

TÜRKİYE'DE İŞSİZLİK HİSTERİSİ VE STAR MODELLERİ UYGULAMASI

Ali KOÇYİĞİT*
Tayfur BAYAT**
Ali TÜFEKÇİ***

Özet

Bu çalışmada Türkiye'nin 1923–2010 dönemine ait yıllık işsizlik oranı kullanılarak zamanla meydana gelen şokların Türkiye'deki işsizliğin doğal oranına etkisi olup olmadığı araştırılmıştır. Genişletilmiş Dickey-Fuller (1981) birim kök testi kullanarak serinin düzey değerlerinde durağan olmadığı sonucuna varılmıştır. Literatürde işsizlik histerisinin varlığının sınanmasında geniş kullanım alanı olan yumuşak geçişli otoregresif modelleri (STAR) ve doğrusal olmayan etki-tepki fonksiyonları kullanılmıştır. Yumuşak geçişli otoregresif modeli uygulamasına göre Terasvirta (1994) süreci ve Escribano-Jorda (1997) prosedürü için lojistik yumuşak geçişli otoregresif modeli seçilmiştir. Model uygulamasının sonucunda, iç ve dış iktisadi dalgalanmaların işsizliğin doğal oranında değişmelere neden olduğu bulunmuştur.

Anahtar Kelimeler: İşsizlik Histerisi, STAR Modeller, Doğal İşsizlik Oranı

UNEMPLOYMENT HYSTERESIS IN TURKEY AND APPLICATION OF STAR MODELS

Abstract

In this research, it's been studied whether economic shocks affect natural unemployment rate biases in Turkey by analyzing unemployment rates between the years of 1923–2010. Stationarity of series is tested by using Augmented Dickey-Fuller test developed by Dickey and Fuller (1981). It has been concluded that series are not stationary on level values. Smooth Transition Autoregressive (STAR) models which is widely accepted for testing the presence of unemployment hysteria and nonlinear impulse-response function have been used for the detection of this effect.

* Doç. Dr., İnönü Üniversitesi, İkt. Ve İd. Bil. Fak., İktisat Bölümü, ali.kocyyigit@inonu.edu.tr

** Yrd. Doç. Dr., İnönü Üniversitesi, İkt. Ve İd. Bil. Fak., İktisat Bölümü, tayfur.bayat@inonu.edu.tr

*** Uzman, Türkiye İstatistik Kurumu, atufekci@tuik.gov.tr

According to results of smooth transition autoregressive model, for Terasvirta (1994) process and Escribano-Jorda (1997) procedure, logistic smooth transition model (LSTAR) was chosen. After the application of this model, we investigated that domestic and international economic fluctuations cause change in the figure of natural unemployment rate.

Keywords: Unemployment Hysteresis, STAR Models, Natural Unemployment Rate

1.Giriş

Türkiye ekonomisinin belki de en çok tartışılan makroekonomik olgusu işsizlik ve bu işsizliğin tespitindeki metodolojik tartışmalarıdır. Türkiye dahil birçok ülkede işgücü piyasasına ait göstergeler Uluslararası Emek Örgütü tanımlarına uyguna olarak hesaplanmaktadır. Her ne kadar emeğin ortaya çıkarılması ve emeğin katma değer üretip yurtiçi gelirlere katkısı yönüyle işgücü göstergeleri önem taşısa da, politik ve iktisadi açıdan bu göstergeler istikrarın vitrini konumdadır. Şubat 2001 krizinden sonra uygulanan enflasyon hedeflemesi politikası ile enflasyon oranında azalma ve istikrarlı ekonomik büyümeye paralel olarak işsizlik oranlarının arzu edilebilir seviyelere düşmemesi histeri etkisini akıllara getirmektedir. İşsizlik histerisi, konjonktürel dalgalanmaların işsizlik oranında yarattığı kalıcı şoklar olarak tanımlanmaktadır.¹ Cari işsizliğin uzun süre yüksek seyretmesi sonucunda doğal işsizlik oranını (uzun dönem işsizlik oranını) yukarıya çekmesi olarak ta tanımlanabilir. Phelps (1972) tarafından işsizlik histerisi, geçici şoklardan sonra süreklilik arz eden işsizlik olarak tanımlanmıştır. Genel olarak histerinin varlığı iki teorik temele dayandırılmaktadır. Birincisi, piyasa katılığı olarak adlandırılan ve Lindberg ve Snower'ın (1988) içeridekiler-dışarıdakiler modelinde vurguladıkları, güçlü sendikal yapılanmaların söz konusu olduğu ekonomilerde özellikle ücretlerin işgücü piyasasını dengeye getiren denge ücret düzeyinin üzerinde bulunması işsizliği yükseltmektedir. İkincisi ise Phillips eğrisi yaklaşımının mantığına dayanmaktadır. Buna göre, enflasyonu düşürmeye yönelik politikalar süreklilik arz edecek şekilde işsizliği yukarı doğru itmektedir.

Genel olarak, doğal işsizlik oranında meydana gelen değişme, makroekonomik değişkenlerde meydana gelen dalgalanmalar² veya kurumsal değişimlere yol açan işgücü piyasasına yönelik devletin yaptığı düzenlemelere dayanmaktadır. Histerinin varlığı, işsizlik dinamiğinin durağan olmayan bir süreçle dolayısıyla da uzun dönem dengesine dönmemesine neden olur. Histerinin söz konusu olmaması ise işsizlik dinamiğinin durağan bir süreç olmasına yani yeterince esnek olup uzun dönem dengesine dönmemesine neden olur.

¹ Camarero, M., Tamarit, C., “Hysteresis vs. natural rate of unemployment: new evidendence for OECD countries”, **Economics Letters**, Vol:84, (2004), ss:413

Barişık, S., Çevik, E., “İşsizlikte histeri etkisi: Uzun Hafıza Modelleri”, **Kamu-İş Dergisi**; C:9, S:4, (2008), ss:6

² Blanchard, O.J., Wolfers, J., “The Role Of Shocks And Institutions In The Rise Of European Unemployment: The Aggregate Evidence”, **Economic Journal**, Vol. 110, 462, (2000), March, ss:1-33.

Phelps, E.S., “Behind The Structural Boom, The Role Of Assets Valuations”, **American Economic Review**, Vol. 89., (1999),ss: 167-188

2. Literatür Analizi

İşsizlikle ilgili ampirik modellerin önemli bir bölümü doğal işsizlik oranını belirlemeye yönelik olarak çalışmalar olarak karşımıza çıkmaktadır. İşsizlik histerisi konusundaki çalışmalar daha çok işsizlik datusında histerinin varlığı konusunda geleneksel birim kök testleri ve yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri şeklinde kendini göstermektedir. Ülkeler arasındaki karakteristik farklılıklara karşın, klasik birim kök testlerinin yapıldığı çalışmaların büyük bir bölümünde histerinin varlığı konusunda Avrupa ekonomilerine yönelik bulgular tespit edilmiştir.³ Diğer taraftan, benzer metodoloji ABD için karma sonuçlar vermiştir. Araştırmaların büyük bölümü ABD için histeri olmadığı sonucuna varırken⁴, farklı spesifikasyonları hesaba katan bazı araştırmalar ise histerinin varlığı sonucuna varmıştır⁵. Yakın zamandaki birim kök testleri ise spesifikasyon problemini aşmaya çalışmışlardır. Song ve Wu (1997), Levin ve Lin (1992) testlerini kullanarak ABD'deki işsizlik oranının durağan olduğunu bulmuşlardır. Aynı şekilde Leon-Ledesma (2002)'da Im, Pesaran ve Shin (IPS) (1997) testini kullanarak ABD işsizlik datusının durağan olduğunu bulmuşlardır.

Türkiye ekonomisinde yönelik yapılan çalışmalarda Küçükkkale (2001) 1950-1995 dönemi için Kalman filitreleme tekniği ile, Pazarlıoğlu ve Çevik (2005) 1988-2004 dönemi için Ratchet modeli ile, Barışık ve Çevik (2008) 1923-2006 dönemi için Zivot-Andrews tek kırılmayı dikkate alan birim kök testi, Bai-Perron çoklu kırılma testi, Geweke ve Porter-Hudak, Modifiye Edilmiş Log-Periyodogram ve ARFIMA modelleri ile, Yılanca (2009) 1923-2007 dönemi için Perron, Zivot-Andrews, Lumsdaine-Papell tek ve içsel kırılmalı birim kök testleri ile histeri etkisinin varlığını ortaya koymuşlardır. Ancak Güloğlu ve İspir (2011) 1988-2008 dönemi için Carrion-i Silvestre çoklu yapısal kırılmayı dikkate alan panel birim kök testiyle bazı sektörler haricinde şokların işsizlik üzerinde uzun ve kalıcı bir etki yaratmadığı bulgusuna ulaşmışlardır.

3. Veri Seti ve Yöntem

Bu çalışmada Türkiye'nin 1923-2010 yılları arasına ait aktif nüfus içerisinde 1923-1988 dönemi Bulutay'ın (1995) çalışmasından ve 1988-2010

³ Blanchard, O.J., Summers, L.H., "Hysteresis And The European Unemployment Problem", S. Fisher (Ed.), **NBER Macroeconomic Annual**, Mit Press, Cambridge, Ma. (1986), Mitchell, W. F., "Testing For Unit Root And Persistence In Oecd Unemployment Rates", **Applied Economics**, Vol. 25, (1993), ss:1489-1501.

Roed, K., "Unemployment Hysteresis-Macroevidence From 16 Oecd Countries", **Empirical Economics**, Vol. 21, (1996), ss: 529-600.

⁴ Mitchell (1993), a.g.m.

Breitung, J., "Some Simple Tests Of The Moving Average Hypothesis", **Journal of Time Series Analysis**, 15, (1994), , ss:331-359.

⁵ Nelson, C.R., Plosser, C.I., "Trends And Random Walks In Macroeconomic Time Series", **Journal of Monetary Economics**, 10, (1982), ss. 139-162.

Perron, P., "The Great Crash, The Oil Price Shock And The Unit Root Hypothesis", **Econometrica**, Vol. 57, (1989), ss:1361-1401.

Roed (1996), a.g.m., ss:561

dönemi ise Türkiye İstatistik Kurumu veri tabanından elde edilen logaritması alınmış işsizlik oranı serisi kullanılmıştır.

3.1. Augmented (Genişletilmiş) Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Geleneksel Dickey-Fuller testleri sadece birinci dereceden bir AR (autoregressive) sürecini temel alarak süreci yürütürler.⁶ Teste p gecikme uzunluğu olmak üzere AR(p) modeli için; boş hipotezinde ARIMA(p,1,0) otoregresif eşbütünleşik hareketli ortalama (autoregressive integrated moving average) sürecine karşılık alternatif hipotezde durağan ARIMA(p+1,0,0) süreci test edilir.⁷ Ancak hata teriminin beyaz gürültü özelliği gösterebilmesi diğer bir ifadeyle y_t serisinin önemli gecikmelerinden birisi unutulursa hata teriminde otokorelasyona neden olunur ve modele daha yüksek dereceden AR eklemek gerekebilir. DF testinde 1. dereceden otokorelasyon süreci alındığı için hata teriminin (ε_t) beyaz gürültü özelliği gösterebilmesi amacıyla daha yüksek seviyede otokorelasyon sürecine sahip modellerin alınması gerekir.⁸

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{WN}(0, \sigma^2) \quad (1)$$

$$\Delta y_t = c + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{WN}(0, \sigma^2) \quad (2)$$

$$\Delta y_t = c + \gamma y_{t-1} + \delta_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{WN}(0, \sigma^2) \quad (3)$$

1'deki regresyon sabit terimsiz ve trend değişkeninin olmadığı modeli, 2'deki regresyon sadece sabit terimin dahil edildiği modeli, 3'deki regresyon sabit terim ve trend değişkeninin dahil edilen modeli ifade etmektedir. Test süreci γ değişkeninin birden küçük olup olmaması üzerine kuruludur. Birim kök testi sonucunda boş hipotezin reddi diğer bir ifadeyle alternatif hipotezin kabul edilmesi y_t serisinin birim kök taşımadığı ve durağan olduğu sonucuna ulaştırır. Serinin

⁶ Dickey, D. A., Fuller, W. A., "Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With A Unit Root." *Econometrica* 49, (1981), ss: 1057-72.

⁷ Cheung, Y-W., Lai, K. "Lag Order And Critical Values of the Augmented Dickey-Fuller Test", *Journal of Business and Economics Statistics*, Vol:13, No:3, (1995), ss: 277-281

⁸ Sever E., Demir, M., "Türkiye'de Bütçe Açığı ile Cari Açık Arasındaki İlişkilerin VAR Analizi ile İncelenmesi", *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi*, Nisan 2(1), (2007), ss:47-64

düzye değeriinde durađan olması I(0), birinci farkında durađan olması I(1) ile ifade edilmektedir. Dickey-Fuller (1979) ADF testinin limit dađılımlarını türetmiş ancak MacKinnon (1991,1996) sonlu örneklerle için kritik değeri elde etmişlerdir.

Tablo 1: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Deđişkenler	In(un)		
	Sabitsiz	Sabitli	Sabit+Trend
Düzye Deđeri	0.846 (0)* [-1.9424]**	0.37 (0)* [-2.8562]**	-2.649 (1)* [-3.4330]**
Birinci Fark	-7.098 (0)* [-1.9424]**	-7.147 (0)* [-2.8762]**	-7.444 (0)* [-3.4331]**

Not: Hata terimlerine doğrusal olmayan modeller uygulandıđı için deđişkenlerin durađanlık derecelerini bulmak amacıyla Kapetanios vd. (2006) çalışmalarında önerdikleri gibi Genişletilmiş Dickey-Fuller doğrusal birim kök testi sonuçlarına yer verilmiştir. *Parantez içindeki değeri SIC kriterine göre seçilen gecikme uzunluklarını göstermektedir. Gecikme uzunluklarının sıfır olması durumunda Dickey-Fuller testini ifade etmektedir. ** ADF testi için %5 güven aralıđında Mac Kinnon(1996) kritik değeriidir.

Serilerin durađanlıđı için y_t serisinin tahmin edilen τ (tau) istatistik değeriinin MacKinnon (1996) tablo değeriinden mutlak değeri içinde büyük olması ($|\tau_h| > \tau_t$) gerekmektedir. Genişletilmiş Dickey-Fuller test sonuçlarına göre işsizlik oranı serisi düzye değeriinin sabit terim ve trend deđişkeninde birim kök taşıdıkları, bununla birlikte birinci farkında [I(1)] durađan oldukları görülmektedir.

3.2. Yumuşak Geçişli Otoregresif (STAR) Modeller

Rejim deđişim modelleri rejimin zaman içinde deđişim şekline göre ikiye ayrılmaktadırlar. İlk olarak rejim deđişim modelinde rejimler (regime, state) gözlemlenebilen bir deđişkene bađlı olarak deđişmektedir. Eşik otoregresif (Threshold Autoregressive, TAR) ve Yumuşak geçiş otoregresif (Smooth Transition Autoregressive (STAR)) modelleri bu alanda deđerlendirilmektedir. TAR modellerini teorik olarak ilk önce Tong (1978, 1983, 1990), Tong ve Lim (1980) çalışmalarında, uygulamaya dönük olarak ise Tsay (1989), Chan (1993), Hansen (1996, 1997)

tarafından ele almıştır. $\phi_{1,0}$ ve $\phi_{2,0}$ her bir rejime ait otoregresif parametreleri, p_1 ve p_2 doğrusal kısımlara ait otoregresif gecikme uzunlukları, d gecikme parametresi, hata terimleri sıfır ortalama ve sabit varyans ile normal ve bađımsız (iid) dađılması $\varepsilon_t \square iid(0, \sigma^2)$ ve $\sigma^2 < \infty$ olmak üzere 2 rejimli (m=2) STAR modeli⁹;

⁹ Teräsvirta, T., “ Modelling Nonlinearity In U.S. Gross National Product 1889-1987”, **Empirical Economics**, 20, (1995), ss:582

Van Dijk, D., Teräsvirta, T., Franses, P.H., “Smooth Transition Autoregressive Models – A Survey Of Recent Developments”, **Econometric Reviews**, 21, (2002), ss:4

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p_1}y_{t-p_1}) (1-G(s_t; \gamma, c)) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p_2}y_{t-p_2}) G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (4)$$

veya;

$$y_t = \phi'_1 x_t (1-G(s_t; \gamma, c)) + \phi'_2 x_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon \quad (5)$$

ifadesinde $x_t = (1, \tilde{x}'_t)'$ için $\tilde{x}'_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$ ve $\phi_i = (\phi_{i,0}, \phi_{i,1}, \dots, \phi_{i,p})'$, $i=1,2$ ve c eşik parametresi veya vektördür. Model 3'ü z_{1t}, \dots, z_{kt} şeklinde dışsal değişkenler ekleyerek genişletmek mümkündür. Geçiş fonksiyonu $G(s_t; \gamma, c) \in (0,1)$ olmak üzere sürekli bir fonksiyondur.¹⁰ Geçiş değişkeni olan s_t için; $s_t = y_{t-d}$, dışsal değişken olarak $s_t = z_t$ ve içsel değişkenlerin doğrusal olmayan fonksiyonu $s_t = h(\tilde{x}_t; \alpha)$ olduğu varsayılır (Akgül vd, 2007:7). Eğim veya diğer bir ifadeyle yumuşaklık parametresi γ 'nın yüksek olması bir rejimden diğerine geçişin ne kadar hızlı olduğunu gösterir. STAR modeli rejimin sürekliliğine izin verir. Dolayısıyla iki rejim arasında geçiş $G(.) = 0$ veya $G(.) = 1$ arasında yumuşaktır. Bununla birlikte $G(.)$ fonksiyonu 0 ile 1 arasında aldığı değerlere göre rejim değişmelerinin farklı değerler almasını sağlar. Bu nedenlerden dolayı literatürde ortaya çıkan logistik fonksiyon (logistic smooth transition autoregressive, LSTAR) ve üssel fonksiyon (exponential smooth transition autoregressive, ESTAR) vardır. Buna göre k gecikmeli ve 2 rejimli LSTAR ve ESTAR modelleri¹¹;

$$\text{LSTAR } G(s_t; \gamma, c) = \left(1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\} \right)^{-1} \quad (6)$$

$$\text{ESTAR } G(s_t; \gamma, c) = \left(1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)^2\} \right) \quad (7)$$

olarak ifade edilir. $\gamma \rightarrow 0$ gitmesi durumunda $G(.)$ fonksiyonu doğrusal, $\gamma \rightarrow \infty$ olması durumunda ise $G(.)$ fonksiyonu lojistik veya exponential durumları gösterir. LSTAR modelinin uyarlanma süreci asimetric, ESTAR modelinin ise simetriktir.¹²

Enders, W., " **Applied Econometric Time Series**", 3. Editon, Isbn 978-0-470-57425-6, (2009), ss:457

¹⁰ Casado, J. M., Trivez, J., " Asymmetry, Persistence And Non-Linearity Of Spanish Unemployment Rates", **General Economics And Teaching**, 0406001, (2004), pp:5

¹¹ Enders, (2009), a.g.k. ss:457-459

¹² Bildirici, M., Aykaç, E., "Mevduat Faiz Oranlarının Tar Ailesi Modelleri İle Analizi", **8. Türkiye Ekonometri Ve İstatistik Kongresi**, (2007), 24-25 Mayıs, İnönü Üniversitesi, Malatya, ss:5

STAR modellerinin TAR modellerine karşı en büyük avantajı koşullu ortalama fonksiyonunun farklılaşabilmesidir. Bununla birlikte STAR modellerinde geçiş parametreleri olan c ve γ 'yi tahmin etme zorluğu vardır. Ele alınan modellerin doğrusal veya doğrusal olmayan olduğunu test etmek için;

$$H_0 : \phi_1 = \phi_1 \text{ veya } \gamma = 0 \text{ (Doğrusal AR(p) modeli)}$$

$$H_1 : \phi_1 \neq \phi_1 \text{ veya } \gamma \neq 0 \text{ (STAR modeli)}$$

olarak test edilir. Ancak γ boş hipotezden ve ϕ alternatif hipotezden etkilenmemektedir. Dağılımları ile standart olmayan dağılımdır. Doğrusal olmayan model sadece alternatif hipotez altında belirlendiği için bu problemi çözmek amacıyla $G(\cdot)$ geçiş fonksiyonunun 3. dereceden Taylor açılımı yapılır. LSTAR modeli için 1. ve 3. dereceden Taylor açılımı¹³;

$$y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t s_t + e_t \quad \text{LM}_1 \text{ için } H_0'' : \beta_1 = 0$$

$$y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t s_t + \beta'_2 x_t s_t^2 + \beta'_3 x_t s_t^3 + e_t \quad \text{LM}_3 \text{ için } H_0'' : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$$

$$y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t s_t + \beta_{2,0} s_t^2 + \beta_{3,0} s_t^3 + e_t \quad \text{LM}_3^e \text{ için } H_0'' : \beta_1 = \beta_{2,0} = \beta_{3,0} = 0$$

(8-9-10)

Test süreci için doğrusallığı ifade eden boş hipotez altında x_t ve y_t regrese edilmesinden elde edilen $\hat{\varepsilon}_t$ ve $SSR_0 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$ kalıntı kareler toplamı bulunur. x_t ve y_t ve $i = 1, 2, 3.$ için $x_t s_t^i$ yardımcı regresyondan hesaplanır ve

$$SSR_1 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 \text{ bulunur.}^{14} \text{ Buna göre;}$$

$$LM_3 = \frac{T(SSR_0 - SSR_1)/3(p+1)}{SSR_0/(T-4(p+1))} \square F^{15} \quad (11)$$

şeklinde hesaplanır. Fonksiyonel kalıbın belirlenmesinde doğrusalsızlık testi için kurulmuş olan yardımcı regresyona F testi yapılır.¹⁶ Analiz içerisinde gecikme uzunluğu 3, geçiş parametresi olarak 1 seçilmiştir.

¹³ Terasvirta (1994), a.g.m., ss:15

Enders, (2009), a.g.k., ss:462

¹⁴ Terasvirta (1994), a.g.m., ss:209

Enders, (2009), a.g.k., ss:457-459

¹⁵ Boş hipotez altında F testi yaklaşık olarak $3(p+1)$ ve $T-4(p+1)$ serbestlik derecesi ile dağılır.

Tablo 2: Fonksiyonel Biçim Test Sonuçları

S_t	Terasvirta			Escribano-Jorda	
	H_{03}	H_{02}	H_{01}	H_{0L}	H_{0E}
p=3 d=1	4.4586 [0.8787]*	2.8019 [0.8333]*	0.9043 [0.9043]*	8.2676 [0.2191]*	7.257 [0.2977]*

Not: * olasılık değerlerini göstermektedir. Terasvirta (1994) süreci için $H_{03} : \beta_3 = 0$,

$H_{02} : \beta_2 = 0$ ve $\beta_3 = 0$, $H_{01} : \beta_1 = 0$ ve $\beta_3 = \beta_2 = 0$ Eğer H_{02} 'nin olasılık değeri en küçük ise ESTAR modeli seçilir, diğerleri için LSTAR seçilir. Escribano-Jorda

(1997) prosedürü için $H_{0E} : \beta_2 = \beta_4 = 0$ ve $H_{0L} : \beta_1 = \beta_3 = 0$

Tablo 2'de yer alan fonksiyonel biçim test sonuçlarında hem Terasvirta (1994) sürecinde H_{01} 'in olasılık değeri hem de Escribano-Jorda (1997) prosedürü için H_{0L} 'nin en küçük olduğu değer alınarak LSTAR modeli seçilir. LSTAR modeli için ilk olarak eşik parametresi (c) sabit kabul edilmiştir. İkinci aşamada sabit c ile γ tahmin edilir. Ardışık iterasyon ile değerler bir noktaya yakınsarsa LSTAR modeli anlamlı çıkar.¹⁷ LSTAR modelinde uyarlanma süreci asimetriktir.

Tablo 3 : LSTAR Modeli Tahmin Sonuçları

Parametre	$\phi_{1,0}$	$\phi_{1,1}$	$\phi_{1,2}$	c
Rejim 1	0.471 [0.026]*	2.207 [0.027]*	-0.241 [0.454]*	0.148 [0.000]*
Parametre	$\phi_{2,0}$	$\phi_{2,1}$	$\phi_{2,2}$	γ
Rejim 2	-0.467 [0.026]*	-1.82 [0.07]*	0.243 [0.047]*	24.78 [0.067]*

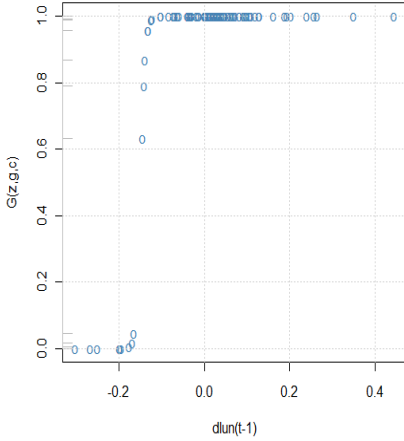
Not: * işareti olasılık değerlerini göstermektedir.

Gözlem sayısının az olmasına bağlı olarak serinin aşırı uyum gösterme (overfittig) sorunu yaşayabileceğini göz önünde bulundurarak Türkiye'nin işsizlik oranına uygulanan test sonuçları doğrusal olmayan bir yapıyı ortaya koymaktadır. Gecikme sayısının 3 olarak belirlenmesine rağmen anlamsız parametreleri çıkarıldığı modelde; Türkiye'nin 1923-2010 dönemine ait işsizlik oranı serisinin uyarlanma süreci; γ parametresinin aldığı değere göre rejimler arasında sert geçişlere nazaran pürüzsüz ve yavaş geçişler göstermektedir. Logaritması alınmış olan işsizlik oranı 0,148'dan büyük olduğunda düşmeye eğilimli değildir.

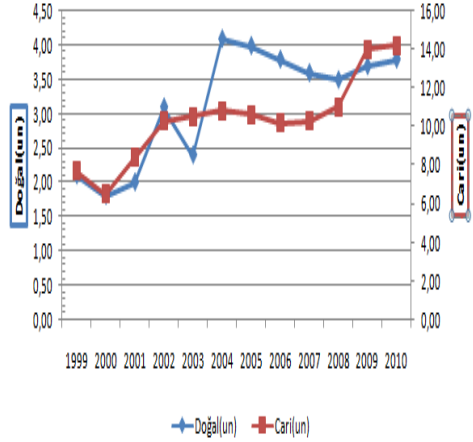
¹⁶ Akgül, I., Koç, S., Koç, S., "Cari İşlemler Dengesi Rejim Değişim Modelleri İle Modellenilebilir mi?", 8. **Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi**, (2007), 24-25 Mayıs, İnönü Üniversitesi, Malatya:7, ss:11-13

¹⁷ Enders, (2009), a.g.k., ss:460-461

Grafik 1: Geçiş Değişkeni ve Parametresi



Grafik 2: 1999-2010 Dönemi Uzun ve Cari Dönem İşsizlik Oranı¹⁸



LSTAR modeli sapan gözlemleri (outlier) gözlemleri topladığı için veride yer alan sapan gözlemler aslında doğrusal olan bir modeli doğrusal değilmiş gibi gösterme olasılığı bulunmaktadır. Modelde rejim değişim hızını gösteren γ katsayısı istatistiksel olarak anlamsız olması bu olasılığın bir işareti olabilir. Ancak logaritması alınmış olan serinin $d=1$ için rejim parametresi c 'nin istatistiksel olarak anlamlı olması ile birlikte 0.148 değeri işsizlik oranı serisinde daralma ve genişleme evreleri arasındaki orta noktayı göstermektedir. Grafik 1'de cari işsizlik oranının yüksek seyretmesi nedeniyle doğal işsizlik oranını yukarıya çektiği sonucu ortaya çıkmaktadır. 1950 öncesi döneme ait doğal işsizlik oranındaki eğilimi görebilmek amacıyla gerekli analizi yapacak veriler mevcut olmadığı için söz konusu veri hesaplanamamaktadır. Ancak 1950 sonrası döneme yönelik yapılan çalışmalarda cari işsizlik oranı ile doğal işsizlik oranı arasında pozitif ilişkinin varlığı görülmektedir. Bu bağlamda Küçükkale'ye (2001) göre 1950-1994 döneminde işsizlik oranı ile doğal işsizlik oranı arasında zayıfta olsa pozitif bir ilişki vardır. Grafik 2'deki görsel izlenimlere göre 1999-2004 dönemi arasında doğal işsizlik oranı ile cari işsizlik oranı aynı trendi göstermiş, ancak 2004 sonrası dönemde değişkenler arasındaki ilişki zayıflamıştır.

3.3. Doğrusal Olmayan Etki-Tepki Fonksiyonları

Doğrusal modellerde etki tepki fonksiyonları y_{t+h} zamanı ile $t-1$ zamanı arasındaki farkı w_{t-1} , t anındaki şokun boyutunu δ olarak gösterirsek orta periyottaki bütün şoklar sıfır olacak şekilde etki tepki fonksiyonu (TI);

¹⁸ Doğal işsizlik oranının hesaplanmasında Küçükkale (2001) "Doğal İşsizlik Oranındaki Keynesyen Histeri Üzerine Klasik Bir İnceleme..." başlıklı çalışmasından yararlanılmıştır. ss:3-4

$$TI(h, \delta, w_{t-1}) = E[y_{t+h} | \varepsilon_t = \delta, \varepsilon_{t-1} = \dots = \varepsilon_{t+h} = 0, w_{t-1}] - E[y_{t+h} | \varepsilon_t = 0, \varepsilon_{t-1} = \dots = \varepsilon_{t+h} = 0, w_{t-1}] \quad (12)$$

ve $h = 1, 2, 3, \dots$ şeklinde gösterilebilir. Şok boyutlarının $-\delta$ ile $+\delta$ arasında oluştuğunu varsayıldığında AR(1) süreci için etki-tepki fonksiyonu;

$$TI_y(h, \delta, w_{t-1}) = \phi_1^h \delta \quad (13)$$

ve $h = 1, 2, 3, \dots$ şeklinde olur. Doğrusal model için oluşturulan etki-tepki fonksiyonunu SETAR modeli için genişletirsek;

$$y_t = \begin{cases} \phi_{1,1} y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } (y_{t-1} \leq 0) \\ \phi_{1,2} y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } (y_{t-1} > 0) \end{cases} \quad (14)$$

için

$$TI(1, \delta, w_{t-1}) = \begin{cases} \phi_{1,1} \delta & \text{eğer } (y_{t-1} + \delta \leq 0 \text{ ve } y_{t-1} \leq 0) \\ \phi_{1,1} \delta + \delta_{1,2} (\phi_{1,1} - \phi_{1,2}) y_{t-1} & \text{eğer } (y_{t-1} + \delta \leq 0 \text{ ve } y_{t-1} > 0) \\ \phi_{1,2} \delta + \delta_{1,1} (\phi_{1,2} - \phi_{1,1}) y_{t-1} & \text{eğer } (y_{t-1} + \delta > 0 \text{ ve } y_{t-1} \leq 0) \\ \phi_{1,2} \delta & \text{eğer } (y_{t-1} + \delta > 0 \text{ ve } y_{t-1} > 0) \end{cases} \quad (15)$$

$y_{t-1} + \delta > 0$ ve $y_{t-1} - \delta \leq 0$ için değişik değerleri olmasından dolayı, ne simetri ne de geçmiş bağımlılık doğrusal olmayan modellerin özellikleri olmayacaktır.¹⁹ Koop vd. (1996) spesifik şokları $\varepsilon_t = \delta$ olmak üzere genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonlarını (GI);

$$GI(h, \delta, w_{t-1}) = E[y_{t+h} | \varepsilon_t = \delta, w_{t-1}] - E[y_{t+h} | w_{t-1}] \quad (16)$$

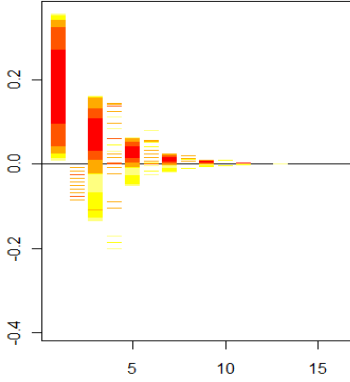
ve $h = 1, 2, 3, \dots$ şeklinde tanımlamışlardır GI'de, t döneminde meydana gelen, δ kadarlık bir şok durumunda y_{t+h} 'nin veri beklentisi geçmişe ve şok kanalına bağlı olarak şekillenecektir. Beklentinin δ ve w_{t-1} 'nin bir fonksiyonu

¹⁹ Enders, (2009), a.g.k., ss:476

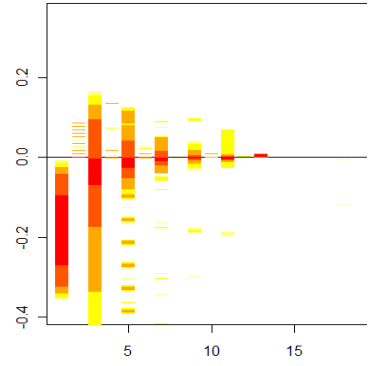
olması durumunda tesadüfî deęişkenler ε_t ve Ω_{t-1} 'nin farklı sonuçları olarak algılanabilir. Koop vd. (1996) $GI_y(h, \delta, w_{t-1})$ fonksiyonunu rassal deęişken için;

$$GI_y(h, \delta, \Omega_{t-1}) = E[y_{t+h} | \varepsilon_t, \Omega_{t-1}] - E[y_{t+h} | \Omega_{t-1}] \quad (17)$$

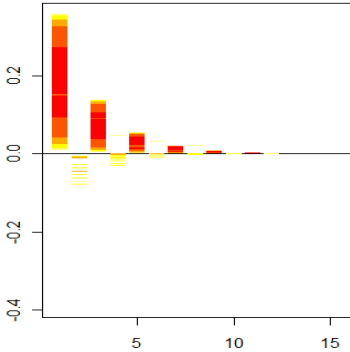
şeklinde tanımlamışlardır. Son olarak Koop ve dięerleri (1996) STAR modellerinde $h > 1$ olduğunda GI fonksiyonunun koşullu beklenen deęerinin uygun olmadığını, tepkilerin farklı deęerleri için stokastik simülasyon yapılmasını önermektedir. Eđer şok $\varepsilon_t = \delta$ ise w_{t-1} için $GI_y(h, \delta, w_{t-1}) \rightarrow 0$ ve $h \rightarrow \infty$ olur. Aksi durumlarda ise şok kalıcı olacaktır. Potter (1995) ve Koop vd. (1996) sonlu bir ufukta dağılımın $GI_y(h, \delta, w_{t-1})$ şokların sürekliliğinin bir ölçümü olarak yorumlanabileceęi önerisinde bulunmuşlardır.



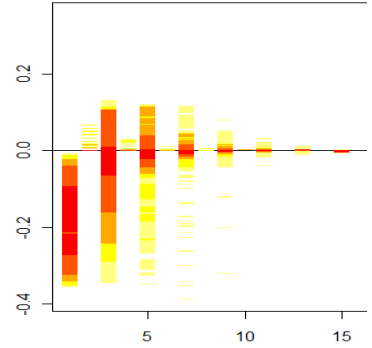
Grafik 3: Resesyon döneminde pozitif şoklar



Grafik 4: Resesyon döneminde negatif şoklar



Grafik 5: Genişleme döneminde pozitif şoklar



Grafik 6: Genişleme döneminde negatif şoklar

İstihdam yaratma politikalarından ve işgücü piyasasındaki katılıklardan kaynaklanan nedenlerden dolayı daralma dönemlerindeki şoklar, genişleme dönemindeki şoklardan çok daha etkili ve daralma dönemlerinde yaşanan şokların etkisi daha çabuk ortaya çıkmaktadır. Bu yüzden daralma dönemindeki istihdam yaratmaya yönelik politikalar, genişleme dönemindeki politikalara göre daha etkin sonuçlar vermektedir. Ayrıca hem genişleme hem de daralma dönemindeki negatif şokların işsizlik oranı üzerindeki etkisi pozitif şoklara kıyasla daha etkin olduğu görülmektedir. Dolayısıyla resesyondan çıkış dönemlerinde uygulamaya konulan genişletici makro ekonomik politika uygulamalarında bir reel değişken olarak işsizlik oranının söz konusu politikalara tepkisinin daha yavaş olduğu söylenebilir.

4. Sonuç

Histerinin etkisinin varlığı, işsizlik dinamiğinin durağan olmayan bir sürece dolayısıyla da uzun dönem dengesine dönmemesine neden olmasıyla ekonomilerde sosyal ve iktisadi olumsuzluklara yol açmaktadır. Geleneksel birim kök testini kullanan çalışmaların büyük bir bölümü özellikle OECD ülkeleri için histeri hipotezini destekler sonuçlar ortaya koymuştur. Bununla birlikte, Amerikan ekonomisine yönelik az sayıdaki çalışma ise histeri işsizliği hipotezini reddetmiştir. Türkiye’de cari işsizlik oranı ile doğal işsizlik oranı arasındaki ilişkinin varlığı birçok çalışmada analiz edilmiştir. Türkiye’nin 1923-2010 dönemine ait işsizlik oranı zayıfta olsa histerinin varlığını göstermektedir. Türkiye’nin 1923-2010 dönemine ait işsizlik oranı serisinin uyarlanma süreci; rejimler arasında pürüzsüz ve yavaş geçişler göstermektedir. İşsizlik oranında bulunan daralma ve genişleme rejimlerindeki pozitif ve negatif şokların etkisi işsizlikle mücadelede politika yapıcıların kararlarını etkileyecek özellikler taşımaktadır. Bununla birlikte işsizlik oranının asimetrik davranışı üzerinde, hem genişleme hem de daralma dönemlerinde negatif şokların önemli bir etkisi bulunmaktadır. Tarihsel süreç içerisinde Türkiye ekonomisinde yaşanan her bir kriz makro ekonomik faaliyetlerde ve sektörler arası ilişkilerde önemli yapısal dönüşümler yaşatmaktadır. Bu dönüşümler sırasında yaşanan gerek pozitif gerekse negatif şoklar emek piyasasında var olan beklentileri değiştirmektedir.

Kaynakça

- AKGÜL, I., KOÇ, S., KOÇ, S., (2007), “Cari İşlemler Dengesi Rejim Değişim Modelleri İle Modellenebilir mi?”, **8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi**, 24-25 Mayıs, İnönü Üniversitesi, Malatya:1-21
- BARIŞIK, S., ÇEVİK, E., (2008), “İşsizlikte histeri etkisi: Uzun Hafıza Modelleri”, **Kamu-İş Dergisi**; C:9(4),ss:1-36
- BİLDİRİCİ,M., AYKAÇ,E., (2007), “Mevduat Faiz Oranlarının TAR Ailesi Modelleri ile Analizi”, **8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi**, 24-25 Mayıs, İnönü Üniversitesi, Malatya:1-9.
- BLANCHARD, O.J., SUMMERS, L.H., (1986), “Hysteresis and the European Unemployment Problem”, **Journal of Econometrics**, Vol:74, pp:119-147
- FISHER, S., (ed.), **NBER Macroeconomic Annual**, MIT Press, Cambridge, MA.
- FISHER, S., WOLFERS, J., (2000), “The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence”, **Economic Journal**, Vol. 110, 462, March, C1-C33.
- BREITUNG, J., (1994), “Some Simple Tests of the Moving Average Hypothesis”, **Journal of Time Series Analysis**, 15, 331-359.
- BULUTAY, T., (1995), “ **Employment, Unemployment and Wages in Turkey**”, Ankara, International Labour Office
- CAMARERO, M., TAMARIT, C., (2004), “ Hysteresis vs. natural rate of unemployment: new evidendence for OECD countires”, **Economics Letters**, Vol:84, pp:413-417
- CASADO,J. M., TRIVEZ,J., (2004), “ Asymmetry, Persistence and Non-linearity of Spanish Unemployment Rates”, **General Economics and Teaching**, 0406001, pp:1-32
- CHAN, K.S., (1993), “ Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model”, **The Annals of Statistics**, Vol:21, pp:520-533
- CHEUNG, Y-W., LAI, K. (1995), “ Lag Order And Critical Values of the Augmented Dickey-Fuller Test”, **Journal of Business and Economics Statistics**, Vol:13, No:3, pp:277-281
- DICKEY, D. A., FULLER, W. A., (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root.” **Econometrica**, 49, pp: 1057-72.
- ENDERS, W., (2009), “ **Applied Econometric Time Series**”, 3. Editon,ISBN 978-0-470-57425-6
- ESCRIBANO, A., JORDÁ, O. (1997), "Improved Testing and Specification of Smooth Transition Regression Models", *Nonlinear Time Series Analysis of Economics and Financial Data*, **Dordrecht: Kluwer Academic Press** 289-319.

- GÜLOĞLU, B., İSPİR, S., (2001), “ Doğal İşsizlik Oranı mı? İşsizlik Histerisi mi? Türkiye için Sektörel Panel Birim Kök Sınaması Analizi”, **Ege Akademik Bakış Dergisi**, No:11(2), ss:205-215
- HANSEN, B.E., (1996), “ Inference When a Nuisance Parameter is Not Identified Under the Null Hypothesis”, **Econometrica**, Vol:57, pp:413-430
- HANSEN, B.E., (1997), “ Inference in TAR Models”, **Studies in Nonlinear Dynamics& Econometrics**, Vol:2, Issue:1, pp:1-14
- IM, K. S., PESERAN, M.H., SHIN, Y., (1997), “**Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panel**”, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- KAPETANIOS, G., SHIN Y., SNELL A., (2006), “ Testing for Cointegration Nonlinear Smooth Transition Error Correction Models”, **Econometric Theory**, 22, pp:279-303
- KÜÇÜKKALE Y., (2001), “Doğal İşsizlik Oranındaki Keynesyen Histeri Üzerine Klasik Bir İnceleme: Kalman Filtre Tahmin Tekniği ile Türkiye Örneği 1950-1995”, **V. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu**, Adana.
- KOOP, G., PESARAN, M.H., POTTER, S., (1996), “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models”, **Journal of Econometrics**, Vol:74, pp:119-147
- LEON-LEDESMA, M.A., (2002), “Unemployment Hysteresis in the US and EU: A Panel Data Approach”, **Bulletin of Economic Research**, 54(2), pp. 94-102.
- LEVİN, A., LIN, C.F., (1992), “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties”, **UC San Diego**, Working Paper 92-23.
- LINDBERG, SNOWER, (1988), “Cooperation, Harassment and Involuntary Unemployment: An Insider-Outsider Approach”, **American Economic Review**, 78(1), Vol. 110, 462, March, C1-C33.
- MACKINNON, J. G. (1991), “ Critical Values For Cointegration Tests in Long-Run Economic Relationships”, **New York Oxford University Press**, 266-276
- MACKINNON, J. G. (1996), ‘Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests’, **Journal of Applied Econometrics**, 11, pp: 601–618
- MITCHELL, W. F., (1993), “Testing for Unit Root and Persistence in OECD Unemployment Rates”, **Applied Economics**, Vol:25, pp. 1489-1501.
- NELSON, C.R., PLOSSER, C.I., (1982), “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series”, **Journal of Monetary Economics**, Vol:10, pp. 139-162.
- PAZARLIOĞLU M. V., ÇEVİK, İ., (2005), “Ratchet Model Uygulaması: Türkiye Örneği”, **VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu**, İstanbul.
- PERRON, P., (1989), “The Great Crash, The Oil Price Shock and The Unit Root Hypothesis”, **Econometrica**, Vol. 57, pp. 1361-1401.

-
- PHELPS, E.S., (1972), “**Inflation Policy and Unemployment Theory: The Cost-Benefit Approach to Monetary Planning**”, Macmillan.
- PHELPS, E.S., (1999), “Behind the Structural Boom, the Role of Assets Valuations”, **American Economic Review**, Vol. 89., pp. 167-188.
- POTTER, S.M., (1995), “A Nonlinear Approach to US GNP”, **Journal of Applied Econometrics**, Vol:10(2), pp:109-125
- ROED, K., (1996), “Unemployment Hysteresis-Macroevidence from 16 OECD Countries”, **Empirical Economics**, Vol. 21, pp. 529-600.
- SEVER E., DEMİR, M., (2007), “Türkiye’de Bütçe Açığı ile Cari Açık Arasındaki İlişkilerin VAR Analizi ile İncelenmesi”, **Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi**, Nisan 2(1) pp:47-64
- SONG, F.M., Wu, Y., (1997), “Hysteresis in Unemployment: Evidence from 48 States”, **Economic Inquiry**, Vol. 35, pp.235-244.
- TERÄSVIRTA, T.,(1994), “Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models”, **Journal of the American Statistical Association**, 89 : 208-218
- TERÄSVIRTA, T., (1995), “ Modelling Nonlinearity in U.S. Gross National Product 1889-1987”, **Empirical Economics**, Vol:20, pp:577-597.
- TONG, H., (1978), “ **On a Threshold Model**”, C.H. Chan (ed.) Pattern Recognition and Signal Processing, The Netherlands:Sijthoff and Noordhoff
- TONG, H., (1983), “ **Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis**”, New York, Springer-Verlag
- TONG, H., (1990), “ **Nonlinear Time Series: A Dynamical System Approach**” Oxford University Press, Oxford
- TONG, H., LIM, K.S., (1980), “ Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data”, **Journal of Royal Statistical Society B**, Vol:42(3) pp:245-292
- TSAY, R.S., (1989), “ Testing and Modelling Threshold Autoregressive Processes”, **Journal of American Statistical Association**
- YILANCI, V., (2009), “ Yapısal Kırımlar Altında Türkiye için İşsizlik Histerisinin Sınanması”, **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, No:10(2), ss:324-335
- VAN DIJK, D., TERÄSVIRTA, T. , FRANCES, P.H., (2002). “Smooth Transition Autoregressive Models – A Survey of Recent Developments”, **Econometric Reviews**, Vol:2, pp:1-47

