

## YAPISAL KIRILMALAR ALTINDA TÜRKİYE İÇİN İŞSİZLİK HİSTERİSİNİN SINANMASI

### *ANALYZING THE UNEMPLOYMENT HYSTERESIS FOR TURKEY UNDER STRUCTURAL BREAKS*

**Veli YILANCI**

*İstanbul Üniversitesi,  
İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü  
yilanci@istanbul.edu.tr*

**ÖZET:** Bu çalışmada 1923-2007 yılları arasındaki işsizlik oranları kullanılarak Türkiye’de işsizlik histerisinin var olup olmadığı sınıanmıştır. Bu amaçla, kırılmalı birim kök testlerinden Perron, Zivot-Andrews (ZA), Lumsdaine – Papell (LP) ile bir ve iki kırılmalı LM birim kök testleri kullanılarak işsizlik oranlarının incelenen dönem boyunca durağan olup olmadığı sınıanmıştır. ZA ve LP birim kök testlerine göre histeri etkisinin varlığını gösteren yapısal kırılmasız birim kök temel hipotezi kabul edilirken, Perron ve LM testlerine göre ise yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi kabul edilmiştir. Bu sonuç, zaman boyunca meydana gelen şokların işsizliğin doğal oranında değişimler meydana getirdiğini ve işsizlik üzerinde kalıcı etki yarattığını göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** İşsizlik Histerisi ; Yapısal Kırılma ; Birim Kök Analizi

**JEL Sınıflaması:** C22 ; J64

**ABSTRACT:** *In this study, we examine unemployment hysteresis for Turkey over the period 1923- 2007 by using unit root tests which allow for structural breaks. We test whether unemployment rates are stationary by using Perron, Zivot-Andrews (ZA), Lumsdaine – Papell (LP) and LM unit root tests. According to the ZA and LP tests, we find evidence of hysteresis. We find series as a unit root process with structural breaks according to both Perron and the LM tests. We conclude even transitory shocks have permanent effects on the level of unemployment and can cause natural rate of unemployment to change.*

**Keywords:** *Unemployment Hysteresis ; Structural Breaks ; Unit Root Tests*

**JEL Classification:** *C22 ; J64*

### **1. Giriş**

Gelişmiş ülkelerde, özellikle Avrupa ülkelerinde yaşanan ilk petrol şokundan itibaren işsizlik oranlarında görülen büyük artışlar, işsizliği anlama yönünde yapılan çalışmaların sayısında büyük artış yaratmıştır. Bu çalışmalardan özellikle Friedman (1968), Phelps (1967, 1968 ve 1994) ile Blanchard ve Summers (1980)’ın çalışmaları literatürde büyük yankı uyandırmıştır.

Friedman (1968) ve Phelps (1967, 1968) tarafından öne sürülen teori, işsizlik dinamiklerini durağan bir süreç olarak ele alır. Buna göre işsizlik oranının uğradığı şoklar işsizlik üzerinde geçici etkiye sahiptir, diğer bir ifadeyle işsizlik uzun dönemde sabit bir duruma veya işsizliğin doğal oranı denilen bir denge değerine doğru yaklaşır.

Blanchard ve Summers (1986) tarafından literatüre kazandırılan hysteresis (histeri) hipotezi<sup>1</sup> ise, işsizlik oranının bütünleşik bir süreç olduğunu ve konjonktürel değişimlerden kalıcı olarak etkileneceğini ifade eder.

Blanchard ve Summers (1986), histerinin başlıca nedeni olarak ücret pazarlığında “içerideki”lerin rolünü göstermişlerdir. Burada içeridekilerden kasıt, sendika üyeleridir. Sendika üyeleri grev tehdidi, yeni işe alınacaklara yapılacak eğitimin maliyeti gibi nedenlerle sahip oldukları yaptırım gücünü kullanarak dışarıdakilerin işe alınmasını engelleyecek, iş sahipleri ise bu durumda diğer firmalardaki elemanları işe almak isteyecektir. Bu durumda mevcut iş gücünde bir artış meydana gelmeyeceğinden işsizlik oranı süreklilik arz edecektir. Sessions (1994) ise, histerinin varlığını işsizliğin bir stigma (leke) etkisi taşıdığı modele dayanarak açıklamıştır. Buna göre, uzun bir süre boyunca yaşanan yüksek işsizlik oranı, işsiz olmayla ilgili sosyal utanç etkisini azaltır ve bu durum maaşın etkinliğinde kalıcı bir artış yaratırken, işgücünde bir azalma meydana getirir. Histeri etkisinin diğer potansiyel kaynakları olarak işten çıkarma maliyetleri, sermaye eksikliği vb. gösterilebilir. Bu durumlarda işgücü oranında yaşanan bir şok kalıcı olur ve başlangıçtaki denge seviyesine geri dönmez (Christopoulos ve León-Ledesma, 2007 : 81).

Phelps (1994) tarafından ortaya atılan teori ise, işsizliğin uğradığı şoklar geçici olmakla birlikte, doğal oranda tesadüfi ve kalıcı etkiler yarattığı yönündedir. Sonuç olarak işsizlik oranı, bir veya daha fazla yapısal kırılmanın etrafında diğer bir ifadeyle, nadiren değişen bir ortalama etrafında durağan bir süreç olarak karakterize edilebilir.

Bu rakip teoriler arasında ayırım yapmak amacıyla genellikle birim kök testleri kullanılmaktadır. Birim kök süreci olarak ifade edilen histeri hipotezinin reddi, yapısal kırılmaların tanımlamada yer alması halinde yapısalcı hipotezi, yer almaması halinde ise doğal oran hipotezinin, kabul edilmesini gerektirir (Romero-Avila ve Usabiaga, 2007 : 457).

Literatürde işsizliğin yapısını inceleyen birçok çalışma bulunmaktadır. Arestis ve Mariscal (2000), 22 OECD ülkesi için Perron (1997) birim kök testini kullanarak histerinin varlığını sınımaşlar ve bu ülkelerden sadece 10’u için histerinin varlığını kabul etmişlerdir. Camarero ve Tamarit (2004), 19 OECD ülkesi için 1956- 2001 dönemini ele alarak işsizlik oranlarını çok değişkenli SURE birim kök testlerini kullanarak incelemişler ve bu oranları durağan yapıda buldukları için işsizlik histerisinin var olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Gustavsson ve Österholm (2006), Kapetanios vd. (2003) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan birim kök testiyle Avustralya, Kanada, Finlandiya, İsveç ve ABD’nin işsizlik oranlarını incelemişler, Avustralya dışındaki ülkelerde histerinin varlığının geçerli olmadığı sonucuna varmışlardır. Romero-Avila ve Usabiaga (2007), İspanya ve ABD için kırılmalı LM birim kök testlerini kullanarak yaptıkları çalışmada İspanya için histerinin geçerli olduğu sonucuna varırken, ABD için ise yapısalcı hipotezi kabul etmişlerdir. Gomes ve da Silva (2008), iki kırılmalı LM birim kök testini kullanarak histerinin varlığını Brezilya ve Şili ülkeleri için sınımaşlar ve birim kök temel hipotezini

---

<sup>1</sup> TDK terim sözlüğünde, hysteresis kelimesinin karşılığı olarak kesiklik kelimesi kullanılmaktadır. Sözlükte bu kelime herhangi bir iktisadi değişkenin geçici bir şok sonrası başlangıç dengesine dönememesi durumu olarak açıklanmıştır. Bu çalışmada daha önceki çalışmalarda da sıkça kullanıldığı için histeri kelimesi kullanılacaktır.

reddedemedikleri için histerinin varlığını kabul etmişlerdir. Lee ve Chang (2008) ise değişik dönemleri ele alarak 14 OECD ülkesi için işsizlik oranlarını tek ve iki kırılmalı LM birim kök testlerini kullanarak incelemişler ve işsizlik oranlarının durağan bir yapıda olduğu sonucuna varmışlardır.

Türkiye için işsizlik histerisini sınavan başlıca dört çalışma göze çarpmaktadır: Küçükkale (2001) çalışmasında, 1950-1995 arası yıllık işsizlik verilerini Kalman filtresi yaklaşımını kullanarak incelemiş ve histeri hipotezinin Türkiye için geçerli olduğu sonucuna varmıştır. Pazarlıoğlu ve Çevik (2005)'de 1988-2004 yılları için, Pazarlıoğlu ve Çevik (2007)'de ise 1923-2005 yılları için işsizlik oranlarındaki histerinin varlığı Ratchet model kullanılarak incelenmiş, her iki çalışmada da histerinin var olduğu yönünde kanıtlara ulaşılmıştır. Barışık ve Çevik (2008) ise 1923-2006 dönemi yıllık verileri kullanarak Zivot-Andrews, Bai-Perron, GPH, modifiye edilmiş Log-Periodogram ve ARFIMA modeller sayesinde histerinin varlığını sınamış ve işsizlik oranlarında histerinin mevcut olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Bu çalışmanın amacı, yapısal kırılmaya izin veren birim kök testlerini kullanarak Türkiye için işsizlikte histeri etkisinin olası varlığını test etmektir. Bu amaçla kullanılacak birim kök testleri çalışmanın ikinci bölümünde anlatılacak, üçüncü bölümde veri seti tanıtilip, uygulama sonuçlarına yer verilecek ve çalışma değerlendirme ve sonuç kısmının yer aldığı dördüncü bölüm ile sona erecektir.

## 2. Ekonometrik Metodoloji

Çalışmanın bu kısmında, yapısal kırılma tarihinin bilindiği varsayımını kullanan Perron (1989) birim kök testinin yanı sıra, bu tarihin dışsal olarak belirlendiği Zivot-Andrews, Lumsdaine – Papell ile bir ve iki kırılmalı LM birim kök testleri anlatılacaktır.

### 2.1. Perron Birim Kök Testi

Zaman serisi analizinde incelenen zaman periyodu boyunca verilerin farklı koşullara tabi olması, iktisadi ilişkilerde bir değişme olabileceğini, dolayısıyla veride yapısal değişme meydana gelebileceğini göstermektedir. Perron (1989) bir çok makroekonomik zaman serisinin birim kökle karakterize edilemeyeceğini, zaman boyunca meydana gelen önemli yapısal değişimlerin dikkate alınması durumunda bu serilerin durağan olarak bulunabileceğini öne sürmüş ve yapısal değişimin tarihinin bilindiği varsayımı altında, bu kırılmanın modele dahil edildiği bir birim kök testi geliştirmiştir.

Perron,  $T_b$ 'nin kırılma zamanını gösterdiği varsayımı altında 1929'daki Büyük Buhran'ın ve 1973'teki Petrol Krizi'nin yapısal değişime neden olduğunu belirterek temel hipotez altında aşağıdaki üç modeli ele almıştır (Perron, 1989 : 1364):

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \delta_1 D(TB)_t + e_t \quad (\text{Model A})$$

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \delta_2 DU_t + e_t \quad (\text{Model B})$$

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \delta_1 D(TB)_t + \delta_2 DU_t + e_t \quad (\text{Model C})$$

Perron tarafından "Crash Model" olarak adlandırılan Model A, düzeyde değişimle birim köklü bir süreci diğer bir deyişle düzey değişimli yapısal kırılmayı içermektedir. Bu ifadeye yer alan  $t$  zamanı göstermek üzere,  $D(TB)_t$ ,  $t = T_b + 1$  olduğunda 1, diğer

durumlarda 0 değerini alan ve düzeydeki değişimi gösteren bir gölge değişkendir. Burada düzeyde meydana gelen bir değişimle beraber serinin birim köklü olduğunu gösteren temel hipotez, serinin düzeyinde bir değişimle birlikte trend durağan olduğunu gösteren alternatif hipoteze karşı sınanır.

Model B, düzeyde bir değişim olmaksızın eğimde bir değişimi, diğer bir ifadeyle eğim değişimli yapısal kırılmayı içermektedir. Bu model Perron tarafından “Changing Growth Model” olarak adlandırılmıştır. Model B’de yer alan  $DU_t$ ,  $t > T_b$  olduğunda 1, diğer durumlarda 0 değerini alan ve eğimdeki değişmeyi ifade eden gölge değişkendir. Eğim  $t > T_b$  iken  $\mu + \delta_2$ , diğer durumlarda  $\mu$ ’dır. Eğimde bir kırılmayla birlikte serinin birim köklü olduğunu gösteren temel hipotez, eğimde bir değişimle birlikte serinin trend durağan olduğunu gösteren alternatif hipoteze karşı sınanmaktadır.

Model C ise, hem düzeydeki hem de eğimdeki değişimi içermektedir. Burada temel hipotez, incelenen zaman serisinin düzey ve eğimde meydana gelen değişimle birim köklü olması iken alternatif hipotez, serinin düzey ve eğimdeki değişimle birlikte trend durağan olmasıdır.

Alternatif hipotez altında incelenen modeller ise aşağıdaki gibidir (Perron, 1989 : 1364):

$$y_t = \mu + \beta t + \delta_2 DU_t + e_t \quad (\text{Model A})$$

$$y_t = \mu + \beta t + \delta_3 DT_t^* + e_t \quad (\text{Model B})$$

$$y_t = \mu + \beta t + \delta_2 DU_t + \delta_3 DT_t + e_t \quad (\text{Model C})$$

Burada  $DT_t^*$  ve  $DT_t$ ,  $t > TB$  olduğunda  $DT_t^* = t - T_b$  ve  $DT_t = t$  değerlerini, diğer durumlarda ise 0 değerini alan gölge değişkenlerdir.

Perron, birçok iktisadi zaman serisinin Model A ve Model C’den faydalanarak modellenebileceğini belirttiği için kırılmalı birim kök testlerinde genellikle sadece bu iki model kullanılmaktadır.

Perron (1989) birim kök testine, kırılma noktasının bilindiği varsayımı nedeniyle birçok eleştiri getirilmiştir. Bu eleştirilerin temelinde yatan nokta kırılma tarihinin dışsal olarak belirlenmesi nedeniyle, veriden bağımsız olduğu varsayılan test stratejisinin tutarlı olmamasıdır (Libanio, 2005 : 155). Bu eleştirilerden dolayı yapısal değişimlerin içsel olarak belirlendiği birçok birim kök testi geliştirilmiştir.

## 2.2. Zivot-Andrews Birim Kök Testi

Zivot ve Andrews (1992), Perron (1989) testindeki kırılmanın dışsal olarak bilindiği varsayımını eleştirerek, kırılma noktasının içsel olarak tahmin edildiği Zivot-Andrews (ZA) birim kök testini geliştirmişlerdir.

ZA birim kök testi için aşağıdaki modeller ele alınır (Zivot ve Andrews, 1992 : 254);

$$y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU(\varphi) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (\text{Model A})$$

$$y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \theta_2 DT(\varphi) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (\text{Model B})$$

$$y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \theta_2 DT(\varphi) + \theta_1 DU(\varphi) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (\text{Model C})$$

Model A düzeyde, Model B eğimde, Model C ise hem eğimde hem de düzeyde meydana gelen yapısal değişimi içermektedir. Burada  $t = 1, 2, \dots, T$  zamanı,  $T_B$  kırılma zamanı olmak üzere  $\lambda = T_B / T$  kırılma noktasını göstermektedir<sup>2</sup>.  $DU$ ,  $t > TB$  durumunda 1, diğer durumlarda sıfır değerini alan ve sabit terimde meydana gelen yapısal değişimi gösteren,  $DT$  ise  $t > TB$  iken  $t - TB$ , diğer durumlarda sıfır değerini alan ve trendde meydana gelen yapısal değişimi gösteren gölge değişkenlerdir. Hata terimlerindeki olası otokorelasyonu engellemek için denklemlerin sağ taraflarına  $\Delta y_{t-i}$  terimleri eklenir.

ZA birim kök testinde, kırılma noktasını tespit etmek amacıyla, her olası kırılma tarihi için farklı bir gölge değişken kullanılarak  $t = 2, \dots, (T-1)$  için En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle ardışık olarak  $(T-2)$  sayıda regresyon kurulur ve  $y_{t-1}$  değişkeninin katsayısı olan  $\alpha$ 'nın en küçük  $t$  istatistiğine sahip olduğu modeldeki tarih uygun kırılma noktası olarak seçilir. Kırılma tarihinin tespitinden sonra  $\alpha$ 'nın hesaplanan  $t$  istatistiğinin mutlak değeri olarak ZA kritik değerinden büyük olması halinde yapısal kırılma olmadan birim kökün varlığını gösteren temel hipotez reddedilmektedir. Hesaplanan  $t$  istatistiğinin ZA kritik değerinden mutlak değerce küçük olması halinde ise trend fonksiyonunda meydana gelen bir yapısal kırılmayla birlikte serinin trend durağan olduğunu gösteren alternatif hipotez reddedilir.

### 2.3. Lumsdaine - Papell Birim Kök Testi

Uzun süreli makro iktisadi serilerin tek kırılmalı birim kök testleriyle durağanlığının sınanması elde edilen sonuçların hatalı olmasına neden olabilmektedir. Böyle serilerde iki kırılma olması halinde ZA birim kök testinin gücü azalmaktadır. Bu nedenle Lumsdaine ve Papell (1997) seride iki kırılmaya izin veren bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Lumsdaine- Papell (LP) testinde ZA testindeki modeller iki kırılmaya izin verip genişletilerek, Model AA ve Model CC olarak adlandırılmışlardır. Model AA sadece düzeyde iki kırılmaya izin verirken, Model CC hem düzeyde hem de eğimde iki kırılmaya izin vermektedir.

Model AA,

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU1_t + \phi_1 DT2_t + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

Model CC ise,

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU1_t + \phi_2 DT1_t + \theta_2 DU2_t + \phi_1 DT2_t + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

<sup>2</sup>  $\lambda \in (0.15, 0.85)$  olmak üzere.

şeklinde ifade edilir. Burada, TB1 ilk kırılma zamanını, TB2 ise ikinci kırılma zamanını göstermek üzere  $DU1_t, t > TB1$  iken 1 diğer durumlarda 0;  $DU2_t, t > TB2$  iken 1 diğer durumlarda 0;  $DT1_t, t > TB1$  iken  $t - TB1$  diğer durumlarda 0 ve son olarak  $DT2_t$  ise  $t > TB2$  iken  $t - TB2$  diğer durumlarda 0 değerini alan gölge değişkenlerdir.

Modeller, tüm olası kırılma tarih çiftleri  $(TB1, TB2)$  için tahmin edilir. Kırılma tarihleri olarak  $\alpha$ 'nın  $t$  istatistiğini minimum yapan değerler seçilir. Gecikme uzunluğu olan  $k$ 'yı seçmek için önsel olarak üst bir sınır belirlenir ve regresyona dâhil edilen son gecikmeli değer anlamlılığı sınanır, anlamlı olması halinde bu değer regresyondaki gecikme uzunluğu olarak seçilir; anlamlı olmaması halinde ise gecikme uzunlukları, en son gecikme uzunluğu anlamlı olana kadar regresyondan atılır (çıkarılır). Eğer herhangi bir gecikme anlamlı olmazsa,  $k = 0$  olarak seçilir (Ben-David vd., 2003 : 306).

Modeller ve test istatistikleri  $k_0 = [T \cdot \delta_0]$ ,  $k_1 \neq k_2$  ve  $k_1 \neq k_2 + 1$  koşullarını sağlamak üzere  $k_1 = k_0, k_0 + 1, \dots, T - k_0$  ve  $k_2 = k_0, k_0 + 1, \dots, T - k_0$  için farklı  $(k_1$  ve  $k_2)$  çiftlerini hesaplayarak elde edilir. Burada  $T$  örnek boyutunu,  $\delta_0$  ise regresyonu kurmak için örnek boyutunun başlangıç parçasını göstermektedir (Lumsdaine ve Papell, 1997 : 213).  $\delta_1 = TB1/T$  ve  $\delta_2 = TB2/T$  ifadeleri serinin kırıldığı parçaları göstermektedir. Burada,  $0 < \delta_0 \leq \delta_1, \delta_2 \leq (1 - \delta_0) < 1$  kısıtı uygulanarak katsayılardaki değişimin örneklemin uç noktalarında olması engellenir.  $\delta_0$ 'ın değeri olarak 0.01 seçilirken, kırılma değeri için  $k_0 = [T \delta_0]$  seçilir.

Model CC'den  $DU2$  ve  $DT2$  terimlerinin çıkarılması halinde, ZA testindeki Model C elde edilecektir. Bunun yanı sıra  $DT1$  çıkarılırsa Model A,  $DU1$  çıkarılırsa Model B elde edilecektir. Model CC'den sadece  $DT2$ 'nin çıkarılmasıyla elde edilen modele Model CA denilmiştir (Lumsdaine ve Papell, 1997 : 214). LP testinde modeller arasında seçim yapabilmek amacıyla, birim kök hipotezinin en güçlü reddedildiği model uygun model olarak seçilir (Lumsdaine ve Papell, 1997 : 217).

Bu testte, ele alınan serinin  $(y_t)$  yapısal kırılma olmadan birim köklü olduğunu gösteren temel hipotez,  $y_t$ 'nin trend fonksiyonunda iki farklı zamanda meydana gelen kırılmayla trend durağan olduğunu gösteren alternatif hipoteze karşı test edilmektedir. Elde edilen  $\alpha$ 'nın  $t$  istatistiğinin, ilgili kritik değerden daha büyük olması halinde temel hipotez reddedilir.

#### 2.4. LM Birim Kök Testleri

ZA ve LP birim kök testleri birim kökün varlığını gösteren temel hipotezde yapısal kırılma olmadığını varsayarlar ve kritik değerleri bu varsayımına göre elde ederler. Lee ve Strazicich (2003, 2004) bu testlerde kullanılan temel hipotezin alternatifinin “yapısal kırılmalı durağan” olmaması gerektiğini ortaya koymuşlardır. Çünkü temel hipotezin alternatifi yapısal kırılmaların var olması şeklinde olabilir, bu ise incelenen seride yapısal kırılmalı birim kökün var olabileceğini gösterir. Diğer bir deyişle temel hipotezin reddi, birim kökün varlığını reddetmeyi gerektirmemekte, yapısal kırılma olmayan birim kökün reddini ifade etmektedir. Bu sonuç, ampirik çalışmalarda kullanılan test sonuçlarının yorumlanmasının dikkatli yapılması gerektiğini ortaya

koymaktadır. Temel hipotezin reddi arařtırmacıları yanlışlıkla gerçekte seriler kırılmalarıyla birlikte fark durağan iken incelenen serinin yapısal kırılmalı trend durağan olduğunu kabul etmelerine yol açabilir. Lee ve Strazicich (2003, 2004), bu sorunu ortadan kaldırmak için Schmidt ve Phillips (1992) tarafından literatüre kazandırılan Lagrange Çarpanları birim kök testine dayanan, ZA birim kök testine alternatif olarak tek kırılmalı, LP birim kök testine alternatif olarak ise iki kırılmalı Lagrange Çarpanları (LM) birim kök testini geliřtirmişlerdir.

LM birim kök testi için ařağıdaki regresyon ele alınır;

$$y_t = \delta Z_t + e_t \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada  $Z_t$  dışsal deęişkenleri içeren vektörü gösterirken,  $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2)$  özelliğini gösteren kalıntıları ifade etmektedir. Düzeyde tek kırılmaya izin veren birim kök testi için Model A,  $D_t$ ,  $t \geq T_B + 1$  iken 1, dięer durumlarda 0 deęerini alan gölge deęişkeni göstermek üzere (1) numaralı modelde  $Z_t$  yerine  $[1, t, D_t]'$  konulması suretiyle elde edilebilir.  $T_B$ , kırılma zamanını göstermektedir. Düzeyde iki kırılmaya izin veren birim kök testi için Model AA,  $D_{jt}$ ,  $j=1,2$  için  $t \geq T_{Bj} + 1$  iken 1 dięer durumlarda 0 deęerini alan gölge deęişkeni göstermek üzere  $Z_t$  yerine  $[1, t, D_t, DT_t]'$  yazılması suretiyle elde edilebilir. Hem düzeyde, hem de eğimde tek kırılmaya izin veren Model C,  $DT_t$ ,  $t \geq T_B + 1$  iken  $t - T_B$  dięer durumlarda 0 deęerini alan gölge deęişkeni göstermek üzere,  $Z_t$  yerine  $[1, t, D_t, D_t]'$  eklenmesi ile elde edilir. Sabit terimde ve trendde iki kırılmaya izin veren Model CC'yi elde etmek için  $j=1,2$  olmak üzere  $DT_{jt}$ ,  $t \geq T_{Bj} + 1$  iken  $t - T_{Bj}$  dięer durumlarda 0 deęerini alan gölge deęişkeni göstermek suretiyle  $Z_t$  yerine  $[1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$  konulur.

Veri yaratma süreci temel hipotez altında kırılmaları içerirken ( $\beta = 1$ ), alternatif hipotez ( $\beta < 1$ ) şeklindedir. LM birim kök test istatistięi, ařağıdaki regresyondan elde edilir:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t$$

Bu ifadede,  $\tilde{S}_{t-1} = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{S}_{t-1}$ ,  $t = 2, \dots, T$  şeklindedir.  $\tilde{\delta}$ ;  $\Delta y_t$ 'nin  $\Delta Z_t$ 'ye göre regresyonundan elde edilen katsayılarıdır.  $\tilde{\psi}_x$ ,  $y_1 - Z_1 \delta$  ile elde edilir<sup>3</sup>. LM test istatistięi birim kök temel hipotezini sıyanan  $t$  istatistięi olan  $\tilde{\tau}$  ile elde edilir. Kırılma zamanlarını belirlemek için  $\tilde{\tau}$  test istatistięinin minimum olduęu noktalar seçilir:

$$LM_{\tilde{\tau}} = \inf_{\lambda} \tilde{\tau}(\lambda)$$

$T$  gözlemleri,  $j=1,2$  için  $T_{Bj}$  kırılma noktasını göstermek üzere  $\lambda_j = T / T_{Bj}$  şeklindedir. Yapısal kırılma noktasının aranması kırılma bölgesinde ( $0.15 * T - 0.85 * T$ )

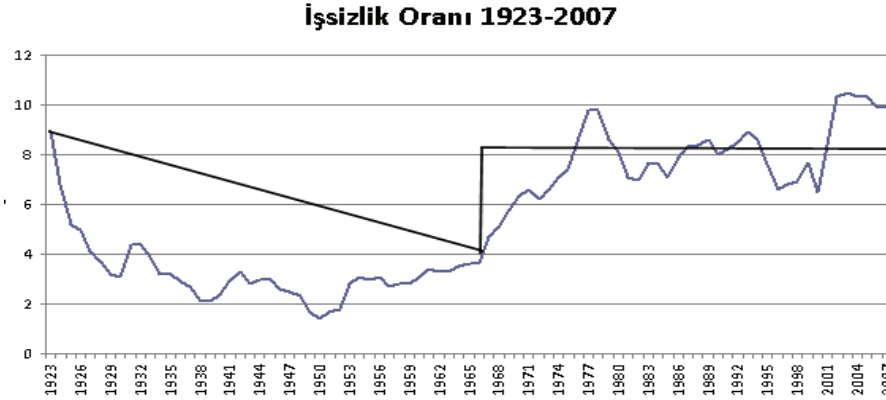
<sup>3</sup>  $y_1$  ve  $Z_1$  anılan sıraya göre  $y_t$  ve  $Z_t$ 'nin ilk elemanlarıdır.

gerçekleştirilir. Tek kırılmalı LM birim kök testi için kritik değerler Lee ve Strazicich (2004)'den elde edilirken, iki kırılmalı LM birim kök testi için kritik değerler Lee ve Strazicich (2003)'den elde edilebilir. Elde edilen test istatistiğinin kritik değerden büyük olması halinde yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi reddedilir.

### 3. Veri Seti ve Ampirik Bulgular

Bu çalışmada 1923-2007 yılları arasındaki 15 yaş ve üstü için olan işsizlik oranı kullanılarak işsizliğin yapısı analiz edilmeye çalışılmıştır. Veri setinin 1923-1988 yılları arasındaki kısmı Bulutay (1995), 1989-2007 yılları arasındaki kısmı ise TÜİK'den elde edilmiştir.

Perron (1989) testinde kırılmanın önsel olarak bilindiği varsayımı bulunduğundan, bu testi uygulamadan önce kırılma tarihini belirlemek gerekmektedir. Bu amaçla literatürdeki mevcut çalışmaları izleyerek, kırılma tarihini belirlemek amacıyla istatistikî bir testten ziyade işsizlik oranının zaman boyunca olan seyri incelenecektir:



Şekil 1. İşsizlik Oranlarının 1923-2007 Yılları Arasındaki Seyri

Şekil 1 incelendiğinde 1968 yılında işsizlik oranının hem eğiminde hem de düzeyinde bir kırılmanın gerçekleştiği görülmektedir. Bu nedenle, bu yılda bir yapısal değişimin gerçekleştiği varsayımı altında Perron (1989) birim kök testi uygulanmıştır. Test sonuçları Tablo 1'de görüldüğü gibidir<sup>4</sup>:

Tablo 1. Perron Birim Kök Testi Sonuçları

|                      | Model A | Model C |
|----------------------|---------|---------|
| Test İstatistiği     | -3.921  | -3.782  |
| Gecikme Uzunluğu     | 1       | 1       |
| $\lambda$            | 0.5     | 0.5     |
| Kritik Değerler (%5) | -3.76   | -4.24   |

Not: Kritik Değerler Perron (1989)'dan elde edilmiştir.

<sup>4</sup> Perron testinde, Ljung-Box testine göre modeldeki otokorelasyonu ortadan kaldıracak minimum gecikme uzunluğu, uygun gecikme uzunluğu olarak seçilmiştir. ZA, LP ve LM testlerinde ise maksimum gecikme uzunluğu olarak 8 alınıp, son gecikmenin anlamlı olup olmamasına göre genelden özele gecikme uzunluğu seçme prosedürü kullanılarak uygun gecikme uzunluğuna karar verilmiştir.



Tablo 1’de düzey ve eğimde meydana gelen yapısal değişimi içeren Model C’nin yanı sıra sadece düzeyde meydana gelen değişimi içeren Model A’ya ait sonuçlara da yer verilmiştir. Tabloda görüleceği üzere Model C için hesaplanan test istatistiği, %5 anlamlılık düzeyinde ilgili kritik değerden mutlak değerce küçük iken, Model A için hesaplanan test istatistiği kritik değerden mutlak değerce büyüktür. Dolayısıyla elde edilen bu sonuçlara göre, Model C’ye göre işsizlik serisinin yapısal kırılmalı birim kök ile karakterize edilebileceği ifade edilebilirken, Model A’ya göre ise serinin yapısal kırılmalı durağan olduğu ifade edilebilir. Şekil 1’e göre işsizlik serisinde düzey ve eğimde bir yapısal değişimin gerçekleştiği görüldüğünden işsizlik serisini Model C ile modellemek gerekmektedir. Dolayısıyla, Perron (1989) birim kök testine göre işsizlik serisinin 1968 yılında meydana gelen kırılmayla yapısal kırılmalı birim kök süreci izlediği, diğer bir ifadeyle işsizlikte histeri etkisi olduğu sonucuna varılabilir.

Serideki yapısal değişimi içsel olarak belirleyen ZA birim kök testinin sonuçları Tablo 2’de görüldüğü gibidir. Elde edilen test istatistiği % 5 düzeyinde kritik değerden küçük olduğu için 1967 yılında meydana gelen kırılmayla durağan olduğu hipotezi reddedilir, dolayısıyla yapısal kırılma olmadan seride birim kökün varlığını gösteren temel hipotez kabul edilir. ZA birim kök testine göre de işsizlikte histeri etkisine rastlanmıştır.

**Tablo 2. ZA Birim Kök Testi Sonuçları**

|                      | Model A | Model C |
|----------------------|---------|---------|
| Test İstatistiği     | -4.5839 | -4.5548 |
| Gecikme Uzunluğu     | 1       | 1       |
| Kırılma Tarihi       | 1967    | 1967    |
| Kritik Değerler (%5) | -4.8    | -5.08   |

Not: Kritik Değerler Zivot ve Andrews (1992)’den alınmıştır.

Seride içsel olarak belirlenen tek kırılmaya izin veren LM birim kök testinin sonuçları Tablo 3’te görüldüğü gibidir. Kırılma tarihleri Model A için 1999, Model C için ise 1938 olarak belirlenmiştir. Test istatistikleri incelendiğinde her iki model için de test istatistiğinin kritik değerden küçük olduğu görülmektedir. Bu nedenle %5 anlamlılık seviyesinde her iki modele göre de bahsi geçen kırılma tarihleri ile yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi kabul edilir.

**Tablo 3. Tek Kırılmalı LM Birim Kök Testi Sonuçları**

|                      | Model A | Model C |
|----------------------|---------|---------|
| Test İstatistiği     | -1.2756 | -3.0296 |
| Gecikme Uzunluğu     | 1       | 1       |
| Kırılma Tarihi       | 1999    | 1938    |
| Kritik Değerler (%5) | -3.566  | -4.47   |

Not: Kritik değerler Lee ve Strazicich (2004)’den alınmıştır. Model C için kritik değerler kırılma tarihinin yerine bağlıdır. Model C için kırılma tarihinin konum ( $\lambda = T_b / T$ ) değeri 0.18’dir.

Seride içsel olarak belirlenen iki yapısal kırılmaya izin veren LP birim kök testinin sonuçları Tablo 4’te görüldüğü gibidir. Tablodaki değerlerden de görüleceği üzere her iki model için de % 5 anlamlılık düzeyinde hesaplanan test istatistikleri kritik değerlerden küçüktür. Dolayısıyla LP testine göre, serinin yapısal kırılma olmadan birim köklü olduğunu gösteren temel hipotezi kabul etmek gerekmektedir.

**Tablo 4. LP Birim Kök Testi Sonuçları**

|                        | Model AA | Model CC |
|------------------------|----------|----------|
| Test İstatistiği       | -4.2075  | -4.8188  |
| Gecikme Uzunluğu       | 7        | 1        |
| Birinci Kırılma Tarihi | 1966     | 1935     |
| İkinci Kırılma Tarihi  | 1972     | 1966     |
| Kritik Değerler (%5)   | -6.43    | -6.75    |

Not: Kritik Değerler Ben David vd. (2003)'den alınmıştır.

Tablo 5'de hem temel hem de alternatif hipotez altında iki yapısal kırılmaya izin veren LM birim kök testinin sonuçları görülmektedir. Her iki modelde de hesaplanan test istatistikleri ilgili kritik değerlerden küçüktür. Dolayısıyla her iki modele göre, iki kırılmalı birim kök temel hipotezini kabul etmek gerekmektedir. Bu durum Türkiye'de işsizlikte histeri etkisinin var olduğunu göstermektedir.

**Tablo 5. İki Kırılmalı LM Birim Kök Testi Sonuçları**

|                        | Model AA | Model CC |
|------------------------|----------|----------|
| Test İstatistiği       | -1.38626 | -3.77499 |
| Gecikme Uzunluğu       | 1        | 1        |
| Birinci Kırılma Tarihi | 1942     | 1934     |
| İkinci Kırılma Tarihi  | 1999     | 1968     |
| Kritik Değerler (%5)   | -3.842   | -5.74    |

Not: Kritik değerler Lee ve Strazicich (2003)'den alınmıştır. Model CC için kırılma tarihlerinin konumları sırasıyla 0.14 ve 0.54'tür.

#### 4. Değerlendirme ve Sonuç

Bu çalışmada seride yapısal değişime izin veren birim kök testlerinden, literatürde sıklıkla kullanılanlarından faydalanarak Türkiye için işsizlik histerisinin geçerli olup olmadığı sınanmıştır. ZA ve LP testine göre yapısal kırılma olmadan serinin birim köklü olduğunu gösteren temel hipotez, Perron ile yapısal kırılmalı LM birim kök testlerine göre ise serinin yapısal kırılmalı birim köklü olduğunu gösteren temel hipotez dolayısıyla işsizlikte histeri etkisinin varlığı kabul edilmektedir. Elde edilen bu sonuçlar literatüre önemli bir katkı yapmaktadır. Bu bulgular, ekonomide yaşanan şokların ve uygulanan istikrar politikalarının işsizliğin doğal oranında kalıcı değişimler meydana getirdiğini ve ayrıca işsizliğin zaman boyunca değişen bir ortalama etrafında durağan olmayan bir yapıda hareket ettiğini göstermektedir. İşsizlik üzerindeki bu histeri etkisini yok etmek amacıyla, kısa vadede maliyetli olsa da uzun vadede bu etkiyi yok edebilecek, genişletici para ve maliye politikalarına ağırlık verilmesi gerekmektedir.

#### Referanslar

- ARESTIS, P. ve BIEFANG-FRISANCHO MARISCAL, I. (2000). OECD Unemployment: Structural Breaks and Stationarity. *Applied Economics*, vol. 32, No.4, pp.399-403.
- BARIŞIK, S., ÇEVİK, E. İ. (2008). *İşsizlikte Histeri Etkisi: Uzun Hafıza Modelleri*. Kamu İş, cilt 9, sayı 4, 1-36.ss.
- BEN-DAVID, D., LUMSDAINE, R., PAPELL, D.H. (2003). Unit Root, Postwar Slowdowns and Long-Run Growth: Evidence From Two Structural Breaks. *Empirical Economics*, vol. 28, no.2, pp.303-319.

- BLANCHARD, O.J., SUMMERS, L. (1986). Hysteresis and the European unemployment problem. In: S. Fischer (ed.), NBER Macroeconomics Annual, Cambridge, MIT Press.
- 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 evidence for OECD countries. *Economics Letters*, vol. 84, no.3, pp.413-417.
- CHRISTOPOULOS, D.K., LEÓN-LEDESMA M. (2007). Unemployment Hysteresis in EU Countries: What do We Really Know About it?. *Journal of Economic Studies*, vol. 34, no.2, pp.80-89.
- FRIEDMAN, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*, vol. 58, pp.1-17.
- GOMES, F., DA SILVA, C.G. (2008). Hysteresis vs. Natural Rate of Unemployment in Brazil and Chile. *Applied Economics Letters*, vol. 15, no. 1, pp.53-56.
- GUSTAVSSON, M., ÖSTERHOLM, P. (2006). Hysteresis and Non-linearities in Unemployment Rates. *Applied Economics Letters*, vol. 13, no. 9, pp.545-548.
- KAPETANIOS, G., SHIN, Y., SNELL, A. (2003). Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework. *Journal of Econometrics*, vol. 112, no.2, pp.359-379.
- KÜÇÜKKALE Y. (2001). Doğal İşsizlik Oranındaki Keynesyen İsteri Üzerine Klasik Bir İnceleme: Kalman Filtre Tahmin Tekniği ile Türkiye Örneği 1950-1995. *V. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu*, Adana.
- LEE, C.-C., CHANG, C.-P. (2008). Unemployment Hysteresis in OECD Countries: Centurial Time Series Evidence With Structural Breaks. *Economic Modelling*, vol. 25, no.2, pp.312-325.
- LEE, J., STRAZICICH, M.C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test With Two Structural Breaks. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, no.4, pp.1082-1089.
- LEE, J., STRAZICICH, M.C. (2004). Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break. *Appalachian State University Working Papers*, no.04-17, pp.1-15.
- LIBANIO, G.A. (2005). Unit Roots in Macroeconomic Time Series: Theory, Implications, and Evidence. *Nova Economia*, vol. 15, no. 3, pp.145-176.
- LUMSDAINE, R.L., PAPELL, D.H. (1997). Multiple Trend Breaks and The Unit Root Hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 79, no.2, pp.212-218.
- PAZARLIOĞLU, M. V., ÇEVİK, E.İ. (2007). Ratchet Model: 1939-2005 Dönemi Türkiye Uygulaması. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, cilt 9, sayı 1, 17-34.ss.
- PAZARLIOĞLU, M. V., ÇEVİK, E.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, no. 6, pp.1361-1401.
- PERRON, P. (1997). Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables, *Journal of Econometrics*, vol. 80, no. 2, pp.355-385.
- PHELPS, E.S. (1967). Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time, *Economica*, vol. 34, no. 3, pp.254-81.

- PHELPS, E.S. (1968). Money-wage Dynamics and Labor-market Equilibrium, *Journal of Political Economy*, vol. 76, no. 4, pp. 678–711.
- PHELPS, E. (1994). *Structural Slumps: The Modern Equilibrium Theory of Unemployment, Interest, and Assets*, Cambridge, Harvard University Press.
- ROMERO-AVILA, D., USABIAGA C. (2007). Unit Root Tests and Persistence of Unemployment: Spain vs. the United States. *Applied Economics Letters*, vol. 14, no.6, pp.457-461.
- SCHMIDT P., PHILLIPS, P.C.B. (1992). LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, no. 3, pp.257-287.
- SESSIONS, J.G. (1994). Unemployment Stigma and Multiple Labour Market Equilibria: A Social-Psychological Explanation of Hysteresis. *Labour*, vol. 8, no. 3, pp.355-375.
- TÜİK (2007). *İstatistik Göstergeler 1923-2006*, Ankara, Türkiye İstatistik Kurumu.
- TÜİK (2008). *Hanehalkı İşgücü Araştırması 2007 Yıllık Sonuçları*. Haber Bülteni, sayı 36, 1-3.ss.
- ZIVOT, E., ANDREWS, D. (1992). Further Evidence On The Great Crash, The Oil-Price Shock, and The Unit Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 10, no. 3, pp.251-270.