

Türkiye’de Mali Sürdürülebilirliğin Doğrusal Olmayan Bir Analizi: MLSTAR Çoklu Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif Modeli

A Nonlinear Analysis of Fiscal Solvency in Turkey: MLSTAR Multi Logistic Smooth Transition Autoregressive Model

Özgür Ömer ERSİN¹

ÖZET

İktisat yazınında mali disiplin yalnız maliye politikaları açısından değil para politikalarının başarısı açısından da merkezi role sahiptir. Bu çalışmada, Türkiye’de mali baskınlığın test edilmesinde zamanlararası bütçe kısıtı dahilindeki mali serilerde durağanlık testlerinden hareket edilen Hamilton ve Flavin (1986), Hakkio ve Rush (1991) ve Trehan ve Walsh (1988) çalışmalarında vurgulanan test yöntemlerinden farklı olarak doğrusal olmayan Yumuşak Geçişli Otoregresif (STAR) modelinin ikiden fazla rejimin modellenmesine olanak verecek şekilde geliştirildiği Çoklu Lojistik STAR (MLSTAR) modelinden hareket edilmiştir. MLSTAR modelinin kurulum aşamaları Luukkonen v.d. (1988)’in temel alınarak geliştirilen Teräsvirta (1994) yaklaşımı çerçevesinde ikiden fazla rejimli modele geliştirilmiştir. Ampirik kısımda, faiz ödemeleri serisi doğrusal ADF, PP testleri, KPSS birim kök testi ve KSS doğrusal olmayan birim kök testi çerçevesinde durağanlık reddedilirken; ilgili örneklem ve veri seti için tahmin edilen MLSTAR modeli, MSE, MAE ve RMSE hata kriterleri ve Diebold–Mariano eşit tahmin tutarlılığı testi çerçevesinde doğrusal model ve iki rejimli LSTAR modeline karşı kabul edilmiştir. Türkiye’de bütçe politikaları açısından önem taşıyan faiz ödemeleri serilerinde rejimler arası asimetri ve eşik etkilerinin önem taşımaya ek olarak, mali baskınlığın ve kamu borç maliyetlerinin özellikle kriz dönemleri öncesinde mali sürdürülebilirliğin sağlanmasında önemli engel teşkil ettiği sonuçlarına varılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Doğrusal olmayan zaman serisi, mali disiplin, STAR modelleri

ABSTRACT

In economics literature, fiscal discipline is not only important in light of fiscal policy, but, it also deserves a central role in the success of monetary policies. In this study, the methodology to test fiscal dominance focuses on the nonlinear Multi Logistic Smooth Transition Autoregression model (MLSTAR), which is different than two regime STAR models by allowing modeling fiscal variables with more than two regimes; and also different than the mainstream linear stationarity testing approach of Hamilton and Flavin (1986), Hakkio and Rush (1991) and Trehan and Walsh (1988). For the modeling steps of MLSTAR model, we generalized the two regime STAR type nonlinearity tests proposed among many by Teräsvirta (1994) based on Luukkonen et al. (1988) in order to model STAR type additive nonlinearity with more than two regimes. In the empirical section, linear stationarity is rejected for interest payments of domestic and foreign debt ratio by ADF, PP and KPSS unit root tests. Further, nonlinear KSS unit root test suggests a nonlinear unit root in the series. For the sample and variables analyzed, among nonlinear models, MLSTAR model is accepted vis-a-vis the nonlinear LSTAR model in light of forecast accuracy in terms of MSE, MAE, RMSE error criteria and Diebold-Mariano equal forecast accuracy tests. Accordingly, in addition to accepting the threshold effects and asymmetric adjustment between regimes in interest payments on debt series, which deserves special attention on the success of budget policies; the fiscal dominance and high costs on the public debt in Turkey put significant burden on the achievement of fiscal solvency especially before and during the economic crises periods.

Keywords: Nonlinear time series, fiscal discipline, STAR models

1. GİRİŞ

Mali baskınlık iktisat politikalarının başarısında önemli bir ön koşul olup, mali sürdürülebilirliğin zayıflaması durumunda mali baskınlığın bütçe disiplini açısından önemli etkileri söz konusudur. Modigliani ve Ando (1960, 1963), Modigliani (1971), Modigliani (1986), Scitovszky (1941), Haberler (1946), Pigou (1943) ve Patinkin (1965) temel çalışmalarında zamanlararası bütçe kısıtının gözetilmediği rejimlerde servet etkileri kanalıyla fiyat istikrarının sağlanmasın-

daki güçlüklerle dikkat çekilmektedir. Baskın maliye politikaları altında anti-enflasyon politikalar beklene-nin aksine yönde sonuçlar doğurabilmektedir¹.

Mali sürdürülebilirliğin test edilmesine yönelik yöntemler içerisinde Hamilton ve Flavin, (1986), Hakkio ve Rush (1991) ve Trehan ve Walsh (1988), zamanlararası ödeyebilirlik kısıtı testleri önem taşımaktadır. Faiz dışı fazla ve borç stoku/GSMH serilerinde doğrusal birim kök testleri Hamilton ve Flavin (1986) tarafından değerlendirilmiştir. Tanner ve Liu (1994)

yapısal kırılma birim kök testlerini esas almaktadır. Quintos (1995), bütçe kısıtında mali seriler arasında eştleme analizinden hareket etmektedir. Arghyrou ve Luintel (2005), Wald testleri ile Yunanistan ekonomisinde yapısal kırılmalar sonucunda oluşan üç alt örneklemeden birincisinde bütçe kısıtının güçlü bir şekilde gözetildiğini; diğer iki alt örneklemede ise zayıf gözetildiğini vurgulamaktadır. Marini ve Piergallini (2008) faiz dışı fazla ve iç borç serilerini incelerken Kirchgassner ve Prohl (2006), İsviçre ekonomisi için test ettikleri modellerinde 1900-2003 döneminde, bütçe kısıtı içinde yer alan serilerde durağanlığa ve mali sürdürülebilirliğe dikkat çekmektedir.

Arestis v.d. (2004), mali serilerin Caner ve Hansen (2001) doğrusal olmayan eşik birim kök metodolojisi kapsamında tek değişkenli doğrusal olmayan yapıda modellenmesini önermektedir. ABD ekonomisinde yüksek seviyeli bütçe açıklarının uzun dönemde sürdürülebilir olup olmadığının incelendiği çalışmada, politika yapıcılarının ancak borç seviyesi belli bir eşiği geçtiğinde müdahale edildiğini; ancak bütçe açığının uzun vadede sürdürülebilir olduğu sonucuna varmaktadır. Uctum ve Wickens (1997), Chortareras, Kapetanios ve Uctum (2004), Bahmani (2007), Bajo-Rubio, Diaz-Roldan ve Esteve (2006), bütçe dengesinin test edilmesinde Eşik Otoregresif (TAR) ailesi modellerin temel alındığı diğer başlıca çalışmalardır. Sollis (2004) ve Ono (2008) G-7 ülkelerinde maliye politikalarının sürdürülebilirliğini test ettikleri çalışmalarında, STAR tipi birim kök testlerinden hareket etmişlerdir. Considine ve Gallagher (2004), borç/GSMH oranının doğrusal olmayan ESTAR modeliyle test ederken; Cipollini, Fattouh ve Mouratidis (2009) ve Cippollini (2001) doğrusal olmayan STAR modellerinden hareket etmektedir.

Çalışmada, maliye politikaları açısından zamanlararası bütçe kısıtında operasyonel bütçe açısından önem taşıyan net iç borç ve net dış borç faiz ödemelerinden hareket edilmiştir. Faiz ödemelerine ilişkin serilerin tercih edilmesinde, Türkiye'de bütçe açıklarının arttığı dönemlerde artan oranlarda iç borçlara başvurulması önem taşımaktadır (Bildirci ve Ersin, 2008). Bu kapsamda, Hamilton ve Flavin (1986) test yönteminde faiz dışı fazlaların doğrusal durağanlık testleri ile incelenmesi öne çıkmaktadır. 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. Yaklaşımımızda, faiz ödemelerinin artması ile hükümetlerin elindeki operasyonel gelir azalırken mali baskınlığın artması rol oynamaktadır (Bildirci

ve Ersin, 2008; Ersin, 2009; Ersin, 2010; Bildirci ve Ersin, 2011). Dolayısıyla, hükümetlerin zamanlararası bütçe kısıtını sağlayamamaları durumunda bütçe eşdeğerliğinin sağlaması fiyat seviyesindeki artışlarla gerçekleştirilmekte, maliye politikalarında baskınlık sonucunda Ricardocu olmayan servet etkileri ortaya çıkmaktadır (Canzoneri v.d., 2003; Artis ve Marcellino, 1998). 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 doğrusal ADF ve KPSS testlerinin ardından KSS doğrusal olmayan birim kök testleri çerçevesinde durağanlık testleri incelenmiştir. İkinci kısımda, TAR ve STAR modelleri MLSTAR modeline genelleştirilmiştir. Üçüncü kısımda, Türkiye'de aylık net iç borç faiz ödemelerinin dış borç faiz ödemelerine oranı olarak hesaplanan faiz ödemeleri serileri doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testleri ve doğrusal AR ve doğrusal olmayan STAR ve MLSTAR modelleri ile modellenmiştir. Son olarak, STAR ve MLSTAR modelleri hata kriterleri ve eşit tahmin tutarlılığı testleri çerçevesinde incelenmiştir.

2. MLSTAR MODELİ

İktisat yazınında iktisadi değişkenlerin doğrusal olmayan süreçler izlediğine ilişkin teorik çalışmalar zaman içinde önem kazanmıştır. Çalışmada temel alınan TAR ve STAR modelleri sıklıkla iki rejimli modellenmektedir. Öte yandan, gerek iktisat yazınında; makroiktisadi değişkenlerin ikiden fazla rejimi içermesine ilişkin çıkarımlar gerekse ekonometrik modellerdeki gelişmeler çerçevesinde iktisadi değişkenlerin ikiden fazla rejimli modellenmesine olanak tanıyan Eklemeli STAR modelleri içerisinde MLSTAR modeli temel alınmıştır². MLSTAR modeli, örneklem uzayı ikiden fazla alt örnekleme bölünmekte, rejimler arası geçişler, TAR modelindeki geçiş yapısından farklı olarak sürekli bir fonksiyon alan lojistik fonksiyon ile sağlandığı, modelin açıklayıcı gücünün en çoklandığı geçiş değişkeni ve eşik değerlerinin kullanıldığı bir modeldir. İkiden fazla rejimli STAR modelleri için başlıca çalışmalar Öcal ve Osborn (2000), Sensier v.d. (2002), Kesriyeli v.d. (2004), Lundberg v.d. (2003), Fouquau, Hurlin ve Rabaud (2008) ve Colletaz ve Hurlin (2006) çalışmalarıdır³. Teräsvirta v.d. (2006)'da Çok Lojistikli STAR modeli olarak isimlendirilen MLSTAR modeli, MRSTAR modelinden farklı olarak yerleşik STAR yapısı yerine eklemeli STAR tipi doğrusal olmayanın modellendiği bir modeldir. Teräsvirta v.d. (2006) çalışmasında eklemeli STAR modeli yapısına sahip MLSTAR modeli tanımlanmakta, modelin Otoregresif Yapay Sınır Ağı (AR-NN) modelinin kısıtlı bir

versiyonu olacağı vurgulandığı çalışmada, MLSTAR modelinde model mimarisi seçimi ve tahmin süreçleri tartışılmamıştır⁴. Bildirici ve Ersin (2011) ve Ersin (2009) çalışmalarında, Lai ve Wong (2001) tarafından TAR modeli ile ilişkilendirilen Stokastik Yapay Sinir Ağı modelinde (SANN) model mimarisi lojistik aktivasyon fonksiyonları ile tanımlanarak, kısıtlar altında LSTAR ve MLSTAR gösterimleri incelenmektedir.

MLSTAR modelinin oluşturulmasında Luukkonen v.d. (1988), Lin ve Granger (1993), Granger ve Teräsvirta (1993) ve Teräsvirta (1994) STAR modeli mimarisinin oluşturulma süreci temel alınarak tek geçiş fonksiyonlu (çift rejimli) bir STAR modeli, birden fazla geçiş fonksiyonlu modele genelleştirilecektir.

İki rejimli, tek geçiş fonksiyonlu LSTAR(p) yerleşik yapıda gösterilirse,

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

F_1 lojistik fonksiyonu olarak tanımlanır,

$$F_1(\mathbf{x}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1) = \left(1 + \exp\{-\gamma_1(\alpha'_1 \mathbf{x}_t - c_1)\}\right)^{-1} \quad (2)$$

Denklem (1)'de parametrelere ilişkin $\phi'_0 = \phi'_1$, $\phi'_1 = \phi_2 - \phi_1$ kısıtları uygulanırsa, LSTAR modeli eklemeli yapıda yazılabilmektedir,

$$y_t = \phi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1) + \varepsilon_t \quad (3)$$

Denklem (3)'de, $\phi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t$ doğrusal kısım olan $\phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1)$ doğrusal-olmayan kısım olan ile eklemeli yapıdadır. Denklemde ikinci bir doğrusal-olmayan kısım eklenirse ikiden fazla rejimli bir modele ulaşılmaktadır. İki geçiş fonksiyonlu Eklemeli STAR modeli,

$$y_t = \phi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t F_1(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_1, \alpha_1, c_1) + \phi'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F_2(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_2, \alpha_2, c_2) + \varepsilon_t \quad (4)$$

olup, geçiş fonksiyonları,

$$F_i(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_i, \alpha_i, c_i) = \left(1 + \exp\left\{-\gamma_i \left(\alpha'_i \tilde{\mathbf{x}}_t - c_i\right)\right\}\right)^{-1}, i=1,2. \quad (5)$$

Denklem (4), k adet geçiş fonksiyonu ile genişletilirse, k lojistik fonksiyonlu, dolayısıyla, $k+1$ rejimli gösterim,

$$y_t = \phi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \sum_{i=1}^k \phi'_i \tilde{\mathbf{x}}_t F_i(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_i, \alpha_i, c_i) + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$F_i(\tilde{\mathbf{x}}_t; \gamma_i, \alpha_i, c_i) = \left(1 + \exp\left\{-\gamma_i \left(\alpha'_i \tilde{\mathbf{x}}_t - c_i\right)\right\}\right)^{-1}, i=1,2,\dots,k. \quad (7)$$

Denklem (6)'de, girdi değişkenleri vektörü $\tilde{\mathbf{x}}_t = (1, \mathbf{x}_t)$, $\mathbf{x}_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})$; parametre vektörü $\phi'_0 = (\phi_{0,0}, \phi_{0,1}, \dots, \phi_{0,p})$; ve $i \rightarrow k$ giderken, i 'inci otoregresif kısımda p 'inci parametre $\phi'_i = (\phi_{i,0}, \phi_{i,1}, \dots, \phi_{i,p})$, $i=1,2,\dots,k$ olarak gösterilmektedir. Lojistik geçiş fonksiyonunun tanımlandığı Denklem (7)'de $\alpha'_i = (\alpha_{i1}, \dots, \alpha_{ip})$, her i 'inci geçiş fonksiyonu p adet geçiş parametresine sahiptir. Modelde, α'_i parametre vektörü tek bir geçiş değişkeni için düzenlenir ve iki rejimli STAR modellerinde gösterildiği üzere bu değişkenin parametresi 1'e normalize edilirse⁵,

$$F_{i,ML}(s_{it}; \gamma_i, c_i) = \left(1 + \exp\{-\gamma_i(s_{it} - c_i)\}\right)^{-1}, i=1,2,\dots,k. \quad (8)$$

Teräsvirta (1994) yapısında daha parsimonik bir gösterime ulaşılmaktadır.

Denklem (6) yerine yazılmasıyla iki geçiş fonksiyonlu bir MLSTAR modeli,

$$y_t = \phi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t F_{1,ML}(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \phi'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F_{2,ML}(s_{2t}; \gamma_2, c_2) + \varepsilon_t \quad (9)$$

olarak gösterilirken, k adet geçiş fonksiyonlu MLSTAR gösterim,

$$y_t = \phi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \sum_{i=1}^k \phi'_i \tilde{\mathbf{x}}_t F_{i,ML}(s_{it}; \gamma_i, c_i) + \varepsilon_t \quad (10)$$

biçimindedir. Denklem (22)'de, i 'inci geçiş fonksiyonunda geçiş değişkeni $s_{it} \in \mathbf{X}_t$, $\gamma_i > 0$ geçiş hızı parametreleri, c_i eşik değerlerini göstermektedir. Her rejimde $p+1$ parametre; doğrusal kısmın da eklenmesiyle $k+1$ bölgesel-doğrusal kısım⁶; k adet geçiş fonksiyonunda yine k adet γ ve c olduğundan toplam tahmin edilecek parametre sayısı $(k+1)(p+1)+2k$ 'dir. Hata teriminin $\varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \delta^2)$ beyaz parazit süreci izlediği varsayılmıştır. Modelde, $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_k = 0$ altında, $F_{i,ML}(s_{it}; \gamma_i, c_i) = 0.5$ olduğundan model doğrusal AR modeline dönüşür. $\gamma_j \rightarrow \infty$ iken ikiden fazla rejimli bir MTAR modeli; $\gamma_1 > 0$ ve $\gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = \dots = \gamma_k = 0$ için LSTAR modeli; $\gamma_1 > 0$ ve $\gamma_2 > 0$ ve $\gamma_3 = \gamma_4 = \dots = \gamma_k = 0$ sağlandığında iki geçiş fonksiyonlu Eklemeli STAR modeli elde edilmektedir. MLSTAR modelinde doğrusal olmama test döngüsü kapsamında $j=1$ 'den $j \rightarrow k$ giderken boş önsavın ilk kabul edildiği noktada durularak parsimoninin sağlanması amaçlanacaktır⁷.

2.1. MLST(A)R Modelinde Model Oluşturma Süreci

Teräsvirta (1994), Lütkepohl ve diğ. (2005) ve Teräsvirta (1994, 1997a, 1997b) STAR modellerinde model seçim süreçleri temel alınmıştır. Model seçim sürecinde küçük modelden büyük modele hareket edildiğinden, STAR modeli seçiminde, iki rejimli STAR modeli Eklemeli STAR modeline karşı sınanacaktır. İki lojistik fonksiyonlu bir MLSTAR modeli,

$$y_t = \phi'_0 \tilde{\mathbf{x}}_t + \phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t F_{1,ML}(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \phi'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F_{2,ML}(s_{2t}; \gamma_2, c_2) + \varepsilon_t \quad (11)$$

iki geçiş fonksiyonu,

$$F_{i,ML}(s_{it}; \gamma_i, c_i) = \left(1 + \exp\{-\gamma_i(s_{it} - c_i)\}\right)^{-1} \quad i=1,2. \quad (12)$$

Denklem (11), $\gamma_2=0$ olması halinde ikinci geçiş fonksiyonu olan $F_{2,ML}$ bir sabit değer alacağından, iki rejimli bir LST(A)R modeline dönüşmektedir⁸. $H_0: \gamma_2=0$ önsavı altında Davies (1988) nüans parametre problemi olup ikinci lojistik fonksiyonda ϕ'_2 , γ_2 ve c_2 parametreleri tanımsızdır⁹. Luukkonen v.d.(1988) ve Teräsvirta (1994) çalışmalarında iki rejimli STAR modeli için geliştirilen yöntem, ikiden fazla rejimli model için genelleştirilirse, $F_{2,ML}(s_{2t}; \gamma_2, c_2)$ geçiş fonksiyonunun $\gamma_2=0$ çevresinde Taylor yaklaşımını ile model,

$$y_t = \theta'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t + \theta'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F_{1,ML}(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \beta'_1 \mathbf{x}_t s_{2t} + v_t \quad (13)$$

biçiminde gösterilmektedir. Denklem (13)'de, θ'_1 , θ'_2 parametreleri ϕ'_0, ϕ'_1 parametrelerinin temsili bir fonksiyonudur. Hata terimlerinde modellenmemiş doğrusal olmama,

$$v_t = \varepsilon_t + \phi'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t R_{T(3)}(s_{2t}; \gamma_2, c_2) \quad (14)$$

Ve $R_{T(3)}(s_{2t}; \gamma_2, c_2)$ doğrusal olmayan bir süreç olup, boş önsavı altında modellenmemiş doğrusal olmama reddedildiğinde $R_{T(3)}(s_{2t}; \gamma_2, c_2) \equiv 0$ olduğundan boş önsavı aynı zamanda $v_t = \varepsilon_t$ olarak da ifade edilebilmektedir¹⁰. Elde edilen LM(1) test istatistiği doğrusallık boş önsavı altında p serbestlik derecesine sahip bir asimptotik χ^2 dağılımına uymaktadır. MLSTAR modellerinde doğrusallık testlerinde üçüncü mertebeden Taylor yaklaşımını kullanılırsa. Denklem (11)'de ikinci lojistik kısmının yerine üçüncü mertebeden bir Taylor yaklaşımını yazılabilmektedir¹¹,

$$y_t = \theta'_1 \tilde{\mathbf{x}}_t + \theta'_2 \tilde{\mathbf{x}}_t F_{1,ML}(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \beta'_1 \mathbf{x}_t s_{2t} + \beta'_2 \mathbf{x}_t s_{2t}^2 + \beta'_3 \mathbf{x}_t s_{2t}^3 + v_t \quad (15)$$

İki rejimli STAR tipi doğrusallık boş önsavı $H_0: \beta'_i=0, i=1,2,3$ altında aynı zamanda $H'_0: \gamma_2=0$; ve $H''_0: v_t = \varepsilon_t$ önsavları yer almaktadır. Elde edilen LM(3) test istatistiği $3(p+1)$ serbestlik derecesine sahip bir asimptotik χ^2 dağılımına uymaktadır. Doğrusal olmama testi aşamaları şöyledir:

i. Doğrusal AR modelinin AIC, SC vb. bilgi kriterleri ile optimum mimari seçimi,

ii. doğrusal modelin hata terimlerinde Teräsvirta (1994) çerçevesinde STAR tipi doğrusal olmama testi ve STAR modeli tahmini, (SSR_0) hesaplanması.

iii. hata terimleri, parametrelere göre türevlerin alınmasıyla gradient ve ek regresörler ile tahmin edilmesi. SSR_1 hesaplanması, LM test istatistiğinin hesaplanması.

LM test istatistiği büyük örneklerde $3p$ serbest dereceli asimptotik χ^2 dağılımına uymaktadır. Yardımcı regresyonun R^2 'sinin gözlem sayısı ile çarpılmasıyla,

$$LM(3)_{\chi^2} = TR^2 \quad (16)$$

Küçük örnek için test istatistiğinin F versiyonu,

$$LM(3)_F = \frac{(SSR_0 - SSR_1) / m}{SSR_1 / (T - m - n)} \quad (17)$$

$LM_{MLSTAR,F}$ istatistiği m ve $(T-m-n)$ serbestlik dereceli F dağılımına sahiptir¹². Test istatistiğinin oluşturulmasında, geçiş değişkeni s_{2t} 'nin a-priori bilindiği ve s_{2t} 'nin veri setine dahil olduğu varsayılmıştır. s_{2t} iktisat teorisi kapsamında a-priori belirtilmemiş ise, \mathbf{x}_t girdi değişkenleri seti içerisindeki değişkenler için doğrusal olmama testi tekrarlanarak açıklayıcılık gücünün en çoklandığı (p değerini en fazla düşüren) geçiş değişkeni tercih edilmektedir (Teräsvirta, 1994). Geçiş değişkenlerinin hata düzeltme mekanizması ve trend gibi dışsal bir değişken olarak belirlenmesiyle STECM ve TVSTAR modelleri elde edilmektedir (bkz. Lütkepohl, 2005; Hansen ve Seo, 2002; Milas ve Rothman, 2004).

Model mimarisi seçiminde, doğrusal olmama testlerine ek olarak ARCH-LM, Q testi, RESET yanlış tanılama testi vb. diagnostik testlerle incelenmesi önem taşımaktadır (Teräsvirta, 1994; Granger ve Teräsvirta, 1993, Luukkonen v.d., 1988).

2.2. MLST(A)R Modelinde Rejimlerin İncelenmesi

İki geçiş fonksiyonlu MLSTAR modelinde lojistik fonksiyonların uç değerleri için dört uç durum (state) ortaya çıkmaktadır. Bu dört uç durum, doğrusal

kısımı da içermektedir. Toplamda oluşan dört durum farklı oranlarda aktifleşen doğrusal olmayan otoregresif parametre seti ile gerçekleşir¹³. İki lojistik fonksiyonlu bir MLST(A)R modeli,

$$y_t = \phi'_0 \tilde{x}_t + \phi'_1 \tilde{x}_t F_{1,ML}(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \phi'_2 \tilde{x}_t F_{2,ML}(s_{2t}; \gamma_2, c_2) + \varepsilon_t \quad (18)$$

biçimindedir. Modelde doğrusal olmayan kısımda, 3 adet otoregresif süreç, lojistik fonksiyonlar tarafından belirlenen $[0,1]$ aralığında değerler için aktive olmaktadır,

- 1) $y_t = \phi'_0 \tilde{x}_t + \varepsilon_t$
- 2) $y_t = \phi'_1 \tilde{x}_t + \varepsilon_t$
- 3) $y_t = \phi'_2 \tilde{x}_t + \varepsilon_t$

Modelde, k geçiş fonksiyonlu MLST(A)R modeli $k+1$ adet aktive olabilecek regresif kısım mevcuttur. Rejimlerin incelenmesi için F_1 ve F_2 fonksiyonlarının alacağı $[0,1]$ uç değerleri için incelenirse, Denklem (18)'de yer alan iki geçiş fonksiyonlu modelde dört rejim ortaya çıkmakta,

- 1) $F_1=0, F_2=0$ ise $y_t = \phi'_0 \tilde{x}_t + \varepsilon_t$
- 2) $F_1=1, F_2=0$ ise $y_t = (\phi'_0 + \phi'_1) \tilde{x}_t + \varepsilon_t$
- 3) $F_1=0, F_2=1$ ise $y_t = (\phi'_0 + \phi'_2) \tilde{x}_t + \varepsilon_t$
- 4) $F_1=1, F_2=1$ ise $y_t = (\phi'_0 + \phi'_1 + \phi'_2) \tilde{x}_t + \varepsilon_t$

F fonksiyonları uç değerleri için iktisadi zaman serisinin izlediği sürecin değerlendirilmesi söz konusu olmaktadır. Öte yandan, rejimlerin yorumlanması için değinilen durum $s_{1t} \neq s_{2t}$ altında geçerlidir. Kesriyeli, Osborn ve Sensier (2004), geçiş değişkenleri iki geçiş fonksiyonunda da aynı değişken olduğunda bir rejimin düşeceği. Eşik değerlerinin olduğu varsayılırsa ve her iki geçiş fonksiyonunda geçiş değişkenleri $s_{1t} = s_{2t}$ eşitse, ikinci geçiş fonksiyonunda $F_2=0$ olduğunda, bu fonksiyon içindeki eşik hali hazırda daha yüksek bir değer olduğundan, birinci fonksiyonun $F_1=1$ değerini alması durumu ortadan kalkacaktır (Öcal ve Osborn, 2000). 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 çerçevesinde $F_1=0$ ve $F_2=1$ durumunda, zaten $c_1 < c_2$ olduğundan $F_1=0, F_2=0$ elenmelidir. Dolayısıyla, geçiş değişkenlerinin birbiri ile aynı belirlendiği bir modelde rejim sayısı üçe düşmektedir. İki den fazla rejimli STAR modellerinde rejimlerin incelenmesi için bkz. van Dijk ve Franses (1999), Kesriyeli, Osborn ve Sensier (2004), Ersin (2009)¹⁴.

2.3. Kapetanios Shin Snell (2003) Birim Kök Testi

Durağanlık testlerinin temel teşkil ettiği Hamilton ve Flavin (1986) ve Arestis v.d., (2004) çalışmalarında, mali serilerde sürdürülebilirliğin test edilmesinde birim kök testleri önem taşımaktadır. Çalışmada ADF ve PP testlerine ek olarak doğrusal olmayan birim kök testi olan Kapetanios, Shin ve Snell (2003) testi kullanılmıştır. KSS testinde ADF ve PP birim kök testlerinden farklı olarak, $I(0)$ durağan seri, STAR tipi doğrusal olmayan $I(1)$ süreci seyreden birinci dereceden entegre sürece karşı sınanmaktadır. Temel STAR modeli şöyledir,

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1} \left\{ 1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2) \right\} + \varepsilon_t \quad (19)$$

Doğrusal olmama testi için boş ve dolu önsavları $H_0: \theta = 0$ ve $H_1: \theta > 0$ olup $\gamma > 0$ 'dır. $\phi = 0$ varsayılırsa, modelin daha basit bir gösterimi,

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} \left\{ 1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2) \right\} + \varepsilon_t \quad (20)$$

olup, geçiş değişkeni gecikmesi $d=1$ varsayılırsa, $\theta=0$ çevresinde birinci mertebeden Taylor yaklaşımını ise

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \eta_t \quad (21)$$

olarak elde edilmektedir (Kapetanios v.d., 2003). Sollis (2009), KSS testinin ADF testinde olduğu gibi birinci fark gecikmelerin eklendiği gösterimini tartışmaktadır,

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + \eta_t \quad (22)$$

Testte, δ parametresinin sıfıra eşit olması $H_0: \theta = 0$ önsavı, Denklem (20)'te $H_0: \delta = 0$ önsavının bir yaklaşımıdır. Boş önsav altında yer alan $\theta = 0$ kabul edildiğinde serinin doğrusal olmayan $I(1)$ süreci izlediği sonucuna varılmaktadır. KSS testinde t istatistiği, $t = \hat{\delta}/s.e.(\hat{\delta})$ olarak hesaplanmaktadır, KSS testi için hesaplanan tablo kritik değerleri Kapetanios v.d. (2003) ve Solis (2009) çalışmalarında verilmektedir.

3. AMPİRİK SONUÇLAR

3.1. Veri

Veri seti aylık olup, T. C. Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) derlenmiştir. Örneklem aralığı 1985.01-2008.10 dönemini kapsamaktadır¹⁵. Mali baskınlığın bir göstergesi olarak analiz edilmesi amaçlanan (foo) net borçlanma faiz ödemeleri oranı serisi,

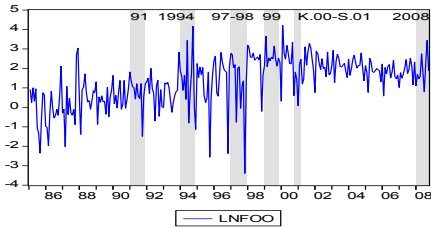
$$foo_t = ifo_t / dfo_t \quad (23)$$

olarak hesaplanmıştır. Denklemde, fo_t = net iç borç faiz ödemeleri, dfo_t = net dış faiz ödemeleri-

dir¹⁶ . Hesaplanan faiz ödemeleri serisinde normal dağılımın sağlanmadığı görülmüştür. foo serisi için, JB (Jarque-Berra), S ve K (Çarpıklık ve Basıklık) $JB=5867.66$ olarak hesaplanırken, yüksek çarpıklık ($s=3.64$) ve basıklık ($k=24$) dikkat çekmektedir. İkinci olarak serinin doğal logaritması alınmıştır,

$$\ln(foo_t) = \ln(ifo_t/dfot) = \ln(ifo_t) - \ln(dfot) \quad (24)$$

Serinin doğal logaritmasının alınmasıyla, serinin normal dağılıma yaklaştığı görülmüştür. $\ln(foo_t)$ serisinin izleğinin yer aldığı Şekil 1’de, 1994 Krizi, 1997, 1998 ve 1999 Asya, Rusya Krizleri ve 1999 depremi



n=285,Ort.=1.33,Med.=1.56,Max=4.20,Min.=3.38,Std. Sapma=1.22.

Şekil 2: Faiz Ödemeleri Oranı Doğal Logaritması, $\ln(foo)$ Serisi

\lnfoo serisinin maksimum ve minimum değerleri 4.20 ve -3.39 ve standart sapması 1.22’dir. Doğal logaritma (\lnfoo) serisi için hesaplanan $s = -0.72$ olup nispeten sıfır değerine yaklaşıken $k=3.73$ hesaplanarak nispi olarak 3’e yaklaşmaktadır. Tablo 1’de \lnfoo serisine ilişkin birim kök testleri verilmektedir. ADF testinde

Tablo 1: Doğrusal Birim Kök Testleri

	ADF*	KPSS**	KSS***
Infoo serisi (seviye)	-2.292 (12)	0.459 (8.16)	-1.81(5)
D(Infoo) 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 ve Snell (2003) STAR tipi doğrusal olmayan BK testidir. KSS (2003) Tablo 1’de, KSS testi için hesaplanan kritik t değerleri $\alpha = 0.01; 0.05; 0.10$ anlamlılık seviyeleri için sırasıyla 3.93; 3.40; 3.13’tür.

olmayan birim kök testinde, I(0) durağan seri, STAR tipi doğrusal olmayan I(1) entegre seriye karşı sınanmaktadır. KSS doğrusal olmayan birim kök testi kapsamında %5 anlamlılık seviyesinde, \lnfoo serisinin I(0) olduğu önsavı reddedilirken, birinci dereceden

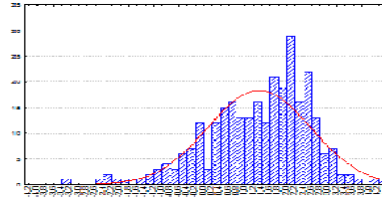
Tablo 2: Normallik Testleri

Jarque-Bera (JB) Testi		
JB=80.74	JB testi p=0.00	
3. ve 4. Moment İçin Normallik Testi (SK)*		
Ol.(s)= 0.44	Ol.(k)=0.00	Normallik testi olasılığı=0.0001
Shapiro-Wilk Testi (SW) **		
W=0.95194	Z=5.33, olasılık>z:0.00	

* D’Agostino v.d. (1990) testi. Ol.(s) ve Ol.(k) 3. ve 4. momentlere ilişkin testlerin olasılık değeridir. Normallik testi olasılığı, 3. ve 4. momentlerin beraberce sınanıldığı testin olasılık değeridir. **Shapiro-Wilk Testidir. SW testinde W test istatistiğidir.

yılları, Kasım-2000 Şubat-2001 ve 2008 yılının ortasından itibaren ağırlıkla hissedilen Küresel Bunalım dönemleri koyu renkle belirtilmiştir. Serinin dağılımına ilişkin veriler ise Şekil 2’de yer almaktadır. 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 $s=-0.72$ olup nispeten sıfır değerine yaklaşıken $k=3.73$ hesaplanarak nispi olarak 3’e yaklaşmaktadır.

Serinin doğal logaritması alınarak elde edilen



Çarpıklık=-0.72, Basıklık=3.73, JB=31.47

Şekil 3: Logaritmik Faiz Ödemeleri Oranı Serisi Histogramı

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.

Kapetanios, Shin ve Snell (2003) KSS doğrusal

I(1) entegre seri olduğu sonucuna varılmaktadır. Bu çerçevede analize \lnfoo serisinin birinci farkı alınarak elde edilen $D(\lnfoo)$ serisi ile devam edilmesine karar verilmiştir.

Infoo serisinin birinci farkları olarak hesaplanan $D(\text{Infoo})$ serisi için $s=-0.11$ ve $k=5.60$ olarak hesaplanmıştır. Çarpıklığın sifıra yaklaştığı $D(\text{Infoo})$ serisi için JB test istatistiği 80.74 olup, 2 serbestlik derecelik $\chi^2(2)$ dağılımına uymaktadır. $D(\text{Infoo})$ serisinin normal dağılıma sahip olmamasında basıklık ölçüsünün etkili olduğu görülmüştür. D’Agostino v.d. (1990) SK testinde, üç farklı boş önsavı ayrı ayrı test edilmiştir. Birincisi çarpıklığın 0’dan farklı olmadığı, ikincisi, basıklığın 3’ten farklı olmaması, üçüncüsü, çarpıklık ve basıklığın beraber değerlendirildiği bir testte boş önsavı serinin normal dağılıma sahip olduğudur. İlk iki önsavin 3.cü ve 4. momentlere ilişkin ayrı testlerde üçüncü momentin sifıra eşit olduğu önsav $\alpha = 0.05$ anlamlılık seviyesinde kabul edilirken; dördüncü momentin 3’e eşit olduğu önsav ise kabul edilememek-

tedir. Birim etkisinden bağımsız bir test olan Shapiro-Wilk testinde W istatistiği 0.95 olarak hesaplanırken serinin normal dağılıma uyduğu reddedilmiştir. Her üç normallik testi ve serinin histogramı incelenerek, serinin normal dağılımı sağlamamasında üçüncü momentin değil, dördüncü momentin etkisi reddedilememektedir. Çalışmada sırasıyla doğrusal modelden doğrusal olmayan modellere geçilecektir¹⁷.

3.2. Doğrusal Modelleme Aşaması

STAR modellerinde model oluşturma süreçlerinde ilk aşama optimum doğrusal modelin tahmin edilmesidir. Bilgi kriterleri sonuçları Tablo 3’te yer almaktadır. Optimum gecikme uzunluğu AIC ve FPE bilgi kriterleri tarafından 6 olarak belirlenirken, HQ ve SC bilgi kriterleri tarafından 5 olarak seçilmektedir.

Tablo 3: Doğrusal Modelde Bilgi Kriterleri ile Gecikme Uzunluğu Seçimi

Gecikme Uzunluğu	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
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

* Optimum seçilen gecikme uzunluğu.

Schwarz bilgi kriteri esas alınarak AR(5) modeli tahmin edilmiştir,

$$y_t = 0.025 - 0.72y_{t-1} - 0.67y_{t-2} - 0.55y_{t-3} - 0.36y_{t-4} - 0.29y_{t-5} + \varepsilon_t \quad (25)$$

(0.06) (0.06) (0.07) (0.07) (0.07) (0.06)

$R^2 = 0.39$, $\bar{R}^2 = 0.38$, $dw=2.01$, $\delta_{e,AR} = 1.016$, $F=30.21$ (0.00), $AIC=2.89$, $SIC=2.98$, $ARCH(1)=0.56(0.45)$, $ARCH(5)=1.70$ (0.14), $ARCH(12)=1.23$ (0.27), $RESET=13.15(0.00)$, $s=-0.86$, $k=6.23$, $JB=156.3$ (0.00), $SW=0.93$ (0.00), $SK=42.33$, $Pr(s)=(0.00)$, $Pr(k)=(0.00)$

Standart sapma değerleri () içinde verilmektedir. Diagnostik testler istatistik(olasılık) olarak raporlanmıştır.

Modelde, sabit terim dışında AR(1)-AR(5) parametreleri $\alpha = 0.05$ seviyesinde kabul edilmektedir. Modelin karakteristik kökleri birim dairenin içinde yer aldığından modelin durağan kabul edilmiştir. Diagnostik testler kapsamında, modelin hata terimlerinde ARCH etkisi seriler aylık olduğundan 12. dereceye kadar tekrarlanmıştır. SC bilgi kriteri tarafından seçilen maksimum gecikme 5 olduğundan, 1 ve 12. dereceye ek olarak 5 derece için hesaplanan ARCH-LM test istatistikleri raporlanmıştır. ARCH(1), ARCH(5) ve ARCH(12) test istatistiklerinin olasılık değerleri %5 anlamlılık seviyesinde hata terimle-

rinde ARCH etkisinin olmadığına işaret etmektedir. RESET testinde test istatistiği 13.15, olasılık değeri (0.00) olarak hesaplandığından modelde yanlış tanımlama olduğuna işaret etmektedir. RESET testinde elde edilen sonuç, gerçekte modellenememiş doğrusal olmamanın bir işareti olarak düşünülebilmektedir¹⁸. SK çarpıklık basıklığın beraberce sırandığı ki-kare testinde tata terimlerinde normalliğin sağlanamadığı sonucuna varılmaktadır. JB ve Shapiro-Wilk W istatistiğinin olasılığı 0.00’dır. $Pr(s)$ ve $Pr(k)$ olasılık değerleri 0.00 olup hata terimlerinin çarpıklığının sifıra eşit olduğu önsavı ve basıklığın 3’e eşit olduğu önsavları reddedilmiştir¹⁹.

3.3. STAR Tipi Doğrusal Olmama Testleri

Teräsvirta (1994) STAR modeli kurulum aşamaları kapsamında AR modelinin hata terimlerinde Luukkonen v.d. (1988) STAR tipi doğrusal olmama testi gerçekleştirilmiştir. Test sonuçlarının yer aldığı Tablo 4’te, AR modelinin hata terimlerinde doğrusal olmamaya ek olarak, doğrusallığın en

güçlü reddedildiği geçiş değişkeninin belirlenmesi amaçlanmıştır. STAR tipi doğrusal-olmama testinde, F istatistiğini (p değerini) maksimize (minimize) eden geçiş değerinin bulunması için test AIC tarafından en uzun gecikme 6 seçildiğinden $p=1,2,\dots,6$ gecikmeleri için tekrarlanmıştır. 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.

Tablo 4: STAR Tipi Doğrusal Olmama Testi

Geçiş Değişkeni	F*	F4	F3	F2	Model
D(Infoo)(t-1)**	0.00145	0.03445	0.14314	0.00601	LSTAR
D(Infoo)(t-2)	0.03144	0.85824	0.12562	0.00502	LSTAR
D(Infoo)(t-3)	0.00330	0.26312	0.06271	0.00384	LSTAR
D(Infoo)(t-4)	0.01463	0.72479	0.71459	0.00016	LSTAR
D(Infoo)(t-5)	0.03684	0.11786	0.18696	0.08364	LSTAR
D(Infoo)(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.

D(Infoo) serisinin izlediği STAR tipi doğrusal olmayan sürecin modellenmesinde, doğrusallığın en güçlü reddedildiği gecikme olan birinci gecikme geçiş değişkeni olarak belirlenirken, model mimarisi için LSTAR yapısı seçilmektedir.

3.4. İki Rejimli LSTAR Modeli

Tek geçiş fonksiyonlu ve iki rejimli bir LSTAR modeli aşağıdaki gibi tahmin edilmiştir,

$$\begin{aligned}
 y_t = & (1.41 - 0.44y_{t-1} - 1.18y_{t-2} - 0.98y_{t-3} - 0.77y_{t-4} - 0.27y_{t-5}) \\
 & (0.47) \quad (0.11) \quad (0.19) \quad (0.18) \quad (0.17) \quad (0.05) \\
 & + [(-1.58 + 0.70y_{t-2} + 0.61y_{t-3} + 0.57y_{t-4}) \times F_L(\gamma, y_{t-d}, c)] + \varepsilon_t \\
 & (0.57) \quad (0.21) \quad (0.21) \quad (0.20) \quad (26) \\
 F_L(\gamma, y_{t-d}, c) = & F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) = \frac{1}{1 + \exp(-4.39(y_{t-1} - 1.07))} \\
 & (2.69) \quad (0.20)
 \end{aligned}$$

$R^2 = 0.44$, $\bar{R}^2 = 0.42$, $dw=2.05$, $\delta_{\varepsilon,LSTAR} = 0.97$, $\delta_{\varepsilon,LSTAR} / \delta_{\varepsilon,AR} = 0.95$, $AIC=2.85$, $SIC=3.01$, $JB=140.43(0.00)$, $SW=0.9441(0.00)$, $SK=41.05(0.00)$, $s=-0.86$, $k=6.01$, $Ol.(s)=0.00$, $Ol.(k)=0.00$, $ARCH(1)=0.07$ (0.78), $ARCH(5)=1.80$ (0.11), $ARCH(12)=1.12$ (0.35), $RESET=0.38$ (0.68).

*Modelde, standart sapma değerleri () içinde verilmektedir. Diagnostik testlerde olasılıklar () içinde raporlanmıştır.

Hata terimlerde ARCH-LM testi 12. gecikmeye kadar tekrarlanmıştır. $q=1$ 'e ek olarak SC bilgi kriteri tarafından maksimum gecikme olarak belirlenen $q=5$ ve seriler aylık olduğu için $q=12$ için hesaplanan $\chi^2(q)$ istatistikleri sırasıyla 0.07, 1.80 ve 1.12'dir. Modelin hata terimlerinde 1., 2. ve 12. dereceden ARCH etkisi olmadığı önsavları kabul edilmektedir. RESET testinde, boş önsavı modelde tanımlama hatasının olmadığıdır. Reset testinde, hesaplanan F istatistiği 0.38'dir. Tablo F istatistiği için, $v1=14-1$ ve paydada $v2=285-14$ 'tür. Tablo'da $a=0.05$ 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 $a=0.05$ 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 yaklaşımda

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 düşünülmüştür²⁰. 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 görülmüştür. Modelde R^2 ve $\delta_{\epsilon, LSTAR} / \delta_{\epsilon, AR}$ hata terimlerinin standart sapmaları oranı LSTAR modelinin AR modeline karşı açıklayıcı gücünün arttığına işaret etmektedir. Bu çerçevede, LSTAR modeliyle, AR modeliyle modellenememiş sistematik olmayan kısmın incelenen zaman serisi için nispi olarak daha fazla açıklanabildiği söylenebilmektedir.

Tablo 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 çerçevesinde 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. 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 rejim 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. Eşik değeri 1.07 = y_{t-1} için geçiş fonksiyonu $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) = 1/2$ değerini almaktadır. Bu nokta orta nokta olup 236. gözleme karşılık gelmektedir. Gamma parametresi 4.39 olarak tahmin edildiğinden, rejimler arası geçiş yumuşak yapıdadır. Geçiş fonksiyonu, faiz ödemeleri oranı serisinin 236 gözlemi için $F_L(4.39, y_{t-1}, 1.07) < 1/2$ ’nin aşağısında

görsünde 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.

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, $y_t = 1.41 - 0.44y_{t-1} - 1.18y_{t-2} - 0.98y_{t-3} - 0.77y_{t-4} - 0.27y_{t-5}$ 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, $y_t = -1.58 + 0.70y_{t-2} + 0.61y_{t-3} + 0.57y_{t-4}$ 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 kısmın birbiriyle eklenmesiyle ikinci rejim, $y_t = -0.17 - 0.44y_{t-1} - 0.48y_{t-2} - 0.37y_{t-3} - 0.20y_{t-4} - 0.27y_{t-5}$ 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.

3.5. LSTAR Modelinin Hata Terimlerinde Doğrusal Olmama Testi

MLSTAR modeli kurulum aşamalarında incelenen LM testleri ile iki rejimli LSTAR modelinin hata terim-

lerinde doğrusal olmama testi gerçekleştirilmiştir. Doğrusal olmamaya ilişkin F testleri sonuçları Tablo 6'da yer almaktadır.

Tablo 6: Tek Geçiş Fonksiyonlu STAR Modelinde Doğrusal Olmama Testi

Geçiş değişkeni	F	F4	F3	F2
D(Infoo)(t-1)	0.04987	0.05418	0.90662	0.02714
D(Infoo)(t-2)	0.11533	0.79918	0.56599	0.00746
D(Infoo)(t-3)*	0.00757	0.28442	0.55144	0.00062
D(Infoo)(t-4)	0.06415	0.82234	0.46291	0.00351
D(Infoo)(t-5)	0.41540	0.37676	0.18726	0.75586

* İkinci geçiş fonksiyonu için boş önsavının en güçlü reddedildiği optimum gecikmedir.

Test sonuçları $D(Infoo)$ serisinin 1.ci, 3.cü ve 4.cü gecikmeli değerlerinin geçiş değişkeni belirlendiği doğrusal olmama F testleri, LSTAR modelinin hata terimlerinde doğrusal olmayan yapıya işaret etmektedir. Doğrusallığın en güçlü reddedildiği gecikme 3 olup ikinci geçiş fonksiyonu lojistik fonksiyon olarak belirlenmiştir. $D(Infoo)$ serisinin sergilediği doğrusal olmayan sürecin tek lojistik fonksiyonlu ve iki rejim-

li LSTAR modeliyle yakalanamadığı; bu doğrultuda, doğrusal olmamanın modellenmesinde STAR modelleri kapsamında 2 geçiş fonksiyonlu MLSTAR modeli ile devam edilecektir.

3.6. İki Geçiş Fonksiyonlu MLSTAR Modeli

Faiz ödemeleri oranı serisi iki geçiş fonksiyonlu bir MLSTAR modeli ile tahmin edilmiştir,

$$\begin{aligned}
 y_t &= 1.74 - 0.51y_{t-1} - 1.00y_{t-3} + 0.98y_{t-4} - 0.26y_{t-5} + (-1.42 + 0.58y_{t-2} + 0.70y_{t-3} + 0.55y_{t-4}) \\
 &\quad (1.31) \quad (0.11) \quad (0.19) \quad (0.63) \quad (0.06) \quad (0.54) \quad (0.20) \quad (0.22) \quad (0.20) \\
 &\times F_{L,1}(\gamma_1, y_{t-d}, c_1) + (2.98 - 1.14y_{t-2} - 1.74y_{t-4}) \times F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2) + \varepsilon_t \\
 &\quad (1.37) \quad (0.17) \quad (0.64) \quad (27) \\
 F_{L,1}(\gamma_1, y_{t-d}, c_1) &= \frac{1}{1 + \exp(-4.45(y_{t-1} - 1.05))}; \quad F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2) = \frac{1}{1 + \exp(-5.63(y_{t-3} - 4.0001))} \\
 &\quad (2.84) \quad (0.21) \quad (21.63) \quad (0.84)
 \end{aligned}$$

$R^2 = 0.48$, $\bar{R}^2 = 0.45$, $dw=2.06$, $\delta_{\varepsilon,MLSTAR} = 0.93$, $\delta_{\varepsilon,MLSTAR} / \delta_{\varepsilon,LSTAR} = 0.96$, $AIC=2.81$, $SIC=3.02$, $JB=155.38$ (0.00), $SK=43.42$ (0.00), $SW=0.94$, Eğiklik=-0.90, Basıklık=6.17, $Ol.(s)=0.00$, $Ol.(k)=0.00$ $ARCH(1)=0.03(0.84)$, $ARCH(5)=0.13(0.98)$, $ARCH(12)=0.52(0.88)$, $RESET=0.11$ (0.74).

MLSTAR modelinde, ARCH-LM testi seri aylık olduğu için 12. gecikmeye kadar tekrarlanmış, SC bilgi kriteri ile seçilen en yüksek gecikme 5 olduğundan, hesaplanan ARCH(1), ARCH(5) ve ARCH(12) istatistikleri raporlanmıştır. Sonuçlar çerçevesinde, MLSTAR modelinin hata terimlerinde ARCH etkisinin olmadığı önsavı reddedilememektedir. RESET testi test istatistiği 0.11 olarak hesaplanmış olup, olasılık değeri 0.74 olduğundan modelde yanlış tanımlama olmadığı önsavı kabul edilmektedir. Modelde R^2 değerinin AR ve LSTAR modeline göre nispeten artmıştır. 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 edilmektedir²¹.

Her iki geçiş fonksiyonunda geçiş değişkenleri birbirinden farklı belirlendiğinden dört adet rejim söz konusudur .

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 sifıra 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'in altında olması gerekmektedir; diğer bir değişle, faiz ödemeleri oranındaki artış hızlanmakla beraber bir kriz döneminden sonraki düzeltme dönemine denk gelmemesi gerekmektedir. İkinci rejimde, ikinci otoregresif süreç 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 gerekirken 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, $y_t = 3.30 - 0.51y_{t-1} - 0.56y_{t-2} - 0.30y_{t-3} - 0.21y_{t-4} - 0.26y_{t-5}$ 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 üstü-

ne 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 $F_{L,2}(\gamma_2, y_{t-e}, c_2) = 1$ elde edilen otoregresif süreç, $y_t = 4.72 - 0.51y_{t-1} - 1.14y_{t-2} - 1.00y_{t-3} - 0.76y_{t-4} - 0.26y_{t-5}$ biçimindedir. Bu çerçevede, faiz ödemeleri oranı 3 dönem önce 4.00'ün 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.

3.7. Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Modellerin Tahmin Gücü Açısından Karşılaştırılması

Çalışmada, elde edilen AR, LSTAR ve MLSTAR modellerinde tahmin gücünün karşılaştırılması amacıyla ilk aşamada bir adım ötesi için, MAE, MSE, RMSE hata kriterleri ve y ve y tahmin arasındaki korelasyon katsayısı hesaplanmıştır. İkinci aşamada, Diebold Mariano eşit tahmin tutarlılığı testlerine başvurulmuştur. Sonuçlar Tablo 7'de yer almaktadır.

Tablo 7: Bir Adım Ötesi İçin Tahmin Gücü Karşılaştırması

	AR	LSTAR	MLSTAR
MSE	1.001785	0.917921	0.858122
MAE	0.694919	0.682748	0.657141
RMSE	1.000892	0.958082	0.926349
RMSE Oranı	1	1.044683	1.08047

*Doğrusal modelin RMSE'si doğrusal-olmayan modellerin RMSE'sine bölünerek hesaplanmıştır. 1'in üstünde ise iyileşmeye işaret etmektedir.

Tablo 7'de yer alan MSE, MAE ve RMSE hata kriterleri incelendiğinde, AR modelinde MSE değeri 1.002 hesaplanırken, bu oran LSTAR modeli için 0.92'ye gerilerken, MLSTAR modeli için 0.86'ya düşmektedir. MAE hata kriteri baz alındığında, AR, LSTAR ve MLSTAR modelleri için hesaplanan değerler ikinci sıradadır 0.69, 0.68 ve 0.66 olarak gerçekleşmiştir. AR modeli için hesaplanan RMSE değeri 1.001 iken, LSTAR modeli için 0.96'ya düşerken, MLSTAR modeli için 0.93'e gerilemektedir.

İkinci aşamada, AR modelinin RMSE'si, LSTAR ve MLSTAR modelleri için hesaplanan RMSE değerlerine bölünmüştür. RMSE oranları 1'e eşit olduğunda karşılaştırılan iki modelin bir adım ötesi için tahmin gücü eşit, birden büyükse doğrusal olmayan model kurulması ile RMSE açısından iyileşme elde edildiği sonucuna varılmaktadır. RMSE oranı 1'in altına indikçe, doğrusal olmayan model açısından nispi olarak kötüleşmeye işaret edecektir. AR modelinin LSTAR modelinin RMSE'sine oranı 1.044 olup, LSTAR modelinin RMSE'sinin %4.4 düşük olduğuna işaret etmektedir. MLSTAR modeline geçildiğinde ise RMSE açısından iyileşme %8 seviyesindedir. Sonuçlar çerçevesinde, doğrusal AR modelinden, doğrusal olmayan model-

lere geçildiğinde, modellerin tahmin gücünün iyileştiği görülmektedir. Doğrusal olmayan modeller olan LSTAR ve MLSTAR modelleri incelendiğinde, MSE, MAE, RMSE kriterleri çerçevesinde tahmin gücünde iyileşme gerçekleştiği sonucuna varılmıştır.

İkinci olarak, AR, STAR ve MLSTAR modellerinin tahmin performansının karşılaştırılması için Diebold-Mariano (DM) eşit tahmin tutarlılığı testine başvurulmuştur. DM testinde, kayıp fonksiyonlarında hata kareleri ortalaması (MSE) ve mutlak hata kareleri (MAE) tercih edilen kayıp fonksiyonlarıdır. DM testinde, MAE esas alınmakla beraber, MSE kullanılmasıyla da benzer sonuçlar elde edildiği görülmüştür. DM testine kısaca değinilecektir. Tahmin hataları farkının beklenen değeri,

$$E(d_t) = \bar{d} = \frac{1}{H} \sum_{i=1}^H [MAE(e_{1i}) - MAE(e_{2i})] \quad (28)$$

olarak hesaplanmıştır. DM testinde boş önsavı altında $H_0: \bar{d} = 0$ eşit tahmin tutarlılığı yer almaktadır. Dolu önsavı $H_1: \bar{d} \neq 0$ tahmin başarısının farklı olduğudur. DM test istatistiği H-1 serbestlik dereceli normal dağılıma uymaktadır²². DM testi sonuçları aşağıdaki tabloda yer almaktadır.

Tablo 8: Diebold Mariano Testleri

	AR	LSTAR	MLSTAR
AR	-	2.011 (0.0443)	2.135 (0.0328)
LSTAR	-	-	1.812 (0.0699)
MLSTAR	-	-	-

* DM testinde MSE veya MAE seçilerek minimize edilmektedir. Tablo'da, DM testlerinin hesaplanmasında MAE temel alınmıştır. Olasılık değerleri parantez içinde verilmiştir.

Tablo 8'de, ilk sıradadır, AR modeli ile LSTAR modeli karşılaştırıldığında DM test istatistiği 2.011 ve olasılık değeri 0.0444 olarak hesaplandığından, %5 anlamlılık seviyesinde AR ve LSTAR modellerinin eşit tahmin tutarlılığına sahip olduğu önsav reddedilerek, tahmin başarısının farklı olduğu sonucuna varılmaktadır. modelin tahmin modelinin tahmin başarısının 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 reddedilerek LSTAR modelinin tahmin gücünün doğrusal AR modelinden daha iyi olduğu sonucuna varılmıştır. DM test istatistiği AR ve MLSTAR modelleri için 2.135 hesaplanırken p-değeri olan 0.033 anlamlılık seviyesi olan 0.05'ten daha küçüktür. MLSTAR modelinin tahmin başarısı doğrusal modelden daha başarılı bulunmaktadır. Her iki doğrusal olmayan model olan LSTAR ve MLSTAR modelleri karşılaştırıldığında, DM test istatistiği 1.81 olarak hesaplanırken, test istatistiğinin olasılık değeri

0.07 olduğundan MLSTAR ve LSTAR modellerinin eşit tahmin tutarlılığına sahip olduğu önsavı %5 anlamlılık seviyesinde reddedilemezken, %10 anlamlılık seviyesinde reddedilerek, MLSTAR modelinin tahmin başarısının %10 anlamlılık seviyesinde LSTAR modelinden daha iyi olduğu sonucuna varılmaktadır. Sonuçlar kapsamında faiz ödemeleri oranı serisinin birinci farkı olan bağımlı değişkenin tahmin edilmesinde doğrusal olmayan modellerin tahmin başarısının daha güçlü olduğu sonucuna varılırken, eklemeli STAR yapısında bir model olan MLSTAR modelinin iki rejimli LSTAR modelinden MAE, RMSE, MSE hata kriterleri kapsamında daha başarılı bulunmaktadır. Modeller DM testleri bağlamında değerlendirildiğinde de benzer sonuçlar elde edilmektedir.

4. SONUÇ

Konsolide bütçe içerisinde iç borç faiz ödemelerinin, dış kaynaklardan borçlanmanın özellikle güçleştiği ekonomik kriz öncesi dönemlerde yüksek oranda yükselmesi söz konusudur. Çalışmada incelenen yak-

laşım çerçevesinde, 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 uygulanan politikaların sonuçlarında önemli sapmalar gerçekleşebilmektedir. Leeper (1991), Woodford (1994), Sims (1994), Aijagari ve Gertler (1985), mali baskınlık altında takip edilen fiyat istikrarının sağlanmasına yönelik politikaların beklenenin aksine daha yüksek enflasyon oranlarına karşılık gelebileceğini ortaya koyan temel çalışmalarıdır.

Çalışmada, Hamilton ve Flavin (1986) mali baskınlık testinin temel alınarak Arestis v.d. (2004) tarafından Tong (1990) TAR modeli çerçevesinde değerlendirildiği yöntem temel alınarak, geçiş yapısının yumuşak yapıda olduğu Teräsvirta (1994) STAR modelleri çerçevesinde değerlendirilmiştir. Türkiye ekonomisinde faiz ödemelerinin incelendiği ampirik sonuç kısmında ilk olarak doğrusal ADF ve PP testleri ve Kapetanios-Shin-Snell STAR tipi doğrusal olmayan birim kök testleri kapsamında seride durağanlık reddedilmiştir. Serinin birinci farkları ile doğrusal olmayan

STAR ve MLSTAR modelleri ile tahmin edilerek doğrusal modele karşı sınanmıştır. Tek geçiş fonksiyonlu, iki rejimli ve tek eşikli LSTAR modelinde faiz ödemeleri oranının eşik katsayısı 1.06 olarak hesaplanmıştır. İki lojistik fonksiyonlu MLSTAR modeline hareket edildiğinde, eşik katsayıları 1.05 ve 4.0002 olarak hesaplanmaktadır. Türkiye’de incelenen zaman serisi ve örneklem kapsamında, iç ve dış borç faiz ödemelerinin operasyonel bütçede sürdürülebilirliğin sağlanmasında engel teşkil edildiği sonucuna varılmıştır. Bir diğer sonuç ise mali baskınlığın özellikle kriz dönemlerinde ve öncesinde artmasıdır. Doğrusal AR ve doğrusal olmayan LSTAR ve MLSTAR modelleri farklı hata kriterlerine ek olarak Diebold–Mariano eşit tahmin tutarlılığı testi çerçevesinde değerlendirilerek, doğrusal AR modelinden doğrusal olmayan LSTAR ve MLSTAR modellerine hareket edildiğinde, tahmin başarısının iyileştiği sonucuna varılmıştır. Türkiye’de maliye politikalarında sürdürülebilirliğin kısıtlı yapıda olduğu, iktisat politikalarında iktisadi değişkenlere ilişkin asimetrik ve doğrusal olmayan özelliklerin önem taşıdığı sonuçlarına varılmıştır.

SON NOTLAR

¹ FTPL teorisi çerçevesinde ise, mali disiplinde önem taşıyan zamanlararası bütçe eşdeğerliğinin sağlanması başlı başına fiyatlar genel seviyesindeki değişimler bağlamında önem taşıırken (Aiyagari ve Gertler, 1985; Woodford, 1994, 1995; Leeper, 1991; Sims, 1991), bütçe eşdeğerliğinin test edilmesindeki güçlükler bir çok çalışmada dikkat çekilmektedir (Woodford, 1998a; Cochrane, 1998a). Woodford (1998b), parasız post-para ekonomisinde bütçe kısıtına dikkat çekildiği; Cochrane (1998b) enflasyon hedeflemesinde mali sürdürülebilirlik temel politika aracı olarak değerlendirildiği önemli çalışmalardır. Bu çerçevede, iktisat politikalarının uygulanmasında mali sürdürülebilirliğin incelenmesi öne çıkmakta, mali değişkenlerin izlediği süreçlerin incelenmesi önem kazanmaktadır.

² Sichel (1993, 1994), büyüme oranı serilerinde üç rejimli bir iktisadi modeldir. Büyüme ve iş çevrimleri kapsamında ikiden fazla rejimin vurgulandığı ampirik çalışmalar, Boldin (1999), Cruz (2005), Clements ve Krolzig (1998) çalışmalarıdır. Obsfeld ve Taylor (1997), Balke ve Fomby (1997), Taylor, Peel ve Sarno (2001), Rapach ve Wohar (2006) ve Buncic (2008) çalışmaları reel kur serilerinde ikiden fazla rejime dikkat çeken bazı çalışmalardır.

³ İki rejimli STAR modellerinin diğer farklı fonksiyonel gösterimleri olarak ikinci rejimde sadece sabit terimin ayarlanmasına olanak tanıyan González ve Teräsvirta (2008) Sıçrayan Ortalama Modeli (shifting mean model), MLSTAR modelinden farklı olarak STAR süreçlerinin yerleşik yapıda dört rejimli modellendiği Van Dijk ve Franses (1999) Çok Rejimli STAR (MRSTAR) modeli, eklemeli STAR yapısında ve geçiş fonksiyonunun ANN modelleri ile benzer özellikler içerdiği bir gösterim için Medeiros ve Veiga (2001) Esnek Değişkenli STAR (FCSTAR) modeli örnek teşkil etmektedir.

⁴ Belli kısıtlar altında, MRSTAR modeli eklemeli STAR modeli yapısında gösterilebilmektedir. Ancak, eklemeli gösterimde iki geçiş fonksiyonunun çarpılması söz konusudur. MLSTAR modelinde geçiş fonksiyonları etkileşimden bağımsızdır. bkz. Ersin (2009, 82).

⁵ STAR modellerinde; tek geçiş fonksiyonlu bir modelde, $\alpha'_i = (\alpha_{i1}, \dots, \alpha_{id}, \dots, \alpha_{ip})' = (0, \dots, 1, \dots, 0)'$ tanımlanarak geçiş değişkeni $s_{1t} = y_{t-d}$ olur. İki geçiş fonksiyonlu bir modelde kısıtlar $\alpha'_i = (\alpha_{i1}, \dots, \alpha_{id}, \dots, \alpha_{ip})' = (0, \dots, 1, \dots, 0)'$ 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.

⁶ *locally linear* terimi yerine kullanılmıştır.

⁷ Üstel geçiş fonksiyonlu STAR modellerinin bazı özellikleri şöyledir: Birincisi, ESTAR modelinin T(A)R gösterimi yoktur. İkincisi, gamma tahminleri ($\gamma \rightarrow \infty$) ise model doğrusal model gibi hareket eder. Üçüncüsü, MLSTAR modeli MTAR modeli gösterimi varken MES-TAR modelinin yoktur. Dördüncüsü, iki dış rejimdeki yapı simetrik (Granger ve Terasvirta, 1993). Eklemeli STAR modelleri için bkz. Öcal ve Osborn (2000), Sensier v.d. (2002) ve Kesriyel v.d. (2004).

⁸ Teräsvirta (1994), doğrusallık testlerinde lojistik fonksiyonlardan $-1/2$ çıkartılabileceğine değinmektedir. Nitekim $\gamma_2 = 0$ bulunduğu anda, $F_{2,ML}$ sıfır değil $1/2$ değeri alacaktır. Dolayısıyla, $\gamma_2 = 0$ bulunduğu anda model; $y_i = \phi'_0 \tilde{x}_i + \phi'_1 F_{1,ML}(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \phi'_2 \tilde{x}_i (1/2) + \varepsilon_i$ olup, $0.5 \times \phi'$ parametreleri birinci kısma eklenmektedir. $y_i = (\phi'_0 + 0.5 \times \phi'_2) \tilde{x}_i + \phi'_1 F_{1,ML}(s_{1t}; \gamma_1, c_1) + \varepsilon_i$. Dolayısıyla, $\gamma_2 = 0$ bulunduğu anda model bir LST(A)R'dır.

⁹ Davies problemi için bkz: Davies (1977, 1987), Hansen (1996).

¹⁰ Boş önsavının değinilen farklı gösterimi için, van Dijk ve diğ. (2002).

¹¹ Bu yaklaşımın sebepleri şunlardır: LM(1) test istatistiğinin rejimler arasında yalnız sabit terimle açıklanan bir doğrusal olmama olması durumunda (eğim katsayıları sıfır) test gücünü kaybetmektedir (Luukkonen v.d., 1988). $\gamma_2 = 0$ çevresinde ikinci mertebeden bir Taylor yaklaşımı yapıldığında lojistik fonksiyonun türevi sıfıra eşit olduğundan LM testinde kullanılamamaktadır. Dördüncü mertebeden Taylor yaklaşımında test gücünde önemli bir kazanım sağlanılmamaktadır. Ayrıca önemli serbestlik derecesi kaybı gerçekleşir (Teräsvirta v.d. 2006).

¹² LST(A)R modelinde $2(p+1)$ regresör ve lojistik fonksiyon kısmında gamma ve c olmak üzere 2 parametre eklenmesiyle $2(p+1)+2=2p+4=n$ parametre mevcuttur.

¹³ MRSTAR modelinde ise, k adet geçiş fonksiyonlu modelde rejim sayısı 2^k üstel olarak; 2, 4, 8, 16 gibi artan oranlarda rejimlerle modellenmektedir. Dolayısıyla serbestlik derecesi kaybı daha fazladır. (bkz. Franses ve van Dijk, 1997, Terasvirta v.d. 2006, Ersin, 2008).

¹⁴ Benzer yaklaşım için Eklemeli STAR doğrusal olmama testinde tartışıldığı van Dijk, Teräsvirta ve Franses (2002), Granger ve Teräsvirta (1993) ve Teräsvirta (1994) çalışmalarına başvurulabilir.

¹⁵ www.tcmb.gov.tr

¹⁶ fo_t ve dfo_t serileri 1985-2005 yılları arasında kümülatif olarak; 2005-2008 yılları arasında net değerler olarak yayımlanmıştır. fo_t ve dfo_t serilerinin ham halleri 2005 yılına kadar testere biçimli bir patika takip etmektedir. fo_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.

¹⁷ Çalışmada, serinin aşırı değerlerden arındırılmasından kaçınılmış, normallik koşulunun sağlanmasının önemine nazaran, serilerde düzeltmeden kaçınılmıştır. İncelenen zaman serileri, MA, Üstsel Yumuşatma ve Baxter-King yöntemleri ile filtrelenerek modellendiğinde, aşırı değerlerin törpülenmesi bağlamında bir kazanım sağlanmamıştır. Değinen filtrelerden hareket edildiğinde, JB, SK ve SW testleri kapsamında serinin normal dağılımı koşulunun sağlanamadığı görülmüştür. Serilere kukla değişken ile müdahale edilmekten kaçınılmıştır. Kukla değişken kullanımı ile aşırı değerlerden arındırılma yönteminin STAR ailesi modeller için değerlendirildiği başlıca çalışmalar için bkz. Öcal ve Osborn (2000), Kesriyeli v.d., (2004), Sensier v.d. (2002).

¹⁸ RESET ve ARCH testleri, modellenmemiş doğrusal olmamayı yakalayabilmektedir. (Granger ve

Teräsvirta, 1993, 56).

¹⁹ Doğrusal olmayan model tahmin edildiğinde normal dağılıma ilişkin iyileşme gerçekleştiğinden, kriz yıllarına karşılık gelen aşırı değerlerin model türetim sürecine nispeten dahil olması dolayısıyla düzeltilmeden model kurulum aşamalarına devam edilmiştir.

²⁰ Reset ve ARCH testleri üstel terimler içerdiğinden doğrusal olmayan zaman serilerinde önem taşımaktadır. Granger, C. & T. Teräsvirta (1993) çalışmasında tartışılmıştır.

²¹ 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.

²² Denklem (28)’de DM testinde test istatistiği hesaplandığında, daha düşük MAE’ye sahip olan model 2. model olduğunda, test istatistiği pozitif hesaplanmakta; test istatistiği negatif hesaplandığında ise 1. modelin tahmin başarısının 2. modele göre daha iyi olduğu sonucu- na varılabilmektedir.

KAYNAKLAR

- Aiyagari, R. & Gertler, M. (1985) "The Backing of Government Bonds and Monetarism" *Journal of Monetary Economics*, 16:19-44.
- Anders, U. & Korn, O. (1999) "Model Selection in Neural Networks" *Neural Networks*, 12: 309-23.
- Arestis, P., Cipollini, A. & Fattouh, B. (2004) "Threshold Effects in the US Budget" Tor Vergata University CEIS Research Papers, No:18.
- Arghyrou M. & Luintel K. (2005) "Government Solvency, Revisiting Some EMU Countries" Discussion Paper, No:02-24.
- Bahmani, S. (2007) "Do Budget Deficits Follow A Linear or Non-Linear Path?" *Economics Bulletin*, 5(14):1-9.
- Bajo-Rubio, O., Diaz-Roldan, C. & Esteve, V. (2006), "Is the Budget Deficit Sustainable When Fiscal Policy is Non-linear? The Case of Spain" *Journal of Macroeconomics*, 28(3): 596-608.
- Bildirici, M., Ersin, Ö. (2011) "Fiyat Teorisinin Mali Teorisine Farklı Bir Bakış: MLSTAR ve MLP Modelleri" TÜSIAD-Koç University Economic Research Forum Working Papers No:1115.
- Caner, M. & Hansen, B. (2001) "Threshold Autoregression with a Unit Root" *Econometrica*, 69(6):1555-96.
- Chortareas, G., Kapetanios, G. & Uctum, M. (2004) "An Investigation of Current Account Solvency in Latin America Using Non Linear Nonstationarity Tests" *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 8(1).
- Cipollini, A. (2001) "Testing for Government Intertemporal Solvency, A Smooth Transition Error Correction Model Approach" *The Manchester School*, 69 (6):643-55.
- Cipollini, A., Fattouh, B., Mouratidis, K. (2009) "Fiscal Readjustments in the United States, a Nonlinear Time-Series Analysis" *Economic Inquiry*, 47(1):34-54.
- Cochrane, J.H. (1998a) "Long Term Debt and Optimal Policy in the Fiscal Theory of the Price Level" Chicago University Graduate School of Business Working Papers, No:6771.
- Cochrane, J.H (1998b) "A Frictionless View of Inflation", Chicago University Graduate School of Business Working Papers, No:6641.
- Colletaz, G. & Hurlin, C. (2006) "Threshold Effects of the Public Capital Productivity, An International Panel Smooth Transition Approach" HAL Working Paper Series, 2006-01
- Considine, J. Gallagher, L. (2004) "UK Debt Sustainability: Some Nonlinear Evidence and Theoretical Implications" *The Manchester School*, 76(3):320-351.
- Cruz, M. (2005) "A Three-regime Business Cycle Model for an Emerging Economy" *Applied Economics Letters*, 12:399-402.
- D'Agostino R.B., Balanger A. & D'Agostino B.Jr. (1990) "A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality" *American Statistician*, 44:316-21.
- Davies, R. (1988) "Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter is Present Only Under The Alternative" *Biometrika*, 74:33-43.
- Ersin, Ö. Ö. (2009) "Fiyatlar Genel Düzeyinin Belirlenmesine İlişkin Maliye Teorisinin Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Bakımından İncelenmesi" Yayınlanmamış Doktora Tezi, Yıldız Teknik Üniversitesi, İstanbul, Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Fouquau, J., Hurlin, C. & Rabaud, I. (2008) "The Feldstein-Horioka Puzzle, A Panel Smooth Transition Regression Approach" *Economic Modelling*, 25(2):284-99.
- Goldfeld, S.M. & Quandt R.E. (1972) *Nonlinear Methods in Econometrics*, 1st Edition, Amsterdam North Holland.
- González, A. & Teräsvirta, T. (2008) "Modelling Autoregressive Processes with a Shifting Mean" *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 12(1):1-28.
- Granger, C. & Teräsvirta, T. (1993) *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, 1st Edition, Oxford, Oxford University Press.
- Haberler, G. (1946) *Prosperity and Depression: A Theoretical Analysis of Cyclical Movements*, 3rd Edition, New York.
- Hakkio, C. & Rush, M. (1991) "Is The Budget Deficit 'Too Large?'" *Economic Inquiry*, 429-445.
- Hamilton, J. & Flavin, M. (1986) "On The Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing" *The American Economic Review*, 76(4):808-19.
- Hansen, B.E. & Seo, B. (2002) "Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models" *Journal of Econometrics*, 110(2):293-318.

- Kapetanios, G., Shin, Y. & Snell, A. (2003) “Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework” *Journal of Econometrics*, 112(2):359-79.
- Kesriyeli, M., Osborn, D.R., Sensier, M. (2004) “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.
- Kirchgaessner, G., and Prohl, S. (2006) “Sustainability of Swiss Fiscal Policy” Forthcoming in Swiss Journal of Economics and Statistics.
- Leeper, E. (1991) “Equilibria under ‘Active’ and ‘Passive’ Monetary and Fiscal Policies”, *Journal of Monetary Economics*, 27(1):129-47.
- Lin, C.J. & Teräsvirta, T. (1994) “Testing the Constancy of Regression Parameters Against Continuous Structural Change” *Journal of Econometrics*, 62(2):211-228.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P. & Teräsvirta, T. (1988) “Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models”, *Biometrika*, 75(3):491-499.
- Marini G. & Piergallini A. (2008) “Indicators and Tests of Fiscal Sustainability: An Integrated Approach” *CEIS Tor Vergata, Research Paper Series*, 6(2):1-36
- Medeiros, M. & Veiga, A. (2001) “Modeling Exchange Rates: Smooth Transitions, Neural Networks, and Linear Models” *IEEE Transactions on Neural Networks*, 12(4):1045-9227.
- Milas C. & Rothman, P. (2004) “Multivariate STAR Unemployment Rate Forecasts” EconWPA Working Paper Series, No:0502010.
- Modigliani, F. (1971) “Monetary Policy and Consumption: Linkages via Interest Rate and Wealth Effects in the FMP Model” *Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkages*, 94-97.
- Modigliani, F. (1986) “Life Cycle, Individual Thrift and the Wealth of Nations” *American Economic Review*, 76(3):297-313.
- Ando A. (1960) “The Permanent Income and the Life Cycle Hypothesis of Saving Behavior: Comparison and Tests” *Consumption and Saving*, 2.
- Ando A., Modigliani, F. (1963) “The ‘Life Cycle’ Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests” *American Economic Review*, 53(1):55-84.
- Obstfeld, M. & Taylor, A.M. (1997) “Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher’s Commodity Points Revisited” *Journal of the Japanese and International Economies*, 11(4):441-79.
- Ono, H. (2008) “Searching for Nonlinear Effects and Fiscal Sustainability in G-7 Countries”, *Applied Economics Letters*, 15(6):457-60.
- Öcal, N. (2000) “Nonlinear Models for UK Macroeconomic Time Series” *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 3(3):123-35.
- Öcal, N. & Osborn, D.R. (2000) “Business Cycle Non-linearities in UK Consumption and Production”, *Journal of Applied Econometrics*, 15(1):27-43.
- Patinkin, D. (1965) *Money, Interest, and Prices*, 2nd Edition, New York, Harper and Row.
- Pigou, A. (1943) “The Classical Stationary State” *Economic Journal*, 53(4):343-51.
- Quandt, R.E. (1958) “The Estimation of the Parameters of a Linear Regression System Obeying Two Separate Regimes” *Journal of the American Statistical Association*, 53:873-80.
- Quintos, C. E. (1995) “Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(4):409-17.
- Sargent, T. (1982) “The Ends of Four Big Inflations” *Inflation: Causes and Effects*, (eds.) R.E. Hall, Chicago, University of Chicago Press.
- Sargent, Thomas J., Wallace, N. (1981) “Some Unpleasant Monetarist Arithmetic” *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5(3):1-18.
- Shapiro, S. S & Wilk, M.B. (1965) “An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples)” *Biometrika*, 52(3-4):591-611.
- Scitovszky, de T. (1941) “A Note on Welfare Propositions in Economics” *Review of Economics and Statistics*, 9:77-88.
- Sensier, M., Osborn, D., Öcal, N. (2002) “Asymmetric Interest Rate Effects for the UK Real Economy” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64:315-39.
- Sichel, D. E. (1993) “Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look” *Economic Inquiry*, 31 (2):224-36.
- SICHEL, D.E. (1994) “Inventories and the Three Phases of the Business of the Cycles”, *Journal of Business and Economics Statistics*, 12(3):269-77.
- Sims, C. (1994) “A Simple Model for the Study of the Determination of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy” *Economic Theory*, 4:381-99.
- Sollis, R. (2004) “Asymmetric Adjustment and Smooth Transitions: A Combination of Some Unit Root Tests” *Journal of Time Series Analysis*, 25 (3):409-17.

Tanner, E. & Liu, P. (1994) "Is the Budget Deficit 'Too Large?': Some Further Evidence" *Economic Inquiry*, 32:511-18.

Taylor, M.P., Peel, D., Sarno, L. (2001) "Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles" *International Economic Review*, 42(4):1015-1042.

Teräsvirta, T. (1994) "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models" *Journal of the American Statistical Association*, 89(425):208-18.

Teräsvirta, T. (1997a) "Modelling Economic Relationships with Smooth Transition Regressions" Working Paper Series in Economics and Finance, No:131.

Teräsvirta, T. (1997b) "Smooth Transition Models" *System Dynamics in Economics and Financial Markets*. (eds.). London, Wiley.

Teräsvirta, T., Lin, C., Granger, C. (1993) "Power of the Neural Network Linearity Test" *Journal of Time Series Analysis*, 14(2):309-23.

Teräsvirta, T., Medeiros, M., Rech, G. (2006), "Building Neural Network Models for Time Series: a Statistical Approach", *Journal of Forecasting*, 25(1):49-75.

Trehan, B. & Walsh, C. (1988) "Common Trends, the Government Budget Constraint and Revenue Smoothing" *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:425-44.

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

Uctum, M. & Wickens, M. (1997) "Debt and Deficit Ceilings, and Sustainability of Fiscal Policies: an Intertemporal Analysis" CEPR Discussion Paper, No:1612.

Van Dijk, D., Franses, P. (1999) "Modelling Multiple Regimes in the Business Cycle" *Macroeconomic Dynamics*, 3(3):311-40.

Woodford, M. (1994) "Monetary Policy and Price Level Determinacy in a Cash-in-Advance Economy" *Economic Theory*, 4:345-38.