilgi kriterleri tarafından 3 olarak belirlenirken, SIC ve HQ bilgi kriterleri kapsamında sırasıyla 1 ve 2 olarak seçilmektedir. Gecikme uzunluğu SIC bilgi kriteri tarafından 1 seçildiğinde tahmin edilen modelin korelogramı incelenmiş, ACF ve PACF fonksiyonları çerçevesinde hata terimlerinde otokorelasyon reddedilemediğinden HQ

bilgi kriterinden hareketle serilerin 2. gecikmeleri modele dahil edilmiştir³⁰⁶. y_t ve x_t serilerinin bağımlı değişken olduğu vektörler ayrı ayrı değerlendirilecektir³⁰⁷.

Enflasyon oranı y_t serisinin bağımlı değişken olduğu model tahmin edilmiştir,

$$y_t = 0.008 + 0.57y_{t-1} + 0.03y_{t-2} + 0.02x_{t-1} + 0.08x_{t-2} + \varepsilon_t. \quad (5.14)$$

$$(0.002) \quad (0.065) \quad (0.067) \quad (0.029) \quad (0.030)$$

$R^2 = 0.44$, $\bar{R}^2 = 0.43$, $dw=2.05$, $\delta_\varepsilon = 0.02$, $SSR=0.88028$, $AIC=-5.00925$, $SIC=-4.93564$, $F=45.81$, $RMSE=0.019354$, $RESET=19.06(0.00)$, $ARCH(1)=1.49(0.22)$, $ARCH(4)=2.09(0.72)$, $Q(1)=0.1844(0.67)$, $Q(2)=0.85(0.65)$.

* parametre tahminlerinin altında hesaplanan standart sapmalar parantez içinde verilmiştir. Diagnostik testler istatistik ve () içinde istatistiğin olasılık değeridir. ARCH test istatistiği q serbestlik dereceli $\chi^2(q)$ dağılımı; RESET test istatistiği F (h-1, T-K-h+1) serbestlik dereceli F dağılımı için raporlanmıştır.

ARCH testinde boş önsavı, hata terimlerinde koşullu heteroskedastisite olmamasıdır. 1.ci ve 4.cü dereceden ARCH testlerinde hesaplanan $\chi^2(q)$, q=1,4 istatistikleri 1.49 ve 2.09 olup tablo değerleri olan 3.841 ve 9.488'den küçüktür. Hata terimlerinde ARCH(1) ve ARCH(4) etkisi olmadığı önsavları kabul edilmektedir. RESET testi için hesaplanan F istatistiği 19.06 olup kritik değer olan $F(1, 200)=3.89$ 'dan küçük hesaplandığından doğrusal modelde tanılama hatası olmadığı önsavı kabul edilememiştir³⁰⁸.

Hata terimlerinin korrelogramı incelenerek maksimum gecikme olan 2.ci gecikmeye kadar hesaplanan Q(1) ve Q(2) istatistiklerinin olasılıkları 0.67 ve 0.65 olduğundan serinin hata terimlerinde otokorrelasyon olmadığı kabul edilmiştir. Diğer taraftan, korelogramda en güçlü

³⁰⁶ PACF fonksiyonu 8. gecikmede sıçramaya sahiptir. $Q(8)=14.02$ olup olasılık değeri 0.08 olduğundan yüzde 10 anlamlılık seviyesinde otokorelasyon reddedilememiştir. HQ bilgi kriteri temel alınarak ikinci gecikme eklendiğinde $Q(8)=13.27$ ve olasılık değeri 0.11 olarak hesaplanmıştır.

³⁰⁷ Doğrusal VAR modelinin aksine, STVAR modelinde her iki vektör için doğrusallık testleri ve girdi seti seçimi ayrı ayrı değerlendirilecektir. Nitekim doğrusal modelin aksine, birinci vektörün mimari yapısında gecikme uzunlukları, geçiş değişkenleri ve geçiş fonksiyonu seçimi doğrusal olmayan EKK yönteminde optimizasyon problemine sebep olmakta, Teräsvirta yaklaşımı kapsamında başlangıç değerleri grid taraması ile gerçekleştirilse de modelde yakınsama problemleri yaşanmaktadır. Bu çerçevede, doğrusal VAR modeli yapısının aksine, doğrusal olmayan STAR modelinde vektörlerin ayrı ayrı değerlendirilmesinin birçok seri için önem taşımaktadır. STVAR modelinin tahmininde, girdi seti seçiminde serilerin birim etkisinden bağımsız olması ve aynı dönüşümlere tabi tutulması önem taşıyan unsurların bazılarıdır.

³⁰⁸ Bölüm 4.1'de incelendiği çerçevede, Granger ve Teräsvirta (1993)'ten hareketle RESET ve ARCH testlerinin doğrusal olmayan serilere işaret edebildiği göz önünde bulundurulmaktadır.

sıçrama 8.ci gecikmede gerçekleşmekle beraber, bu gecikmede ACF ve PACF fonksiyonlarının güven aralıkları içinde kaldığı görülmüştür. $Q(8)=13.273(0.11)$ olup, yüzde 5 anlamlılık seviyesinde modelin hata terimlerinde otokorelasyon bulunduğu sonucuna varılamamıştır.

Denklem (4.27)'de yer alan fiyat seviyesinin doğal logaritmasının birinci farkının bağımlı değişken olduğu modelde sabit terim, AR(1) parametresi tahmini ve x_{t-2} iç borçlanma serisi parametre tahmini pozitif olup istatistiksel olarak anlamlı bulunduğundan, doğrusal model çerçevesinde iç borç artışının enflasyon oranı üzerindeki etkisinin pozitif olduğu kabul edilmektedir.

İkinci olarak, x_t serisinin x_t ve y_t serilerinin geçmiş değerinin bir fonksiyonu olduğu bir model tahmin edilmiştir,

$$x_t = 0.010 + 0.37y_{t-1} + 0.24y_{t-2} + 0.14x_{t-1} + 0.11x_{t-2} + \varepsilon_t \quad (5.15)$$

(0.004) (0.14) (0.15) (0.07) (0.06)

$R^2 = 0.19$, $\bar{R}^2 = 0.17$, $dw=2.03$, $\delta_\varepsilon = 0.043$, $SSR=0.425$, $AIC=-3.434818$, $SIC=-3.361210$, $F=13.26$, $RMSE=0.042527$, $RESET=3.46(0.067)$, $ARCH(1)=1.24(0.27)$, $ARCH(4)=5.31(0.26)$, $Q(1)=0.0820(0.77)$, $Q(2)=0.3752(0.83)$.

RESET testi ile modelde tanılama hatası olmadığı önsavı $\alpha = 0.05$ anlamlılık seviyesinde kabul edilmiştir. ARCH testleri çerçevesinde hata terimlerinde ARCH etkisi olmadığı sonucuna varılmıştır. Hata terimlerinde otokorrelasyonun test edilmesi için hesaplanan $Q(1)$ ve $Q(2)$ istatistiklerinin olasılık değerleri 0.77 ve 0.83 olup hata terimlerinde otokorrelasyon olmadığına işaret etmektedir. Korrelogramda 12. gecikmede sıçrama gözlemlenmiştir. $Q(12)$ istatistiğinin olasılık değeri 0.009 olarak hesaplanmaktadır³⁰⁹.

Modelde, AR(2) parametresi olan x_{t-2} yüzde 10 seviyesinde anlamlı bulunurken, diğer parametreler yüzde 5 seviyesinde anlamlı bulunmaktadır. x_t iç borçlanma serisinin bağımlı değişken kabul edildiği modelde, fiyat seviyesine ilişkin y_t serisinin gecikmeli değerlerinin

³⁰⁹ Raporlanmamakla beraber, modele y ve x serilerinin 12.ci gecikmeleri eklenerek tekrar tahmin edilmiştir. Y serisinin 12.ci gecikmesinin eklenmesiyle ACF ve PACF fonksiyonlarında 12.ci gecikmede gerçekleşen sıçrama temizlenmemiştir. x serisinin 12.ci gecikmesi modele eklendiğinde ise hata terimlerinin ACF ve PACF fonksiyonlarında 12.ci gecikme için hesaplanan $Q(12)$ istatistiği 19.31 ve olasılık değeri 0.08 olmaktadır. Modelde, 12.ci gecikmelerin eklenmesiyle hata terimlerinin ACF ve PACF fonksiyonlarında 12.ci gecikmede gerçekleşen sapma temizlenememektedir. Çalışmada, ek değişkenlerin eklenmesiyle marjinal iyileşme sağlanmadığından daha parsimonik olan modeller tercih edilmiştir.

tahminleri pozitif olarak tahmin edildiğinden, doğrusal modelde fiyat seviyesindeki artışlarının borç stoku üzerine etkisi Ricardocu rejimlerin aksine pozitifdir.

Doğrusal Doğrusal modeller olan (4.27) ve (5.15) modellerinin, incelenecek doğrusal olmayan modeller için başlangıç noktası oluşturmaya karar verilmiştir.

Tahmin edilen modellerde, iç borçlanmanın fiyat seviyesi üzerine etkilerinin reddedilemediği görülmüştür. Bu çerçevede, maliye otoritesinin zamanlararası bütçe kısıtını gözetmekte yetersiz kaldığı görülmektedir. Devlet tahvillerinin servet etkileri istatistiksel olarak anlamlı kabul edilmiştir ³¹⁰.

5.2.3 STAR Modelleri

STAR modellerinin STVAR yapısında genelleştirilmesinde karşılaşılan güçlük model mimarisine ilişkindir. Bu çerçevede öncelikle her iki bağımlı değişken için iki ayrı STAR modelleri tahmin edilecektir. VAR modelinde anlamsız parametreler bir problem oluşturmazken STVAR modelinde her iki vektörün aynı mimari yapıyla kısıtlanmadığında doğrusal olmayan EKK yönteminde optimizasyon problemleri oluştuğu görülmüştür. STVAR yapısında incelenecek serilerin aynı birimden oluşması, yakın gecikme uzunluklarına sahip olması ve geçiş yapısının benzerliği STVAR modelinin optimizasyonunda önem taşıyan etmenler olarak öne çıkmaktadır. Değinilen etmenler doğrultusunda, STVAR modellerinin uygulama alanlarının kısıtlı olduğu görülmüştür.

Çalışmada, enflasyon oranı ve iç borç stoku büyüme oranının bağımlı değişkenler olduğu vektörler sırasıyla incelenecektir. Sonuçların anlamlı bulunması durumunda STAR modelleri STVAR yapısında tahmin edilecektir. Bu kapsamda, her iki STAR vektörü yakın mimari yapıya sahip bulunursa, tahmin edilen modellerin STVAR yapısına genelleştirilmesi hedeflenmiştir. Model kurulum aşamalarının STAR ve SANN modelleri için incelendiği çalışmamızda, modellerin mimari özelliklerinin kısıtlanmadan tahmin edilmesi çalışmamızda önem taşıyan bir etmendir. Diğer taraftan, FTPL teorisi kapsamında iç borçlanmanın fiyat seviyesi üzerindeki etkilerinin incelenmesi önem taşıdığından, enflasyon oranının bağımlı değişken olduğu model ağırlık kazanmaktadır.

³¹⁰ VAR modeli için elde edilen etki tepki fonksiyonları ekler kısmında verilmiştir. Etki tepki fonksiyonlarında, bir standart sapmalı pozitif iç borç şoku sonucunda fiyat seviyesinin takip ettiği patika pozitifdir. İkinci modelde, fiyat seviyesinde gerçekleşen bir pozitif şok iç borç stokunda pozitif bir tepkiye yol açmaktadır. Çalışmada doğrusal olmayan modellere ağırlık verileceğinden, doğrusal model daha kapsamlı olarak raporlanmayacaktır.

5.2.3.1 Enflasyon Oranı İçin İki Rejimli STAR Modeli

Tablo 5.12’de, (4.27)’de yer alan enflasyon oranı modelinin hata terimlerinde STAR tipi doğrusal olmama testi sonuçları verilmiştir.

Tablo 5.12 STAR Tipi Doğrusal Olmama Testi

<i>Geçiş Değişkeni</i>	<i>F*</i>	<i>F4</i>	<i>F3</i>	<i>F2</i>	<i>Geçiş Fonksiyonu Seçimi</i>
$Y(t-1)$	6.31E-04	1.28E-01	8.51E-02	7.71E-04	<i>Lojistik</i>
$Y(t-2)^{**}$	6.69E-12	4.09E-09	5.45E-02	6.90E-05	<i>Lojistik</i>
$X(t-1)$	3.77E-04	9.77E-01	4.16E-03	3.30E-04	<i>Lojistik</i>
$X(t-2)$	8.70E-08	1.04E-01	2.29E-05	1.46E-04	<i>Üstel</i>
<i>TREND</i>	1.22E-02	4.29E-01	1.53E-01	3.95E-03	<i>Lojistik</i>

* F testlerinin p-değerleri verilmektedir. ** Optimum geçiş değişkeni.

STAR tipi doğrusal olmama testi, doğrusal model ile yakalanamamış doğrusal olmamaya ek olarak, doğrusallığın reddedilmesi durumunda tahmin edilecek modelin mimarisine ilişkin bilgi veren bir testtir. Bu kapsamda, test, F istatistiğini maksimize eden geçiş değişkeninin bulunması için y ve x serilerinin 1. ve 2. gecikmeleri ve trend değişkeni olmak üzere 5 geçiş değişkeni için tekrarlanmıştır. Birinci sütunda yer alan F testinde doğrusallık boş önsavı,

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$$

tüm geçiş değişkenleri için reddedilmektedir. F testinde olasılık değerleri karşılaştırıldığında, en düşük değer (6.69E-12) y_{t-2} serisi için sağlanmıştır. F4 testinde 3. derece terimlere ilişkin boş önsavı $H_{0,4} : \beta_3 = 0$ biçimindedir. y_{t-2} serisinin geçiş değişkeni olarak belirlendiği testte olasılık değeri 4.09E-09 olarak hesaplandığından, $H_{0,4}$ reddedilmiştir. 3. ve 1 derece terimlerin anlamlılığının yüksek olduğu modeller LSTAR yapısına daha uygun modellerdir. ESTAR model seçiminde önem taşıyan F3 testinde boş önsav olan $H_{0,3} : \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$ yüzde 0.10 seviyesinde, nispi olarak diğer değişkenler için olduğundan daha güçsüz reddedilmiştir. LSTAR modeli seçiminde önem taşıyan birinci derece terimlere ilişkin parametrelerin sınıandığı F2 testinde F istatistiğinin hesaplanan olasılık değeri 6.90E-05 olup $H_{0,2} : \beta_1 = 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0$ önsavı en güçlü y_{t-2} değişkeni için reddedilmiştir. Modelde, y_t serisinin 2. gecikmesi geçiş değişkeni belirlenirken, geçiş fonksiyonu lojistik fonksiyon yapısında seçilmektedir.

Enflasyon oranı serisinin bağımlı değişken kabul edildiği temel STAR modeli aşağıda yer almaktadır,

$$y_t = 0.04 + 0.30y_{t-1} - 0.11x_{t-1} + 0.06x_{t-2} + (-0.04 + 0.39y_{t-1} + 0.19x_{t-1}) \times F_L(\gamma, y_{t-d}, c) + \varepsilon_t$$

(0.02) (0.22) (0.06) (0.03) (0.02) (0.26) (0.09)

$$F_L(\gamma, y_{t-d}, c) = F_L(2.35; y_{t-2}, 0.05) = \frac{1}{1 + \exp(-2.35 \times (y_{t-2} - 0.0547))}$$

(2.65) (0.02) (5.16)

$R^2 = 0.49$, $\bar{R}^2 = 0.47$, $\delta_{LSTAR} = 0.018625$, $\delta_{LSTAR} / \delta_{AR} = 0.90$, ARCH(1)=0.04 (0.84), ARCH(4)=0.16 (0.96), AIC=-5.07, SIC=-4.93, SSR=0.08, LogL=604.42, dw=2.04, Q(1)=0.09(0.76), Q(2)=1.47(0.48), Q(12)=13.30 (0.34), RESET(1)=1.91(0.16), RESET(2)=2.38(0.094), RMSE=0.018483, Q(1)=0.09 (0.76), Q(2)=1.48(0.47), AC(1)=0.86(0.35), AC(2)=2.01(0.13).

Hata terimlerde ARCH(q) etkisinin 1. (q=1) ve 4. (q=4) dereceden gerçekleştirildiği ARCH-LM testlerinde, hesaplanan $\chi^2(q)$ istatistikleri sırasıyla 0.04 ve 0.16 olup kritik değerler olan $\chi^2(1)=11.070$ ve $\chi^2(4)=9.236$ tablo değerlerinden daha küçük bulunmaktadır. Modelin hata terimlerinde 1. ve 4. dereceden ARCH etkisi olmadığı önsavları %5 anlamlılık seviyesinde kabul edilmiştir.

RESET testinde boş önsavı LSTAR modelinde tanımlama hatasının olmadığıdır. RESET testinin F istatistiği 1.91 ve F istatistiğinin p değeri 0.16 olarak hesaplandığından a=0.05 anlamlılık seviyesinde LSTAR modelinde yanlış tanımlama olmadığı önsavı kabul edilmiştir. RESET testi ikinci mertebeden tekrarlandığında, test istatistiği F=2.38'e yükselirken, test istatistiğinin olasılık değeri 0.09'a düşmüştür. Dolayısıyla, RESET testi sıklıkla uygulanan yaklaşımın aksine 2. mertebeden (3. dereceden terimleri içerir) gerçekleştirilirse, boş önsavı ancak %10 anlamlılık seviyesinde kabul edilmektedir.

Hata terimlerinde otokorrelasyon doğrusal ve doğrusal olmayan yöntemlerle incelenmiştir. Q(1) ve Q(2) istatistikleri sırasıyla 0.09 ve 1.48 hesaplanırken, olasılık değerleri (0.76) ve (0.47) olarak hesaplandığından hata terimlerinde otokorrelasyon reddedilmektedir. STAR tipi otokorrelasyonun test edildiği AC(1) ve AC(2) testlerinde F istatistikleri 0.86 ve 2.01 olarak

hesaplanırken, olasılık değerleri 0.35 ve 0.13 olarak hesaplandığından, LSTAR modelinin hata terimlerinde STAR tipi otokorrelasyon olmadığı sonucuna varılmaktadır.

R^2 belirlilik katsayısı doğrusal modelde 0.44 olarak hesaplanırken LSTAR için 0.49 olarak hesaplanmıştır. Modellerin hata terimlerinin standart sapmaları oranı $\delta_{\varepsilon,LSTAR} / \delta_{\varepsilon,AR} = 0.90$ olarak hesaplandığından, LSTAR modeliyle doğrusal modele kıyaslanarak, LSTAR modelinin sistematik kısmının veri türetim sürecini nispi olarak daha iyi yakaladığı sonucuna varılmıştır³¹¹. Modellerin hata terimleri karşılaştırıldığında, LSTAR modelinin aşırı değerleri ancak kısmi olarak daha iyi yakaladığı görülmüştür. Diğer taraftan en güçlü aşırı değer olan Nisan 1994 Krizi LSTAR modeli ile yakalanamamıştır. 2000-2001 Krizlerinde ise LSTAR modelinde nispeten iyileşme söz konusudur.

Tablo 5.13'te, tahmin edilen LSTAR modelinin hata terimlerinde doğrusal olmama testi sonuçları verilmiştir.

Tablo 5.13 Enflasyon Oranı için LSTAR Modelinde Modellenmemiş Doğrusal Olmama Testi

Geçiş Değişkeni	F*	F4	F3	F2
Y(t-1)	0.348	0.096	0.825	0.492
Y(t-2)	0.353	0.986	0.127	0.350
X(t-1)	0.294	0.491	0.236	0.177
X(t-2)	0.227	0.495	0.250	0.470

* F testlerinin olasılık değerleridir.

STAR tipi doğrusal olmama testi birinci sütunda verilmiştir. geçiş değişkenleri sırasıyla $[y_{t-1}, y_{t-2}, x_{t-1}, x_{t-2}]$ belirlendiğinde, F istatistikleri için hesaplanan olasılık değerleri 0.348, 0.353, 0.294 ve 0.227 olarak hesaplandığından doğrusallık boş önsavı $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ $\alpha=0.05$ anlamlılık seviyesinde tüm geçiş değişkenleri için kabul edilmiştir. Bu çerçevede, LSTAR modelinin hata terimlerinde STAR tipi doğrusal olmama olmadığı kabul edilerek iki rejimli ve tek geçiş fonksiyonlu modelde rejimlerin analiz edilmesi amaçlanmıştır³¹².

³¹¹ Modeller için hesaplanan $\delta_{\varepsilon,LSTAR} / \delta_{\varepsilon,AR}$ oranı ve R^2 katsayıları karşılaştırıldığında, doğrusal olmayan model ile elde edilen iyileşmenin nispi olarak yüzde 10 civarında olduğu görülmektedir.

³¹² F testi doğrusallığa işaret ettiğinde, F4, F3 ve F2 testlerinin hesaplanmasına gerek duyulmamaktadır. Çalışmadaki yaklaşım çerçevesinde, eklemeli STAR tipi doğrusal olmama reddedilemediğinde durumda ise, bu testlere başvurularak geçiş değişkeni ve geçiş fonksiyonunun belirlenmesi gerekmektedir.

LSTAR modelinde $F_L(\gamma, y_{t-d}, c)=0$ uç değeri yazılarak birinci rejim,

$$y_t = 0.04 + 0.30y_{t-1} - 0.11x_{t-1} + 0.06x_{t-2} \quad (5.17)$$

biçiminde elde edilmektedir. İç borcun büyüme oranının 1. gecikmesi olan x_{t-1} serisi için parametre tahmini -0.11 olup %10 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı bulunurken, serinin ikinci gecikmesi olan x_{t-2} için parametre tahmini 0.06 olup yüzde 5 anlamlılık seviyesinde anlamlı bulunmaktadır. AR(1) parametre tahmini yüzde 5 anlamlılık seviyesinde istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Birinci rejim anlamlı bulunan terimlerle yazılırsa,

$$y_t = 0.04 - 0.11x_{t-1} + 0.06x_{t-2} \quad (5.18)$$

biçiminde elde edilmektedir. Birinci rejimde, x_{t-1} serisinin parametre tahmini negatif olmakla beraber ancak yüzde 10 anlamlılık seviyesinde istatistiksel olarak kabul edildiği görülmüştür. Rejim için istatistiksel anlamlılığı daha yüksek olan x_{t-2} serisinin parametresi pozitif tahmin edilmiştir. 1. rejimde, iç borçlanmanın servet etkileri reddedilememiştir.

$F_L(\gamma, y_{t-d}, c)=1$ uç değeri yazılarak ikinci rejim,

$$y_t = 0.69y_{t-1} + 0.08x_{t-1} + 0.06x_{t-2} \quad (5.19)$$

biçiminde gösterilmektedir. Sabit terimde rejimler arasında uygulanan kısıt kapsamında, ikinci rejim için sabit terim modelden düşmektedir³¹³. x_{t-1} serisi için parametre tahmini birinci rejimin aksine pozitif olup 0.08 olarak hesaplanmaktadır. İkinci bölgesel doğrusal kısımda x_{t-2} serisi bulunmadığından, birinci rejimde tahmin edilen $+0.06$ parametre değeri her iki rejim için geçerlidir. İkinci rejimde AR(1) parametresi anlamsız bulunduğundan modelden çıkartılırsa rejimin sadeleştirilmiş gösterimi,

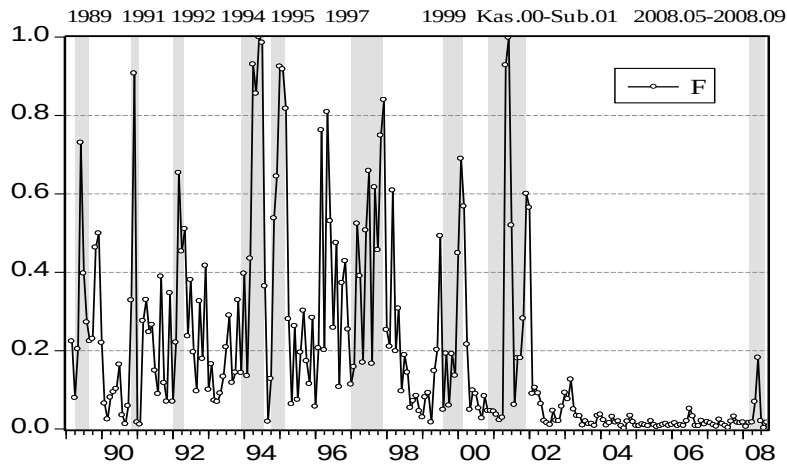
$$y_t = +0.08x_{t-1} + 0.06x_{t-2} \quad (5.20)$$

olarak hesaplanmaktadır. İkinci rejimde x_{t-1} ve x_{t-2} iç borçlanma büyüme oranı serileri için hesaplanan parametre tahminleri pozitif olduğundan borçlanmanın enflasyonist etkilerinin birinci rejime nazaran daha güçlü olduğu sonucuna varılmıştır.

³¹³ Rejimler için tahmin edilen sabit terimler başlangıçta anlamsız bulunurken Skalin ve Teräsvirta (1997) çalışmasından hareketle $F_L(\gamma, y_{t-d}, c)=1$ olduğunda geçerli olacak sabit terimi dışlama kısıtı $\alpha_{0,1} = -\alpha_{0,2}$ olarak tanımlanmıştır. Sabit terimlerde kısıt uygulaması sonrasında modelin açıklayıcı gücünün arttığı görülmüştür.

Modelde eşik değeri 0.0547 olarak tahmin edilmiştir. Geçiş değişkeni olan enflasyon oranının ikinci gecikmesi y_{t-2} eşik değeri olan 0.0547'yi aştığında F geçiş fonksiyonu $F_L(2.35, y_{t-2}, 0.0547) \rightarrow 1$ 'e hareket edeceğinden, ikinci rejimin parametrelerinin ağırlıkları artarken, birinci rejimin parametrelerinin ağırlığı nispi olarak azalmaktadır. Diğer taraftan, $y_{t-2} < 0.0547$ altında kaldığında $F_L(2.35, y_{t-2}, 0.0547) \rightarrow 0$ 'a hareket edeceğinden birinci rejimin ağırlığı nispi olarak artmaktadır. Bu çerçevede, enflasyon oranı için tahmin edilen modelde iç borç büyüme oranı ve enflasyon oranı arasındaki ilişkinin doğrusal olmayan asimetric bir yapı sergilediği sonucuna varılmıştır.

Yukarıdaki analizde LSTAR modelinde rejimler $F_L(\gamma, y_{t-d}, c)=[0,1]$ uç değerleri için değerlendirilmiştir. LSTAR modeli için hesaplanan geçiş fonksiyonu aşağıdaki şekilde verilmiştir. LSTAR modelinde rejimler arası geçişin hızını belirleyen *gamma* parametresi 2.35 olarak tahmin edildiğinden iki rejim arasında geçiş yumuşak gerçekleşmektedir.



Şekil 5.13: Enflasyon Oranı Bağımlı Değişkenli LSTAR Modeli Geçiş Fonksiyonu

Geçiş fonksiyonu çoğu gözlem için $[0,1]$ aralığında değerler alırken, kriz dönemlerinde 1'e yakınsadığı görülmektedir. 1991 Körfez Savaşı, 1994-1995, 1997 ve Kasım 2000-Şubat 2001 Krizleri için geçiş fonksiyonu 1 uç değerini almaktadır. LSTAR modelinde enflasyon oranının düşük seviyelerde seyrettiği 2002-2008 döneminde ikinci rejim parametreleri düşük oranda aktive olmaktadır. Bu durumun oluşmasında, zaman serilerinin 2000 yılı öncesinde daha yatay ancak artan bir trende sahipken, 2002 yılından sonra azalan bir trende sahip olması önem taşımaktadır.

5.2.3.2 İç Borç Stoku Büyüme Oranı İçin İki Rejimli STAR Modeli

İç borç stokunun büyüme oranı olan x serisinin bağımlı değişken kabul edildiği doğrusal modelin hata terimlerinde modellenmemiş doğrusal olmama testi sonuçları Tablo 5.14'te verilmiştir.

Tablo 5.14 STAR Tipi Doğrusal Olmama Testi

<i>Geçiş Değişkeni</i>	<i>F *</i>	<i>F4</i>	<i>F3</i>	<i>F2</i>	<i>Geçiş Fonksiyonu</i>
$Y(t-1)**$	0.0000494	0.0001	0.0358	0.0675	<i>Lojistik</i>
$Y(t-2)**$	0.0000568	0.0011	0.0516	0.0129	<i>Lojistik</i>
$X(t-1)$	0.0008970	0.0114	0.2100	0.0056	<i>Lojistik</i>
$X(t-2)$	0.0034300	0.0175	0.0332	0.1550	<i>Lojistik</i>

* F testlerinin olasılık değerleridir. **Olasılık değerini minimize eden optimum seçilen geçiş değişkenidir.

Tablo 5.14'te yer alan test sonuçlarında, doğrusallık önsavı tüm geçiş değişkenleri için reddedilmiştir. Hesaplanan F istatistiklerinin olasılık değerleri karşılaştırıldığında, doğrusallığın en güçlü y_{t-1} serisi için reddedildiği görülmüştür. İlk aşamada, y_{t-1} serisinin geçiş değişkeni olarak belirlenmesi ile elde edilen model doğrusal olmayan EKK yöntemi ile tahmin edilmiştir. y_{t-1} serisinin geçiş değişkeni belirlenmesiyle elde edilen model farklı programlar ile tahmin edilerek, modelin doğrusal olmayan kısmında parametre tahminlerinin gerçekçi olmayan çok yüksek değerlerle tahmin edildiği görülmüştür. y_{t-1} serisinin geçiş değişkeni belirlendiği modelde yakınsama problemi yaşanmaktadır.

İkincisi, y_{t-2} geçiş değişkeni için hesaplanan olasılık değeri 0.000056 olup y_{t-1} için hesaplanan 0.0000494 değerine çok yakındır. Her iki seri için de F testi kapsamında doğrusallık $p \approx 0.00005$ olasılık değeriyle reddedilmektedir. Dolayısıyla, her iki geçiş değişkeni olan y_{t-1} ve y_{t-2} serileri için elde edilen olasılık değerlerinin eşit olmasından hareketle, y_{t-2} serisi geçiş değişkeni tayin edilmiştir. Tahmin edilen LSTAR modeli 25 iterasyon sonrasında yakınsamıştır.

İç borç stokunun doğal logaritmasının birinci farkı olan x_t serisinin bağımlı değişken kabul edildiği LSTAR modeli aşağıda yer almaktadır.

$$x_t = 0.0057 + 0.21x_{t-1} + 0.08x_{t-2} + 0.61y_{t-1} - 0.017y_{t-2} \quad (5.21)$$

(0.005) (0.09) (0.09) (0.24) (0.18)

$$+ (0.052 - 0.22x_{t-1} + 0.007x_{t-2} - 0.47y_{t-1}) \times F_L(\gamma, y_{t-d}, c) + \varepsilon_t$$

(0.01) (0.14) (0.13) (0.28)

$$F_L(\gamma, y_{t-d}, c) = \frac{1}{1 + \exp(-19.31 \times (y_{t-2} - 0.04139))}$$

(343.88) (0.000997)

$R^2 = 0.25$, $\bar{R}^2 = 0.24$, $\hat{\delta}_{\varepsilon_t} = 0.041$, $\delta_{LSTAR} / \delta_{AR} = 0.96$, SSR=0.3841, RMSE=0.6198, ARCH(1)= 0.34 (0.56), ARCH(4)=1.61(0.17), RESET=0.63(0.52), AIC=-6.26, SIC=-6.09, HQ=-6.19, dw=2.05, Q(1)=0.11 (0.74), Q(2)=0.18 (0.91), AC(1)= 2.01 (0.16), AC(2)= 1.78 (0.17).

Modele ilişkin diagnostik testlerde, ARCH(1) ve ARCH(4) testleri çerçevesinde hata terimlerinde ARCH etkisinin olmadığı sonucuna varılmıştır. RESET testinde modelde tanımlama hatasının olmadığı önsav kabul edilmiştir. dw istatistiği modelin hata terimlerinde otokorrelasyon olduğu sonucuna varılamadığını işaret etmektedir. Q(1) ve Q(2) testleri kapsamında modelde 1. ve 2. derece otokorrelasyon olmadığı sonucuna varılmıştır. Hata terimlerinde 1. ve 2. derece STAR tipi otokorrelasyon olmadığı AC(1) ve AC(2) test istatistikleri çerçevesinde kabul edilmektedir. LSTAR ve AR modellerinin hata terimlerinin standart sapmalarının oranı $\delta_{LSTAR} / \delta_{AR} = 0.96$ olarak hesaplanmıştır. Gamma parametresi 19.31 olarak tahmin edildiğinden geçiş yapısı sert kabul edilmektedir³¹⁴.

Modelin doğrusal kısmında, sabit terim, x_{t-1} , ve y_{t-1} serilerinin parametre tahminleri yüzde 5 anlamlılık seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Doğrusal olmayan kısımda, sabit terim ve x_{t-1} ve y_{t-1} serileri için elde edilen parametre tahminleri istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

³¹⁴ Gamma parametresi anlamsız bulunmuştur. Franses ve van Dijk (2002) geçiş parametresinin geçişin sertleşmesi ile standart sapmasının yükseleceğine, dolayısıyla gamma parametresinin t testleri kapsamında yorumlanmaması gerektiğini ortaya koymaktadır. STAR tipi doğrusallık testlerinde gamma=0 önsavının test edilerek reddedildiğinden hareket edilmektedir.

Modelde birinci rejim yalnız anlamlı parametreler için yazılırsa, iç borç stoku büyüme oranının izlediği süreç,

$$x_t = 0.21x_{t-1} + 0.61y_{t-1} \quad (5.22)$$

olarak gösterilmektedir.

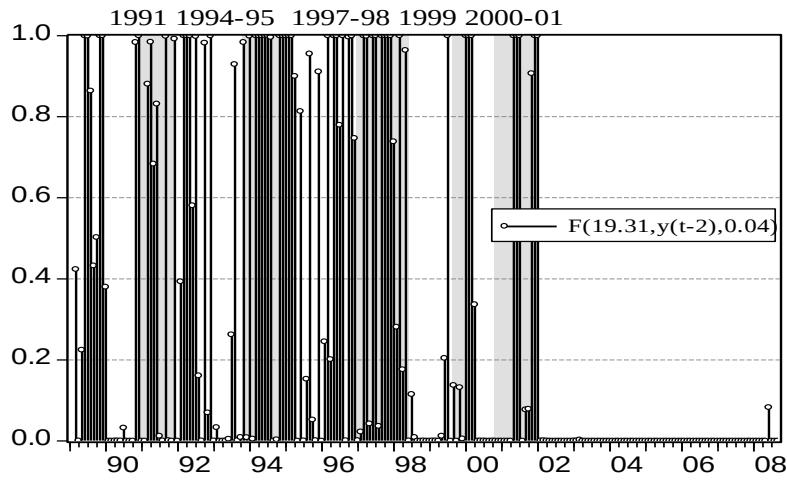
İkinci rejim,

$$x_t = 0.21x_{t-1} + 0.61y_{t-1} + (0.052 - 0.22x_{t-1} - 0.47y_{t-1}) \quad (5.23)$$

sadeleştirilerek,

$$x_t = +0.052 - 0.01x_{t-1} + 0.14y_{t-1} \quad (5.24)$$

biçiminde elde edilmektedir. LSTAR modeli $F_L(\gamma, y_{t-d}, c) = 0$ ve 1 uç değerleri için değerlendirildiğinde, her iki rejimde enflasyon oranındaki artışların iç borç büyüme oranında artışa sebep olduğu sonucuna varılmaktadır. Şekil 5.14'te, LSTAR modeli için hesaplanan $F_L(\gamma, y_{t-d}, c)$ geçiş fonksiyonunun ürettiği değerler verilmiştir.



Şekil 5.14: İç Borç Bağımlı Değişkenli LSTAR Modeli Geçiş Fonksiyonu

1991 Körfez Savaşı, 1994-1995, 1997 ve Kasım 2000-Şubat 2001 Krizlerine denk gelen dönemlerde, lojistik fonksiyonunun $[0,1]$ uç değerleri arasındaki hareketliliği hızlanmaktadır. LSTAR modelinde enflasyon oranının düşük seviyelerde seyrettiği 2002-2008 döneminde ikinci rejim parametreleri birinci model için tahmin edildiği gibi düşük oranda aktive olmaktadır. Bu sonucun oluşmasında, 2002-2009 döneminde enflasyon oranının düşük seviyede seyretmesi rol oynamaktadır.

LSTAR modelinde enflasyon oranının iç borçlanma artış hızı üzerindeki etkisi pozitif ve anlamlı bulunmuştur. Model kapsamında değerlendirilen zaman serilerinin artış hızı cinsinden olduğu göz önüne alındığında, fiyat seviyesi artışlarının borçlanma hızı üstündeki pozitif etkilerinden hareketle fiyat seviyesi artışlarının reel borç stokunu azaltmakta yetersiz kaldığı sonucuna varılmaktadır.

FTPL teorisinde, iç borçlanmanın enflasyonist etkilerinin sınanması önem taşımaktadır. Birinci modelde, enflasyon oranı bağımlı değişken olarak belirlenmiştir. Modelde, iç borç büyüme oranının enflasyon oranı üzerindeki etkisi her iki rejimde de pozitif yönlü bulunmuştur. İkinci olarak, VAR yapısının LSTVAR yapısına genelleştirilmesi için değişken sıralaması değiştirilerek yeni bir model oluşturulmuştur. Bu çerçevede, ilişki yönü enflasyondan iç borçlanmaya doğru tanımlanmıştır. İkinci modelde, enflasyon oranı artışı iç borç oranı üzerinde her iki rejimde de pozitif etkiye sahiptir. Diğer taraftan ikinci rejimde, pozitif etkinin kısmen azaldığı görülmüştür. Birinci modelde enflasyon oranının iki dönem önceki değeri yüzde 5'in üstüne çıktığında iç borç büyüme oranının enflasyon oranı üzerindeki etkileri artarken, ikinci modelde, iki dönem önceki aylık enflasyon artışı yüzde 4'ün üzerine çıktığında, enflasyon oranının iç borç büyüme oranı üzerindeki pozitif etkisi giderek azalmakta, geçiş fonksiyonu 1'e ulaştığında gerçekleşen yüksek enflasyon rejiminde, enflasyon oranında yüzde 1 birimlik artış, iç borç büyüme oranında yüzde 0.14 birimlik artışla sonuçlanmaktadır.

5.2.4 LSTVAR Modeli

Çalışmada enflasyon oranı ve iç borç büyüme oranının bağımlı değişken olduğu iki adet lojistik STAR modeli tahmin edilmiştir. Çalışmanın bu kısmında, tahmin edilen LSTAR vektörleri LSTVAR yapısına genelleştirilecektir. Doğrusal VAR modellerinde girdi seti seçiminde sıklıkla bilgi kriterlerine başvurulmaktadır. Doğrusal olmayan STVAR modellerinde model mimarisi seçimi Weise (1999), Gonzalez, Teräsvirta ve van Dijk (2005), Camacho (2004), Milas ve Rothman (2004), Lekkos, Milas ve Panagiotidis (2007) çalışmaları ve Camacho, Chen ve Huang (2008) ve Kavkler, Böhm ve Boršič (2008) çalışmalarında tartışılmaktadır.

STVAR modellerinde model mimarisi seçiminde iki yaklaşım söz konusudur. Birinci yaklaşım, STAR model seçim sürecinin çok vektörlü model için genelleştirilmesidir. Camacho (2008), Weise (1999) ve Gonzalez, Teräsvirta ve van Dijk (2005) STAR model seçiminde temel oluşturan doğrusallık testlerini iki vektörlü model için genelleştirmektedir.

Yöntem, 3. mertebe Taylor yaklaşımı tahmin edicilerini içeren kısıtsız regresyonun kısıtlı model olan VAR modeli ile karşılaştırılmasına dayanan LM testi yapısında bir test sürecine dayanmaktadır.

STVAR modeli vektörlerinin 3. mertebe Taylor yaklaşımı,

$$y_t = \beta'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \beta'_1 s_{y,t} \tilde{\mathbf{x}}_t + \beta'_2 s_{y,t}^2 \tilde{\mathbf{x}}_t + \beta'_3 s_{y,t}^3 \tilde{\mathbf{x}}_t \quad (5.25)$$

$$x_t = \beta'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \beta'_1 s_{x,t} \tilde{\mathbf{x}}_t + \beta'_2 s_{x,t}^2 \tilde{\mathbf{x}}_t + \beta'_3 s_{x,t}^3 \tilde{\mathbf{x}}_t \quad (5.26)$$

Denklemlerde girdi seti, $\tilde{\mathbf{x}}_t = (\mathbf{y}_t, \mathbf{x}_t)$ olup $\mathbf{y}_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})$, $\mathbf{x}_t = (x_{t-1}, \dots, x_{t-p})$ serilerin kendi geçmiş değerlerini içermektedir. STAR tipi doğrusallık testi aşamaları iki vektör için genelleştirilirse, $s_{y,t}$ ve $s_{x,t}$ geçiş değişkenleri çiftleri için,

$$H_{0,4} : \beta'_{y,3} = \beta'_{x,3} = 0 \quad (5.27)$$

$$H_{0,3} : \beta'_{y,2} = \beta'_{x,2} = 0 \mid \beta'_{y,3} = \beta'_{x,3} = 0 \quad (5.28)$$

$$H_{0,2} : \beta'_{y,1} = \beta'_{x,1} = 0 \mid \beta'_{y,2} = \beta'_{x,2} = 0, \beta'_{y,3} = \beta'_{x,3} = 0 \quad (5.29)$$

yerleşik önsavların F testleri kapsamında sınanmasına dayanmaktadır. Test süreci k adet vektörlü model için k adet serinin p adet gecikmesinin ikili kombinasyonu için tekrarlanacağından 2 gecikmeli iki vektörlü bir modelde yerleşik test sürecinin 16 kez tekrarlanması gerekmektedir. Testler içerisinde, F testlerinin olasılık değerini minimize eden STVAR yapısı tercih edilmektedir. Test sürecinde her iki vektörün geçiş fonksiyonunun aynı olduğu $F_y = F_x$ varsayılmıştır. STVAR modelinde vektörler için geçiş fonksiyonun belirlenmesi, diğer vektörün doğrusal olduğunun varsayılmasıyla gerçekleştirilmektedir. Bu çerçevede STVAR modeli,

$$y_t = \beta'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \beta'_1 s_{y,t} \tilde{\mathbf{x}}_t + \beta'_2 s_{y,t}^2 \tilde{\mathbf{x}}_t + \beta'_3 s_{y,t}^3 \tilde{\mathbf{x}}_t \quad (5.30)$$

$$x_t = \beta'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t \quad (5.31)$$

biçiminde yazılarak y_t vektörü için yerleşik test döngüsü,

$$H_{0,4} : \beta'_{y,3} = 0 \quad (5.32)$$

$$H_{0,3} : \beta'_{y,2} = 0 \mid \beta'_{y,3} = 0 \quad (5.33)$$

$$H_{0,2} : \beta'_{y,1} = 0 \mid \beta'_{y,2} = 0, \beta'_{y,3} = 0 \quad (5.34)$$

biçiminde STAR modeli test döngüsü yapısına genelleştirildiğinden, test sürecinde her iki vektör için ayrı ayrı STAR modellerinin oluşturulmakta, iki STAR modeli ayrı ayrı incelenmektedir. Son aşamada elde edilen STAR vektörleri STVAR modeli kapsamında yorumlanmaktadır³¹⁵.

STVAR model mimarisi oluşturulmasında ikinci yöntem Lekkos, Milas ve Panagiotidis (2007) tarafından geliştirilmiştir. Bu yaklaşımda ilk aşamada her iki STAR vektörü ayrı ayrı Teräsvirta (1994) STAR model kurulumu kapsamında modellenmektedir. İkinci aşama, belirlenen STAR vektörlerinin kullanılmasıyla elde edilen STVAR modelinin birinci merteye Taylor yaklaşımıyla tahmin edilerek LM tipi yerleşik doğrusallık testinin uygulanmasına dayanmaktadır. Lekkos, Milas ve Panagiotidis (2007) testi, tahmin edilen STAR vektörlerinin STVAR yapısında değerlendirilmesi için vektörlerde gecikme seti ve geçiş değişkeni kombinasyonunun aynı zamanda tahmin edilecek STVAR modelinin açıklayıcı gücünü de maksimize edip etmemesinin sınanmasına dayanmaktadır. Test aşamaları şöyledir,

- i. Kısıtlı model olan VAR modeli $y_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{pk} \alpha_{i,j} w_{jt} + \varepsilon_{it}$ tahmin edilmesi,
- ii. Kısıtlı modelin hata terimlerinin bağımlı değişken olduğu Taylor yaklaşımı $\varepsilon_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{pk} \alpha_{i,j} w_{jt} + \sum_{j=1}^{pk} \delta_i w_{jt} s_t + v_{it}$ tahmin edilmesi. v_{it} hata terimlerinin kaydedilmesi.
- iii. LM test istatistiği,

$$LM = T(SSR_0 - SSR_1) / SSR_0$$

Hesaplanması. $LM \sim \chi^2(pk)$ dağılımına uymaktadır. Test istatistiğinin küçük örneklem için F istatistiği,

$$F_{hes} = [(SSR_0 - SSR_1) / pk] / [SSR_1 / T - (2pk + 1)]$$

olarak hesaplanmaktadır.

Doğrusallık boş önsavı $H_0: \gamma = 0$ ve dolu önsavı $H_1: \gamma > 0$ biçiminde tanımlandığı testte, hesaplanan F istatistiği, $F_{hes} > F(pk, (T-(2pk+1)))$ tablo değerinden büyük bulunduğunda doğrusallık önsavı reddedilmektedir. Testte, STAR süreci izleyen tekil vektörlerin sistemin bütünü için hesaplanması için Weise (1999) tarafından doğrusal olmayan VAR modelleri için

³¹⁵ Camacho (2004) STVAR model seçim yönteminin replike edildiği Kavkler, Böhn ve Borsic (2008) çalışmasında Camacho verisi ve kodları kullanılarak farklı sonuçlar elde edilmiştir.

önerilen yöntem esas alınmaktadır. Lekkos, Milas ve Panagiotidis (2007), $H_0: \gamma = 0$ önsavının sistemin bütününe genelleştirilmesi için, kısıtlı ve kısıtsız regresyonların hata terimlerinin varyans-kovaryans matrisi sırasıyla, $\Omega_0 = \sum e_t e_t' / T$, $\Omega_1 = \sum v_t v_t' / T$ hesaplanarak log olabilirlik oranından hareketle test istatistiği, $LR = (T - pk) \{ \log |\Omega_0| - \log |\Omega_1| \}$ hesaplanmaktadır. Test istatistiği $LR \sim \chi^2(pk^2)$ dağılımına uymaktadır³¹⁶. Tekil VAR vektörlerinin hata terimlerinde doğrusal olmama testleri ve VAR sisteminin bütününe ilişkin hesaplanan doğrusallık testleri Tablo 5.15'te yer almaktadır.

Tablo 5.15 STVAR Modeli İçin Doğrusallık Testi

Geçiş Değişkeni Kombinasyonu		Birinci Denklem		İkinci Denklem		STVAR Sistemi
$S_{y,t}$	$S_{x,t}$	Tekil F Testi	Geçiş F. **	Tekil F Testi	Geçiş F. **	LR İstatistiği***
Y_{t-1}	Y_{t-1}	0.00063100	Lojistik	0.00004940*	Lojistik	0.00002015
Y_{t-2}	Y_{t-2}	0.00000000*	Lojistik	0.00005680*	Lojistik	0.00001626*
X_{t-1}	X_{t-1}	0.00037700	Lojistik	0.00089700	Lojistik	0.00002382
X_{t-2}	X_{t-2}	0.00000009	Üstel	0.00343000	Lojistik	0.00001992
Y_{t-1}	Y_{t-2}	-	-	-	-	0.00001832
Y_{t-1}	X_{t-1}	-	-	-	-	0.00002267
Y_{t-1}	X_{t-2}	-	-	-	-	0.00002198
Y_{t-2}	Y_{t-1}	-	-	-	-	0.00001672
Y_{t-2}	X_{t-1}	-	-	-	-	0.00002176
Y_{t-2}	X_{t-2}	-	-	-	-	0.00002107
X_{t-1}	Y_{t-1}	-	-	-	-	0.00002382
X_{t-1}	Y_{t-2}	-	-	-	-	0.00001740
X_{t-1}	X_{t-2}	-	-	-	-	0.00002473
X_{t-2}	Y_{t-1}	-	-	-	-	0.00001992
X_{t-2}	Y_{t-2}	-	-	-	-	0.00002885
X_{t-2}	X_{t-1}	-	-	-	-	0.00001947

*İlgili test kapsamında doğrusallığın en güçlü reddedildiği geçiş değişkeni seçimi. ** F4, F3, F2 Testleri ile seçilen geçiş fonksiyonu. *** Weise (1999) ve Lekkos ve diğ. (2007) STVAR test istatistiğidir.

Tabloda, birinci ve ikinci vektörler için hesaplanan tekil F testi sonuçları tekrar verilmiştir. F4, F3 ve F2 testleri kapsamında seçilen geçiş fonksiyonları ikinci ve dördüncü

³¹⁶ Ilias Lekkos, Costas Milas, Theodorakis Panagiotidis, "Forecasting Interest Rate Swap Spreads Using Domestic and International Risk Factors: Evidence From Linear and Nonlinear Systems", **Journal of Forecasting**, c. 26, s. 8, (2007): 601-619.

sütunda yer almaktadır. Birinci ve ikinci vektörler için tekil doğrusallık önsavlarının tüm geçiş değişkenleri için çok güçlü reddedildiği görülmüştür. Doğrusallık testi sistem geneli için tekrarlandığında, tüm geçiş değişkenleri kombinasyonları için doğrusallık önsavları güçlü reddedilirken, doğrusallığın en güçlü reddedildiği geçiş değişkeni kombinasyonu y_{t-2}, y_{t-2} olarak belirlenmektedir. Bölüm 5.2’te verilen x_t serisinin bağımlı değişken olduğu LSTAR modelinde, y_{t-1} ve y_{t-2} geçiş değişkenleri arasında kararsız kalınmış, modeller ayrı ayrı tahmin edilerek değerlendirilmiştir.

Tablo 5.15’te, ikinci denklem için y_{t-1} ve y_{t-2} geçiş değişkenlerine karşılık F testi olasılık değerleri 0.00004940 ve 0.00005680 olarak hesaplanmıştır. STVAR modeli için elde edilen sistem geneli testinde y_{t-1} ve y_{t-2} geçiş değişkenlerine karşılık gelen olasılık değerleri sırasıyla 0.00002015 ve 0.00001626 olarak hesaplandığından, sistem genelinde y_{t-2} geçiş değişkeninin kullanılmasına karar verilmiştir. Sistem geneli için elde edilen olasılık değerleri arasında ikinci en düşük değer ise 0.00001740 olup geçiş değişkenleri x_{t-1}, y_{t-2} olarak belirlenmiştir.

İki rejimli LSTVAR modeli kısıtsız yapıda şu şekilde tahmin edilmiştir,

$$y_t = 0.022 + 0.42y_{t-1} - 0.08y_{t-2} - 0.008x_{t-1} + 0.05x_{t-2} + (-0.02 + 0.23y_{t-1} + 0.08y_{t-2} + 0.03x_{t-1} + 0.06x_{t-2}) \times F_y(\gamma; y_{t-2}, c) + \varepsilon_t$$

(0.01) (0.08) (0.10) (0.005) (0.05) (0.01) (0.13) (0.14) (0.08) (0.08)

$$F_y(\gamma; y_{t-2}, c_y) = F_y(2.35; y_{t-2}, 0.05) = \frac{1}{1 + \exp(-2.35106 \times (y_{t-2} - 0.054713))}$$

(2.64) (0.02)

$$R^2 = 0.48, \bar{R}^2 = 0.45, \hat{\delta}_{\varepsilon_t} = 0.019, \delta_{LSTVAR} / \delta_{VAR} = 0.95, SSR = 0.0822, F = 22.48 (0.000),$$

AIC = -5.02, SIC = -4.87.

$$x_t = 0.007 + 0.33y_{t-1} + 0.29y_{t-2} + 0.24x_{t-1} + 0.17x_{t-2} + (0.02 - 0.015y_{t-1} - 0.28y_{t-2} - 0.18x_{t-1} - 0.11x_{t-2}) \times F_x(\gamma; y_{t-2}, c) + \varepsilon_t$$

(0.005) (0.10) (0.24) (0.11) (0.10) (0.01) (0.20) (0.19) (0.13) (0.13)

$$F_x(\gamma; y_{t-2}, c_x) = F_x(19.31; y_{t-2}, 0.04139) = \frac{1}{1 + \exp(-19.31 \times (y_{t-2} - 0.04139))}$$

(343.88) (0.000997)

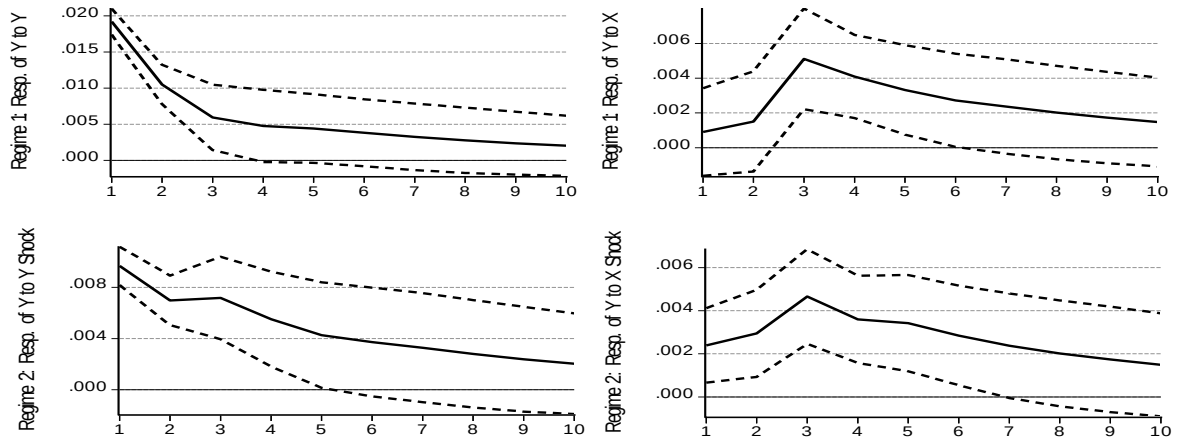
$$R^2 = 0.24, \bar{R}^2 = 0.22, \hat{\delta}_{\varepsilon_t} = 0.0412, \delta_{LSTVAR} / \delta_{VAR} = 0.95, SSR = 0.39, F = 8.02 (0.00),$$

AIC = -3.46, SIC = -3.30.

Tahmin edilen LSTVAR modeli için Koop .et. al (1996) çalışmasından hareketle genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonları (GIRF) hesaplanmıştır. İlk olarak FTPL teorisi kapsamında enflasyon oranı ve iç borç büyüme oranı serilerinin karşılıklı ilişkilerinin rejimler arasında asimetrik yapısı incelenecektir.

Şekil 5.15'te yer alan GIRF fonksiyonlarında, enflasyon oranı (y_t) serisinin kendisinde ve iç borç büyüme oranında (x_t) gerçekleşen şoklara tepkisi iki rejim için hesaplanmıştır. İç borç büyüme oranının (x_t) kendisinde ve enflasyon oranında gerçekleşen şoklara tepkisi ise Şekil 5.16.b'de verilecektir.

Şekil 5.15.a'da üst tarafta yer alan 1. rejim için elde edilen sonuçlar verilmektedir. Birinci kısımda, enflasyon oranı (y_t) serisinin kendisinde gerçekleşen bir şok sonucunda y_t serisinin tepkisi pozitif olup güven aralıklarının sıfır eksenini kestiği 3. gecikmeden sonra ortadan kalkmaktadır. Diğer taraftan, iç borç stoku büyüme oranında gerçekleşen bir pozitif x_t şokuna enflasyon oranının (y_t) tepkisi pozitif olup güven aralıklarının sıfır ekseninin üstüne geçtiği 3. dönemden 6. döneme kadar istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır.



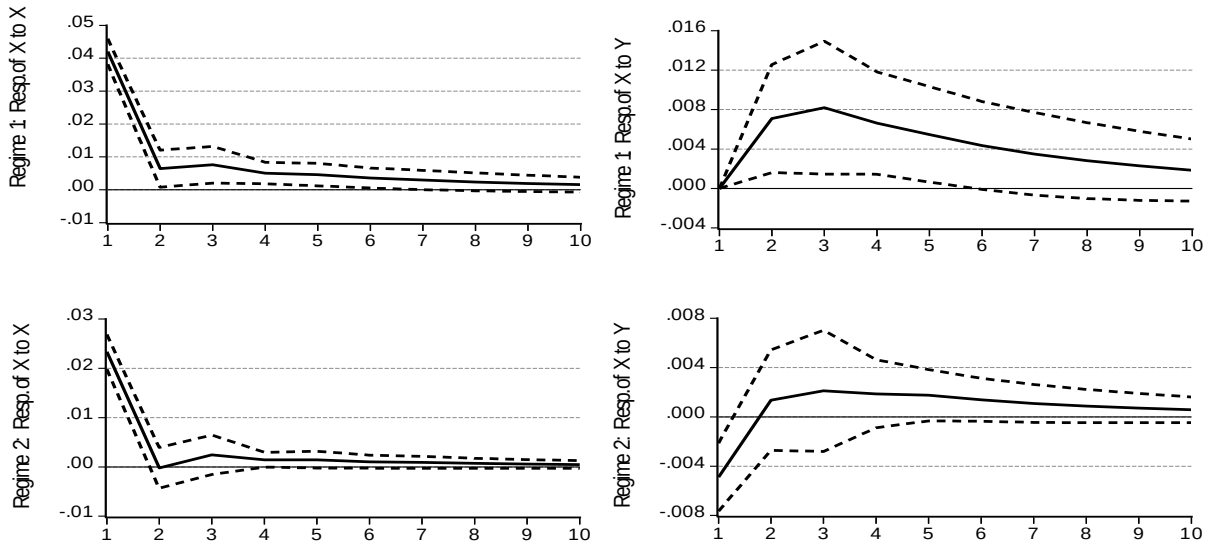
Şekil 5.15.a: LSTVAR Modeli Enflasyon Oranı Vektörü GIRF Fonksiyonları

İkinci rejim için elde edilen sonuçların yer aldığı şeklin alt tarafında, enflasyon oranı (y_t) serisinin kendisinde gerçekleşen bir şok sonucunda y_t serisinin tepkisi pozitif olmakla beraber 1. rejimle karşılaştırıldığında nispi olarak daha düşük seviyede gerçekleşmektedir. Diğer taraftan, enflasyon oranının kendisinde gerçekleşen tepkisi 1. rejimde 3. dönemde ölürken, 2. rejimde alt güven aralığının sıfır eksenini kestiği 5. dönemden sonra istatistiksel olarak anlamsızdır. Şeklin sağ alt tarafında enflasyon oranının iç borç büyüme oranına tepkisi

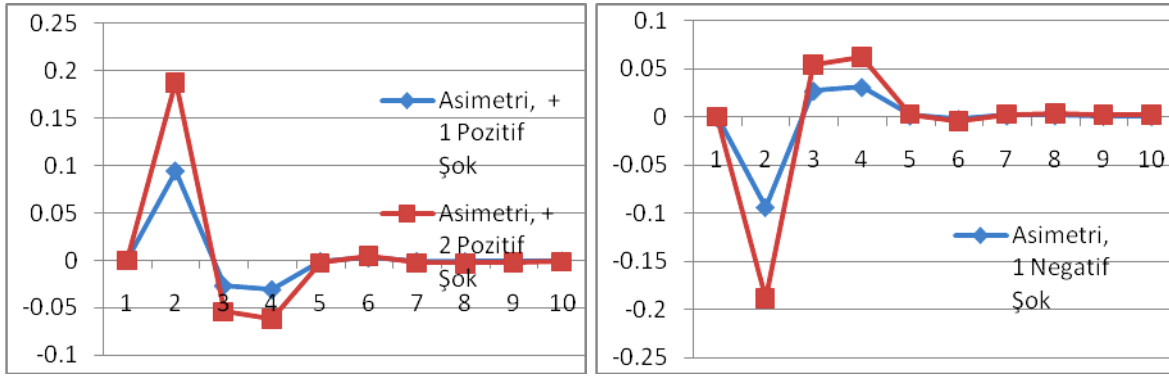
1. rejimden farklı olarak 1. dönemden itibaren anlamlı bulunmuştur. Diğer taraftan, enflasyon oranının iç borç büyüme oranında gerçekleşen şoka tepkisi 1. Rejimden farklı olarak 7. dönemde ortadan kalkmaktadır.

LSTVAR modelinin ikinci vektörü için hesaplanan GIRF fonksiyonları Şekil 5.15.b'de verilmiştir. 1. rejim için hesaplanan GIRF fonksiyonlarının yer aldığı şeklin üst kısmında, iç borç büyüme oranı (x_t) serisinde gerçekleşen bir şok sonucunda x_t serisinin izlediği patika pozitif olup istatistiksel olarak 5. dönemden sonra ortadan kalkmaktadır.

İç borç büyüme oranı serisinin enflasyon oranında gerçekleşen bir şoka tepkisi güven aralıklarının sıfır eksenini kestiği 6. gecikmeye kadar pozitif ve anlamlı bulunmuştur. İkinci rejimde x_t serisinin kendisinde gerçekleşen bir şoka tepkisi birinci rejimden farklı olarak 2. dönemde ortadan kalkarken, enflasyon oranına (y_t) tepkisi 2. dönemden sonra pozitif olmakla beraber istatistiksel olarak anlamsızdır.



Şekil 5.15.b: LSTVAR Modeli İç Borç Büyüme Oranı Vektörü GIRF Fonksiyonları

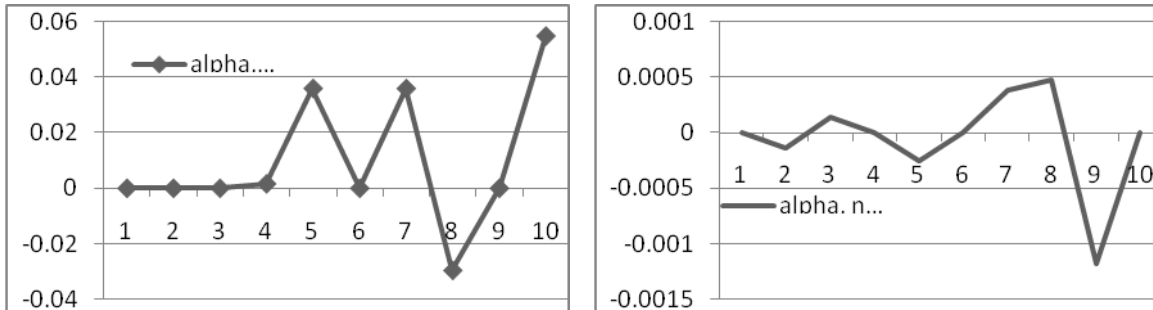


Şekil 5.16.a: Pozitif Şoklarda Asimetri

Şekil 5.16.b: Negatif Şoklarda Asimetri

Şekil 5.16’da, y serisinin bağımlı değişken olduğu rejimlerde farklı $s=[+1,-1,+2,-2]$ şokları için elde edilen $As(i,j;s,Y)$ asimetri ölçütleri verilmiştir. $As(i,j;s,Y)$ ölçüsü yatay sıfır eksenine yakınsadığında, karşılaştırılan rejimler arasında asimetrinin ortadan kalktığı sonucuna varılmaktadır. Şekil 5.16.a’da, 2. ve 4. dönemde pozitif ve negatif yönlü asimetri mevcuttur. 2. dönemde y serisinin rejim 1’deki tepkisi rejim 2’deki tepkisinden daha pozitif iken, 4. dönemde, rejim 1’deki tepkisi nispi olarak güçsüzdür. Şekil 5.16.b’de verilen sonuçlar negatif şoklar için tekrar edilmektedir³¹⁷.

GIRF fonksiyonlarında etki şoklarının boyutu 2 kat arttırıldığında tepki patikası iki kat artıyor veya azalıyorsa, +1 şok altında hesaplanan asimetri ölçütünün +2 şok altında hesaplanan asimetri ölçütünün 2 katına eşit olması gerekmektedir. Bu kapsamda, rejimler arasında şokların 2 kat arttırılmasıyla tepkinin yüzdesel olarak değişimi sıfıra eşitse, şokların miktarı ile şoklara tepki doğrusal olarak ilişkilidir. Aşağıdaki şekilde pozitif ve negatif şoklar için hesaplanan asimetride yüzdesel değişim değerleri verilmiştir. Şekillerden hareketle, rejimler arası tepkilerin farklı boyutta ve büyüklükte şoklar altında asimetrik bir yapıda olduğu sonucuna varılmıştır³¹⁸.



Şekil 5.17: Farklı Şok büyüklüklerine Asimetrik Tepki

³¹⁷ Ekler bölümündedir.

³¹⁸ Asimetride yüzdesel değişim Ekler kısmında verilmiştir.

5.2.5 SANN Modelleri

Doğrusal ve doğrusal olmayan kısımlardan oluşan SANN modelinde, doğrusal kısımda girdi seti Bölüm 5.1’de tahmin edilen doğrusal model tarafından seçilmiştir. Modelin doğrusal kısmında gecikme uzunluğu SIC, HQ ve AIC bilgi kriterleri tarafından 1, 2 ve 3 olarak belirlenmiştir. İlk aşamada, enflasyon oranı serisinin bağımlı değişken olduğu model incelenecektir.

5.2.5.1 Enflasyon Oranı İçin SANN Modeli

Doğrusal olmayan kısmın mimari yapısının belirlenmesinde SANN modeli için Taylor yaklaştırımının esas alındığı SANN tipi doğrusal olmama testlerine başvurulmuştur. Test yöntemine ilişkin döngü Bölüm 4’te yer almaktadır. Yöntemde, Rech ve diğ. (1999), Doornik (2001), Anders ve Korn (1999) ve White (1989a, 1989b) temel alınmıştır. Çalışmada uygulanan test süreci döngüsünde girdi setinde olabilecek en fazla gecikme uzunluğu 3 olarak belirlenmiştir. Girdi seti kümesi AIC bilgi kriteri esas alınarak $[y_{t-1}, y_{t-2}, y_{t-3}, x_{t-1}, x_{t-2}, x_{t-3}]$ olarak belirlenmiştir. girdi setinin içersinden çekilecek girdi kombinasyonları arasından SANN tipi doğrusal olmamanın en güçlü kabul edildiği modeller belirlenecektir. Bu aşamada, gözlem sayısının kısalığı ve tahmin edilecek parametre sayısı gözetilerek SIC bilgi kriteri esas alınmıştır. Tablo 5.16’da LM test döngüsü kapsamında elde edilen sonuçlar verilmektedir³¹⁹.

Tablo 5.16 Enflasyon Oranı Modeli Doğrusallık Testleri ile Optimum Girdi Seti, Nöron Adeti ve Nöronlarda Yer Alan Girdi Setlerinin Seçimi

LM_{SANN} Testi	LM_{SANN} *	$LM(1)_{SANN}$ **	$LM(2)_{SANN}$ ***	$LM(3)_{SANN}$ ****
<i>p</i> değeri:	7.7715612 E-016	1.2977508 E-011	2.8865799 E-015	-
<i>girdi seti</i>	[1, 2, 4, 5]	[1, 2, 4]	[1, 2, 3]	[1, 3]

Not: p-değerleridir. Seçilen girdi gecikme seti [] ile verilmektedir. alfa=0.05 alınmıştır. Girdi seti ve gizli birim adeti seçimlerinde SIC bilgi kriteri esas alınmıştır. ** Boş önsavı: doğrusal model. Birinci nöronda optimum girdi seti braket içinde verilmektedir. *** Boş önsavı: tek nöronlu model. Dolu önsavı: çift nöronlu model. ****Üç nöronlu model iki nöronlu modele karşı test edilmektedir. Programda test döngüsünden çıkıldığından *p* değerleri verilmemektedir. [] içinde test edilen 3.cü nörona dahil edilen girdi seti verilmektedir.

³¹⁹ Teräsvirta’nın sitesinde yer alan NN toolbox programı düzenlenerek oluşturulmuştur.

Tablonun birinci kısmında Lee ve diğ. (1993) ANN tipi doğrusal olmama testi LM_{SANN} testidir. LM_{SANN} testi F istatistiğinin olasılık değeri 0.05'ten küçük olduğundan doğrusallık önsavı reddedilmektedir. Hesaplanan LM testleri içerisinde, F istatistiğinin maksimize eden (p değerini minimize eden) girdi seti [1, 2, 4, 5] olarak seçilmekte, y ve x serilerinin 1. ve 2. gecikmelerine karşılık gelmektedir. LM_{SANN} testi sonuçları optimum nöron adetinden bağımsızdır.

İkinci aşamada, doğrusal model tek gizli katmanlı SANN modeline karşı sınanmaktadır. $LM(1)_{SANN}$ testi altında tek nöronlu SANN modelinin en güçlü kabul edildiği testte girdi seti $[1, 2, 4]=[y_{t-1}, y_{t-2}, x_{t-2}]$ olarak seçilmektedir.

Üçüncü aşamada, iki nöronlu SANN modelinin tek nöronlu SANN modeline karşı sındığı testte, tek nöronlu SANN modeli iki nöronlu modele karşı sınanmaktadır. İki nöronlu SANN tipi doğrusal olmamanın en güçlü kabul edildiği modelde girdi seti birinci $[y_{t-1}, y_{t-2}, x_{t-2}]$ veri iken ikinci nöronunda $[1, 2, 3]=[y_{t-1}, y_{t-2}, x_{t-1}]$ olarak belirlenmiştir.

Son sütunda, $LM(3)_{SANN}$ testi ile 3 nöronlu bir model 2 nöronlu bir modele karşı sınanmış, sınanan modeller içerisinde en küçük olasılık değeri $[y_{t-1}, x_{t-1}]$ için sağlanmaktadır. Üç nöronlu SANN(3) modelinin istatistiksel anlamlılığının gerçekleştirildiği $LM(3)_{SANN}$ testinde üç nöronlu SANN modeli reddedilmiştir. Optimum model mimarisinin seçilmesinde SANN(2) modeli esas alınmıştır.

Enflasyon oranı serisinin bağımlı değişken olduğu tek gizli katmanlı, iki nöronlu SANN(2) modeli tahmin edilmiştir.

$$y_t = 2.89 - 3.08y_{t-1} + 1.31y_{t-2} - 0.16y_{t-3} + 0.93x_{t-1} + 0.496x_{t-2} \quad (5.35)$$

(0.47) (0.61) (0.21) (0.08) (0.15) (0.07)

$$-15.34 \times F_1(\alpha'_1 \tilde{x}, c_1) - 6.79 \times F_2(\alpha'_2 \tilde{x}, c_1) + \varepsilon_t$$

(2.44) (1.16)

$$F_1(\alpha'_1 \tilde{x}, c_1) = \frac{1}{1 + \exp(-1.24(-0.88x_{t-1} + 0.44y_{t-1} - 0.36x_{t-2} - 0.90y_{t-2} + 0.65x_{t-3} + 1.13y_{t-3} + 0.988))}$$

$$F_2(\alpha'_2 \tilde{x}, c_2) = \frac{1}{1 + \exp(-2.0967(+0.27x_{t-1} + 2.97y_{t-1} + 0.046x_{t-2} - 0.12y_{t-2} - 0.71x_{t-3} - 1.22y_{t-3} - 0.75218))}$$

$F(7, 221) = 36.22 (0.00)$, $RMSE = 0.01814$, $R^2 = 0.5343$, $\bar{R}^2 = 0.5195$, $Q(1)=0.10(0.74)$, $Q(2)=0.14(0.93)$, $Q(3)=0.15(0.98)$, $Q(10) = 8.11(0.62)$, $dw=2.037$, $\delta_{\varepsilon, SANN} = 0.018043$, $\delta_{\varepsilon, SANN} / \delta_{\varepsilon, LSTAR} = 0.968$, $\delta_{\varepsilon, SANN} / \delta_{\varepsilon, AR} = 0.90$, $ARCH(1) = 0.01 (0.93)$, $ARCH(4) = 0.10 (0.99)$.

Modelde, standart sapmalar parantez içinde verilmiştir. Diagnostik testlerde, istatistik ve (olasılık değeri) raporlanmıştır.

Modelde, AIC kriteri tarafından seçilen 3. gecikmeler nöronlara dahil edilerek modelin anlamlılık seviyesinin artması sağlanmıştır. Hata terimlerde ARCH etkisinin test edildiği ARCH(1) ve ARCH(4) testlerinde, $\chi^2(q)$ istatistikleri 0.01 ve 0.93 olup kritik değerler olan $\chi^2(1)=11.070$ ve $\chi^2(4)=9.236$ tablo değerlerinden daha küçük olduğundan modelin hata terimlerinde 1. ve 4. dereceden ARCH etkisi olmadığı önsavları %5 anlamlılık seviyesinde kabul edilmiştir.

Hesaplanan $Q(1)$, $Q(2)$ ve $Q(3)$ istatistikleri 0.10, 0.14 ve 0.15 olup kritik tablo değerlerinden küçüktür. Hata terimlerinin otokorrelasyon ve kısmi otokorrelasyon tablosu incelenerek en güçlü sıçramanın görüldüğü 10. gecikme için $Q(10)=8.11$ olarak hesaplanırken kritik değer $Q(10)=19.139$ 'dan düşük hesaplanmıştır. dw istatistiği 2.04 olarak hesaplanmıştır. Modelin hata terimlerinde otokorrelasyon reddedilmektedir.

Model için elde edilen R^2 belirlilik katsayısı ve standart sapma oranları $\delta_{\varepsilon, SANN} / \delta_{\varepsilon, LSTAR} = 0.968$, $\delta_{\varepsilon, SANN} / \delta_{\varepsilon, AR} = 0.90$ modelin açıklayıcı gücünün AR ve LSTAR modellerinden nispi olarak daha fazla olduğuna işaret etmektedir.

Modelde gamma parametreleri 1.24 ve 2.09 olarak hesaplandığından geçiş yapısının yumuşak olduğu sonucuna varılmaktadır. LSTAR modelinden farklı olarak geçiş birden fazla değişkenin fonksiyonu olduğundan eşik yapısı ve geçişin hızı farklı yorumlanmaktadır.

Modelin doğrusal kısmında, iç borç stokunun büyüme oranının 1 ve 2. gecikmelerinde gerçekleşen % 1 birimlik bir artış enflasyon oranında sırasıyla %0.93 ve %0.49 birimlik artışa sebep olmakta, iç borç büyüme oranı artışlarının enflasyonist etkileri kabul edilmektedir.

Modelin doğrusal olmayan kısmında, geçiş birden fazla değişkenin bir fonksiyonu olduğundan, ağırlıklandırılmış nöron girdi setinin etkisinin incelenmesinde lojistik nöronun çarpıldığı -15.34 ve -6.79 parametreleri ve bu parametrelerin işaretleri önem taşımaktadır. Birinci geçiş fonksiyonunda iç borç stoku büyüme oranı parametreleri ilk iki gecikme için negatif, 3. gecikme için pozitif tahmin edilmiştir. Negatif parametre tahminleri için, iç borç büyüme oranı yükseldiğinde, üstel değer yükseleceğinden, $F_1(\alpha'_1 \tilde{x}, c_1)$ nöronu sıfıra hareket edecektir. Bu kapsamda, iç borç büyüme oranı artışları sonucunda nöronun lambda parametresinin çarpıldığı -15.34 göz önüne alınırsa, nöron içindeki aktivasyonu azaltıcı etki aynı zamanda iç borç büyüme oranının enflasyonu azaltıcı etkisini önemli ölçüde azaltmaktadır. x_{t-1} ve x_{t-2} iç borç büyüme oranı değişkenleri önemli oranda yükseldiğinde, $F_1(\alpha'_1 \tilde{x}, c_1)$ aktivasyon fonksiyonu sıfıra yaklaşacağından birinci nöronun bağımlı değişken üzerindeki etkisi çok yüksek iç borç artış oranları için azalırken, doğrusal kısmın iç borçlara ilişkin parametrelerinin enflasyon oranı üzerindeki pozitif etkisinin ağırlığı artmaktadır³²⁰.

Bu çerçevede modelin doğrusal olmayan kısmında iç borç büyüme oranı ve enflasyon oranı arasında doğrusal olmayan ve her t noktasında farklılaşan esnek bir yapı ortaya çıkmaktadır.

İkinci nöronda iç borç artış oranları için hesaplanan parametre tahminleri ilk iki gecikme için pozitif, üçüncü gecikme için negatif tahmin edilmiştir. Diğer taraftan, üçüncü gecikmenin parametre tahmini -0.71 olup diğer geçiş değişkenlerine oranla geçişteki rolü nispi olarak daha yüksek beklenmektedir. Modelde 2. nöronun lambda parametresi -6.79 olarak tahmin

³²⁰ x_{t-1} veya $x_{t-2} \rightarrow +\infty$ 'a giderken $e^{-(z^d)} \uparrow$ olacağından $\frac{1}{1+e^{-x}} \rightarrow 0$ 'a gitmekte, $F_1(\alpha'_1 \tilde{x}, c_1)$ sıfıra yakınsamaktadır.

edilmiştir. $F_2(\alpha'_2 \tilde{x}, c_2)$ fonksiyonunda, iç borç büyüme oranının ikinci gecikmesinin parametresi -0.046 olup nispi olarak aktivasyon üzerindeki etkisi düşüktür. Modelde, iç borç büyüme oranı pozitif yönde arttırıldığında, $F_2(\alpha'_2 \tilde{x}, c_2)$ fonksiyonu sıfıra hareket ettiğinden yüksek iç borç artışları sonucunda nöronun çıktısı giderek azalmaktadır. Aktivasyonda nispeten daha baskın yapı sergileyen iç borç büyüme oranının üçüncü gecikmesinin parametre tahmini negatif tahmin edildiğinden, x_{t-3} serisinde gerçekleşen artışlar sonucunda $F_2(\alpha'_2 \tilde{x}, c_2)$ sıfıra hareket ederken, iç borç büyüme oranının birinci gecikmesi için parametre tahmini pozitif olduğundan, pozitif x_{t-1} değerleri için sıfırdan $F_2(\alpha'_2 \tilde{x}, c_2)$ 1'e yaklaşmakta, -6.79 ile çarpılacağından birinci gecikmenin model üzerindeki etkisi negatif yönlü olmaktadır.

Model çerçevesinde iç borç büyüme oranının enflasyon oranı üzerinde Ricardocu eşdeğerlik teoremi yaklaşımından farklı olarak fiyat seviyesinin iç borçlardan bağımsız olmadığı sonucuna varılmıştır. Öte yandan, modelin doğrusal kısmında iç borç büyüme oranı artışları enflasyon seviyesi üzerinde pozitif bir etkiye sahipken, modelin doğrusal olmayan kısmında servet etkilerinin negatif ve pozitif yönlü gerçekleşebildiği görülmüştür. Modelde nöronlar içerisinde yer alan iç borç büyüme oranı gecikmeleri serilerinin parametre tahminleri negatif tahmin edilmekle beraber, negatif parametre tahminleri sonucunda yüksek iç borç büyüme seviyelerine ulaşıldığında aktivasyon fonksiyonlarının hızla sıfıra hareket ettiği, dolayısıyla, negatif etkinin hızla azaldığı görülmüştür.

Bu çerçevede, Türkiye'de FTPL teorisinin SANN modeli ile 1989-2008 dönemi için analiz edildiği modelde, iç borç büyüme oranı yüksek seviyelere ulaştığında modelin doğrusal olmayan kısmında nöron aktivitesinin azalması ve modelin doğrusal kısmının enflasyon oranı üzerindeki açıklayıcı etkisinin, ve dolayısıyla iç borç büyüme oranının enflasyon oranı üzerindeki pozitif etkisinin arttığı sonucuna ulaşılmaktadır³²¹.

³²¹ Model kapsamında, SANN modellerinin parametrik yorumlanmasına ilişkin şu sonuçlara ulaşılmıştır:
i. Lojistik aktivasyon fonksiyonu içerisinde değişkenin parametre tahmini negatif (pozitif) tahmin edildiğinde, değişkende gerçekleşen bir artış sonucunda F fonksiyonu sıfıra (bire) yakınsamaktadır. Dolayısıyla, negatif (pozitif) parametre tahminlerine sahip değişkenlerin aktivasyon üzerindeki etkisi negatiftir (pozitiftir).
ii. Nöronların çarpıldığı lambda parametre tahminleri nöron içerisinde yer alan değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkisinde önemli rol oynamaktadır. Lojistik fonksiyon içerisinde değişkenlerin parametre tahminleri ile lojistik fonksiyonun aktivasyon derecesi aynı yönde hareket etmektedir. Bu çerçevede, negatif parametre tahminine sahip bir değişkendeki artış nöronun aktivasyon seviyesini azaltarak sıfıra hareket etmesine sebep olurken, negatif lambda tahminlerine sahip nöronlar için değişkendeki artış negatif olmakla beraber nöronun aktivasyon derecesi azaldığından toplam model üzerindeki negatif etki de azalmaktadır;
SANN modelinin parametrik olarak incelenmesinde bir diğer yöntem ise ilgili değişkene göre türevinin alınmasıdır. Bu kapsamda, modelin doğrusal ve doğrusal olmayan kısımlarının nispi etkileri karşılaştırılabilmektedir. Modelin doğrusal kısmında değişkenlere göre türev alındığında parametre tahminleri elde edilmektedir. Doğrusal olmayan kısımda sigmoid aktivasyon fonksiyonu için türev kuralı ise,

Çalışmada ikinci olarak iç borç büyüme oranının bağımlı değişken olduğu SANN modeli tahmin edilmiştir.

5.2.5.2 İç Borç Büyüme Oranı İçin SANN Modeli

Doğrusallık testleri kapsamında model mimarisi incelenmiştir. LM test döngüsü kapsamında elde edilen sonuçlar Tablo 5.17’de verilmektedir.

Tablo 5.17 Enflasyon Oranı Modeli Doğrusallık Testleri ile Optimum Girdi Seti, Nöron Adeti ve Nöronlarda Yer Alan Girdi Setlerinin Seçimi

	LM_{SANN}	$LM(1)_{SANN}$	$LM(2)_{SANN}$	$LM(3)_{SANN}$	$LM(4)_{SANN}$
<i>F testi olasılık değeri:</i>	1.062E-09	1.43E-08	0.000732	0.014272	-
<i>girdi seti vektörü</i>	[1 2 4 6]	[1 2 4 6]	[1 3]	[1 2 6]	[1 2 6]

Not: p-değerleridir. Seçilen girdi gecikme seti [] ile verilmektedir. alfa=0.05 alınmıştır. Girdi seti ve gizli birim adeti seçimlerinde AIC bilgi kriteri esas alınmıştır. ** Boş önsavı: doğrusal model. Birinci nöronda optimum girdi seti braket içinde verilmektedir. *** Boş önsavı: tek nöronlu model. Dolu önsavı: çift nöronlu model. ****Üç nöronlu model iki nöronlu modele karşı test edilmektedir. Programda test döngüsünden çıkıldığından p değerleri verilmemektedir. [] içinde test edilen 3.cü nörona dahil edilen girdi seti verilmektedir.

LM_{SANN} testinde hesaplanan olasılık değeri 0.05’ten küçük olduğundan doğrusallık önsavı reddedilmektedir. Hesaplanan LM testleri içerisinde, F istatistiği maksimize eden (p değerini minimize eden) modelde girdi seti kombinasyonu toplam girdi setinden

[1 2 3 4 5 6]=[$y_{t-1}, y_{t-2}, y_{t-3}, x_{t-1}, x_{t-2}, x_{t-3}$] oluşmaktadır. Doğrusal modelin tek gizli katmanlı SANN modeline karşı sınındığı $LM(1)_{SANN}$ testinde tek nöronlu SANN modeli doğrusal modele karşı kabul edilmiştir. Testte, girdi seti [1 2 4 6]=[$y_{t-1}, y_{t-2}, x_{t-1}, x_{t-3}$] olarak seçilmektedir. İki nöronlu SANN modelinin tek nöronlu SANN modeline karşı sındığı testte, iki nöronlu SANN tipi doğrusal olmamanın en güçlü kabul edildiği modelde girdi seti [1 3]=[y_{t-1}, x_{t-1}] olarak belirlenmiştir. $LM(3)_{SANN}$ testi ile 3 nöronlu bir model 2 nöronlu bir modele karşı sınınanarak, üç nöronlu SANN(3) modeli kabul edilmiştir. $LM(3)_{SANN}$ testinde olasılık değeri 0.014272 olarak hesaplanıldığından $\alpha = 0.01$ anlamlılık seviyesinde modele 3. Nöronun

$$s = \frac{1}{1 + e^{-f(x)}}, s' = s(1-s) \frac{\partial f}{\partial X} \text{ biçimindedir.}$$

eklenmesi anlamsız bulunurken, $\alpha = 0.05$ seviyesinde anlamlı kabul edilmektedir. $LM(3)_{SANN}$ testi çerçevesinde SANN(3) modeli esas alınacaktır³²².

İç borç büyüme oranı serisinin bağımlı değişken olduğu tek gizli katmanlı, üç nöronlu SANN(3) modeli tahmin edilmiştir.

$$x_t = -8.56 - 0.90y_{t-1} - 3.87y_{t-2} - 1.14x_{t-1} + 0.68x_{t-2} \quad (5.36)$$

(2.02) (0.44) (1.05) (0.37) (0.47)

$$+ 11.44 \times F_1(\mathbf{a}'_1 \tilde{\mathbf{x}}, c_1) - 2.52 \times F_2(\mathbf{a}'_2 \tilde{\mathbf{x}}, c_2) + 12.02 \times F_3(\mathbf{a}'_3 \tilde{\mathbf{x}}, c_3) + \varepsilon_t$$

(2.96) (1.17) (3.13)

$$F_1(\mathbf{a}'_1 \tilde{\mathbf{x}}, c_1) = \frac{1}{1 + \exp(-2.08(-0.70x_{t-1} - 0.17y_{t-1} + 0.52x_{t-2} - 1.83y_{t-2} - 1.07x_{t-3} - 1.53y_{t-3} + 1.0536))}$$

$$F_2(\mathbf{a}'_2 \tilde{\mathbf{x}}, c_2) = \frac{1}{1 + \exp(-0.651(0.35x_{t-1} - 1.30y_{t-1} - 1.68x_{t-2} - 0.46y_{t-2} - 0.77x_{t-3} - 0.36y_{t-3} + 0.554))}$$

$$F_3(\mathbf{a}'_3 \tilde{\mathbf{x}}, c_3) = \frac{1}{1 + \exp(-0.24(+0.25x_{t-1} - 1.29y_{t-1} - 1.15x_{t-2} - 0.80y_{t-2} + 1.32x_{t-3} + 2.44y_{t-3} + 1.786))}$$

$F(7, 221) = 10.80 (0.00)$, $RMSE = 0.0418$, $R^2 = 0.26$, $\bar{R}^2 = 0.23$, $Q(1) = 0.004(0.95)$, $Q(2) = 0.007(0.9)$, $Q(3) = 0.03(0.99)$, $Q(12) = 21.647(0.04)$, $dw = 1.99$, $\delta_{\varepsilon, SANN} = 0.041$, $\delta_{\varepsilon, SANN} / \delta_{\varepsilon, LSTAR} = 0.99$, $\delta_{\varepsilon, SANN} / \delta_{\varepsilon, AR} = 0.96$, $ARCH(1) = 0.55 (0.45)$, $ARCH(4) = 3.51(0.47)$.

Modelde, standart sapmalar parantez içinde verilmiştir. Diagnostik testlerde, istatistik ve (olasılık değeri) raporlanmıştır.

Hata terimlerde ARCH etkisinin test edildiği ARCH(1) ve ARCH(4) testlerinde, modelin hata terimlerinde 1. ve 4. dereceden ARCH etkisi olmadığı önsavları %5 anlamlılık seviyesinde kabul edilmiştir.

Hesaplanan $Q(1)$, $Q(2)$ ve $Q(3)$ istatistikleri hata terimlerinde otokorrelasyon olmadığına işaret etmektedir. Hata terimlerinin korrelogramı incelendiğinde ACF fonksiyonunun 12. gecikmede güven aralığını kestiği görülmüştür. $Q(12) = 21.647$ olarak hesaplanırken kritik değer $Q(10) = 19.139$ 'dan düşüktür. Hata terimlerinde 12. gecikmede ACF fonksiyonunda gerçekleşen sıçrama göz önüne alınarak analize devam edilmiştir. Diğer taraftan, modele 12.

³²² Benzer şekilde y serisinin bağımlı değişken olduğu LSTAR modelinde doğrusal olmama reddedilirken, x serisinin bağımlı değişken olduğu LSTAR modelinde doğrusal olmama reddedilemediği dikkat çekmektedir.

gecikmelerin dahil edilerek modelin tekrar tahmin edildiğinde 12. gecikmede gerçekleşen sıçrama ortadan kalkmaktadır. LSTVAR modelinde de benzer problemin olduğundan hareketle, SANN modeline 12. gecikmeler eklenmemiştir. Öte yandan, dw istatistiği 1.99 olarak hesaplandığından hata terimlerinde otokorrelasyon olmadığına işaret etmektedir. Model için elde edilen R^2 belirlilik katsayısı ve standart sapma oranları $\delta_{\varepsilon, SANN} / \delta_{\varepsilon, LSTAR} = 0.99$, $\delta_{\varepsilon, SANN} / \delta_{\varepsilon, AR} = 0.96$ olup doğrusal olmayan modellerde AR modeline karşı iyileşmeye işaret etmektedir. SANN modeli doğrusal modelden nispi olarak daha düşük hata terimleri standart sapmasına sahip bulunurken, LSTAR modeli ile yakın sonuçlar elde edilmiştir.

Modelin doğrusal kısmında, y_{t-1} ve y_{t-2} enflasyon oranı serilerinin parametre tahminleri -0.90 -3.87 olarak tahmin edilmiş olup istatistiksel olarak anlamlıdır. x_t serisine ilişkin AR(2) parametresi anlamsız bulunmuştur. Modelin doğrusal kısmında enflasyon oranında gerçekleşen % 1 birimlik artış iç borç büyüme oranında birinci ve ikinci gecikmelerde %0.90 ve %3.87 birim azalışa sebep olduğundan modelin doğrusal kısmından hareket edildiğinde, enflasyon artış hızının iç borç artış hızını azalttığı, dolayısıyla fiyatlar genel düzeyindeki artışların beklenildiği çerçevede reel iç borç stokunu azalttığı görülmektedir.

Modelin doğrusal olmayan kısmında ise nöronların ayrı ayrı incelenmesi önem taşımaktadır. Birinci nöron olan $F_1(\alpha'_1 \tilde{x}, c_1)$ fonksiyonunun lambda parametresi +11.44 olarak tahmin edilmiştir. Nöron içinde yer alan y_{t-1} , y_{t-2} ve y_{t-3} değişkenlerinin parametre tahminleri negatif olarak tahmin edildiğinden y_{t-1} , y_{t-2} ve y_{t-3} serilerinin değerleri pozitif yönde arttırıldığında, e^x terimi +sonsuzda gideceğinden $F = \frac{1}{1 + e^x} \rightarrow 0$ 'a yakınsayacaktır.

Dolayısıyla, enflasyon oranının gecikmelerinde gerçekleşen bir artışın lojistik fonksiyon içerisindeki etkisi aktivasyon fonksiyonunun aktivasyon derecesinin azalması şeklinde gerçekleşmektedir. Lambda parametresi +11.44 olarak tahmin edildiğinden, lojistik fonksiyon $F_1(\alpha'_1 \tilde{x}, c_1) > 0$ olduğu müddetçe enflasyon oranındaki artışlar iç borç büyüme oranını pozitif olmakla beraber yüksek enflasyon oranlarında etkinin azaldığı sonucuna varılmaktadır. Diğer taraftan, geçmiş dönemlerde gerçekleşen enflasyon oranı yükseldikçe $F_1(\alpha'_1 \tilde{x}, c_1) \rightarrow 0$ yaklaştığından yüksek enflasyon oranı seviyelerinde enflasyon artışlarının reel iç borç artışını azaltıcı etkisinin doğrusal olmayan yapıda giderek ortadan kalktığı sonucuna varılmaktadır.

Geçmiş dönemlerin aylık enflasyon oranı negatif değerler aldığından e^x değeri sıfıra yakınsayacağından lojistik fonksiyon, $F = \frac{1}{1+e^x} \rightarrow 1$ 'e yaklaşmaktadır. Dolayısıyla, enflasyon oranında azalışlar sonucunda $F_1(\alpha'_1 \tilde{x}, c_1) \rightarrow 1$ 'e yakınsayacağından, +11.44 lambda parametresi ile $F_1(\alpha'_1 \tilde{x}, c_1)$ fonksiyonu çarpıldığında, iç borç büyüme oranı üzerinde enflasyon düşüşlerinin etkisi, reel borç stokunun yükselmesinden hareketle pozitif olarak gerçekleşmektedir.

İkinci nöronda lambda parametresi birinci nörondan farklı olarak -2.52 olarak negatif tahmin edilmiştir. Nöron içinde y_{t-1} , y_{t-2} ve y_{t-3} değişkenlerinin parametre tahminleri birinci nöronda olduğu gibi negatif hesaplanmıştır. Bu çerçevede birinci nöron için analiz edildiği gibi ikinci nöronda enflasyon oranı serileri olan y_{t-1} , y_{t-2} ve y_{t-3} serilerinin değerleri pozitif yönde arttırıldığında, e^x terimi +sonsuzaya yaklaşırken $F = \frac{1}{1+e^x} \rightarrow 0$ 'a gitmekte, lojistik aktivasyon fonksiyonunun aktivasyon derecesi azalmaktadır. Öte yandan, lambda parametresi -2.52 olarak tahmin edildiğinden, enflasyon artışları sonucunda $F_2(\alpha'_2 \tilde{x}, c_2)$ sıfıra yaklaşmakla beraber negatif bir değerle çarpıldığından, ikinci nöronda enflasyon artışlarının iç borç büyüme oranı üzerinde negatif bir etkisi olmakla beraber, yüksek enflasyon seviyelerinde $F_2(\alpha'_2 \tilde{x}, c_2)$ fonksiyonunun etkisi azaldığından, enflasyon artışının iç borç büyüme oranı üzerindeki azaltıcı etkisinin yüksek enflasyon seviyelerinde azaldığı sonucuna varılmaktadır.

Üçüncü nöronda, lambda parametresi birinci nöronda olduğu gibi pozitif ve +12.02 olarak tahmin edilmiştir. Nöron içerisinde yer alan y_{t-1} , y_{t-2} serilerinin parametre tahminleri birinci ve ikinci nöronda olduğu gibi negatif tahmin edilirken, y_{t-3} serisinin parametre tahmini pozitif olarak tahmin edilmiştir. $F_3(\alpha'_3 \tilde{x}, c_3)$ aktivasyon fonksiyonu içerisinde y_{t-1} , y_{t-2} değişkenlerinde artış sonucunda $F_1(\alpha'_1 \tilde{x}, c_1) \rightarrow 0$ yaklaştığından yüksek enflasyon oranı artışlarının aktivasyon fonksiyonu üzerindeki etkisi aktivasyon derecesinin azalması yönündedir. Öte yandan, lambda parametresi +12.02 olarak tahmin edildiğinden, enflasyon oranındaki artışların iç borç büyüme oranı üzerindeki etkisi pozitif olmakla beraber, yüksek enflasyon seviyelerinde bu etkinin azalması söz konusudur. Diğer taraftan, y_{t-3} serisinin parametre tahmini pozitif olarak tahmin edildiğinden üç ay öncesi enflasyon oranındaki

artışlar sonucunda $e^x \rightarrow 0$ ’a yaklaşacağından lojistik fonksiyon, $F = \frac{1}{1+e^x} \rightarrow 1$ ’e yaklaşmaktadır. Dolayısıyla, y_{t-3} serisi belli oranda yükseldiğinde, enflasyon oranındaki artışın iç borç büyüme oranı üzerindeki toplam etkisi pozitif yönde gerçekleşmektedir³²³.

Sonuç olarak model incelendiğinde, modelin doğrusal kısmında enflasyon oranı artışlarının iç borç büyüme oranı üzerindeki etkisi negatif yönde gerçekleşirken modelin doğrusal olmayan kısmında, enflasyon oranındaki artışın iç borç büyüme oranı üzerindeki etkisinin daha esnek bir yapıda incelenmesi gerektiği ortaya konmaktadır. Bu kapsamda, yüksek enflasyon seviyelerinde $F_i(\alpha_i' \tilde{x}, c_i)$ fonksiyonlarının aktivasyon derecesi azaldığından, enflasyon artışının iç borç büyüme oranı üzerindeki arttırıcı etkisinin enflasyonist dönemlerde farklılaştığı görülmüştür.

Politika kurallarının belirlenmesinde fiyat ve iç borçlanma artışlarının büyüklükleri ve hızı önem taşımaktadır. Bu kapsamda, doğrusal modeller ile tanımlanan politika kurallarının aksine, doğrusal olmayan modellerin kullanılmasıyla bağımlı değişken üzerindeki etkilerinin asimetric ve eşik değerlerine göre farklılaşan özelliklerinin göz önünde bulundurulması gerekmektedir. Fiyatlar Genel Düzeyinin Belirlenmesine İlişkin Maliye Teorisi’nin Türkiye Ekonomisi için doğrusal olmayan modeller ile incelendiği çalışmada, eşik yapısının temel alındığı STAR ve SANN modellerinin iç borçlanmaların nispi fiyatlar üzerindeki doğrusal-olmayan ve asimetric etkilerinin modellenmesinde önem taşıdığı görülmüştür. Çalışmada, fiyatlar genel düzeyine ilişkin politikaların belirlenmesinde maliye politikalarının servet etkilerinin önemine ek olarak, doğrusal olmayan yapının önem kazanacağı sonucuna varılmaktadır.

³²³ Modelde, enflasyon oranının iç borç büyüme oranı üzerindeki etkisinin incelenmesine ağırlık verildiğinden, nöronlar içerisinde yer alan x_{t-1} , x_{t-2} ve x_{t-3} değişkenlerinin parametre tahminleri yorumlanmamıştır. Buna ek olarak, modelde üç nöron içerisinde yer alan x_{t-1} , x_{t-2} ve x_{t-3} değişkenlerinin parametre tahminleri de benzer şekilde yorumlanabilmektedir.

6. SONUÇ

İktisat yazınında, fiyatlar genel düzeyinin belirlenmesinde Miktar Teorisi önemli bir yere sahiptir. Miktar Teorisinde, nispi fiyatlardaki değişimlerin temel belirleyicisi para arzı olup fiyat seviyesi parasal bir olgu olarak tanımlanmaktadır. Miktar Teorisi kapsamında para politikalarının başarılı sonuç verebilmesi maliye politikalarının Ricardocu eşdeğerliği gözetmesiyle yakından ilişkilidir. FTPL Teorisinde, maliye politikalarının baskın özellikler taşıması durumunda servet etkilerinin nispi fiyatlar üzerinde reel etkilerinden hareket edilmekte, iç borç düzeyindeki artışların gelecek faiz dışı fazla artışları ile karşılanamaması durumunda zamanlararası bütçe kısıtı eşdeğerliğinin sağlanması fiyat seviyesindeki artışlar kanalıyla sağlanmaktadır. Ricardocu eşdeğerliğin sağlanmadığı ekonomilerde kamu borçları servet etkileri kanalıyla fiyatlar genel düzeyinin belirlenmesinde önemli rol oynamaktadır.

Çalışmanın birinci kısmında, Ricardocu eşdeğerliğin öneminin vurgulandığı temel çalışmalar olan Modigliani ve Ando (1960, 1963), Modigliani (1971), Modigliani (1986), Scitovszky (1941), Haberler (1946), Pigou (1943) ve Patinkin (1956) çalışmalarından hareketle servet etkileri değerlendirilmiştir. Temel kabul edilen çalışmalar analiz edildiğinde hükümetlerin vergi finansmanı yerine borçlanmaya başvurulması sonucunda oluşacak net servet etkisinin tasarruflarda bir azalma ve tüketimde bir artışa sebep olabileceğini ortaya konarken, para arzındaki artışların da reel balans etkisi kanalıyla toplam talepte bir artışa sebep olacağı vurgulanmaktadır. Mali baskınlığın tartışıldığı Aiyagari ve Gertler (1985), Sargent (1982), Sargent ve Wallace (1981) ve Leeper (1991) çalışmalarında fiyat seviyesine ilişkin modellerde Ricardocu eşdeğerliğin a-priori olarak kabul edilmesinin doğuracağı sakıncalara dikkat çekilmekte, Ricardocu eşdeğerliğin geçersiz olması durumunda para politikaları çerçevesinde hedeflenen sonuçlar ile gerçekleşen nihai sonuçlar arasında önemli farklar olacağı vurgulanmaktadır. Bu çalışmalar kapsamında, para politikalarının başarısında Ricardocu eşdeğerliğin önemli bir ön koşul olarak değerlendirildiği dikkat çekilmekle beraber, fiyatlar genel düzeyinin belirlenmesinde para politikaları temel araç olarak öne çıkmaktadır.

Bölüm 2’de, FTPL teorisi için incelenen modelde, Diamond (1965), Aiyagari ve Gertler (1985) ve Barro (1974) temel çalışmalarında kullanılan fayda fonksiyonları ve sonsuz ufuk

ve rasyonel beklentiler varsayımları temel alınmıştır. Sims (1993), Leeper (1991), Woodford (1998a, 1998b) ve Cochrane (1998a) senyoraj gelirlerinin bütçe finansmanındaki payının çok düşük seviyede olmasına ek olarak bağımsız Merkez Bankası varsayımı altında bütçe kısıtında senyoraj gelirlerinin iç borç finansmanında kullanılamadığı varsayımından hareketle nakitsiz durum varsayımı modele dahil edilmiştir. Bu çerçevede, hanehalkı bütçe kısıtından veya kamu kesimi bütçe kısıtından hareket edilerek zamanlararası bütçe eşdeğerliğine ulaşıldığı bir model incelenmiştir. Modelde, reel iç borç stokunun gelecek faiz dışı bütçe fazlalarının bugüne indirgenmiş değerine eşitlenmesi önem taşımakta, faiz dışı fazlaların iç borç artışlarını finanse etmekte yetersiz kaldığı durumda eşdeğerliğin sağlanması fiyat seviyesinde her dönemde gerçekleşen sıçramalar kanalıyla sağlanmaktadır.

Bölüm 2'nin bir diğer amacı, FTPL teorisinin doğrusal olmayan yapıya genelleştirilmesidir. FTPL teorisi, Davig, Leeper ve Chung (2005), Davig ve Leeper (2005) ve Sims ve Zha (2006) çalışmalarında doğrusal olmayan rejim geçişli modellere genelleştirilmekle beraber teorisinin MS modelleri ile modellendiğinde ortaya çıkan tanımlama problemi teorisinin MS modelleri ile modellenmesinde önemli bir engel oluşturmaktadır. Nitekim Davig, Leeper ve Chung (2005) çalışmasında, Ricardocu olmayan rejimlere geçişin bir olasılık fonksiyonu ile tanımlanması durumunda FTPL teorisinde önem taşıyan rasyonel hanehalkı ve tam öngörü varsayımları altında her dönemde Ricardocu olmayan politikalara geçiş söz konusu olabileceğinden Ricardocu ve Ricardocu-olmayan rejimlerin ayrıştırılamadığına dikkat çekilmektedir. Bu çerçevede, hanehalkının optimizasyon fonksiyonunda rasyonel beklentiler altında politikaların gelecekte değişebileceğine ilişkin bir olasılık yerleşik olduğunda, para veya maliye şokları her zaman (her dönemde) servet etkileri yaratmaktadır. Öte yandan, maliye disiplininde gelecekte süreklilik öngörüldüğünde kamu harcamalarındaki bir artışın Devlet tahvilleri ile finanse edilmesi, gelecekte vergi artışına karşılık geleceğinden kamu yükümlülüklerindeki artışlar ekonomilerde reel etkilere sebep olmamaktadır.

Doğrusal olmayan yöntemlere maliye teorisi kapsamında sıklıkla başvurulduğu bir diğer alan ise maliye politikalarının sürdürülebilirliği ile ilgilidir. FTPL teorisinde önem taşıyan zamanlararası bütçe eşdeğerliğinin sağlanması ve maliye disiplininin sürdürülebilirliğinin incelenmesi için bütçe kısıtında yer alan mali değişkenlerin birim kök testleri ile incelenmesinin öne çıktığı Hamilton ve Flavin (1986) çalışması, Arestis ve diğ. (2004) tarafından Caner ve Hansen (2001) doğrusal olmayan eşik otoregresif (TAR) birim kök testlerine genişletilmiş; Chortareras, Kapetanios ve Uctum (2004), Bahmani (2007), Sollis

(2004), Ono (2008), Considine ve Gallagher (2004) ve Bajo-Rubio, Diaz-Roldan ve Esteve (2006) çalışmalarında STAR tipi doğrusal olmayan yapıya genelleştirilmiştir.

Çalışmada, FTPL teorisi için oluşturulan modelin doğrusal olmayan yapıda modellenmesinde Davig, Leeper ve Chung (2005), Davig ve Leeper (2005) ve Sims ve Zha (2006) çalışmalarından farklı olarak rejimler arası geçişin eşik mantığını içeren ve içsel geçiş fonksiyonları ile tanımlandığı doğrusal olmayan STAR ailesi ve ANN modellerinden hareket edilmiştir. Yaklaşımın temel farklılıkları: i. FTPL modelinde, Canzoneri ve diğ. (2001) doğrusal VAR ve Davig ve Leeper (2005) yaklaşımlarından farklı olarak iç borç stoku ve fiyatlar genel düzeyi serileri ve fiyatlar genel düzeyindeki ayarlanmadan hareket edilmesi; ii. FTPL teorisinde fiyat seviyesinde her dönemde ayarlanmanın test edilmesinin önem taşımasından hareketle modellerde rejimlerde kalıcılık olmaması; iii. Davig ve diğ. (2005) eleştirisinin temel alınarak FTPL teorisi kapsamında Markov tipi rejim geçişinden farklı olarak rejimlere geçişin her t döneminde içsel değişkenlerin tahmin edilen eşik değerlerine göre nispi konumunun bir fonksiyonu olarak tanımlanması ve dolayısıyla rasyonel beklentiler ve tam öngörü dengesi varsayımlarının sürdürülmesi; iv. mali sürdürülebilirliğe ilişkin Hamilton ve Flavin (1986) çalışmasını takip ederek oluşturulan Arestis ve diğ. (2004) çalışmalarında yer alan rejimler arası geçiş yapısının temel alınmasıdır. Nitekim modelin oluşturulmasında TAR ailesi ve SANN modellerinin temel alınmasındaki bir diğer etmen ise maliye politikaları her dönemde bütçe planları çerçevesinde belirlenmekte olması, dolayısıyla doğrusal olmayan yapıya genelleştirilmesinde rejimler arası geçişin eşik mantığına daha uygun olmasından kaynaklanmaktadır.

Bölüm 3'te, FTPL teorisinin test edilmesinde öne çıkacak STAR modellerinin modellenmesinde doğrusal olmayan temel STAR modelleri olan LSTAR ve ESTAR modellerinden farklı olarak ikiden fazla rejime genişletilmiştir. Bu çerçevede, LST(A)R ve EST(A)R modellerinin oluşturulmasında takip edilen Luukkonen ve diğ. (1988), Teräsvirta, Lin ve Granger (1993), Granger ve Teräsvirta (1993), Teräsvirta (1994) ve Teräsvirta (1997) doğrusal olmama testlerinin temel alındığı model oluşturma süreçleri temel alınmıştır. STAR modelinin ikiden fazla rejime genişletilmesinde STAR modellerinin yerleşik yapıda tanımlandığı van Dijk ve diğ. (1997, 1999) MRST(A)R modeli ve Lundberg ve diğ. (2003) TVST(A)R modellerinden farklı olarak, ANN yapısında öne çıkan eklemeli yapı önem taşıdığından, yaklaşım çerçevesinde eklemeli STAR modeli incelenmiş, ANN modelindeki sigmoid geçiş fonksiyonu yapısından hareketle oluşturulan lojistik geçiş fonksiyonlu MLSTAR modelinin oluşturulmasında ST(A)R modelleri için takip edilen LM test süreçleri

temel alınmıştır. Bu çerçevede regresyon uzayının ikiden fazla alt örnekleme bölünerek, serilerde doğrusal olmamanın reddedilemediği durumlarda modelin doğrusal olmayan kısmından temin edilen bilginin iyileştirilmesi bölümün temel amacını teşkil etmektedir. Çalışmada, eklemeli STAR modellerinde üstel geçiş fonksiyonunun temel alındığı bir MESTAR modelinin tercih edilmemesinin sebepleri $[0,1]$ aralığında tanımlı üstel geçiş fonksiyonunun bazı durumlarda alt sınır olan sıfır değerinin üstünde bir değerde minimize olması; gamma parametresinin büyük değerleri için üstel fonksiyonun 1'e çok hızlı hareket etmesinde karşılaşılan doğrusal olmayan yapıda gerçekleşen problemler; lojistik fonksiyondan farklı olarak üstel fonksiyonun dış rejimlerde simetrik olması; ESTAR modelinin TAR ve SETAR gösteriminin sağlanamamasına ek olarak ESTAR modelinin ANN modeli içinde yerleşik yapıda tanımlanamaması olarak sıralanmaktadır. Lojistik fonksiyonun bir diğer özelliği İktisat teorisinde öne çıkan marjinal kavramların modellenmesinde öne çıkmaktadır.

Bölüm 4'te, deterministik ve parametrik olmayan ANN modellerinin stokastik ve parametrik yapıda modellenmesi amaçlanmakta, bu kapsamda incelenen İktisat politikası çerçevesinde bir politika aracı olarak değerlendirilmesi hedeflenmektedir. Bu hedef doğrultusunda, temel ANN modeli olan signum geçiş fonksiyonlu McCulloch ve Pitts (1943) Perseptron Modeli ile gösterge geçiş fonksiyonlu T(A)R modelinin yerleşik yapıda modeller olduğundan hareket edilerek perseptron modelinin geliştirilmesiyle elde edilen Çok Katmanlı Perseptron ANN Modeli (MLP) sigmoid geçiş fonksiyonlarına sahip STAR ailesi modelleri arasındaki benzer mimari yapı ortaya konmaktadır. Deterministik ANN mimarisinin stokastik yapıya genelleştirilmesinde Stokastik ANN (SANN) modelinin geliştirildiği Lai ve Wong (2001) çalışmasından farklı olarak, STAR modelleri için geliştirilen ekonometrik yöntemler esas alınmıştır. Çalışmada incelenen SANN modelinde Jordan ve Jacobs (1994) Hiyerarşik Uzman Karışımı (HME) Modellerinin temel alındığı Lai ve Wong (2001) SANN modelinden farklı olarak aktivasyon fonksiyonları kesikli gösterge fonksiyonu yerine sürekli lojistik fonksiyon olarak tanımlanarak SANN modelinin STAR modelleri kapsamında incelenmesi hedeflenmiştir. SANN model oluşturulma aşamalarında Luukkonen ve diğ. (1988) ve Eitrheim ve Teräsvirta (1996) STAR tipi doğrusal olmama testleri ile benzer yapıda olan Teräsvirta, Lin ve Granger (1993) ve White (1989a, 1989b) ANN tipi doğrusal olmama testleri ve Bölüm 3'te yer alan ikiden fazla rejim içeren eklemeli STAR modelleri için önerilen model kurulum süreçleri temel alınmıştır. SANN modelinde rejimler (oto)regresif yapıda tanımlanmasında, çalışmada FTPL modelinin Türkiye ekonomisi için doğrusal

olmayan yapıda modellenmesinin amaçlanması ve mali değişkenlerin kullanılacak olması rol oynamıştır. Öte yandan, yüksek frekanslı ve ARCH etkisine sahip serilerin modellenmesinde SANN modeli rejimlerin ARCH ailesi modelleri ile tanımlandığı NN-GARCH modellerine genelleştirilebilmektedir (Davidson ve Kamstra, 1997, Bildirici ve Ersin, 2009).

Çalışmada incelenen SANN modeli kurulum aşamaları, i. bilgi kriterleri çerçevesinde optimum doğrusal model oluşturulması; ii. Teräsvirta ve diğ. (1993), White (1989a, 1989b), Anders ve Korn (1999) ANN tipi doğrusal olmama testlerinden hareketle doğrusal modelin hata terimlerinde gizli katmanda yer alan nöron adetinden bağımsız yapıda Taylor yaklaşıtlımının esas alındığı LM testi çerçevesinde ANN tipi doğrusal olmama testleri; iii. farklı girdi kombinasyonları için Taylor yaklaşıtırımı ve LM testleri döngüsünde farklı bilgi kriterinin temel alınabileceğı yöntemde, doğrusal olmayan optimum girdi seti kümesi belirlenmesi; iv. doğrusal modelin tek nöronlu bir SANN modeline karşı sınanması, farklı girdi kombinasyonları içeren tek nöronlu modeller içerisinde doğrusallığın en güçlü reddedildiğı optimum modelin oluşturulması; v. iki nöronlu SANN modelinin tek nöronlu SANN modeline karşı sınanması, test döngüsünün Taylor yaklaşıtırımına dayalı LM testleri ile tekrarlanarak ikinci nöronun optimum mimarisinin belirlenmesi; vi. doğrusallığın ilk reddedilemediğı noktada model kurulum döngüsünden çıkılması aşamalarından oluşmaktadır. Yaklaşım çerçevesinde optimum doğrusal olmayan kısım mimarisi seçimi aynı zamanda geçiş yapısının birden fazla geçiş değişkeninin ağırlıklandırılmış değeri olarak tanımlandığından STAR modellerindeki geçiş yapısından farklı olarak doğrusal olmayan yapının yakalanmasında doğrusal olmayan kısmın açıklayıcı gücünde iyileşme sağlanması hedeflenmiştir. Bölüm 5'te incelenen STAR ve MLSTAR modellerinde lojistik geçiş fonksiyonları 2002 sonrası dönemde tek değişkenli modelde faiz ödemeleri oranı serisinin; çok değişkenli modelde enflasyon oranı serisinin düşük seyretmesi dolayısıyla sıfır değerine çok yakın seyretmektedir. Bu durumun oluşmasında, düşük enflasyon döneminde gerçekleşen yapısal değişim rol oynamaktadır. Öte yandan, SANN modeli için incelenen aktivasyon fonksiyonları STAR modelinden farklı olarak birden fazla geçiş değişkeni içerdiğinden aktivasyon derecesinin fazla olduğu ve sıklıkla [0,1] aralığında hareket ettiği görülmüştür.

Bölüm 5'te, Bölüm 2.'de incelenen FTPL teorisine ilişkin modelin Türkiye ekonomisi için bir doğrusal olmayan ekonometrik analizinin gerçekleştirilmesi hedeflenmiştir. Bölümde, FTPL teorisine ve maliye politikalarında sürdürülebilirliğe ilişkin yazın göz önünde bulundurularak FTPL teorisine ilişkin, tek değişkenli ve çok değişkenli modeller incelenmiştir. İktisat

yazınında faiz dışı fazlalar hükümetlerin borç ödemelerinden sonra kendi tasarruflarında olan operasyonel bütçe açığı olarak değerlendirilmektedir. Faiz ödemelerinin artması ile hükümetlerin elindeki operasyonel gelir azalırken mali baskınlık artacağından FTPL kapsamında ele alınan zamanlararası bütçe kısıtının sağlanmasında fiyat seviyesinin yükselerek bütçe eşdeğerliğini sağlaması gerekliliği ortaya çıkmaktadır. Bu kapsamda Bölüm 5'in birinci kısmında, operasyonel bütçenin oluşmasında önemli rol oynayan net iç borç faiz ödemelerinin dış borç faiz ödemelerine oranı serisi Türkiye'de mali baskınlığın bir göstergesi olarak kabul edilerek 1985.01-2008.10 dönemi için tek değişkenli STAR ve SANN yaklaşımları ile analiz edilmiştir. Faiz ödemeleri oranı serisinin, doğal logaritma ve birinci fark dönüşümü uygulandığında doğrusal ADF, KPSS ve doğrusal olmayan Kapetanios ve diğ. (2003) doğrusal olmama testleri çerçevesinde birinci dereceden $I(1)$ entegre bir seri olduğu görülmüştür. Dönüştürülmüş faiz ödemeleri oranı serisi için AIC ve SIC bilgi kriterlerinden hareketle optimum belirlenen AR(6) modelinin hata terimleri diagnostik testler çerçevesinde yeterli bulunmakta, ARCH etkisinden bağımsız olduğu kabul edilmekle beraber, RESET testi ile modelde tanılama hatası olduğu kabul edilmektedir. RESET testlerinde elde edilen sonuçlar alternatif model hakkında bir bilgi içermemekle beraber gerçekte modellenememiş doğrusal olmamanın bir işareti olarak değerlendirilebilmektedir. AR(6) modeli için elde edilen etki tepki fonksiyonlarından hareketle, modelin durağan olduğu; faiz ödemeleri oranı serisinde gerçekleşen bir standart sapmalılık şokun etkisi 2.ci dönemde negatif bulunmakla beraber, birikimli IRF fonksiyonlarından hareketle, uzun dönemde pozitif bir patikaya yakınsadığı sonucuna varılmıştır.

İkinci aşamada, dönüştürülmüş faiz ödemeleri oranı serisi tek geçiş fonksiyonlu ve iki rejimli bir LSTAR modeli ile tahmin edilmiştir. Modelde geçiş parametresi dönüştürülmüş faiz ödemeleri oranı serisinin birinci gecikmesi olarak hesaplanırken eşik değeri 1.07 ve gamma parametresi 4.39 olarak tahmin edilmiştir. Türkiye'de incelenen dönemde opsiyonel bütçenin oluşmasında önemli bir etmen olan faiz ödemeleri oranının doğrusal olmayan bir yapı ve asimetric bir yapı izlediği görülmüştür. Koop .et. al (1996) çalışmasından hareketle GIRF genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonları oluşturularak bir mali şoku takiben rejimler arasında tepkinin miktarı ve süresinin farklılaştığı; birinci rejime kıyasla, faiz ödemeleri oranının bir önceki değerinin eşik değeri olan 1.07 seviyesinin üstüne çıktığında gerçekleşen ikinci rejimde birikimli GIRF fonksiyonunun yakınsadığı pozitif değer 2.8 kat fazla olduğu sonucuna varılmıştır. Tahmin edilen LSTAR modelinin hata terimlerinde modellenememiş doğrusal olmama reddedilemeyerek faiz ödemeleri oranı serisi dört rejimli MLSTAR modeli

ile tahmin edilmiştir. MLSTAR modelinde birinci ve ikinci geçiş fonksiyonlarında gamma parametreleri geçişin yumuşak olduğuna işaret etmektedir. Eşik değerleri sırasıyla 1.05 ve 4.001 olarak hesaplanırken, geçiş değişkenleri dönüştürülmüş faiz ödemeleri oranı serisinin 1. ve 3. gecikmeleri olarak hesaplanmaktadır. Faiz ödemeleri oranının 3 dönem önce eşik değeri olan 4.00'ün üstüne çıkarken, 1 dönem önceki değerinin eşik değeri olan 1.05'in üstünde gerçekleştiği rejimde her iki F fonksiyonu da aktive olmaktadır. Bu durumun kriz dönemlerine karşılık gelmesinden hareketle, iç borçlanmanın ağırlığının zorunlu olarak yükseldiği, eşik değerlerinin altına inilemediği ve düzeltmenin gerçekleşmediği bir döneme karşılık geldiği görülmüştür. Nitekim borç vadeleri hızla azalırken faiz oranlarındaki hızlı artış beraberinde borç maliyetini yükseltmekte, borç faiz ödemeleri hızla artmakta, maliye otoritesinin yoğun oranda iç borçlara yöneldiği, dolayısıyla operasyonel bütçenin zarar görerek mali baskınlığın arttığı sonucuna varılmıştır.

Bölüm 5'in birinci bölümünde faiz ödemeleri oranı serisi üçüncü olarak tek gizli katmanlı ve iki nöronlu SANN modeli ile tahmin edilmiştir. Modelde eşik parametreleri 1.39 ve 0.61 olarak hesaplanmıştır. Diğer taraftan SANN modelinde geçiş yapısı LSTAR modelinden farklı olarak 8 farklı gecikmenin bir fonksiyonu olarak tahmin edilmektedir. SANN modelinin hata terimlerinin standart sapması diğer modellerle karşılaştırılarak modelin açıklayıcı gücünün AR, LSTAR ve MLSTAR modellerinden fazla olduğu; ancak MLSTAR modeli ile SANN modeline yakın sonuçlar elde edildiği görülmüştür. AR, LSTAR ve MLSTAR modelleri için elde edilen normallik testleri sonuçları SANN modeli için elde edilen sonuçlarla karşılaştırıldığında, doğrusal olmayan modellere hareket edilerek özellikle kriz yıllarında gerçekleşen ve normallik varsayımının sağlanamamasında önemli rolü olan aşırı değerlerin özellikle SANN modelinde önemli ölçüde yakalandığı gözlenmiştir. Bu kapsamda, doğrusal modellerden doğrusal olmayan modellere hareket edildiğinde, incelenen seri için, aşırı değer olarak değerlendirilen gözlemlerden önemli ölçüde bilgi alınması söz konusu olmaktadır. Nitekim SANN modeli için hesaplanan nöronlar incelendiğinde, kriz yıllarına karşılık gelen 1994-1995, 1997-1999, 2001 sonu-2002 son çeyreğine ek olarak 2005-2006 ve küresel bunalıma karşılık gelen 2007 ortası - 2008'in son çeyreği dönemlerinde nöronların aktivasyon derecelerinin hızla arttığı görülmektedir. Bölümde, AR, LSTAR, MLSTAR ve SANN modellerinin tahmin gücü RMSE kriteri esas alınarak karşılaştırılarak doğrusal olmayan modellere hareket edildikçe RMSE oranının azaldığı görülmüştür. AR, STAR ve SANN modellerinin tahmin performansının karşılaştırılması için Diebold-Mariano (DM) eşit tahmin tutarlılığı testi kullanılmıştır. Yüzde 5 anlamlılık seviyesinde sırasıyla; AR ve LSTAR,

AR ve MLSTAR ve AR ve SANN modellerinin eşit tahmin gücüne sahip olduğu önsavları reddedilmektedir. AR modeliyle karşılaştırıldığında, DM testi için en düşük olasılık değeri SANN modeli için elde edilmektedir. Doğrusal olmayan modeller kendi aralarında karşılaştırıldığında, LSTAR ve MLSTAR modellerinin eşit tahmin tutarlılığına sahip olduğu ve LSTAR ve SANN modellerinin eşit tahmin tutarlılığına sahip olduğu önsavları yüzde 10 anlamlılık seviyesinde reddedilmiştir. MLSTAR ve SANN modelin eşit tahmin gücüne sahip olduğu önsavı yüzde 5 anlamlılık seviyesinde reddedilemeyerek, tahmin gücünün eşit olduğu önsavı kabul edilmiştir. Sonuç olarak, AR modeli tahmin gücü açısından LSTAR ve MLSTAR modelleriyle karşılaştırıldığında, LSTAR ve MLSTAR modellerine geçildikçe giderek artan iyileşme sağlandığı, AR modeliyle karşılaştırıldığında, en iyi tahmin gücünün SANN modeli ile elde edildiği; STAR ve SANN modellerinin karşılaştırılmasında DM testine başvurulduğunda, eşit tahmin gücünün LSTAR modeli için SANN modeli lehine reddedilirken MLSTAR modeli için reddedilemediği sonucuna varılmıştır.

Bölüm 5'in ikinci kısmında, FTPL teorisi doğrusal olmayan modeller ile modellenmiştir. Bölümde STAR modelleri Canzoneri ve diğ. (2001) gözlemsel eşdeğerlik probleminden hareketle STVAR modellerine genişletilerek tahmin edilmiştir. Enflasyon oranının bağımlı değişken olduğu modelde enflasyon oranının iki önceki gecikmesi geçiş değişkeni olarak belirlenirken, eşik değeri olan yüzde 5 enflasyon oranı aşıldığında ikinci rejim aktive olmaktadır. İç borç büyüme oranının bağımlı değişken olduğu vektörde, geçiş değişkeni enflasyon oranının üçüncü gecikmesi olarak belirlenmiş, eşik değeri ise birinci vektörden biraz düşük olarak % 4.39 olarak hesaplanmıştır. Model kapsamında, iç borç stoku büyüme oranının enflasyon oranı üzerinde her rejimde pozitif ve doğrusal olmayan etkilere sahip olduğu; enflasyon oranının eşik değerlerini aştığı dönemlerde, maliye politikalarının enflasyonist etkilerinin güçlendiği görülmektedir. Çalışmada incelenen LSTAR modelleri kapsamında doğrusal olmayan yapının oluşmasında eşik etkisini maksimize eden geçiş değişkenleri önem taşımaktadır. Diğer taraftan, enflasyon oranının ikinci gecikmesinin geçiş değişkeni kabul edildiği LSTAR modellerinde, enflasyon oranı ve iç borç oranına ilişkin diğer değişkenlerin de doğrusallık testleri çerçevesinde önem taşıdığı görülmüştür.

Bölüm 5'in son kısmında FTPL teorisinin doğrusal olmayan SANN modelleri ile incelenmesi hedeflenmiştir. Enflasyon oranı serisinin bağımlı değişken olduğu birinci SANN vektörü tek gizli katmanlı, iki nöronlu bir SANN(2) modeli olarak tahmin edilmiştir. Model çerçevesinde, iç borçlanmanın fiyat seviyesi üzerinde doğrusal olarak pozitif servet etkileri gerçekleştiği, doğrusal olmayan kısımda ise servet etkilerinin negatif ve pozitif yönlü gerçekleşirken,

yüksek iç borç büyüme oranları için nöronların sıfıra yaklaşmasından hareketle iç borç büyüme oranının enflasyon oranı üzerindeki pozitif yönlü etkilerin daha baskın olduğu sonucuna varılmıştır.

İç borç büyüme oranının bağımlı değişken olduğu SANN vektörü için optimum model mimarisi tek gizli katmanlı ve üç nöronlu SANN(3) yapısında belirlenmiştir. Modelin doğrusal kısmında enflasyon oranında gerçekleşen artışlar iç borç büyüme oranında azalışa sebep olduğu görülmüştür. Modelin doğrusal olmayan kısmındaki yapının değerlendirilmesinde nöronların yapısı incelenmiştir. Birinci ve üçüncü nöronlarda enflasyon oranında gerçekleşen artışlar sonucunda F fonksiyonunun aktivasyon derecesi azalırken, lambda parametrelerinin pozitif olmasından hareketle iç borç büyüme oranı üzerindeki net etki pozitif yönlü gerçekleşmektedir. Yüksek enflasyon oranı seviyelerinde enflasyon artışlarının iç borç stokunun reel değerini azaltıcı etkinin, model çerçevesinde doğrusal olmayan yapıda ortadan kalktığı sonucuna varılmıştır.

Çalışmada, STVAR ve SANN modelleri çerçevesinde elde edilen sonuçlar incelendiğinde, Türkiye ekonomisinde 1989-2008 döneminde Ricardocu eşdeğerlik teoreminde ortaya konan yaklaşımın aksine, iç borç stokunun servet etkilerinin önemli rol oynadığı sonucuna varılmıştır. Türkiye’de maliye politikalarının doğrusal olmayan yapısının fiyat istikrarınının hedeflendiği politika kurallarının oluşturulmasında önem taşıyacağı görülmüştür. Öte yandan gelecekte, maliye politikasının fiyatlar genel düzeyi üzerindeki etkisinin göz önüne alınarak, para politikalarında uygulanan Taylor kuralı benzeri kuralların maliye politikaları için oluşturulması önem taşıyacaktır. Bilgisayar sistemlerindeki gelişmelere paralel olarak, öğrenme algoritmalarının doğrusal olmayan ekonometrik modeller kapsamında geliştirilmesi bir diğer araştırma alanını oluşturmaktadır.

KAYNAKÇA

- Abel, Andrew B., Douglas Bernheim. "Fiscal Policy with Impure Intergenerational Altruism". **Econometrica**. c. 59. s. 6. (1991): 1687-1711.
- Afonso, Antonio. "Disturbing the Fiscal Theory of Price Level: Can It Fit the EU-15?". **10th International Conference on Panel Data, 5-6 Haziran 2002**. Berlin.
http://econpapers.repec.org/cpd/2002/5_Afonso.pdf [05.04.2009].
- Aiyagari, Rao, Mark Gertler. "The Backing of Government Bonds and Monetarism". **Journal of Monetary Economics**. s. 16. (1985): 19-44.
- Akaike, Hirotoku. "A New Look at the Statistical Model Identification". **IEEE Transactions in Automatic Control**. s. 19. (1974): 716-723.
- Akçay, Cevdet, Emre Alper, Süleyman Özmucur. "Budget Deficit, Money Supply and Inflation: Evidence from Low and High Frequency Data for Turkey". **Boğaziçi Üniversitesi İktisat Bölümü Tartışma Metinleri**. No. 199612. (1996).
http://www.econ.boun.edu.tr/content/wp/ISS_EC_96_12.pdf [21.02.2009].
- Ambrogi, Federico, Nicola Lama, Elia P. Boracchi. "Selection of Artificial Neural Network Models for Survival Analysis with Genetic Algorithms". **Computational Statistics & Data Analysis**. c. 52. s. 1. (2007): 30-42.
- Anders, Ulrich, Olaf Korn. "Model Selection in Neural Networks". **Neural Networks**. c. 12. (1999): 309-323.
- _____, Christian Schmitt. "Improving the Pricing of Options: A Neural Network Approach". **Journal of Forecasting**. c. 17. s. 5. (1998): 369-388.
- Arestis, Philip, Andrea Cipollini, Bassam Fattouh. "Threshold Effects in the US Budget". **Tor Vergata University CEIS Research Papers**. s. 18. (2004).
- Bacon, David W., Donald G. Watts. "Estimating the Transition Between Two Intersecting Lines". **Biometrika**. c. 58. (1971): 525-34.
- Baron, Richard. "Knowledge Extraction from Neural Networks: A Survey". **NeuroCOLT Technical Report Series**. NC-TR-94-040. (1995): 2-13.
- Bajo-Rubio, Oscar, Carmen Diaz-Roldan, Vicente Esteve. "Is the Budget Deficit Sustainable When Fiscal Policy is Non-linear? The Case of Spain". **Journal of Macroeconomics**. c. 28. s. 3. (2006): 596-608.
- Barro, Robert J. "Are Government Bonds Net Wealth?". **Journal of Political Economy**. c. LXXXII. (1974): 1095-1117.

- _____. "On the Determination of Public Debt". **Journal of Political Economy**. c. 87. s. 5. (1989): 940-971.
- _____. "Reflections on Ricardian Equivalence". **NBER Working Paper Series** no. 5502. (1996). National Bureau of Economic Research.
- Barsky, Robert, Gregory Mankiw, Stephen Zeldes. "Ricardian Consumers with Keynesian Propensities". **The American Economic Review**. c. 76. s. 4. (1986): 676-691.
- Badur, Bertan Yılmaz. "Macro Effects of Government Debt in Turkey: A Vector Autoregression Approach". Yüksek Lisans Tezi. T.C. Boğaziçi Üniversitesi. İktisat Bölümü, 1995.
- Balke, Nathan S., Thomas B. Fomby. "Threshold Cointegration". **International Economic Review**. c. 38. (1997): 627-645.
- Bec, Frederique, Malika Ben Salem, Marine Carrasco. "Detecting Mean Reversion in Real Exchange Rates: Evidence from a Multiple Regime STAR Specification". **10th Annual Symposium of the Society for Nonlinear Dynamics and Econometrics, 1 Kasım 2004**. Chicago: Midwest Econometrics Group.
- Becker, Ralf, Denise Osborn. "Weighted Smooth Transition Regressions". **The University of Manchester Economics Discussion Paper Series**. s. 0724. (2007): 1-46.
- Bénassy, Jean-Pascal. "Ricardian Equivalence and the Intertemporal Keynesian Multiplier". **Economics Letters**. c. 94. s. 1. (2007): 118-123.
- Benhabib, Jess, Stephanie Schmitt-Grohe, Martin & Uribe. "The Perils of Taylor Rules". **Journal of Economic Theory**. c. 96. s. 1-2. (2001): 40-69.
- Bernheim, B. Douglas. "Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence". **NBER Macroeconomics Annual 1987**. Cambridge: MIT Press, 1987: 267-304.
- Bohn, Henning. "The Behaviour of U.S. Public Debt and Deficits". **Quarterly Journal of Economics**. s. 113. (1998): 949-64.
- Boldin, Michael. "Should Policy Makers Worry about Asymmetries in the Business Cycle?". **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**. c. 3 s. 4. (1999): 203-220.
- Bredin, Don, Stuart Hyde, Gerard O'Reilly. "Regime Changes in the Relationship Between Stock Returns and the Macro Economy". **University College Dublin Graduate School of Business Discussion Papers**. no. 08-09. (2008): 1-35.
- Breiman, Leo, Jerome Friedman, Charles J. Stone. **Classification and Regression Trees**. 1. bs. Wadsworth: RA Olshen Books, 1984.
- Bildirici, Melike. "Enflasyonu Düşürmeni Maliyeti: LSTVAR Analizi". **İktisat İşletme ve Finans** s. 212. (2003): 32-38.

- _____, Özgür Ömer Ersin. “An Empirical Analysis of the Inflationary Effects of Costs of Domestic Debt Under Active and Passive Fiscal Policy”. **Yapı Kredi Economic Review**. c. 19. s. 1. (2008): 3-24.
- _____. “Improving Forecasts of GARCH Family Models with the Artificial Neural Networks: An Application to the Daily Returns in Istanbul Stock Exchange”. **Expert Systems with Applications**. s. 36. (2009): 7355-7362.
- Bishop, Christopher. M. **Neural Networks for Pattern Recognition**. 1. bs. New York: Oxford University Press, 1995.
- Bradley, Michael D., Denise W. Jansen. “Forecasting with a Nonlinear Dynamic Model of Stock Returns and Industrial Production. **International Journal of Forecasting**. c. 20. (2004): 321-42.
- Bredin, Don, Stuart Hyde. “Regime Change and the Role of International Markets on the Stock Returns of Small Open Economies”. **European Financial Management**. c. 14. s. 2. (2008): 315–346.
- Buchanan, James M. “Barro on the Ricardian Equivalence Theorem”. **Journal of Political Economy**. c. 84. (1976): 337-342.
- Buncic, Daniel. “A Note on Long Horizon Forecasts of Nonlinear Models of Real Exchange Rates: Comments on Rapach and Wohar (2006)”. **University of New South Wales Economics Discussion Papers**. no. 2008-02. (2008): 1-16.
- Carvalho, Alexandre, Martin Tanner. “Modelling Nonlinearities With Mixture of Experts Models of Time Series Models”. **International Journal of Mathematics and Mathematical Sciences**. c. 2006. Article ID. 19423. (2006): 1–22.
- Camacho, Maximo. “Vector Smooth Transition Regression Models for US GDP and the Composite Index of Leading Indicators”. **Journal of Forecasting**. c. 23. s. 3. (2004): 173-196.
- _____, Carl R. Chen, Ying Huang. “Determinants of Japanese Yen Interest Rate Swap Spreads: Evidence from a Smooth Transition Vector Autoregressive Model”. **Journal of Futures Markets**. c. 28. s. 1. (2008): 82-107.
- Caner, Mehmet, Bruce E. Hansen. “Treshold Autoregressions with a Unit Root”. **Econometrica**. c. 69. (2001): 1555-1597.
- Cansu, İlkbahar. “Türkiye Ekonomisinde İç Borçlanmanın Faiz Oranı ve Döviz Kuruyla İlişkisi”. Yüksek Lisans Tezi. T.C. Ankara Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2006.
- Canzoneri, Matthew B., Robert E. Cumby, Behzad Diba. “Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency?”. **The American Economic View**. c. 91. s. 5. (2001): 1221-1238.

- _____. "Fiscal Discipline and Exchange Rate Systems". **The Economic Journal**. s. 111. (2002): 667-690.
- Castelnuovo, Efrem, Luciano Greco, Davide Raggi. "Estimating Regime-Switching Taylor Rules with Trend Inflation". **Bank of Finland Research Discussion Papers**. s. 20. (2008): 1-43.
- Castro, Rui, Carlos Resende, Francisco J. Ruge-Murcia. "The Backing of Government Debt and the Price Level". **Montreal University CIREQ Discussion Papers**. s. 6. (2003): 1-35.
- Chakroun, Mohamed. "Health Care Expenditure and GDP: An International Panel Smooth Transition Approach". **Muenchen Research Paper Series**. no. 14322. (2009): 1-32.
- Chan, Kunk-sik, Howell Tong. "On Estimating Thresholds in Autoregressive Models". **Journal of Time Series Analysis**. c. 7. s. 3. (1986): 179-190.
- Chen, Rong. Functional Coefficient Autoregressive Models: Estimation and Tests of Hypotheses". **Sonderforschungsbereich**. Humboldt Universitaet. s. 373. (1998).
- _____, Ruey S. Tsay. "Functional-Coefficient Autoregressive Models". **Journal of the American Statistical Association**. c. 88. (1993): 298-308.
- _____, Lon-Mu Liu. "Functional Coefficient Autoregressive Models: Estimation and Tests of Hypotheses". **Journal of Time Series Analysis**. c. 22. s. 2. (2001): 151-173.
- Chen, Qi-an, Chuan-Dong Li. "Comparison of Forecasting Performance of AR, STAR, and ANN Models on the Chinese Stock Exchange," **ISNN 2006 Third International Symposium on Neural Networks**, May. 28 May1s – 1. Haziran 2006. Çin: Chengdu.
- Chen, Xiaohong, Jeffrey Racine, Norman R. Swanson. "Semiparametric ARX Neural Network Models with an Application to Forecasting Inflation". **IEEE Transactions on Neural Networks**. c. 12. s. 4. (2001): 674-683.
- Cheng, Bing, D.M. Titterington. "Neural Networks: A Review from a Statistical Perspective". **Statistical Science**. c. 9, s. 1. (1994): 2-30.
- Chipman, Hugh, Edward I. George, Robert E. McCulloch. "Bayesian CART Model Search," **Journal of the American Statistical Association**. s. 93. (1998): 935-960.
- Cipollini, Andrea. "Testing for Government Intertemporal Solvency: A Smooth Transition Error Correction Model Approach". **The Manchester School**. c. 69. s. 6. (2001): 643-655.
- Claeys, Peter, Raul Ramos, Jordi Suriñach. "Testing the FTPL Across the Government Tiers". **Research Institute of Applied Economics Working Papers**. s. 12. (2008): 1-26.
- Clements, Michael P., Hans-Martin Krolzig. "Business Cycle Asymmetries: Characterization and Testing Based on Markov Switching Autoregressions". **Journal of Business and Economic Statistics**. c. 21. s. 1. (2003): 196–211.

- Cobb, Loren, Shelemyahu Zacks. "Nonlinear Time Series Analysis for Dynamic Systems of Catastrophe Type". **Nonlinear Time Series and Signal Processing**. Berlin: Springer, 1988: 97–118.
- Cochrane, John H. "A Frictionless View of Inflation". **Chicago University Graduate School of Business Working Papers**. 1998a. www.gsb.uchicago.edu/fac/john.cochrane/ [01.11.2008].
- _____. "Long Term Debt and Optimal Policy in the Fiscal Theory of the Price Level". **Chicago University Graduate School of Business Working Papers**. 1998b. www.gsb.uchicago.edu/fac/john.cochrane/ [01.11.2008].
- _____. "Money as Stock". **Chicago University Graduate School of Business Working Papers**. 2003a. <http://gsbwww.uchicago.edu/fac/john.cochrane/research/Papers/#Fiscal> [01.11.2008].
- _____. "Fiscal Foundations of Monetary Regimes". **Chicago University Graduate School of Business Working Papers**. 2003b. <http://faculty.chicagobooth.edu/john.cochrane/research/Papers/indiafiscal.pdf> [01.11.2008].
- _____. "Inflation Determination with Taylor Rules: A Critical Review". **NBER Working Paper**. 2007a. <http://www.nber.org/papers/w13409> [14.02.2009].
- _____. "Identification with Taylor Rules: A Critical Review". **Chicago University Graduate School of Business Working Papers**. 2007b. <http://faculty.chicagogsb.edu/john.cochrane/research/Papers/> [01.11.2008].
- Colletaz, Gilbert, Christophe Hurlin. "Threshold Effects of the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach". **HAL Working Paper Series**. 2006. http://halshs.archives-ouvertes.fr/docs/00/05/56/66/PDF/dr2006_01colletaz_hurlin.pdf [27.04.2009].
- Considine, John, Liam A. Gallagher. "UK Debt Sustainability: Some Nonlinear Evidence and Theoretical Implications". **Manchester School**. c. 76. S. 3, (2008): 320-335.
- Cortrell, Marie, Bernard Girard, Yvonne Girard, Morgan Mangeas, Corinne Muller. "Neural Modeling for Time Series: A Statistical Stepwise Method for Weight Elimination". **IEEE Transactions on Neural Networks**. c. 6. s. 6. (1995): 1355-1364.
- Creel, Jérôme, Hervé Le Bihan. "Using Structural Balance Data to Test the Fiscal Theory of the Price Level: An Application to France and the USA". **Journal of Macroeconomics**. c. 28. s. 2. (2006): 338-360.
- Cruz, Moritz. "A Three-regime Business Cycle Model for an Emerging Economy". **Applied Economics Letters**. s. 12. (2005): 399–402.

- Cybenko, G. "Approximation by Superpositions of a Sigmoidal Function". **Mathematics of Control, Signals and Systems**. c. 2. s. 4. (1989): 303-314.
- Çetintaş, Hakan. "Türkiye’de Bütçe Açıkları Enflasyonun Nedeni midir?". **İktisat, İşletme ve Finans**. c. 20. s. 229. (2005): 115-131.
- D'Agostino, Ralph B., Albert Balanger, Ralph B. D'Agostino Jr. "A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality". **American Statistician**. c. 44. (1990): 316-321.
- Da Rosa, Joel Correa, Alvaro & Veiga, Marcelo C. Medeiros. "Tree-Structured Smooth Transition Regression Models". **Computational Statistics & Data Analysis** c. 52. s. 5. (2008): 2469-2488.
- Darby, Michael R. "Some Pleasant Monetarist Arithmetic". **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**. c. 8. s. 2. (1984): 15-20.
- Davidson, Russell, James G. McKinnon. **Estimation and Inference in Econometrics**. 1. bs. Oxford: Oxford University Press, 1993.
- Davies, Robert. "Hypothesis Testing When A Nuisance Parameter Is Present Only Under The Alternative". **Biometrika**. c. 64. (1977): 247-54.
- _____. "Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter is Present Only Under The Alternative". **Biometrika**. c.74: 33-43.
- Davig, Troy, Eric M. Leeper. "Fluctuating Macro Policies and the Fiscal Theory". **NBER Working Papers**, no. 11212, 2005. <http://www.nber.org/papers/w11212> [01.02.2009].
- Davig, Troy, Eric M. Leeper, Hess Chung. "Monetary and Fiscal Policy Switching". **The Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Research Department Working Paper Series**. RWP 05-12. (2005): 1-46.
- Donaldson, R. Glen, Mark Kamstra "An Artificial Neural Network - GARCH Model for International Stock Return Volatility". **Journal of Empirical Finance**. c. 4. s. 1. (1997): 17-46.
- Draper, N.R., H. Smith. **Applied Regression Analysis**. 3. bs. New York: Wiley Press, 1998.
- Dufrenot, Giles, Valerie Mignon, Anne Peguin-Feissolle . "Business Cycles Asymmetry and Monetary Policy: a Further Investigation Using MRSTAR Models". **Economic Modelling**. c. 21. S. 1. (2004): 37-71.
- Ersin, Özgür Ömer. "Fiyat Seviyesinin Mali Teorisi". Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi. Yıldız Teknik Üniversitesi. Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2005.
- Enders, Walter. **Applied Econometric Time Series**. 2. bs. New York: Wiley Press, 2004.

- Eitrheim, Øyvind, Timo Teräsvirta. "Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models. **Journal of Econometrics**. c.74. s.1. (1996): 59-75.
- Evans, Paul. "Consumers Are Not Ricardian: Evidence from Nineteen Countries". **Economic Inquiry**. s. 31. (1993): 534-548.
- Farinãs, Mayte Suarez, Carlos Eduardo Pedreira & Marcelo C. Medeiros. "Local Global Neural Networks: A New Approach to Nonlinear Time Series Modelling," **Journal of American Statistical Association**. s. 99. (2004): 1092-1107.
- Favero, Carlo, Tommaso Monacelli. "Fiscal Policy Rules and Regime (In)Stability: Evidence from the U.S.". **IGIER Working Paper**. no. 282, 2005.
http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=665506 [11.03.2009].
- Fouquau, Julien, Christophe Hurlin, Isabelle Rabaud. "The Feldstein-Horioka puzzle: A Panel Smooth Transition Regression Approach". **Economic Modelling**. c. 25. s. 2. (2008): 284-299.
- Feldstein, Martin. "The Effects of Fiscal Policies When Incomes Are Uncertain: A Contradiction to Ricardian Equivalence". **The American Economic Review**. c. 78. s.1. (1988): 14-23.
- _____, Douglas W. Elmendorf. "Taxes, Budget Deficits and Consumer Spending: Some Evidence". **NBER Working Papers**. w2355. (1987).
- Feng, Chang-Xue, Samuel Yu Zhi-Guang, Andrew Kusiak. "Selection and Validation of Predictive Regression and Neural Network Models Based on Designed Experiments". **IIE Transactions**. s. 38. (2005): 13-23.
- Fernandez-Redondo, Mercedes, Carlos Hernandez-Espinoza. "Influence of Weight Decay Training in Input Selection Methods". **ESANN'02 European Symposium on Artificial Neural Networks**. Bruges-Belçika: D-Facto Public. (2000): 135-140.
- Franses, Philip Hans, Dick van Dijk. **Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance**. 1. bs. Londra: Cambridge University Press, 2000.
- Friedman, Benjamin Milton. "A Monetary and Fiscal Framework for Economic Stability". **American Economic Review**. s. 38. (1948): 245-264.
- _____. "Lessons on Monetary Policy from the 1980's". **Journal of Economic Perspectives**. s. 2. (1988): 51-72.
- Friedman, Jerome H. "Multivariate Adaptive Regression Splines". **Annals of Statistics**. s. 19. c. 1. (1991).
- Fialho, Marcelo L., Marcelo S. Portugal. "Monetary and Fiscal Policy Interactions in Brazil: An Application of the Fiscal Theory of Price Level". **Pesquisa e Planejamento Econômico**. c. 35. s. 2. (2005): 657-685.

- Fok, Dennis, Dick van Dijk, D. Philip Hans Franses. "A Multi-Level Panel STAR Model for US Manufacturing Sectors". **Journal of Applied Econometrics**. c. 20. s. 6. (2005): 811-827.
- Fouquau, J., C. Hurlin, & I. Rabaud. The Feldstein-Horioka Puzzle: A Panel Smooth Transition Regression Approach. **Economic Modelling**. c. 25 s. 2. (2008): 284-299.
- Genceli, Mehmet. **Ekonometri ve İstatistik İlkeleri**. 1. bs. İstanbul: Filiz Kitabevi, 2001.
- Granger, Clive W. "Non-Linear Models: Where Do We Go Next - Time Varying Parameter Models?". **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**. c. 12. s. 3. (2008): 1-11.
- _____, Timo Teräsvirta. **Modelling Nonlinear Economic Relationships**. 1. bs. Oxford : Oxford University Press, 1993.
- Goldfeld, Stephen M., Richard E. Quandt. **Nonlinear Methods in Econometrics**. 1. bs. Amsterdam: North Holland, 1972.
- González, Andrés, Timo Teräsvirta, Dick van Dijk. "Panel Smooth Transition Regression Model and an Application to Investment Under Credit Constraint". **Stockholm School of Economics Working Paper**. no. 604. (2005).
- González, Andrés, Timo Teräsvirta. "Modelling Autoregressive Processes with a Shifting Mean". **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**. c. 12. s. 1. (2008): 1-28.
- Haberler, Gottfried. **Prosperity and Depression: A Theoretical Analysis of Cyclical Movements**. 3. bs. New York: Lake Success, 1946.
- Hagiwara, Katsuyuki. "On the Problem in Model Selection of Neural Network Regression in Overrealizable Scenario". **Neural Computation**. c. 14. s. 8. (2002): 1979-2002.
- Hakkio, Craig, Mark Rush. "Is The Budget Deficit 'Too Large'?" **Economic Inquiry**. s. 29. (1991): 429-445.
- Hanlon, Brian, Catherine Forbes. "Model Selection Criteria for Segmented Time Series from a Bayesian Approach to Information Compression". **Monash Üniversitesi Ekonometri ve İşletme İstatistiği Bölümü Tartışma Metinleri**. no. 8. (2002).
- Hansen, Mark, Bin Yu. "Model Selection and the Principle of Minimum Length". **Journal of the American Statistical Association**. s. 96. (1998): 746-774.
- Hansen, Bruce E. "Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified Under the Null Hypothesis". **Econometrica**. c.64. s.2. (1996) 413-430.
- _____. "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference". **Journal of Econometrics**. c.93. s.2. (1999): 345-368.
- _____. "The New Econometrics of Structural Change: Dating Changes in U.S. Labor Productivity". **Journal of Economic Perspectives**. s.15. (2001): 117-128.

- _____, Byeongseon Seo. "Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models. **Journal of Econometrics**. c.110. s.2. (2002): 293-318.
- Hashem, Sheriff. "Sensitivity Analysis for Feedforward Artificial Neural Networks with Differentiable Activation Functions". **IEEE Proceedings of the 1992 International Joint Conference on Neural Networks**, c. I. New Jersey: Baltimore.
- Hassibi, Babak, David G. Stork. "Second Order Derivatives for Network Pruning: Optimal Brain Surgeon". **Neural Information Processing Systems**. c. 5. (1993): 164-171.
- Haykin, Simon. **Neural Networks: a Comprehensive Foundation**. 2. bs. New Jersey: Prentice Hall, 1999.
- Hendry, David F., Hans-Martin Krolzig. "New Developments in Automatic General-to-Specific Modelling". **Econometrics and the Philosophy of Economics**. ed. B. P. Stigum. New York: Princeton University Press, 2003a: 379-419.
- Hendry, David F., Hans-Martin Krolzig. "The Properties of Automatic Gets Modelling," **Economic Journal**. s. 115. (2005): 32-61.
- Hertz, John A., Anders S. Krogh, Richard G. Palmer. **Introduction to the Theory of Neural Computation**. Massachusetts: Addison-Wesley, 1991.
- Holt, Matthew T., Lee A. Craig. "Nonlinear Dynamics and Structural Change in the U.S. Hog-Korn Cycle: A Time Varying STAR Approach". **American Journal of Agriculture Economics**. c. 88. s. 1. (2006): 215-233.
- Huerta, Gabriel, Wenxin Jiang, Martin A.Tanner. "A Comment on the Art of Data Augmentation". **Journal of Computational Graphical Statistics**. s. 10. (2001): 82-89.
- _____. "Time Series Modeling Via Hierarchical Mixtures". **Statistica Sinica**. c. 4. s. 13. (2003): 1097-1118.
- Ireland, Peter N. "The Real Balance Effect". **Boston College Economics Department Working Papers in Economics**, 2001. http://escholarship.bc.edu/econ_papers/121 [04.02.2009].
- Jansen, Eilev S., Timo Teräsvirta. "Testing Parameter Constancy and Super Exogeneity in Econometric Equations". **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. c. 58. s. 4. (1996): 735-63.
- Jones, D. A. "Non-linear Autoregressive Processes". Doktora Tezi. University of London, 1976.
- Jordan, Michael I., Robert A. Jacobs. "Hierarchical Mixtures of Experts and the EM Algorithm". **Neural Computation**. s. 6. (1994): 181-214.

- Kapetanios, George, Yongcheol Shin, Andy & Snell. "Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework". **Journal of Econometrics**. c. 112. s. 2. (2003): 359-379.
- Kavkler, Alenka, Bernhard Böhm, Darja Boršič. "Smooth Transition Vector ErrorC (STVEC) Models: An Application to Real Exchange Rates". **Center for Economic Research and Graduate Education Institute CERGE-EI Tartışma Metinleri**, 2008. http://www.cerge.cuni.cz/pdf/gdn/RRCVI_36_paper_02.pdf [05.05.2009].
- Kesriyeli, Mehtap, Denise R. Osborn & Marianne Sensier. "Nonlinearity and Structural Change in Interest Rate Reaction Functions for the US, UK and Germany". **Central Bank of the Republic of Turkey Working Papers**. no. 0414 (2004): 1-31. <http://www.tcmb.gov.tr/research/discus/WP0414ENG.pdf> [03.02.2009].
- Kirchgässner, Gebhard, Silika Prohl. "Sustainability of Swiss Fiscal Policy". **Swiss Society of Economics and Statistics**. c. 144. s. 1. (2008): 57-83.
- Koop, Gary, M.Hashem Pesaran, Simon M. Potter. "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models". **Journal of Econometrics**. c.74. s.1. (1996): 119-147.
- Kormendi, Roger C. "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behaviour". **American Economic Review**. c. 83. s. 73/5. (1983): 994-110.
- _____, A. Protopapadakis. "Budget Deficits, Current Account Deficits and Interest Rates: The Systematic Evidence on Ricardian Equivalence". **EconWPA Series**. no. 0403010, 2004. <http://129.3.20.41/eps/mac/papers/0403/0403010.pdf> [18.02.2009].
- Krolzig, Hans-Martin, David F. Hendry. "Computer Automation of General-to-specific Model Selection Procedures". **Journal of Economic Dynamics Control**. s. 25. (2001): 831-866.
- Kuan, Chung-Ming, Halbert White. "Artificial Neural Networks: an Econometric Perspective". **Econometric Reviews**. s. 13. (1994): 1-91.
- Kuan, Chung-Ming, Tung Liu. "Forecasting Exchange Rates Using Feedforward and Recurrent Neural Networks". **Journal of Applied Econometrics**. c. 10. s. 4. (1995): 347-364.
- Lai, Tze Leung, Samuel Po-shing Wong. "Stochastic Neural Networks With Applications to Nonlinear Time Series". **Journal of American Statistics Association**. s. 96. (2001): 968-981.
- Lawrence, Anthony J., Peter A. W. Lewis. "The Exponential Autoregressive-Moving Average EARMA(p,q) Process". **Journal of Royal Statistics Society**. c. 42. s. 1. (1980): 150-161.
- Lebreton, Marie. "The NCSTAR Model as an Alternative to the GWR Model". **Statistical Mechanics and its Applications**. c. 355. s. 1 (2005): 77-84.

- Leeper, Eric M. "Equilibria under 'Active' and 'Passive' Monetary and Fiscal Policies". **Journal of Monetary Economics**. c. 27. s. 1. (1991): 129-147.
- Lekkos, Ilias, Costas Milas, Theodore Panagiotidis. "Forecasting Interest Rate Swap Spreads Using Domestic and International Risk Factors: Evidence From Linear and Non-Linear Models". **Journal of Forecasting**. c. 26. s. 8. (2007): 601-619.
- Lewis, Peter. A., James G. Stevens. "Nonlinear Modelling of Time Series Using Multivariate Adaptive Regression Splines. **Journal of American Statistics Association**. s. 86. (1991): 864-877.
- Lin, Chien-Fu Jeff, Timo Teräsvirta. "Testing the Constancy of Regression Parameters Against Continuous Structural Change". **Journal of Econometrics**. c. 62 s. 2. (1994): 211-228.
- Lo, James. " Statistical Method of Pruning Neural Networks". **IJCNN '99-International Joint Conference on Neural Networks**. c. 3. (1999): 1678-1680.
- Lundbergh, Stefan, Timo Teräsvirta, Dick van Dijk. "Time-varying Smooth Transition Autoregressive Models". **Journal of Business and Economic Statistics**. c.21. s.1. (2003): 104-121.
- Luukkonen, Ritva, Pentti Saikkonen, Timo Teräsvirta. "Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models". **Biometrika**. c. 75. s. 3. (1988): 491-499.
- Lütkepohl, Helmut, Kratzig, Markus. **Applied Time Series Econometrics**. 1. bs. London: Cambridge University Press, 2005.
- Lütkepohl, Helmut, Timo Teräsvirta, Jürgen Wolters. " Investigating Stability and Linearity of a German M1 Money Demand Function". **Journal of Applied Econometrics**. c. 14. s. 5. (1999): 511-25.
- Lv, Ziang, Siwei Luo. "Perceptual Learning Inspired Model Selection Method of Neural Networks". **Proceedings of ICNC 2006**. c. 1. (2006): 39-42.
- _____, Yunhui Liu, Yu Zeng. "Information Geometry Approach to the Model Selection of Neural Networks". **Innovative Computing, Information and Control**. c. 3. (2006): 419-422.
- Mallows, C.L. "Some Comments On C_p ". **Technometrics**. c. 15. s. 4. (1973): 661-675.
- _____. "More Comments On C_p ". **Technometrics**. s. 37. s. 4. (1995): 362-372.
- _____. " C_p and Prediction with many Regressors: Comments on Mallows (1995)". **Technometrics**. c. 39. s. 1. (1997): 115-116.
- Mandic, Danilo P., Jonathon A. Chambers. **Recurrent Neural Networks for Prediction: Learning Algorithms, Architectures and Stability**. 1. bs. West Sussex, İngiltere: John Wiley and Sons, 2001.

- Matas-Mir, Antonio, Denise R. Osborn. "Does Seasonality Change Over the Business Cycle? An Investigation Using Monthly Industrial Production Series". **European Economic Review**. c. 48. s. 6. (2004): 1309-1332.
- Marcellino, Massimiliano. "Instability and Non-Linearity in the EMU". **CEPR WP Series**. no. 3312. (2002): 1-36.
- _____, James H. Stock, Mark W. Watson. "Macroeconomic Forecasting in the Euro Area: Country Specific Versus Area-Wide Information". **European Economic Review**. c. 47. s. 1. (2003): 1-18.
- McAleer, Michael, Marcelo C. Medeiros. "A Multiple Regime Smooth Transition Heterogeneous Autoregressive Model for Long Memory and Asymmetries". **Journal of Econometrics**. c. 147. s. 1. (2008): 104-119.
- McCulloch, Warren S., Walter Pitts. "A Logical Calculus of the Ideas Immanent in Nervous Activity". **Bulletin of Mathematical Biophysics** c. 5. s. 4. (1943): 115-133.
- McNelis, Paul D. **Neural Networks in Finance: Gaining Predictive Edge in the Market**. Londra: Elsevier Academic Press, 2005.
- _____, Carrie K. J. Chan. "Deflationary Dynamics in Hong Kong: Evidence From Linear and Neural Network Regime Switching Models". **CRIF Seminar Series**. no. 22, 2004. http://fordham.bepress.com/crif_seminar_series/22 [16.01.2008].
- _____, Paul McAdam. "Forecasting Inflation with Thick Models and Neural Networks". **European Central Bank Working Paper Series**. s. 352. (2004): 1-35.
- Medeiros, Marcelo, Alvaro Veiga. Modeling Exchange Rates: Smooth Transitions, Neural Networks, and Linear Models. **IEEE Transactions on Neural Networks**. c. 12. s. 4(2001): 1045-9227.
- _____. "A Flexible Coefficient Smooth Transition Time Series Model". **IEEE Transactions on Neural Networks**. c. 16. s. 1. (2005): 97-113.
- _____, Timo Teräsvirta, Gianluigi Reichlin. "Building Neural Network Models for Time Series: a Statistical Approach". **Working Paper Series in Economics and Finance**. c. 508. (2002). Stockholm School of Economics.
- Metin, Kuvılcım. "An Integrated Analysis of Turkish Inflation". **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. c. 57. s. 4. (1995): 513-529.
- _____. "The Relationship between Inflation and the Budget Deficit in Turkey". **Journal of Business and Economic Statistics**. s. 16. (1998): 412-422.
- Milas, Costas, Philip Rothman. "Multivariate STAR Unemployment Rate Forecasts". **EconWPA Working Paper Series**. no. 0502010. (2004). <http://129.3.20.41/eps/em/papers/0502/0502010.pdf> [29.01.2009].

- Miller, Preston J., Thomas. J. Sargent. "A Reply to Darby. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**. c. 8. s. 2. (1984): 21-26.
- Minsky, Hyman P. **Stabilizing an Unstable Economy: A Twentieth Century Fund Report**. New York: Columbia University Press, 1986.
- Modigliani, F. "Monetary Policy and Consumption: Linkages via Interest Rate and Wealth Effects in the FMP Model". **Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkages**. s. 5. (1971).
- _____. "Life Cycle, Individual Thrift and the Wealth of Nations". **American Economic Review**. c. 76. s. 3. (1986): 297-313.
- _____, Albert Ando. "The 'Permanent Income' and the 'Life Cycle' Hypothesis of Saving Behavior: Comparison and Tests". **Consumption and Saving**. c. 2. (1960).
- _____. "The 'Life Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests". **American Economic Review**. c. 53. (1963): 55-84.
- Murata, Noboru, Shuji Yoshizawa, Shun-ici Amari. "Network Information Criterion – Determining the Number of Hidden Units for Artificial Neural Network Models". **IEEE Transactions on Neural Networks** c. 5 (1994): 865-872.
- Nørgaard, Magnus, Ole Ravn, Niels K. Poulsen & Lars K. Hansen. **Neural Networks for Modelling and Control of Dynamic Systems**. 1. bs. Londra: Springer-Verlag, 2000.
- O'Driscoll, Gerald P. jr. "The Ricardian Nonequivalence Theorem". **Journal of Political Economy**. c. 85. s. 1. (1977): 207-210.
- Ono, Hiroshi. "Searching for Nonlinear Effects and Fiscal Sustainability in G-7 Countries". **Applied Economics Letters**. c. 15. s. 6. (2008): 457-460.
- Obstfeld, Maurice, Alan M. Taylor. "Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited". **Journal of the Japanese and International Economies**. c.11. s.4. (1997): 441–479.
- Ozaki, Tohru. "Non-linear Threshold Autoregressive Models for Non-linear Random Vibrations". **Journal of Applied Probability**. c. 17. (1980): 84-93.
- _____. "Non-linear Time Series Models and Dynamical Systems". **Handbook of Statistics**. c. 5. ed. H. J. Hannan, P.R. Krishnaiah, M. M. Rao. Elsevier Science Publishers, 1985: 25-83.
- Öcal, Nadir. "Nonlinear Models for UK Macroeconomic Time Series". **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**. c. 3. s. 3. (2000): 123-135.
- _____. "Non-linear Models, Composite Longer Leading Indicator and Forecasts for UK Real GDP". **Journal of Applied Econometrics**. c. 38. s. 9. (2006): 1049-1053.

- _____, Denise R. Osborn. "Business Cycle Non-linearities in UK Consumption and Production". **Journal of Applied Econometrics**. c.15. s.1. (2000): 27-43.
- Quandt, Richard E. "The Estimation of the Parameters of a Linear Regression System Obeying Two Separate Regimes". **Journal of the American Statistical Association**. c. 53. (1958): 873-880.
- Patinkin, D. **Money, Interest, and Prices**. 2. bs. New York: Harper and Row, 1965.
- Peretto, P. "Collective Properties of Neural Networks: A Statistical Physics Approach". **Biological Cybernetics**. s. 50. (1984): 51-62.
- Pesaran, M. Hashem, Simon M. Potter. "A Floor and Ceiling Model of US Output". **Journal of Economic Dynamics and Control**. c.21. s. 4. (1997): 661-695.
- Pigou, Arthur Cecil. "The Classical Stationary State". **Economic Journal**. c. LIII. s. 4. (1943): 343-51.
- Pitt, Mark, In Jae Myung. "When a Good Fit Can Be Bad". **Trends in Cognitive Sciences**. c. 6. s. 10. (2002): 421-425.
- Principe, Jose C., Neil R. Euliano, W. Kurt LeFebvre. **Neural and Adaptive Systems: Fundamentals Through Simulation**. 3. bs. Londra: John Wiley and Sons, 2000.
- Pizarro, Joaquín, Elisa Guerrero, Pedro L. Galindo "Multiple Comparison Procedures Applied to Model Selection". **Neurocomputing**. s. 48. (2002): 155-173.
- Perez-Rodriguez, Jorge, Salvador Torra, Julian Andrada-Felix. "STAR and ANN Models: Forecasting Performance on the Spanish "Ibex-35" Stock Index". **Journal of Empirical Finance**. c. 12. s. 3. (2005): 490-509.
- Prado, Raquel, Francisco Molina, Gabriel Huerta. "Multivariate Time Series Modeling and Classification via Hierarchical VAR Mixtures". **Computational Statistics & Data Analysis**. c. 51. s. 3. (2006): 1445-1462.
- Quintos, Carmela E. "Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts". **Journal of Business and Economic Statistics**. c. 13. s. 4. (1995): 409-417.
- Rapach, David E., Mark E. Wohar. "The Out-of-sample Forecasting Performance of Nonlinear Models of Real Exchange Rate Behavior". **International Journal of Forecasting**. c. 22. s. 2. (2006): 341-361.
- Rech, Gianluigi, Timo Teräsvirta Rolf Tschernig. "A Simple Variable Selection Technique for Nonlinear Models". **Working Paper Series in Economics and Finance**. s. 296. (1999). Stockholm School of Economics.
- Resende, Carlos De, Nooman Rebei. "The Welfare Implications of Fiscal Dominance". **Bank of Canada Working Papers**. c. 08. s. 28. (2008): 1-43.

- Rosenblatt, Frank. **Principles of Neurodynamics. Perceptrons and the Theory of Brain Mechanisms**. 1. bs. New York: Spartan, 1962.
- Rothman, Philip. "A Multivariate STAR Analysis of the Relationship Between Money and Output". **Macroeconomic Dynamics**. s. 6. (2001): 506-532.
- Rumelhart, D. E. and McClelland, J. L. **Parallel distributed processing: Explorations in the Microstructure of Cognition**. Cambridge, Massachussets: MIT Press, 1986.
- Saikkonen, Pentti, Ritva Luukkonen. "Lagrange Multiplier Test for Testing Non-Linearities in Time Series Models". **Scandinavian Journal of Statistics**. c. 15: 55-68.
- Sala, Luca. "The Fiscal Theory of Price Level: Identifying Restrictions and Empirical Evidence". **IGIER Discussion Series**. s. 257. (2004).
- Sarantis, Nicholas. "Nonlinearities, Cyclical Behaviour and Predictability in Stock Markets: International Evidence". **International Journal of Forecasting**. s. 17. (2001): 459-82.
- Sargent, Thomas. "The Ends of Four Big Inflations". **Inflation: Causes and Effects**. ed. R.E. Hall. Chicago: University of Chicago Press, 1982: 41-97.
- _____, Neil Wallace. "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic". **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**. c. 5. s. 3. (1981): 1-18.
- _____. The Economic Consequences of Deficit. **Journal of Public Finance and Public Choice**. s. 3. (1986): 149-156.
- _____, Joseph Zeira. "Israel 1983: A Bout of Unpleasant Monetarist Arithmetic". **CEPR Discussion Papers**. (2008). www.cepr.org/pubs/dps/DP6792.asp [19.11.2008].
- Schwarz, Gideon. "Estimating the Dimension of a Model". **The Annals of Statistics**. c. 6. s. 2. (1978): 461-464.
- Scitovszky, de Tibor. "A Note on Welfare Propositions in Economics". **Review of Economics and Statistics**, c. 9. (1941): 77-88.
- Seater, John J. ve Mariano Roberto. "New Tests on Life-Cycle and Tax Discounting Hypotheses". **Journal of Monetary Economics**. c. 15. s. 2. (1985): 195-215.
- Sensier, Marie, Denise Osborn, Nadir Öcal. "Asymmetric Interest Rate Effects for the UK Real Economy". **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. c. 64. (2002): 315-39.
- Shapiro, Samuel S, M. B. Wilk. "An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples)". **Biometrika**. c. 52. s. 3 - 4. (1965): 591-611.
- Sichel, Daniel E. "Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look". **Economic Inquiry**. c. 31. s. 2. (1993): 224-36.

- _____. "Inventories and the Three Phases of the Business of the Cycles". **Journal of Business and Economics Statistics**. c. 12. (1994): 269–77.
- Sims, Christopher A. "A Simple Model for the Study of the Determination of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy". **Economic Theory**. s. 4. (1994): 381-399.
- _____. "Fiscal Foundations of Price Level in Open Economies". **Hong Kong meeting of the Far Eastern Region of the Econometric Society**, 24 July 1997. <http://www.princeton.edu/~sims/#hkfemes> [21.03.2009].
- _____. "Limits to Inflation Targeting". **Princeton University Department of Economics Discussion Series**, 2003. <http://sims.princeton.edu/yftp/Targeting/TargetingFiscalPaper.pdf> [21.03.2009].
- _____, Tao Zha. "Were There Regime Switches in U.S. Monetary Policy?". **American Economic Review**. c. 96. s. 1. (2006): 54-81.
- Skalin, Joakim, Timo Teräsvirta. "Another Look at Swedish Business Cycles, 1861-1988". **Journal of Applied Econometrics**. c. 14. s. 4. (1999): 359-278.
- Sollis, Robert. "Asymmetric Adjustment and Smooth Transitions: A Combination of Some Unit Root Tests". **Journal of Time Series Analysis**, c. 25. s. 3. (2004): 409–17.
- Stepniewski, Slawomir, N., Andy J. Keane. "Pruning Backpropagation Neural Networks Using Modern Stochastic Optimization Techniques". **Neural Computing and Applications**. c. 5. s. 2. (1997): 76-98.
- Strawczynski, Michel. "Income Uncertainty and Ricardian Equivalence". **The American Economic Review**. c. 85, s. 4. (1995): 964-967.
- Strickholm, Birgit, Timo Teräsvirta. "Determining the Number of Regimes in a Threshold Autoregressive Model Using Smooth Transition Autoregressions". **SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance** No. 578. (2005).
- Swanson Norman R., Halbert White. "A Model Selection Approach to Assessing the Information in the Term Structure Using Linear Models and Artificial Neural Networks". **Journal of Business and Economic Statistics**. c. 13. (1995): 265–275.
- _____. "Forecasting Economic Time Series Using Flexible Versus Fixed Specification and Linear Versus Nonlinear Econometric Models". **International Journal of Forecasting**. c. 13. (1997a): 439–461.
- _____. "A Model Selection Approach to Real-time Macroeconomic Forecasting Using Linear Models and Artificial Neural Networks". **Review of Economic and Statistics**. s. 79. (1997b): 540–550.
- Swanson Norman R., Kurt Hornik and Halbert White "MultiLayer Feedforward Networks Are Universal Approximators". **Neural Networks**. c. 2. (1989): 359-366.

- Tanner, E. and P. Liu. "Is the Budget Deficit "too large": Some Further Evidence". **Economic Inquiry**. s. 32. (1994): 511-518.
- Taylor, John B. "Discretion vs. Policy Rules in Practice". **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**. s. 39. (1993): 195-214.
- Taylor, Mark P., David Peel, & Lucio Sarno. "Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles." **International Economic Review**. c. 42. s. 4. (2001): 1015-42.
- Telatar, Erdinç, Mubariz Hasanov. "The Asymmetric Effects of Monetary Shocks: the Case of Turkey". **Applied Economics**. c. 38. s. 18. (2006): 2199-2208.
- Teräsvirta, Timo. "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models". **Journal of the American Statistical Association**. c. 89. s. 425. (1994): 208-218.
- _____. "Modelling Economic Relationships with Smooth Transition Regressions". **Working Paper Series in Economics and Finance**. no. 131. (1997a). Stockholm School of Economics.
- _____. "Smooth Transition Models". **System Dynamics in Economics and Financial Markets**. ed. C. Heij, J.M. Schumacher, B. Hanzon ve C. Praagman. London: Wiley, 1997b: 109-136.
- _____, Chien-Fu Lin, and Clive W. J. Granger. 1993. "Power of the Neural Network Linearity Test". **Journal of Time Series Analysis**. c. 14. s. 2. (1993): 309-323.
- _____, Heather M. Anderson. "Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models". **Journal of Applied Econometrics**. c. 7. (1992): 119-136.
- _____, Dick van Dijk, Marcelo Medeiros. "Linear Models, Smooth Transition Autoregressions, and Neural Networks for Forecasting Macroeconomic Time Series: A Re-examination". **Working Paper Series in Economics and Finance**. s. 561. (2004). Stockholm School of Economics.
- _____, Marcelo Medeiros, Gianluigi Reich. "Building Neural Network Models for Time Series: a Statistical Approach". **Journal of Forecasting**. c. 25. s. 1. (2006): 49-75.
- Thams, Andreas. "Fiscal Policy Effects in the European Union". Humboldt University. **Sonderforschungsbereich Discussion Papers**. No. 649. (2006): 1-36.
- Thompson, Mary L. "Selection of Variables in Multiple Regression: Part I-a Review and Evaluation". **International Statistical Review**. c. 46. s. 1. (1978a): 1-19.
- _____. "Selection of Variables in Multiple Regression: Part 2-Chosen Procedures, Computations and Examples". **International Statistical Review**. c. 46. s. 2. (1978b): 129-146.

- Tiao, George C., Ruey S. Tsay. "Some Advances In Non-linear and Adaptive Modelling in Time Series. **Journal of Forecasting**. c. 13. (1994): 109–131.
- Tong, Howell. **Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis**. 1. bs. New York: Springer-Verlag, 1983.
- _____. **Nonlinear Time Series: A Dynamical System Approach**. Oxford: Oxford University Press, 1990.
- Trapletti Adrian, Friedrich Leisch, Kurt Hornik. 2000. Stationary and Integrated Autoregressive Neural Network Processes. **Neural Computation** c. 12: 2427–2450.
- Trehan, Bharat, Carl E. Walsh. "Common Trends, the Government Budget Constraint and Revenue Smoothing". **Journal of Economic Dynamics and Control**. c. 87. s. 11. (1988) s. 425-444.
- Davig, Troy, Eric M. Leeper, Hess Chung. "Monetary and Fiscal Policy Switching". Federal Reserve Bank of Kansas City. **Research Working Paper RWP**. no. 05-12. (2005).
- Uctum, Merih, Michael Wickens. "Debt and Deficit Ceilings, and Sustainability of Fiscal Policies: an Intertemporal Analysis". **CEPR Discussion Paper**. no. 1612. (1997).
- Van Dijk, Dick. "McNelis-Neural Networks in Finance, Book Review". **International Journal of Forecasting**. c. 22. (2006): 407-408.
- _____, Philip Hans Franses. "Nonlinear Error-Correction Models for Interest Rates in the Netherlands. **Working Papers of Econometric Institute**. (1997). Erasmus University of Rotterdam.
- _____. "Modelling Multiple Regimes in the Business Cycle". **Macroeconomic Dynamics**. c. 3. s. 3. (1999): 311-340.
- _____, Andre Lucas. "Testing for Smooth Transition Nonlinearity in the Presence of Outliers". **Journal of Business & Economic Statistics**. c.17. s.2. (1999): 217-235.
- _____, Timo Teräsvirta, Philip Hans Franses. "Smooth Transition Autoregressive Models - A Survey of Recent Developments". **Econometric Reviews**. c. 21. s. 1. (2002): 1-47.
- _____, Birgit Strikholm, Timo Teräsvirta. "The Effects of Institutional and Technological Change and Business Cycle Fluctuations on Seasonal Patterns in Quarterly Industrial Production Series". **Econometrics Journal**. c. 6. (2003): 1-47.
- Webb, D. C. "The Net Wealth Effect of Government Bonds when Credit Markets are Imperfect". **The Economic Journal**. c. 91. s. 362. (1981): 405-414.
- Weigend, Andreas S., Morgan Mangelas, Ashok N. Srivastava. "Nonlinear Gated Experts for Time Series: Discovering Regimes and Avoiding Overfitting". **International Journal of Neural Systems**. c. 6. (1995): 373-399.

- Weise Charles L. "The Asymmetric Effects of Monetary Policy: a Nonlinear Vector Autoregression Approach". **Journal of Money, Credit, and Banking**. c. 31: (1999): 85-108.
- White, Halbert. "Consequences and Detection of Misspecified Nonlinear Regression Models". **Journal of the American Statistical Association**. s. 76. (1981): 419-433.
- _____. "Learning in Artificial Neural Networks: A Statistical Perspective". **Neural Computation** vol. 1 c. 4. (1989a): 425-464.
- _____. "An Additional Hidden Unit Test for Neglected Nonlinearity in Multilayer Feedforward Networks". **Proceedings of the International Joint Conference on Neural Networks** New York: IEEE Press. (1989b): 451- 455.
- _____. "Some Asymptotic Results for Learning in Single Hidden-Layer Feedforward Network Models". **Journal of the American Statistical Association**. s. 84. (1989c): 1003-1013.
- _____. **Artificial Neural Networks: Approximation and Learning Theory**. Massachusetts, Cambridge: Blackwell, 1992.
- Wolters, Jürgen, Timo Teräsvirta, Helmut Lütkepohl. "Modelling the Demand for M3 in the Unified Germany. **The Review of Economics and Statistics**. c. 80. s. 3. (1998): 399-409.
- Woodford, Michael. "Self-Fulfilling Expectations and Fluctuations in Aggregate Demand". **New Keynesian Economics**. ed. N.G. Mankiw and D. Romer. Cambridge: MIT Press, 1991: 77-110.
- _____. "Monetary Policy and Price Level Determinacy in a Cash-in-Advance Economy". **Economic Theory**. s. 4. (1994): 345-380.
- _____. "Price Level Determinacy Without Control of a Monetary Aggregate". **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**. s. 43. (1995): 1-46.
- _____. "Control of the Public Debt: A Requirement for Price Stability?". **NBER Working Paper**. no. 5684. (1996).
- _____. "Public Debt and Price Level". **Bank of England conference on Government Debt and Monetary Policy**, 18-19 Haziran, 1998. (1998a). www.columbia.edu/~mw2230/BOE.pdf [03.04.2009]
- _____. "Doing Without Money: Controlling Inflation in a Post-Monetary World". **Review of Economic Dynamics**. c. 98. s. 1. (1998b): 173-219.
- _____. "Fiscal Requirements for Price Stability". **Journal of Money, Credit and Banking**. s. 33: (2001): 669-728.
- Zurada, Jacek M. **Introduction to Artificial Neural Systems**. St. Paul, Minesota: West Publishing Company. 1992.

EKLER

Ek 1. Tek Değişkenli Modelin Kökleri

<i>AR kökleri</i>	<i>Modulus</i>	<i>Çevrim süresi*</i>
$0.421817 \pm 0.689339i$	0.80	6.15
$-0.265818 \pm 0.714615i$	0.76	3.26
-0.697517	0.69	
-0.370096	0.37	

*Çevrim süresi $2\pi / a$ olarak hesaplanırken, $a = \text{atan}(i/r)$ olup i ve r hayali ve reel kökleri temsil etmektedir. Reel köklerin çevrim süresi sonsuz olduğundan raporlanmamıştır.

Ek 2. Kapetanios Shin Snell (2003) Birim Kök Testi

Kapetanios Shin Snell (2003) birim kök testinde, STAR tipi doğrusal olmayan $I(0)$ durağan seri, STAR tipi doğrusal olmayan $I(1)$ entegre seriye karşı sınanmaktadır. Kapetanios ve diğ. (2003) birim kök testi aşamaları kısaca şöyledir,

ESTAR(1) süreci izleyen y_t serisi,

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

biçiminde gösterilmektedir. Serinin durağan olduğu boş önsavı ve 1.ci dereceden entegre olduğu dolu önsav,

$$H_0 : \theta = 0 \quad (2)$$

$$H_1 : \theta > 0 \quad (3)$$

olarak kurulmaktadır. Kapetanios ve diğ. (2003)'te, STAR modellerinde geçiş fonksiyonunda geçiş parametresi pozitif kısıtlı olduğundan test ADF ve PP testlerinden farklı olarak tek taraflı bir test olarak tanımlanmıştır. ESTAR (1) modeli (i)bir diğer gösterimi ADF testinde olduğu gibi, $\phi = \beta - 1$ varsayılarak birinci fark cinsinden yazılabilir,

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1} \left\{ 1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2) \right\} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Kapetanios ve diğ. (2003) $\phi=0$ varsayarak **Hata! Başvuru kaynağı bulunamadı.** bir diğer gösterimi,

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} \{1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)\} + \varepsilon_t \quad (5)$$

geçiş değişkeni gecikmesi $d=1$ varsayılırsa, $\theta=0$ çevresinde birinci mertebeden Taylor yaklaşımı,

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \eta_t \quad (6)$$

biçimindedir. Kapetanios ve diğ. (2003) testinde t istatistiği $t = \hat{\delta}/s.e.(\hat{\delta})$ biçiminde hesaplanmaktadır. Sollis (2009), KSS testini şu şekilde genelleştirmektedir,

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + \eta_t \quad (7)$$

Taylor yaklaşımında 3. derece terimin sıfıra eşit olması sınanacağından $H_0 : \theta = 0$ önsavı, $H_0 : \delta = 0$ gösterimine karşılık gelmektedir. Kapetanios ve diğ. (2003) ve Sollis (2009) çerçevesinde Taylor yaklaşımı kullanılan yöntemde boş önsavı çift taraflı sınanabilmektedir.

ESTAR gösteriminde boş önsavı altında yer alan $\theta=0$ geçerli kabul edildiğinde $\Delta y_t = \varepsilon_t$ rassal yürüyüş süreci sergilemektedir. $\theta > 0$ olduğunda orta rejimde Δy_t serisinin izlediği süreç $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$ ve dış rejimlerde geçiş fonksiyonu 0 değeri alacağından $\Delta y_t = \varepsilon_t$ rassal yürüyüş yapısındadır.

Ek 3. LSTVAR Sisteminde Asimetriye İlişkin Bir Ölçüt

LSTVAR sisteminde, aynı bağımlı değişkenin her iki rejim altındaki tepkisinin ölçülmesi amacıyla asimetri ölçütü,

$$As(i, j; s, \mathbf{Y}) = R(i, s) - R(j, s) \quad (8)$$

olup, i ve j $i \neq j$ için rejimleri, s sisteme uygulanan şok, $\mathbf{Y}=(Y,X)$ olarak iki vektörü tanımlamakta; dolayısıyla, $As(i, j; s, Y)$ asimetri ölçütü Y serisinin bağımlı değişken olduğu LSTVAR vektöründe bağımlı değişkenin bir s şoku altında i inci rejimdeki tepkisinin j inci rejimdeki tepkisinden çıkartılmasıyla elde edilmektedir. Bir pozitif şok gerçekleştiğinde her

iki rejimde pozitif bir tepki gerçekleştiriyorsa, $As(i, j; s, Y) > 0$ (veya < 0) olması birinci rejimde gerçekleşen tepkinin boyutunun daha güçlü olduğunu belirtirken; her iki rejimde de tepki negatif yönde olduğunda $As(i, j; s, Y) > 0$ (< 0) ölçütü pozitif (negatif) bulunduğu ikinci rejimin tepkisinin birinci rejimden daha güçlü (daha zayıf) olduğu ortaya konmaktadır.

Bu çerçevede, rejimler arası şoklara ilişkin asimetri eşitliği,

$$2 \times (As(1, 2; +1\delta_y, y)) = As(1, 2; +2\delta_y, y) \quad (9)$$

dolayısıyla farkı,

$$2 \times (As(1, 2; +1\delta_y, y)) - As(1, 2; +2\delta_y, y) = 0 \quad (10)$$

sıfıra eşit olmaktadır. Öte yandan, şokların boyutu farklılaştığında sistemin tepkisi farklılaşıyorsa, $2 \times (As(1, 2; +1\delta_y, y)) - As(1, 2; +2\delta_y, y) \neq 0$ sıfırdan farklıdır. Yüzdesel değişim cinsinden bir ölçüt,

$$\alpha = 100 \times \frac{(2 \times (As(1, 2; +1\delta_y, y)) - As(1, 2; +2\delta_y, y))}{As(1, 2; +2\delta_y, y)} \quad (11)$$

olarak hesaplanmaktadır.

ÖZGEÇMİŞ

Özgür Ömer Ersin

16.09.1978

İstanbul

Bekar

Lisans, Doğu Akdeniz Üniversitesi, İ.İ.B.F. İktisat Bölümü, 2001.

Yüksek Lisans, Yıldız Teknik Üniversitesi, S.B.E. İktisat Programı, 2005.

Doktora, Yıldız Teknik Üniversitesi, S.B.E. İktisat Doktora Programı, 2005-2009.

Araştırma Görevlisi, Yeditepe Üniversitesi, Tic.Bil.Fak. Uluslararası Ticaret ve İşletmecilik Bölümü, 2007-Devam ediyor.