

## **İŞSİZLİKTE HİSTERİ ETKİSİ: UZUN HAFIZA MODELLERİ\***

**Doç.Dr. Salih BARIŞIK**

Zonguldak Karaelmas Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü,

**Arş.Gör. Emrah İsmail ÇEVİK**

Zonguldak Karaelmas Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü,

### **Özet**

1970'li yıllardan sonra tüm dünyada yüksek düzeyli enflasyon ve işsizlik birlikte yaşanmaya başlamış ve tüm ekonomiler için öncelikli iki sorun haline gelmiştir. Özellikle 1990'lı yıllardan itibaren dünyada enflasyonu düşürme çabaları hızlanmıştır. Bu çabalar sonucunda 1990'lı yıllardan sonra dünyada ve 2000'li yıllardan sonra Türkiye'de enflasyonu düşürmede kalıcı başarılar elde edilmiştir. Enflasyonu düşürmede sağlanan başarılar ekonomistlerin ilgisini yüksek işsizlik üzerine kaymasına neden olmuştur. Türkiye'de 2000 sonrasında enflasyonda dikkate değer azalma, büyüme oranlarında ciddi bir artış olmasına rağmen işsizlik oranlarında beklenen azalmanın gerçekleşmesi histeri etkisinin varlığına işaret etmektedir.

Bu amaçla 1923-2006 dönemi yıllık verileri kapsayan çalışmada işsizlikte histeri etkisinin varlığı birim kök ve parçalı durağanlık testleri ile araştırılmaktadır. Birim kök testlerine göre histeri etkisinin varlığı kabul edilmiştir. Ele alınan dönem içinde uygulanan politikalar

---

\* Bu çalışma 8. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumunda bildiri olarak sunulan "TÜRKİYE'DE İŞSİZLİKTE HİSTERİ ETKİSİNİN PARÇALI DURAĞANLIK TESTİ İLE ANALİZİ" başlıklı çalışmanın veri döneminin 1923-2006 olarak genişletilmiş halidir.

**Kamu-İş; C:9, S:4/2008**

açısından farklı dönemler olduğundan dolayı Zivot-Andrews tek kırılma ve Bai-Perron çoklu kırılma testleri yapılmış ve 1967 yılında yapısal kırılmanın varlığı tespit edilmiştir. Geweke ve Porter-Hudak, Modifiye Edilmiş Log-Periodogram ve ARFIMA model sonuçlarına göre de işsizlik oranlarında histeri etkisinin varlığı kabul edilmiştir. İşsizlik oranları üzerindeki histeri etkisinin varlığının nedenleri arasında; işten çıkarma maliyetlerinin yüksekliği, dünya genelinde sendikal faaliyetlerin zayıflaması, teknoloji yoğun üretim biçiminin artması, katma değeri yüksek ürünlerin üretiminin artması gibi faktörler sayılabilir.

**Anahtar Kelimeler:** İşsizlik, Histeri, Uzun Hafıza Modelleri, Yapısal Kırılma

**Jel Sınıflaması:** C14, C32, J64.

## **HYSTERESIS EFFECT IN UNEMPLOYMENT: LONG MEMORY MODEL**

### **Abstract**

High level of inflation and unemployment has been experienced together in the world after 1970's and became main two problems. Worldwide efforts of decreasing inflation have been accelerated especially since 1990's. As result of these efforts, sustained success has been achieved in decreasing inflation in the world after 1990's and in Turkey beginning from 2000's. Successes achieved in decreasing inflation has turned economist's interest to high unemployment. Although notable disinflation and higher rate of growth after 2000 in Turkey has been achieved, no decrease in unemployment that would normality be expected, indicate the existence of hysteresis effect.

This study analyzes the hysteresis effect in unemployment for the period of 1923-2005, by using tests of unit root and fractional stationarity tests. Existence of hysteresis effect has been accepted regarding unit root tests. Zivot-Andrews one structural break test and Bai-Perron multiple break tests have been carried out because of different policy applications during period in question. Bai-Perron test results indicated structural break in 1967. In addition, Geweke and Porter-Hudak's, modified log periodogram and ARFIMA models also suggest acceptance of hysteresis effect in unemployment during same period. The reasons of hysteresis effect can be attributed to some

factors such as higher costs of firing, decreasing power of unions, spread in technology intensive production methods and increase in volume of value added products.

**Keywords:** Unemployment, Hysteresis, Long Memory Models, Structural Break

**Jel Classification:** C14, C32, J64.

## **1. Giriş**

Kıt kaynaklarla sınırsız insan ihtiyaçlarını karşılamaya çalışan iktisat biliminin sosyal bilim olması ve insan ihtiyaçlarının her geçen gün çeşitlenerek artması insanları mutlu etmedeki ekonomik önceliklerin değişmesine neden olmaktadır. Bu önceliklerin değişmesi, ekonomi politikası önceliklerinin de değişmesine neden olmaktadır.

Makroekonomik açıdan değerlendirdiğimizde ekonomi biliminin fiyat istikrarı, ekonomik büyüme, istihdam gibi ana hedefleri ile birlikte bu hedefleri gerçekleştirme de doğrudan etkisi bulunan faiz istikrarı, kur istikrarı, finansal istikrar, ödemeler dengesi gibi hedefleri vardır. İnsanların mutlu etme gayesinde olan iktisadın mümkün olduğu kadar sınırsız insan ihtiyaçlarını karşılama uğraşısının karşılığını ekonomik büyüme olarak tanımlayabiliriz. Ekonomik büyüme hedefinin fiyat istikrarı ve istihdam ile yakın bir ilişkisi göze çarpmaktadır. Büyümenin fiyat istikrarı ile genelde negatif olan ilişkisinin istihdam ile pozitifliği söz konusudur. Diğer yandan fiyat istikrarı ve işsizlik arasındaki negatif bir ilişkinin varlığı dikkati çekmektedir.

İşsizlik, diğer bir bakış açısı ile emek sahibinin üretim sürecinden payını alamamasını ifade etmektedir ve emek faktörünün doğrudan insana bağlı olması nedeniyle ekonomi biliminin çözümlenmesi gereken öncelikli konuları arasındadır. İşsizlik olgusu geçmişte olduğu gibi bugün de gelişme seviyesi farklı da olsa tüm toplumların en önemli ortak sorununu oluşturmaktadır. İşsizlik, çalışma istek ve yeteneğinde olup da işsiz kalan bireylerin yaşamı üzerinde derin ekonomik, sosyal ve psikolojik etkiler bırakan bir olgudur. Yaşanılan ekonomik krizler sonucunda artan işsizlik rakamlarının toplumlarda psikolojik hasta sayısında yükselmelere neden olduğu gerçeği mevcuttur. Bir süreç olarak bakıldığında işsizlik insanlık tarihinin başlangıcına kadar uzanan bir sorundur. İstihdam, insanın varlığını sürdürmedeki en temel etkidir.

İşsizlik, hemen hemen tüm dünya ülkelerinin yaşamakta olduğu ve çoğu zaman halledilmesi gereken öncelikli bir sorun olmaktadır. Özellikle, 1960'lardan sonra artan işsizlik oranlarının, 1980'lerden sonra dünya ekonomisinde büyüme yaşanmasına rağmen yükseldiği ve yükselen işsizlik oranlarında geriye dönüşlerin olmadığı diğer bir deyişle kalıcılığın ortaya çıktığı gözlenmektedir. İşsizlikte bu kalıcılığın varlığını ispat etmeye ve sebeplerini araştırmaya yönelik çalışmalar yapılmaktadır. Bu çalışmanın amacı, Türkiye'deki yüksek işsizlik rakamlarında kalıcılığın etkisini ekonometrik yöntem ile test etmektir.

## **2. İşsizlikte Histeri Etkisinin Teorik Çerçevesi**

Ekonomi biliminin nihai hedefi ekonomik büyümeyi sağlamaktır. Nihai hedef olan ekonomik büyüme ile fiyat istikrarı (enflasyon), istihdam (işsizlik), faiz, kur, ödemeler bilançosu dengliği gibi ara hedefler arasındaki etkileşimler ekonomi politikalarının ilgi alanlarını oluşturmaktadır. Ekonomik büyüme ile işsizlik arasındaki etkileşimin başlangıcı işsizlik ve ücretler arasındaki ilişkiyi inceleyen Orijinal Phillips Eğrisine dayanır. Orijinal Phillips Eğrisindeki ücret ve işsizlik arasındaki etkileşim ABD'de Samuelson ve Solow, İngiltere'de Lipsey tarafından yapılan çalışmalarda doğrulanmamıştır. Bu çalışmalar sonucu yazarlar Phillips eğrisine yeni bir form kazandırarak, Değiştirilmiş (uyarlanmış) Phillips eğrisi ile adıyla enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişkiyi ortaya koymuşlardır. Enflasyon ve işsizlik arasındaki etkileşimin uzun vadede devam etmediği ve Phillips eğrisinin sürekli yukarı doğru kaydığı tespit edilmiş ve işsizliği azaltmak için sürekli daha fazla enflasyonu kabullenmek gerekmiştir (Paya, 2002: 295-300).

Kısa dönemde Phillips eğrisi eşitliği (Cobham, Williams, 1998: 478)

$$\Pi_t = \Pi_t^e - k(U_t, U) \text{ şeklinde ifade edilirken,} \quad (2.1)$$

Beklentilerle genişletilmiş Phillips eğrisi (Roed, 1999: 255)

$$\Pi_t = \Pi_t^e - k(U_t, U_{t-1}, U_{t-2}, \dots) \text{ şeklinde ifade edilir.} \quad (2.2)$$

$\Pi$  enflasyon oranı,  $\Pi^e$  beklenen enflasyon oranı ve  $U$  işsizlik oranlarını göstermektedir. Basitlik için,  $\Pi_t - \Pi_t^e = \varepsilon_t$  enflasyondaki şok olarak ifade edilebilir. Bu varsayımın iki alternatif yorumu vardır. Birincisi, enflasyonist beklentilerin rasyonel olmasıdır ki  $\varepsilon_t$  beklentileri sıfır yapan tesadüfi şoktur. Bu durumda Phillips eğrisi, Lucas'ın arz

eğrisi<sup>1</sup> olarak yorumlanabilir. İkinci yorum,  $\Pi_t^e = \Pi_{t-1}$  şeklinde ifade edilmekte ve beklentilerin uyumlu olduğunu göstermektedir. Bu durumda para politikası  $\Pi^e$  hedeflenen düzeydeki enflasyonu sabit tutmaya yönelecektir.

Phillips eğrisindeki ilişkinin istikrarsızlığı Keynesyen yaklaşımın itibar kaybetmesine neden olmuş, Parasalcı yaklaşımın öncüsü Friedman, Phillips eğrisini beklentileri içeren bir şekilde genişletmiştir. Parasalcılara göre, kısa dönemde işsizlik azalsa bile uzun dönemde eski seviyesine döneceğini ve ekonomide doğal işsizlik oranının var olacağını öne sürmüşlerdir. Doğal işsizlik oranının kabulü ile işsizliğin sürekliliği-kalıcılığı durumu ortaya çıkmıştır. Avrupa Ülkelerinde işsizlik oranının 1960'larda %4, 1980'lerde %6, 1990'larda %5.5 olarak gözlenmesi doğal işsizliğin varlığını ortaya koymuştur. Doğal işsizlik oranı tahminleri (Dornbusch ve Fisher, 1994: 510-513).

$$U^* = W_1U^*_1 + W_2U^*_2 + \dots + W_nU^*_n \quad \text{şeklinde yazılmaktadır.} \quad (2.3)$$

$U^*$ = Doğal işsizlik oranıdır.

Doğal oran, işgücü içinde yer alan alt grupların ağırlıklı ortalamasıdır. Doğal işsizliğin yükselme nedenleri; demografik değişim, kadınların işgücüne katılımının artması, kamu politikaları, yapısal işsizliğin artması, petrol krizi gibi yaşanan şoklarla işsizliğin artması, ve işsizlerin iş bulmalarının zorlaşması, teknoloji yoğun üretim sürecinin artması, katma değeri düşük emek yoğun mallardan üretiminden (tarım ürünleri vb), katma değeri yüksek ürünler üretim sürecine girilmesi, işçi sendikalarının gücünün zayıflaması, verimlilik artışları, yeni iş bulmadaki zaman sürecinin varlığı, işsizlerin yeteneklerinin işsizlik zamanı süresince azalması şeklinde sıralanabilir (Blanchard, 1991: 288-290).

ABD ve bazı AB ülkelerinde ve özellikle 1990'lı yıllarda geçiş ekonomilerinde yaşanan enflasyon düşüklüğüne rağmen, yaşanan yüksek oranlı işsizlik rakamlarına ilaveten bu ülkelerdeki ücret

<sup>1</sup> Lucas'ın Arz Fonksiyonu, Bir malın arzı, bu malın nispi fiyatındaki artışla birlikte artmaktadır.  $Y_{it}$  =  $f(P_{it}/P_t^e)$  şeklinde formüle edilir.  $P_{it}$ , firmanın kendi malının piyasa fiyatı,  $P_t^e$ , fiyatlar genel düzeyini ifade eder. Firmanın kendi malının fiyatındaki bir artışı ifade eden nispi şok olursa üretici malın üretimini artıracaktır. Eğer fiyatlar genel düzeyinde bir artışı ifade genel toplam şok olursa üretimi artırmayacaktır. Bu nedenle firmanın üretimi artışı kendi malının fiyatının artışına bağlı olacaktır (Paya, 2001: 343-344).

**Kamu-İş; C:9, S:4/2008**

enflasyonunun ortaya çıkması doğal işsizlik oranının varlığı inancına meydan okumuştur (Cross, 1990: 107). Yaşanan bu sorun, alternatif bir terimi ortaya çıkarmıştır. Bu terim, kısaca NAIRU olarak adlandırılan enflasyonu hızlandırmayan işsizlik olarak ifade edilmektedir. NAIRU terimi,  $\Pi_t$  beklenen enflasyon oranını göstermek için kullanılan (Stanley, 2002: 756)

$$\Pi_t = \Pi_t^e + k(U_t - U^*) \text{ denkleminde oluşmaktadır.} \quad (2.4)$$

$\Pi_t$  = t zamandaki enflasyon oranı,  $\Pi_t^e$  = t-1 zamandan t zamana yansıyan beklenen enflasyon oranı,  $U_t$  = işsizlik oranı ve  $U^*$  = enflasyonu hızlandırmayan veya yavaşlatmayan işsizlik (NAIRU) oranıdır.

ABD’de 1960-1980’lerde işsizlik oranlarında hızlı bir değişim yaşanmazken, Avrupa Ülkelerinde 1970 yılında %3 olan enflasyon ilerleyen yıllarda %4, 1980’lerde %10 ve 1995 yılında %11’e yükselmiştir. Avrupa’da yükselen bu enflasyon oranlarına rağmen işsizlik oranlarındaki kalıcılık yeni terimin ortaya çıkmasına neden olmuş ve histeri (Hysteresis) olarak adlandırılmıştır. İşsizlik oranları üzerindeki şokların kalıcı etkiye sahip olması ve işsizliğin denge değerini yükseltmesi işsizlik histerisi olarak tanımlanmaktadır. “Histeri” terimi ilk olarak 1972 yılında Phelps tarafından ortaya atılmış ve kelime anlamı olarak arkasından gelen şekilde açıklanmaktadır. Histeri etkisi teorisine göre, doğal işsizlik oranı otomatik olarak cari işsizlik oranını izlemektedir. Mevcut işsizlik oranının genişletici politikalarla düşürülmesi durumunda doğal işsizlik oranı azalacaktır. Ekonomide daha düşük işsizlik oranının kalıcı bir şekilde yerleşmesinden sonra enflasyonun düşeceği vurgulanmaktadır. Yapısalcı görüşe göre ise, tersi bir durum öne sürülmekte ve eğer işsizliğin cari düzeyinin altına düşürülmesi durumunda enflasyon sürekli hızlanacağı vurgulanmaktadır (Parasız, 1998: 296-298).

Histeri etkisine göre, işsizlik oranları otomatik olarak eski seviyesine dönmeyecektir. Enflasyonda kalıcılık söz konusudur ve ekonominin yeni daha yüksek işsizlik düzeyine ulaşmasından sonra enflasyon duracaktır. Histeri etkisinde içerdekiler-dışardakiler modeli mevcuttur. Burada sendikali işçileri tanımlayan içerdekiler ücretlerin yükselmesi yönünde monopol gücünü kullanacaklar ve işverenler dışardakilerin işe alınması ve eğitim maliyeti ve de grev tehdidi ile içerdekilerin isteğini kabul edecektir. Böylece işsizliği kalıcı kılan etken, dışardakilerin işsizlik süresiyle yeteneklerini kaybetmesi değil

içerdekilerin yaptırım gücüdür. Firmalar dışarıdakileri işe almak yerine daha yüksek ücretle diğer firmalardan eleman teminine başvuracaktır. Bu da işsizliği kalıcı kılmaktadır (Ledezma, 2002: 97). İşsizliğin kalıcı hale dönüşmesini ifade histeri etkisi (Cobham ve Williams, 1998: 477)

$$U_t^* = U_{t-1}^* + k(U_{t-1} - U_{t-1}^*), \quad k \geq 0 \text{ şeklinde ifade edilmektedir. (2.5)}$$

$U_t^*$  = t zamandaki NAIRU'yu,  $U_{t-1}^*$  = t-1 dönemindeki NAIRU'yu,  $U_{t-1}$  = t-1 zamandaki gerçek işsizlik oranıdır. k, uyum katsayısıdır ve sifıra eşit veya büyük olmalıdır. Sonuç olarak gerçek oranlardaki şoklar NAIRU'yu artırma potansiyeline sahiptir. Histeri etkisi şoklarla birlikte artan işsizlik oranlarındaki kalıcılığı ifade etmektedir.

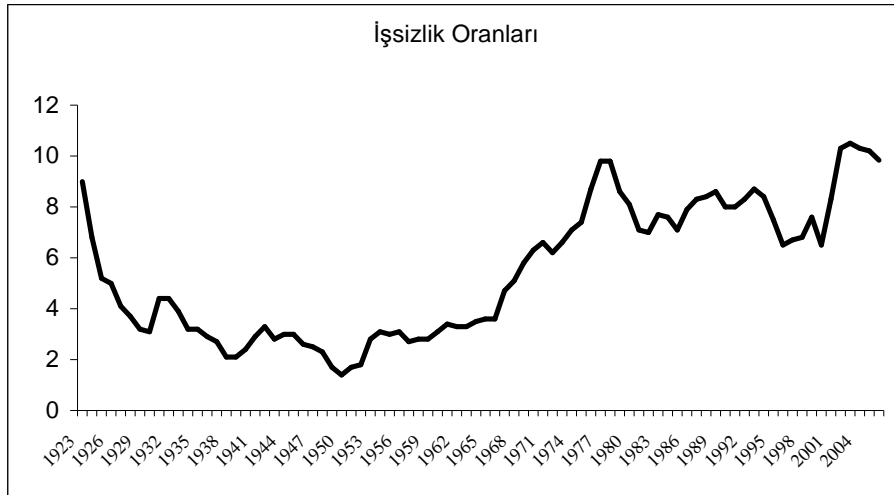
Phillips Eğrisine dayalı işsizlik oranlarındaki kalıcılığı ifade eden histeri etkisinin belirlenmesinde enflasyon ve işsizlik ilişkisinin tahmini enflasyonist beklentileri içermesi, aksak rekabet koşullarına sahip (sendikalar ile) işgücü piyasasının özelliklerini bu ilişkiye yansıtmak için gerekli değişkenlerin seçiminin güçlüğü, doğrusal olmayan bir ilişki ve geçici denge gibi birçok karmaşık konuyu içermektedir. İşsizlik oranlarında histeri etkisi varlığının tespiti için deterministik denge veya doğal işsizlik oranından geçici sapmaların ve sapmalara yol açan ekonomik dalgalanmaların modellenmesi uygun olmayacaktır. Deterministik dengenin var olabilmesi için serilerin eski denge noktasına dönme eğiliminde olması gerekmektedir. Anamlı derecede histerinin varlığı durumunda, doğal işsizlik oranlarını belirleyen faktörler nedeniyle, işsizlik oranlarındaki şokun etkisi zaman boyunca kalıcı olacaktır. İşsizlik histerisinin ölçülmesinin bir yolu şokun kalıcılığının ölçülmesidir (Koustaş ve Veloce, 1996: 823).

Tüm dünyada yaşanan işsizlik oranlarındaki artış ve kalıcılık Türkiye ekonomisinin temel makro ekonomik sorunlarından biridir. Türkiye'de 1980-1990'lı yıllarda fiyat istikrarı tavizli büyüme hedefi ön plana çıkmışken, 2001 Krizi sonrasında fiyat istikrarı ön plana çıkmıştır. 2001 Krizi sonrasında uygulanan ekonomi programları ile hem ekonomik büyümede hem de fiyat istikrarında başarıya ulaşılması işsizliği öne çıkaran düşünceye yol açmıştır. Avrupa Birliği üyeliği için Maastricht Kriterlerinde başarıyı yakalayan Türkiye'nin AB'ye giriş sürecinde halletmesi gerek uyum başlıklarının yol açacağı işsizlik sorunu en ağırlıklı gündem maddesini oluşturacaktır.

Türkiye'deki işsizliğin görüntüsüne baktığımızda Şekil 1'de 1923-2006 yılları arasında yıllık işsizlik oranlarının seyri yer

almaktadır. İşsizlik oranların seyri incelendiğinde; Cumhuriyetin ilk yıllarında işsizlik oranları % 9'larda gerçekleşirken ilerleyen yıllarda düşüş göstermiştir. 1950 yılından itibaren işsizlik oranları artış trendine girmiştir. Özellikle, 1967 yılından itibaren işsizlik oranlarında önemli derecede artışlar yaşanmış ve 1980 yılında işsizlik oranı % 10'a yükselmiştir. Bu tarihten itibaren % 6 ile % 9 arasında değişiklik göstermiş 2001 yılında yaşanan ekonomik krizin ardından 2002 yılında % 10.3 ve 2003 yılında % 10.5 ile en yüksek seviyeye ulaşmıştır.

**Şekil 1: İşsizlik Oranlarının Seyri**



**Kaynak:** İşsizlik oranları 1923 ile 2005 yıllarını kapsayan yıllık verilerdir. 1988 yılına kadar olan işsizlik rakamları Bulutay (1995), 1989-2006 arası TCMB elektronik veri dağıtım sisteminden elde edilmiştir.

Türkiye'de işsizlik oranlarında 1950 sonrasında artan seyir ve artan işsizlik oranlarında kalıcılığın yani histeri etkisinin varlığı izlenimi ortaya çıkmakta olup, bu çalışma bu izlenimin ispatını amaçlamaktadır.

## **2.1. Literatür Özeti**

Uzun yıllardan beri işsizlik oranları üzerine yapılmış birçok çalışma olmasına rağmen, işgücü ile ilgilenen ekonomistler arasında



işsizlik oranlarının seyri için tam bir mutabakat sağlanamamıştır. Geleneksel olarak işsizliğin davranışı ile ilgilenen iki yaklaşım mevcuttur. Bu yaklaşımlardan ilki işsizliğin uzun dönem denge düzeyinin belirleyicilerine odaklanmakta, burada üzerinde durulan nokta işsizliğin denge değerleri arasındaki hareketi olmaktadır. Diğer yaklaşım ise işsizliğin iki denge durum arasındaki hareketlerin davranışıyla ilgilenmektedir. Ekonometrik teknikleri kullanarak bu iki yaklaşımı ayırt eden yöntem, serilerin bütünleşme derecesini belirlemekten geçmektedir. Bundan dolayı eğer işsizlik oranları  $I(1)$  ise, yani birim kök içeriyorsa seriyi etkileyen şoklar kalıcı etkiye sahip olacak ve işsizlik denge değerini başka bir seviyeye yükseltecektir. Eğer bu durum gerçekleşirse politika yapıcılar işsizlik oranlarını orijinal düzeyine geri getirmeye çalışacaklardır. Diğer taraftan, eğer işsizlik oranları  $I(0)$  ise şokun etkisi geçici olacak ve sonuç olarak politika yapıcılar için daha az gereksinim olacaktır. Çünkü işsizlik oranları gelecekte denge değerine geri dönecektir (Gil-Alana, 2002: 465). İşsizlik oranları eski seviyesine dönmemesi durumunu ifade eden histeri etkisini inceleyen pek çok çalışmadan bir kısmının özeti sunulmaktadır.

Jones ve Manning (1992), İngiltere'de 1967-1987 dönemi için 10 alt bölgeyi kapsayan çalışmasında uzun dönemde histeri etkisinin varlığını tespit etmiştir. Gren (1992), işsizlik histerisini çalışanların iş kaybı maliyetinden etkilendiği içsel ve dışsal dinamiklere dayanan bir model ile incelemiştir. Eğer işçilerin yeniden iş bulabilme olanakları artarsa ekonominin denge işsizlik düzeyine ineceği, bulamadığı zaman denge düzeyine inmeyeceğini belirtmektedir. Crato ve Rothman (1996), Kanada, Almanya, Japonya, İngiltere ve ABD ekonomileri için 1960-1994 yıllarını kapsayan çalışmasında ARFIMA modeli kullanarak işsizlik üzerindeki histeriyi araştırmıştır. 1973 yılında yaşanan petrol krizinden dolayı veri setini 1960-1973 ve 1974-1994 olarak ikiye ayırmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre; 1973 öncesi Kanada, Almanya ve ABD için histeri etkisi mevcutken 1974-1994 döneminde bu ülkeler için histeri etkisini tespit edememişlerdir. Bununla birlikte Japonya ve İngiltere için her iki alt dönemde histeri etkisinin varlığını tespit etmişlerdir.

Kouostas ve Veloce (1996), ARFIMA modeli kullandığı çalışmasında 1942-1992 yılları için Kanada ekonomisindeki işsizlik histerisini varlığını bulmuştur. Histeri etkisinin erkek işçilerde daha belirgin olduğunu bulmuştur. Roed (1999), 16 OECD ülkesine yönelik yaptığı çalışmada Almanya, İngiltere ve Kanada'da histeri etkisinin varlığını, ABD'de olmadığını tespit etmiştir. Gil-Alana (2001), ARFIMA

modeli kullandığı çalışmasında 1968-1998 yılları için ABD ve Avrupa ülkeleri için işsizlik üzerindeki kalıcılığı araştırmıştır. Elde ettiği sonuçlara göre Almanya, Fransa, İtalya ve İngiltere için histeri etkisinin varlığını tespit ederken ABD için histeri etkisi tespit edilememiştir. Gil-Alana (2002), ARFIMA modeli kullandığı çalışmasında 1966-2002 yılları için Kanada ekonomisinde işsizlik üzerindeki şokların kalıcılığını araştırmış ve işsizlik oranları üzerinde histeri etkisinin varlığını tespit etmiştir.

Smyth ve Easaw (2001), ABD ekonomisi için 1948-1998 dönemini kapsayan çalışmasında işsizlik oranlarının zirve noktalarını dikkate alan ratchet modelinde tam bir histeri etkisini bulmuştur. Stanley (2002), ABD için alternatif bir enflasyon dinamiği olan davranışsal atalet hipotezinde işsizlik ve enflasyon arasında yüksek düzeyli bir ilişki bulmuştur. Davranışsal atalet modelinde son dönemde ABD de düşen ve düşük enflasyon oranının düşen ve düşük enflasyonla birleştiğini bulmuştur. Ledesma (2002), 1985-1999 dönemi için ABD de 51 eyalet ve 12 Avrupa Birliği ülkesini kapsayan Im, Pesaran ve Shin'in panel birim kök testini kullandığı çalışmasında Avrupa ülkeleri için histerinin ABD için doğal işsizlik oranını varlığının geçerli olduğunu bulmuştur. Stockhammer (2004), 1960 ların ortasından başlayan ve 1990 lı yılları kapsayan dönem için Almanya, Fransa, İtalya, İngiltere ve ABD için SUR (seemingly unrelated regression method) kullandığı yöntemde NAIRU'nun varlığını zayıf bulmuştur.

Camero vd. (2005), Avrupa Birliğine yeni katılan ülkeler için 1998-2003 yılları arasında aylık veriler kullandığı çalışmasında birim kök testi uygulayarak doğal oran hipotezine karşı histeri etkisini test etmiştir. Elde ettikleri sonuçlara göre birçok ülke için işsizlik oranlarında histeri etkisi tespit edememişlerdir. Chang vd (2005), 1961-1999 dönemi için 10 Avrupa ülkesini kapsayan çalışmasında Panel SURADF (seemingly unrelated regressions augmented Dickey-Fuller) yöntemini kullandığı çalışmasında Belçika ve Hollanda ülkeleri dışında histeri etkisinin varlığını doğrulamıştır. Mikhail v.d. (2006), Bayesyen ARFIMA modeli kullandıkları çalışmasında 1976-1998 dönemi için Kanada ekonomisinde işsizlik üzerindeki şokların kalıcılığını araştırmışlardır. Yazarlar kısa ve orta dönemde histeri etkisini tespit ederken uzun dönemde bu etki ortadan kalkmaktadır. Gustavsson ve Österholm (2006), Avustralya, Finlandiya, Kanada, İsveç ve ABD ekonomisi için birim kök testine dayanan çalışmasında zayıf bir histeri varlığı bulmuştur.

Türkiye ekonomisinde histeri etkisinin varlığına yönelik araştırmalarda Küçükkale (2001), Kalman Filtreleme tekniği kullandığı çalışmasında 1950-1995 dönemi için histeri etkisini varlığını tespit etmiştir. Pazarlıoğlu ve Çevik (2005), 1988-2004 dönemi için ratchet model kullandıkları çalışmada histeri etkisinin varlığını tespit etmiş olup, doğal işsizlik oranının cari işsizlik oranını izlediğini tespit etmişlerdir.

Histeri etkisinin varlığını tespit etme amacıyla olan bu çalışma da diğer iki çalışmadan farklı olarak 1923-2005 dönemini kapsamakta olup, yapısal kırılma testlerini kapsamakta ve ARFIMA yöntemini kullanmaktadır. Giriş kısmının ardından ikinci bölümde teorik içerik ve literatür özeti verilmektedir. Çalışmaların büyük bir çoğunluğu farklı yöntemlerle de olsa histeri etkisinin varlığını ispat etmiştir. Bizim çalışmamız da Histeri etkisinin varlığını Türkiye ekonomisi için henüz uygulanmamış olan ARFIMA yöntemi ile test ederken, işsizlik rakamlarında dönüşüm yıllarını tespit etmek amaçlanmıştır. Bu amaçla üçüncü bölümde yapısal kırılma testleri, Geweke ve Porter-Hudak, Modifiye edilmiş Log Periodogram parçalı durağanlık testleri ve ARFIMA modellerin tanıtımına ve veri setine yer verilmiştir. Dördüncü bölümde ekonometrik çözümleme sonuçları sunulmaktadır. Son bölümde ise genel sonuçlar yer almaktadır.

### **3. Ekonometrik Yöntemler ve Veri Seti**

#### **3.1. Birim Kök ve Yapısal Kırılma Testleri**

İşsizlik oranlarının bütünleşme derecesini belirlemek amacıyla en çok Arttırılmış Dickey Fuller (ADF), Phillips-Peron (PP) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) birim kök testleri kullanılmaktadır. Çalışmada uygulanan bu üç test literatürde çok fazla kullanıldığından burada teorik olarak açıklanmayacaktır. Fakat serilerde durağanlığının olmadığı durumlarda dönüşüm (kırılma) dönemlerini bulmak amacıyla yapısal kırılma testleri yapılmaktadır

##### **3.1.1. Zivot-Andrews (ZA) Yapısal Kırılma Testi**

Perron (1988, 1989) çalışmalarında 1929 ve 1973 yıllarında yaşanan Büyük Depresyon (Great Depression) ve petrol krizinin ekonomide önemli yapısal değişikliklere neden olduğunu saptamıştır. Bu amaçla Perron yapısal değişiklikleri göz önünde bulunduran

alternatif bir birim kök testi geliştirmiştir. Perron'un geliştirdiği yönteme göre ekonomide gerçekleşen yapısal değişiklikler önceden bilinmektedir. Zivot ve Andrews (1992), Perron'un test istatistiğini farklı bir şekilde ele almışlardır. Perron'un test istatistiği ekonomide gerçekleşen kırılmayı dışsal olarak almakta ve önceden bilindiğini varsaymaktadır. Zivot ve Andrews dışsallık varsayımını sorgulamışlar ve yerine yapısal kırılmanın içsel olarak gerçekleştiği yani kırılmanın tam olarak bilinmediği durumu incelemişlerdir. Bu amaçla Zivot ve Andrews serilerdeki kırılmayı tespit edebilmek için üç farklı birim kök testi geliştirmişlerdir:

$$y_t = \mu^A + \theta^A D U_t(\lambda) + \beta^A t + \alpha^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^A \Delta y_{t-j} + e_t \quad (3.1)$$

$$y_t = \mu^B + \beta^B t + \gamma^B D T_t^*(\lambda) + \alpha^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^B \Delta y_{t-j} + e_t \quad (3.2)$$

$$y_t = \mu^C + \theta^C D U_t(\lambda) + \beta^C t + \gamma^C D T_t^*(\lambda) + \alpha^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^C \Delta y_{t-j} + e_t \quad (3.3)$$

burada  $T\lambda$  olası kırılma yılı olup eğer Denklem (3.1)'de  $T\lambda < t$  ise  $D U_t(\lambda) = 1$ , diğer durumlarda sıfır değerini alan kukla değişkendir. Benzer şekilde Denklem (3.2)'de,  $t > T\lambda$  ise  $D T_t^*(\lambda) = t - T\lambda$ , diğer durumlarda sıfır değerini alan kukla değişkeni göstermektedir. Denklem (3.1) sabitte kırılmayı, Denklem (3.2) trendde kırılmayı ve Denklem (3.3) ise sabit ve trendde kırılmayı incelemektedir. Testin uygulanmasında gözlem dönemindeki her bir yıl olası kırılma yılı olarak alınarak kukla değişkenler oluşturulmakta ve  $\alpha$  katsayısının  $t$  istatistikleri elde edilmektedir. Bu süreç gözlem döneminin tümü için uygulandıktan sonra  $\alpha$  katsayısının  $t$  istatistiğinin minimum elde edildiği yıl olası kırılma yılı olarak belirlenmektedir. Elde edilen  $t$  istatistiği Zivot ve Andrews tarafından oluşturulan kritik değerler ile karşılaştırılmaktadır. Eğer elde edilen  $t$  istatistiği mutlak değerce kritik değerlerden küçükse serinin birim kök içerdiğini belirten sıfır hipotezi kabul edilmektedir. Elde edilen  $t$  istatistikleri mutlak değerce kritik değerlerden büyükse sıfır hipotezi ret edilmekte ve serinin yapısal kırılmayla birlikte durağan olduğunu belirten alternatif hipotez kabul edilmektedir. ZA testi seride tek bir kırılmanın varlığını araştırmaktadır. Ele alınan dönem ne kadar uzun olursa, krizler ve uygulanan iktisat politikalarındaki değişiklikler nedeniyle, yapısal

değişikliklerin birden fazla olma olasılığı da artmakta ve bu olasılıkla birlikte yeni testler ortaya çıkmaktadır.

### 3.1.2. Bai-Perron Çoklu Yapısal Kırılma Testi

Bai ve Perron (1998), yapmış olduğu çalışmasında çoklu yapısal kırılmayı test edebilmek için alternatif bir yöntem önermişlerdir. Bai ve Perron (bundan sonra BP), hata kareler toplamının global minimum değerlerini elde eden etkili bir algoritma geliştirmişlerdir. Bu algoritma dinamik programlama temeline dayanmakta ve her bir kırılma noktası için En Küçük Kareler yöntemini gerektirmektedir.  $m$  kırılma ( $m+1$  farklı rejim) ile aşağıdaki doğrusal regresyon denklemi oluşturulsun:

$$\begin{aligned} y_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_1 + u_t, \quad t = 1, \dots, T_1 \\ y_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_2 + u_t, \quad t = T_1 + 1, \dots, T_2 \\ &: \\ y_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_{m+1} + u_t, \quad t = T_m + 1, \dots, T \end{aligned} \quad (3.4)$$

modelde  $y_t$  bağımlı değişken,  $x_t(px1)$  ve  $z_t(qx1)$  boyutlu değişkenler vektörü,  $\beta$  ve  $\delta_j$  ( $j=1, \dots, m$ ) katsayı vektörü ve  $u_t$  hata terimlerini göstermektedir.  $(T_1, \dots, T_m)$  bilinmeyen kırılma noktalarıdır. Her bir  $m$  bölümü için,  $\beta$  ve  $\delta_j$ 'lerin EKK tahminleri  $\sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - x_t' \beta - z_t' \delta_i]^2$  hata kareler toplamının minimize edilmesiyle elde edilir.

Bai ve Perron kırılma sayısının belirlemede aşağıdaki testleri önermiştir:

- Sıfır hipotezin kırılma yoktur, alternatif hipotezin  $k$  kadar kırılma vardır şeklinde oluşturulduğu  $\sup F_T(k)$  istatistiği,
- Sıfır hipotezin kırılma yoktur, alternatif hipotezin en fazla  $M$  ( $1 \leq m \leq M$ ) kadar bilinmeyen kırılma olduğu  $UD_{max}$  ve  $WD_{max}$  double maksimum testleri,
- Sıfır hipotezin  $l$ , alternatif hipotezin  $l+1$  kırılma şeklinde oluşturulduğu ardışık (sequential)  $\sup F_T(l+1 \setminus l)$  testidir.

Ayrıca Bai ve Perron (2003), model boyutunun seçiminde Yao (1988), tarafından geliştirilen Bayesyen Bilgi Kriteri (BIC), Liu, Wu ve Zidek (1994), tarafından geliştirilen Schwarz kriterinin modifiye edilmiş hali olan LWZ kriteri ve son olarak BP tarafından geliştirilen ardışık  $\sup F_T(l+1 \setminus l)$  testine dayanan ardışık (sequential) model seçme kriterlerini önermiştir.

BP (2003), bu testler için oluşturulan asimtotik teoremin trend içermeyen değişkenler için oluşturulduğunu belirtmişlerdir. Trend içeren veri durumunda farklı bir asimtotik dağılımın kullanıldığını bununla beraber her iki durum için oluşturulan asimtotik dağılımların özellikle kritik değerlerin yer aldığı kuyruk için birbirine oldukça benzer olduğunu tespit etmişlerdir. Bundan dolayı BP tarafından geliştirilen kritik değerler değişkenlerin trend içermesi durumunda dahi güvenle kullanılabilir.

### **3.2. Uzun Hafıza Modelleri**

Zaman serileri, en fazla öngörüler yapmada kullanılmaktadır. Ancak, öngörüler sadece durağan zaman serilerinde anlamlı olmaktadır. Örneğin, birinci dereceden otoregresif bir zaman serisi modeli için öngörüler en son verinin aldığı değerlere göre hesaplanabilmekte ve bu öngörüler serinin ortalamasına doğru yaklaşmaktadır. Fakat aynı seri birim kök içeriyor ise bu öngörüler sabit kalmaktadır ki bu da pek anlamlı değildir. Benzer durumlar daha yüksek dereceden seriler içinde geçerlidir. Diğer taraftan birçok istatistikî sonuç çıkarımları yine serinin durağanlık varsayımı ile birlikte yapılmaktadır. Geleceğe yönelik kararlar alırken önce serinin durağan olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir (Akdi, 2003: 226).

Durağan olmayan zaman serilerinin varyansı zamanın bir fonksiyonu haline dönüşeceğinden geçmişte yaşanan bir şokun etkisi seride kalıcı olacak ve bu etkiyi bünyesinde barındıracaktır. Bu durum durağan olmayan serilerle yapılan öngörülerini geçerli kılmayacaktır. Ancak, ekonometrik seriler durağan ya da durağan olmayan serilerle sınırlı değildir. Yani seriler durağandır ya da durağan olmayan seridir şeklinde kesin bir ayırım yoktur. Uzun hafızalı seriler olarak bilinen seriler vardır ki bunlar ne tam olarak durağandır ne de tam olarak durağan olmayan seriler gibidir (Kutlar ve Turgut, 2006: 123).

ARIMA sürecine dayanan geleneksel ADF ve Phillips-Perron (PP) gibi birim kök testleri, kısa hafıza (short memory) göstermekte ve fark parametresi d'nin 0 veya 1 gibi bir tamsayı olması kısıtlarını içermektedir. Ancak bu kısıtlar, aslında uzun dönemde ortalamaya geri dönen bir sürecin, birim kök içeriyormuş gibi yanlış yorumlanmasına neden olabilmektedir. Çünkü uzun hafıza, geleneksel birim kök testlerinde, birim kök bulunması lehinde bir sapma yaratmaktadır (Turgutlu, 2004: 56).

Parçalı bütünleşme kavramı literatürde ilk olarak Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) tarafından yapılan çalışmalarda yer bulmuştur. Otoregresif Parçalı Bütünleşik Hareketli Ortalama (ARFIMA) olarak bilinen modeller düşük frekanslı dinamiklerin modellenmesinde esnekliği arttırmaktadır.

ARIMA (p, 1, q) modeli aşağıdaki gibidir;

$$\Phi(L)(1-L)Y_t = \Theta(L)\varepsilon_t \quad (3.5)$$

burada L gecikme operatörü,  $\varepsilon_t$  normal dağılımlı hata terimi ve,

$$\begin{aligned} \Phi(L) &= 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p \\ \Theta(L) &= 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q \end{aligned}$$

şeklinde tanımlanmaktadır.  $\Phi(L)$  ve  $\Theta(L)$ 'nin kökleri birim çemberin dışında olduğunda durağanlık ve ortalamaya dönme durumu sağlanmış olacaktır.

Diebold ve Rudebusch (1989), parçalı bütünleşme için Denklem (3.5)'in genelleştirilmiş halini önermektedir. ARFIMA model aşağıdaki gibi yazılmaktadır;

$$\Phi(L)(1-L)^d Y_t = \Theta(L)\varepsilon_t, \varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (3.6)$$

burada d reel sayı olan bütünleşme parametresidir. Denklem (3.6)'nın polinomial yapının birim çember dışında olması durağan ve eski duruma dönmeyi ifade etmektedir.  $(1-L)^d$  parçalılığı gösteren

bölüm binom açılımla sonlu bir MA süreci şeklinde aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$(1-L)^d = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!}L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!}L^3 + \dots \quad (3.7)$$

Eğer  $d=0$  ise  $Y_t$  serisi ARMA (p, q) süreci izleyecek ve otokorelasyon katsayısı geometrik olarak azalacaktır. Bununla birlikte, eğer  $d>0$  ise parçalı fark parametresi tarafından oluşturulan otokorelasyon katsayısı hiperbolik orandan daha yavaş azalacaktır. Eğer  $d$  (0-0,5) arasında ise,  $Y_t$  serisi hala durağan fakat otokorelasyonlar toplanamayacak şekilde çok yavaş azalacaktır. Eğer  $d$  (0,5- 1) arasında ise,  $Y_t$  serisi durağan değil fakat ortalamaya dönme eğilimindedir çünkü sistemi etkileyen herhangi bir şok uzun dönemde er geç ortadan kaybolacaktır. Son olarak eğer  $d \geq 1$  ise  $Y_t$  serisi durağan değil ve ortalamasına dönmemektedir ve şokun etkisi sonsuza dek sürecektir. Bundan dolayı, parçalı fark parametresi serilerdeki kalıcılığın derecesinin bir göstergesi olarak alınabilir. Sıfırdan bire artacak şekilde  $d$  nin yüksek olması şokların tamamen ortadan kaybolmasının uzun zaman alacağını göstermektedir. Diğer taraftan eğer  $d$  bire eşit veya büyükse şoklar kalıcı etki gösterecek ve buna bağlı olarak işsizlik oranları yükselecek ve böylece histeri modeline dayanan teori sağlanmış olacaktır (Gil-Alana, 2002: 466).  $d$  parametresinin bulunabileceği aralıklar ve karşılık gelen hafıza özellikleri Tablo 1'deki gibi özetlemiştir.

**Tablo 1: d Parametresinin Değerlerine Göre Bir Serinin Hafıza Özellikleri**

<b>Aralık</b>	<b>Hafıza Özelliği</b>
$-0.5 < d < 0$	Seri kısa hafızaya sahiptir ve kalıcı etki gözlenmemektedir.
$d = 0$	Seri kısa hafızaya sahiptir ve durağandır.
$0 < d < 0.5$	Seri uzun hafızaya sahiptir ve durağandır.
$0.5 \leq d < 1$	Seri kovaryans durağan değildir ancak ortalamasına geri döner; sonlu etki tepki ağırlıklarına sahiptir.
$d \geq 1$	Seri durağan değildir ve ortalamasına geri dönmemektedir.

**Kaynak:** Turgutlu, 2004: 58



Literatürde  $d$  parametresinin belirlenmesinde en yaygın kullanılan yöntemler parametrik ve parametrik olmayan yöntemler olarak adlandırılmaktadır.

### 3.2.1. Parametrik Olmayan Yöntemler

$d$  parametresinin tahmininde en yaygın olarak kullanılan parametrik olmayan yöntemler log-periodogram regresyonudur. Çalışmada Geweke ve Porter-Hudak (1983) tarafından geliştirilen GPH yöntemi uygulanmıştır. Fakat bu yöntemin bir takım eksik yönlerinin bulunmasından dolayı Phillips (1999a, 1999b) tarafından geliştirilen Modifiye Edilmiş Log-Periodogram (MLP) yöntemi de göz önünde bulundurulmuş sonuçlar karşılaştırılmalı olarak verilmiştir.

#### 3.2.1.1. Geweke ve Porter-Hudak Yarı Parametrik Yöntem

Uzun hafızanın belirlenmesinde en sık kullanılan yöntem Geweke ve Porter-Hudak (1983) tarafından geliştirilmiş log periodogram regresyonudur. Parçalı bütünleşmede hafıza parametresi  $d$ 'nin tahmini model formu aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$(1-L)^d Y_t = u_t \quad (3.8)$$

burada  $u_t$  sıfır ortalama ile durağan hata terimlerini ifade etmektedir. Geweke ve Porter-Hudak (bundan sonra GPH)  $d$  parametresinin tahminini aşağıdaki regresyon denklemi ile elde etmektedir (Özdemir, 2003: 4):

$$Y_j = \alpha - dZ_j + \varepsilon_j, \quad j = 1, 2, 3, \dots, m \quad (3.9)$$

$$\text{burada, } Y_j = \log I(\lambda_j), \quad Z_j = \log \left[ 4 \sin^2 \left( \frac{\lambda_j}{2} \right) \right], \quad m = T^\lambda \quad \text{ve}$$

$\varepsilon_j \sim \text{i.i.d.} \left( 0, \pi^2 / 6 \right)$  olarak tanımlanır.  $d$  bütünleşme derecesi  $Y_j$ 'nin  $Z_j$  ( $j=1, 2, \dots, m$ ) üzerine regresyonu ile elde edilir.  $m$  ordinat sayısı olup  $T \rightarrow \infty$  iken  $m/T \rightarrow 0$  sağlamak üzere  $T$ 'nin bir fonksiyonudur.  $I(\lambda_j)$

periodogram olup  $I(\lambda_j) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{t=1}^T Y_t e^{it\lambda_j} \right|^2$  biçiminde tanımlanmaktadır

ve  $\lambda_j = \frac{2\pi j}{T}$  ( $j=1,2,\dots,m$ ) şeklinde ifade edilir. GPH,  $d \in (-0.5, 0)$

olduğunda  $T \rightarrow \infty$  iken  $(\log T)^2 / m \rightarrow 0$  ise  $m$  gibi bir dizinin olduğunu tartışmıştır.

Burada testin gücü açısından  $\lambda$ 'nın seçimi önemli rol oynamaktadır. GPH,  $d$  parametresinin durağan bölgesi için  $\lambda$ 'nın 0.5 olması gerektiğini önermişlerdir. Hirvich, Deo ve Brodsky (1998) ortalama kare hatasını minimize eden  $\lambda$  parametresinin 0.8 olduğunu ispatlamışlardır (Özdemir, 2003: 4). Bu nedenle uygulamada  $\lambda$  0.4 ile 0.8 arasındaki değerler denenerek test yapılmaktadır. Birim kök testlerinin aksine GPH yönteminde  $t$  istatistikleri kullanılmaktadır. GPH yöntemi ile parçalı durağanlık, elde edilen  $d$  istatistiğinin  $z$  değerlerine göre belirlenmektedir. Parçalı durağanlığın testinde kullanacak hipotezler aşağıdaki gibi formüle edilir:

$$H_0: d=1$$

$$H_1: d<1$$

Yukarıdaki boş hipotezin ret edilmesi serinin parçalı durağan yapıda olduğunu göstergesidir.

GPH,  $d$  parametresinin asimtotik normal ve tutarlı olduğunu sadece  $d<0$  durumu için ispatlamışlardır. Son zamanlarda Robinson (1990, 1995)  $0<d<0.5$  durumu için  $d$  parametresinin asimtotik normal ve tutarlı olduğunu ispatladığı bir yöntem geliştirmiştir ve Velasco (1999) ek kısıtlamalar altında  $0.5<d<1$  durağan olmayan durum için asimtotik teori sağlamıştır. Agiakoglu vd. (1993) GPH tahmininin sonlu örnek sapmasında önemli problemlere sahip olduğunu ve Denklem 5'teki  $u_t$ 'nin AR(1) veya MA(1) süreçleri için oldukça etkisiz olduğunu belirtmişlerdir. Onlar ayrıca GPH tahmininin ilk farklar için sabit olmadığını ve buna dayanarak testin yanıltıcı olduğunu tartışmışlardır (Choi ve Zivot, 2007: 10).

### **3.2.1.2. Modifiye Edilmiş Log Periodogram Yöntemi**

Phillips (1999a) GPH tahminlerinin  $d<0$  durumunda tutarlı olduğunu ve  $d$  parametresi bire doğru sapma gösterdiğinde tahminlerin

tutarsız olduğunu belirtmiştir. Phillips (1999a ve 1999b),  $d$  parametresi için birim kök durumunda da tutarlı sonuçlar veren ve sıfır hipotezin  $d=1$  olduğu Modifiye Edilmiş Log Periodogram (bundan sonra MLP) yöntemini geliştirmiştir. MLP tahmini  $d=1$  sıfır hipotezi altında standart normal test istatistiğini önermektedir. MLP tahmini aşağıdaki gibi elde edilmektedir (Özdemir, 2004: 252):

$$\hat{d} = 0.5 \frac{\sum_{j=1}^m y_j \log I_u(\lambda_j)}{\sum_{j=1}^m y_j^2} \quad (3.10)$$

burada  $y_j = \left\{ \log \left| 1 - e^{i\lambda_j} \right| - m^{-1} \sum_{j=1}^m \log \left| 1 - e^{i\lambda_j} \right| \right\}$  şeklinde ifade

edilir. Phillips (1999b)  $\hat{d}$ 'nin dağılımının  $N(0, \pi^2/24)$  şeklinde olduğunu ifade etmiştir.

MLP yönteminde de  $m$  değerinin belirlenmesi için  $\lambda$  0.4 ile 0.8 aralığındaki değerler dikkate alınmıştır.

### 3.2.2. Parametrik Yöntemler

Parçalı bütünleşme parametresi  $d$  için literatürde en fazla kullanılan parametrik yöntemler arasında En Yüksek Olabilirlik Yöntemi gelmektedir. BP testi sonucunda işsizlik serisinde yapısal kırılma tespit edilmiş ve işsizlik oranlarının doğrusal olmadığı sonucuna varılmıştır. Bu nedenle  $d$  parametresinin tahmininde Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler Yönteminin uygulanmasının gerekli olacağı sonucuna varılmıştır. Çalışmada her iki yöntemde uygulanarak sonuçlar karşılaştırılmalı olarak verilmiştir.

#### 3.2.2.1. En Yüksek Olabilirlik Yöntemi (EYOY)

En Yüksek Olabilirlik Yöntemi, Sowell (1992) tarafından geliştirilmiş parametrik yöntemdir. Yöntem aşağıdaki ARFIMA modelindeki parametrelerin eş anlı olarak tahmin edilmesine dayanmaktadır.

$$\Phi(L)(1-L)^d Y_t = \Theta(L)\varepsilon_t \quad (3.11)$$

$\Sigma$  kovaryans matrisi olup  $Y = (Y_1, \dots, Y_T)'$  Topelitz yapısına sahiptir ve normallik varsayımı altında T ile aşağıdaki gibi gösterilir;

$$Y \sim N_T(\mu, \Sigma) \quad (3.12)$$

En Yüksek Olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi yazılır ( $Y_t = z = Y_{t-\mu}$ ):

$$\log L(d, \varphi, \theta, \sigma_\varepsilon^2) = -\frac{T}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \log \left| \sum \left| -\frac{1}{2} z' \sum^{-1} z \right. \right. \quad (3.13)$$

burada  $\sum = R\sigma_\varepsilon^2$  yazarsak olabilirlik fonksiyonu;

$$\log L(d, \varphi, \theta, \sigma_\varepsilon^2) = -\frac{1}{2} \log |R| - \frac{T}{2} \log \sigma_\varepsilon^2 - \frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2} z' R^{-1} z \quad (3.14)$$

olacaktır. Son olarak maksimize edilmesi gereken fonksiyon aşağıdaki gibi yazılır:

$$-\frac{1}{2} \left\{ T^{-1} \log |R| + \log \sigma_\varepsilon^2 \right\} \quad (3.15)$$

### 3.2.2.2. Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler Yöntemi (DOEKKY)

ARFIMA(p, d, q) modelinden elde edilen hatalar  $e_t$  ve hata varyansı;

$$\sigma_\varepsilon^2 = \frac{1}{T-k} \sum_{t=1}^T e_t^2 \quad (3.16)$$

olarak tanımlanırsa, Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler yöntemi aşağıdaki olabilirlik fonksiyonunun maksimize edilmesiyle elde edilir.

$$f(d, \varphi, \theta, \sigma_\varepsilon^2) = -\frac{1}{2} \log \left( \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2 \right) \quad (3.17)$$

## 4. Ekonometrik Tahmin Sonuçları

### 4.1. Birim Kök ve Yapısal Kırılma Testi Sonuçları

İşsizlik oranlarındaki histeri etkisini araştırabilmek için ilk olarak birim kök testleri yapılmıştır.<sup>2</sup> Bilindiği üzere eğer işsizlik oranları birim kök içeriyorsa yaşanan şoklar kalıcı olacak ve buna bağlı olarak işsizlik oranlarının ortalaması yükselecektir. Bu durum ise histeri etkisinin varlığını kanıtlayacaktır. Bu amaçla işsizlik oranlarında birim kök olup olmadığını araştırmak için üç farklı birim kök testi uygulanmıştır. Bu testler sırasıyla Arttırılmış Dickey Fuller (ADF), Phillips-Peron (PP) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) birim kök testleridir.

ADF ve PP testinin sıfır hipotezi seri birim kök içerir şeklinde kurulurken KPSS testinin sıfır hipotezi seride birim kök yoktur şeklindedir. Zaman serilerine yönelik ADF ve PP gibi birim kök testlerinin sonuçları gecikmelere karşı duyarlı olduğu için KPSS testi, ADF ve PP testlerinin bu eksik yönünü dikkate alma bağlamında uygulanması gerekli bir testtir. KPSS testinin sonucu, diğer iki test sonucuyla çelişiyorsa, yani ADF ve PP testlerinde birim kökün varlığı kabul edilirken, KPSS testinde birim kökün olmadığı kabul edilirse, bu serinin parçalı bir özellik taşıdığı konusunda bize ön bilgi vermektedir (Kahyaoglu ve Duygulu, 2005: 72).

Elde edilen sonuçlar Tablo 2'de verilmiştir. Tablo 2'deki sonuçlara göre sabit terim içeren birim kök testlerinin tümünde %1 önem düzeyinde birim kök mevcuttur. Sabit ve trend içeren modelde ise ADF ve PP test istatistiğine göre %1 önem düzeyinde birim kök varken KPSS testine göre seri düzeyde durağan çıkmıştır. Birim kök testi sonuçlarına göre ADF ve PP testlerinin KPSS testiyle çelişiyor olması işsizlik oranlarının parçalı yapıda olabileceğini göstermektedir.

---

<sup>2</sup> Özellikle ARFIMA model oluşturulurken model sonuçları normallik varsayımı sağlanmadığından işsizlik oranlarının doğal logaritması alınmış ve tüm analizlerde log(işsizlik) serisi kullanılmıştır.

Tablo 2: Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	Düzye Değerler					
	ADF*		PP**		KPSS**	
İşsizlik	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
	Test İstatistiği	-1.219 (1)	-3.200 (1)	-1.320	-3.731	0.857
%1 Kritik Değer	-3.512	-4.073	-3.512	-4.073	0.739	0.216
Değişken	Birinci Farklar					
	ADF		PP		KPSS	
İşsizlik	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
	Test İstatistiği	-6.814 (0)	-6.890 (0)	-6.747	-6.757	0.354
%1 Kritik Değer	-3.513	-4.075	-3.513	-4.075	0.739	0.216

\* Parantez içerisindeki değerler gecikme sayısını belirtmekte ve Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiştir.

\*\* Newey-West tarafından oluşturulan band genişliği kullanılmıştır.

Birim kök testleri yerel trend durağan alternatiflere karşı düşük güce sahip olduğu için eleştirilmektedir. McCallum (1986), Diebold ve Rudebusch (1991), Dejong vd. (1992) bu eleştirileri içeren çalışmalara örneklerdir. Ayrıca serilerde yapısal kırılmanın varlığı durumunda birim kök testleri başarısız sonuçlar verdiği içinde eleştirilmektedir (Aktaran: Koustas ve Veloce, 1996: 824).

#### 4.1.1. Zivot -Andrews Yapısal Kırılma Testleri

Ele alınan dönem içinde Türkiye ekonomisi birçok kriz ve politika değişiklikleri ile karşı karşıya kalmıştır. Kriz ve uygulanan iktisat politikalarındaki değişiklikler serilerde kırılmalara neden olmuş olabilirler. Yapısal kırılmanın varlığı ise serilerde sahte birim köke neden olmaktadır. Ele alınan dönem için işsizlik oranlarında (eğer varsa) yapısal kırılmaları tespit edebilmek için iki farklı test uygulanmıştır.

Bunlardan ilki Zivot ve Andrews tarafından geliştirilen kırılma testidir. Elde edilen sonuçlar Tablo 3'te gösterilmiştir. Bu sonuçlara göre 1967 yılı işsizlik oranlarının sabitinde ve trendinde meydana gelen olası kırılma yılını göstermektedir. Fakat kritik değerler ile elde edilen

test istatistiği değerleri karşılaştırıldığında seride kırılma vardır hipotezi kabul edilememektedir. ZA testi sonucuna göre işsizlik oranları durağan yapıda olmayıp birim kök içermekte ve buna bağlı olarak histeri etkisinin var olduğunu belirtmektedir.

**Tablo 3: Zivot -Andrews Kırılma Testleri**

Değişken	Zivot-Andrews Testi		
	Model (3.1)	Model (3.2)	Model (3.3)
İşsizlik			
Test İstatistiği	-4.546 (1)	-3.254 (1)	-4.149 (1)
Kırılma Yılı	1967	1939	1967
%1 Kritik Değer	-5.43	-4.93	-5.57
%5 Kritik Değer	-4.80	-4.42	-5.08

#### 4.1.2. Bai-Perron (BP) Çoklu Yapısal Kırılma Testi

ZA testi ile elde edilen sonuçların sağlamlığını ve ayrıca seride birden fazla kırılmanın olup olmadığını araştırmak için Bai-Perron testi uygulanmış sonuçlar Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4'te test spesifikasyonu, test istatistikleri ve belirlenmiş kırılma sayıları ile tahmin edilen regresyon sonuçları yer almaktadır. İlk olarak kırılma sayısının belirlenmesi göz önünde bulundurulmuştur. Tablo 4'te  $SupF_T(k)$  ( $k=1,..5$  için), UDmax ve WDmax testleri %1 önem düzeyinde anlamlı elde edilmiştir. Bu sonuç seride bize en az bir kırılmanın varlığını göstermektedir. İşsizlik oranları üzerinde birden fazla kırılmanın mevcut olup olmadığını tespit edebilmek için  $SupF(l+1 \setminus l)$  testi uygulanmış fakat test sonuçları anlamlı çıkmamıştır. Bilgi kriterlerinden BIC 3, LWZ 2 ve Ardışık test 1 kırılma olduğunu tespit etmiştir.

Tablo 4: Bai-Perron Çoklu Kırılma Testi

Spesifikasyon						
$z_t=\{1\}$	$q=1$	$p=0$	$h=12$	$m=5$	$\varepsilon=0.15$	
SupF <sub>T</sub> (1)	SupF <sub>T</sub> (2)	SupF <sub>T</sub> (3)	SupF <sub>T</sub> (4)	SupF <sub>T</sub> (5)	UDmax	WDmax
34.781*	15.702*	10.434*	7.731*	29.313*	34.781*	73.372*
SupF(2\1)	SupF(3\2)	SupF(4\3)	SupF(5\4)			
2.527	1.225	0.579	0.000			
Bilgi Kriterlerine Göre Seçilen Kırılma Sayısı						
Sequential	1					
BIC	3					
LWZ	2					
Üç Kırılma ile Tahmin <sup>a</sup>						
$\hat{\delta}_1$	$\hat{\delta}_2$	$\hat{\delta}_3$	$\hat{\delta}_4$	$\hat{T}_1$	$\hat{T}_2$	$\hat{T}_3$
1.489	0.875	1.169	2.053	1934	1952	1967
(0.136)	(0.222)	(1.344)	(0.078)			
Tek Kırılma ile Tahmin						
$\hat{\delta}_1$	$\hat{\delta}_2$	$\hat{T}_1$				
1.137	2.053	1967				
(0.131)	(0.078)					

\* %1 önem düzeyinde istatistiki anlamlığı göstermektedir.

<sup>a</sup> Parantez içindeki değerler tahmin edilen katsayıların standart hatalardır (seri korelasyona için güvenilir). Kırılma yılları için güven aralıkları anlamsız olduğu için verilmemiştir.

Bai ve Perron (2003) bilgi kriterlerinden BIC ve LWZ'nin serinin özel durumuna göre sapmalı sonuçlar verebileceğini Ardışık kriterinin ise BIC ve LWZ'ye göre en iyi performansı verdiğini belirtmiştir. Bu sonuçlara göre işsizlik oranlarında kırılmanın varlığı mevcuttur ve ardışık test istatistiğine göre kırılma 1967 yılında gerçekleşmektedir. BP testi ZA testi ile uyuşmaktadır. Zira ZA testide olası kırılma yılı olarak 1967 yılını vermişti fakat test istatistiği mutlak değerce kritik değerleri geçemediğinden yapısal kırılma tespit edilememiştir.



## 4.2. Uzun Hafıza Model Sonuçları

### 4.2.1. GPH ve MLP Sonuçları

İşsizlik oranının bütünleşme derecesi yarı parametrik yöntem olan GPH ile test edilmiş ve elde edilen sonuçlar Tablo 5'te verilmiştir. GPH yönteminde  $\lambda$  değerinin seçimi önemlidir. Tüm olasılıkları göz önünde bulundurabilmek için 0.40 ile 0.80 arasındaki tüm  $\lambda$  değerleri kullanılarak bütünleşme derecesi elde edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre tüm frekans değerlerinde  $d$  parametresi istatistiksel olarak anlamlı elde edilmiştir, fakat  $d$  parametresinin birden küçük olduğunu belirten sıfır hipotez ret edilememiştir. GPH yöntemine göre işsizlik oranının bütünleşme derecesi bir olarak elde edilmiştir. Bu durum göstermektedir ki, işsizlik oranları birim kök içermekte ve yaşanan şoklar seride kalıcı etki yaratarak ortalamasını yükseltmektedir. GPH sonuçlarına göre işsizlik oranları üzerinde histeri etkisi tespit edilmiştir.

Tablo 5: GPH Parçalı Durağanlık Analizi

İşsizlik Oranı*			
$\lambda$	$d$	$H_0: z_d=0$ $H_1: z_d \neq 0$	$H_0: z_d=1$ $H_1: z_d < 1$
0.40	1.286	2.540**	0.565
0.45	0.889	2.314**	-0.288
0.50	1.016	3.198*	0.051
0.55	0.962	3.497*	-0.137
0.60	1.088	4.656*	0.375
0.65	1.084	5.256*	0.406
0.70	1.147	6.494*	0.832
0.75	1.279	8.110*	1.771
0.80	1.317	9.345*	2.250

\* z istatistikleri  $\pi^2/6$  olduğu göz önüne alınarak hesaplanmıştır. \* ve \*\* sırasıyla %1 ve %5 önem düzeylerindeki anlamlı z istatistiklerini belirtir.

GPH yönteminin eksik yönlerinden dolayı  $d$  parametresi MLP yöntemi ile tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 6'da verilmiştir.  $\lambda$  değeri

0.4 ile 0.8 arasındaki değerler olarak seçilmiştir. Elde edilen sonuçlar GPH yöntemi ile benzer özellik taşımaktadır. MLP yöntemine göre tüm frekans düzeyinde  $d$  parametresi istatistiksel olarak anlamlıdır, fakat  $d$  değerinin birden küçük olduğunu belirten sıfır hipotez ret edilememiştir. Bu durum göstermektedir ki, işsizlik oranları birim kök içermekte ve yaşanan şoklar seride kalıcı etki yaratarak ortalamasını yükseltmektedir. Bu sonuç histeri hipotezinin geçerliliğini belirtmektedir.<sup>3</sup>

Tablo 6: MLP Parçalı Durağanlık Analizi

İşsizlik Oranı <sup>‡</sup>			
$\lambda$	$d$	$H_0: z_d=0$ $H_1: z_d \neq 0$	$H_0: z_d=1$ $H_1: z_d < 1$
0.40	0.783	2.730*	-0.757
0.45	1.199	4.946*	0.820
0.50	0.874	4.087*	-0.591
0.55	0.787	4.070*	-1.102
0.60	0.798	4.658*	-1.177
0.65	0.876	5.634*	-0.795
0.70	0.832	6.089*	-1.225
0.75	0.920	7.454*	-0.649
0.80	0.874	7.943*	-1.150

<sup>‡</sup>  $z$  istatistikleri  $\pi^2/24$  olduğu göz önünde bulundurularak hesaplanmıştır.\* %1 önemde düzeyinde anlamlı  $z$  istatistiğini belirtir.

#### 4.2.2. ARFIMA Model Sonuçları

Son olarak bütünleşme derecesi parametrik bir yöntem olan ARFIMA modeller ile elde edilmiştir. ARFIMA model oluşturulurken model spesifikasyonunun iyi belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla  $p$  ve  $q$  dereceleri en fazla üç olacak şekilde tüm model kombinasyonları

<sup>3</sup> Choi ve Zivot (2007) serilerde gerçekleşen yapısal kırılmaların log periodogram yöntemlerinde de sahte uzun hafıza sürecine neden olabileceklerini tartışmışlardır. Yaptıkları çalışmalarında bu durumu ortadan kaldırabilmek için yapısal kırılma testinden elde ettikleri hata terimlerinin bütünleşme derecelerini araştırmışlardır. Çalışmada sahte uzun hafıza sorunundan kaçınmak için aynı yöntem uygulanmış ve  $d$  parametresinin birden küçük olduğu belirten alternatif hipotez kabul edilememiştir. Bu sonuca göre sahte uzun hafıza yoktur, işsizlik oranları birim kök içermekte ve buna bağlı olarak ta işsizlik oranları üzerinde histeri etkisi mevcuttur.

denenmiştir. Modeller Sowel tarafından geliştirilen En Yüksek Olabilirlik yöntemi ile elde edilmiştir. Model sonuçları Tablo 7'de (bkz EK 2) verilmiştir. Tablo 8'de Tablo 7'de elde edilen modellerden %1 önem düzeyinde tanısal testleri geçen ve Akaike ve Log-likelihood (log-lik) bilgi kriterlerine göre seçilen en iyi modeller yer almaktadır. Akaike bilgi kriterine göre model ARFIMA(2, d, 0) olarak belirlenmiş ve d parametresi -0.119 olarak elde edilmiştir. Ayrıca d parametresi istatistiksel olarak anlamlı değildir, yani sıfıra eşittir. Log-lik kriterine göre ise, ARFIMA(3, d, 2) modeli belirlenmiştir. d parametresi 0.217 olarak elde edilmiştir. d parametresi sıfırdan farklıdır ve istatistiksel olarak birden küçüktür. Bu sonuçlara göre işsizlik oranları birim kök içermemekte ve uzun hafıza süreci taşımaktadırlar. En Yüksek Olabilirlik yöntemine göre işsizlik oranları üzerinde histeri etkisi mevcut değildir ve ekonomide bir şok yaşansa bile işsizlik oranları ortalamasına geri dönmektedir.

Bununla birlikte elde edilen BP kırılma testi sonucuna göre ele alınan dönem içinde işsizlik oranları doğrusal bir yapıda değildir. Yani serinin ortalamasında 1967 yılında bir kırılma gerçekleşmiş ve bu kırılma sonucunda işsizlik oranlarının ortalaması yükselmiştir. Bu amaçla ARFIMA model Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler yöntemi ile tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 9'da (bkz EK 2) verilmiştir. Benzer şekilde elde edilen modellerden %1 önem düzeyinde tanısal testleri geçen bilgi kriterlerine en iyi model sonuçları Tablo 10'da gösterilmiştir. Akaike bilgi kriterine göre en iyi model spesifikasyonu ARFIMA(1, d, 0) olarak belirlenmiş ve d parametresi 0.885 olarak elde edilmiştir. Log-lik bilgi kriterine göre en iyi model spesifikasyonu ARFIMA(2, d, 3) olarak belirlenmiş ve d parametresi 1.229 olarak elde edilmiştir. Her iki bilgi kriterine göre elde edilen bütünleşme derecesinin birden küçük olup olmadığı araştırılmıştır. Elde edilen test sonucuna göre d parametresi bire eşittir hipotezi ret edilememiştir. Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler yöntemi sonucuna göre işsizlik oranları birim kök içermekte ve histeri etkisi mevcuttur. İlginçtir ki MLP yöntemi ile Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler Yönteminin d parametresini yaklaşık aynı değer olarak elde etmiştir.

## 5. Sonuç

Tüm dünyada 1960'lı yıllardan sonra enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişkinin işlemediği, yaşanan her ekonomik şoktan sonra işsizlik oranlarında yükselmelerin yaşandığı gözlenmiştir. 1960 sonrası her 10 yıllık dönemde işsizlik oranlarının ortalama olarak artışı ve

dönem öncesi işsizlik oranlarına dönülemediği sonucu işsizlik oranlarında kalıcılık gözlenmiş ve bu kalıcılık histeri etkisi olarak adlandırılmıştır. İşsizlikte azalmama ifadesi olan histeri etkisinin varlığını araştırmaya yönelik çalışmaların büyük bir çoğunluğunun histerinin varlığını ispat etmiştir. Bu çalışmada Türkiye'nin mevcut işsizlik oranları üzerinde histeri etkisi var olup-olmadığını 1923 ten günümüze kadar olan dönemi kapsayan ve Türkiye'de uygulanan mevcut yöntemden farklı ekonometrik yöntemlerle test etmeyi amaçlamıştır.

İlk önce birim kök testleri ve parçalı durağanlık testleri ile serilerin durağanlığı araştırılmıştır. Bu amaçla ilk olarak birim kök testleri yapılmış, ADF ve PP testleri işsizlik oranlarının birim köke sahip olduğunu saptamış KPSS testine göre işsizlik oranları durağan olarak elde edilmiştir. Ele alınan dönemin uzun bir süreci kapsamı ve bu süreçte Türkiye ekonomisinde farklı özellikte ekonomi politikaları uygulanması seride yapısal kırılma olma olasılığını arttırmaktadır. Yapısal kırılmayı tespit edebilmek için ZA ve BP testleri yapılmıştır. BP testinden elde edilen sonuçlara göre 1967 yılında yapısal kırılma tespit edilmiştir. Pek ekonomik göstere de olduğu gibi işsizlik oranlarında da 1967 bir dönüşüm yılı olarak tespit edilmiştir.

İşsizlik rakamlarında histeri etkisini varlığı test etmek diğer bir ifadeyle yükselen işsizlik rakamlarının eski seviyesine dönmediğini ispat etmek amacıyla işsizlik oranlarının parçalı durağanlığı ilk olarak Geweke ve Porter-Hudak tarafından geliştirilen log-periodogram yöntemiyle incelenmiştir. GPH yönteminden elde edilen sonuçlara göre işsizlik oranları birim kök içermekte ve ortalamasına geri dönmediğinin tespiti histeri etkisinin varlığına işaret etmektedir. Daha sonra GPH yönteminin bir takım eksik yönlerinden dolayı MLP yöntemi uygulanmış ve GPH yöntemine benzer sonuçlar elde edilmiştir.

İkinci olarak parametrik yöntem olan ARFIMA model tahmin edilmiştir. ARFIMA modelinde p ve q parametrelerinin doğru belirlenmesi önem arz ettiğinden p ve q için üçe kadar olan tüm model spesifikasyonları oluşturularak Akaike ve Log-lik kriterlerine göre en iyi model spesifikasyonu belirlenmeye çalışılmıştır. EYO ve DOEKK yöntemleri ile modeller çözülmüştür. EYO yöntemi sonuçlarına göre işsizlik oranları durağan elde edilmiştir. Fakat DOEKK yöntemine göre işsizlik oranları birim kök içermekte ve ortalamasına dönme eğilimi göstermemekte olup histeri etkisini varlığına işaret etmektedir. GPH ve MLP yöntemleri log-periodogram yöntemine dayandığından zaman serilerinde yapısal ve rejim değişmelerinden ortaya çıkan sahte uzun

hafızayı ortadan kaldırmaktadır. GPH ve MLP yöntemleri ile tutarlı sonuçları DOEKK yöntemi sağladığından parametrik yöntemle yapılan tahminde DOEKK yöntemi daha başarılıdır denebilir.

Sonuç olarak elde edilen tüm test sonuçları birlikte değerlendirildiğinde işsizlik oranları durağan değildir ve birim kök içermektedir. Bunun anlamı ise işsizlik oranları üzerinde histeri etkisi mevcuttur ve ekonomide yaşanan bir şokun işsizlik oranları üzerindeki etkisi kalıcı olmaktadır. Histeri görüşüne göre, doğal işsizlik oranı otomatik olarak cari işsizlik oranını izlemektedir. Eğer cari işsizlik oranı genişletici ekonomi politikalarla düşürülürse doğal işsizlik oranı da azalacaktır. Histeri görüşüne göre, ekonominin daha düşük işsizlik oranına düşmesinden sonra enflasyonun da düşeceğine inanılmaktadır. Bu amaçla politika yapıcılar işsizlikle mücadelede yalnızca güncel ekonomik politikaları değil histeri etkisinin varlığını da göz önünde bulundurmaldırlar.

## **YARARLANILAN KAYNAKLAR**

- Agiakoglu C., Newbold P. and Wohar M. (1993), "Bias in An Estimator Of The Fractional Difference Parameter", *Journal Of Time Series Analysis*, Vol. 14, pp. 235-246.
- Akdi Yılmaz (2003), *Zaman Serileri Analizi Birim Kökler ve Kointegrasyon*, Bıçaklar Kitabevi, Ankara.
- Bai Jushan and Pierre Perron (1998), "Estimating and Testing Linear Models With Multiple Structural Changes", *Econometrica*, Vol. 66, pp. 47-78.
- Bai Jushan and Perron Pierre (2003), "Computation and Analysis Of Multiple Structural Change Models", *Journal Of Applied Econometrics*, Vol. 18, pp. 1-22.
- Blanchard, Oliver Jean, (1991), "Wage Bargaining and Unemployment Persistence", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 23, No:3, pp. 277-292.
- Camero Mariam, Carrion-i-Silvestre Josep Lluís and Tamarit Cecilio, (2005), "Unemployment Dynamic and NAIRU estimates for CEECs: A Univariate Approach", <http://www.ub.edu/ere/documents/papers/131.pdf>, Erişim Tarihi: 10.01.2007.

**Kamu-İş; C:9, S:4/2008**

- Chang, Tsangyao, Kuei-Chiu Lee, Chien-Chung Neih and Ching-Chun Wei, (2005), "An Empirical Note on Testing Hysteresis in Unemployment for Ten European Countries: Panel SURADF Approach", *Applied Economics Letters*, Vol. 12, pp.881-886.
- Choi Kyongwook and Zivot Eric, (2007), "Long Memory and Structural Changes in The Forward Discount: An Emprical Investigation", *Journal Of International Money And Finance* (Accepted Manuscript).
- Cobham David and Steve Williams, (1998), "Hysteresis, the Phillips Curve and the Cost of Monetary Union", *Applied Economics Letters*, Vol. 5, pp. 477-480.
- Crato Nuno ve Rothman Philip (1996); "Measuring Hysteresis in Unemployment Rates With Long Memory Models", [Http://Core.Ecu.Edu/Econ/Rothmanp/UrIm01.Pdf](http://Core.Ecu.Edu/Econ/Rothmanp/UrIm01.Pdf), Erişim Tarihi: 10.01.2007
- Cross Rod, (1990), "Unemployment, Hysteresis and the Natural Rate Hypothesis", Reviewed: J. Luis Guasch, *Journal of Economic Literature*, Vol. 28, No:1, pp.107-108.
- Dickey, D. A. and Fuller, W.A. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp. 427-431.
- Dickey, D. David and Wayne A. Fuller, (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49, No:4, pp. 1057-1072.
- Diebold, F. X. and Rudebusch, G. D. (1989), "Long memory and persistence in aggregate output", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 24, pp. 189-209.
- Dornbusch, Rodiger and Stanley Fisher, (1994), *Macro Economics*, Sixth Edition, Mc Graw Hill.
- Geweke J. and S. Porter-Hudak, (1983), "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Modals", *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 4, pp. 221-238.
- Gil-Alana Luis, (2001), "The Persistence Of Unemployment in the USA And Europe in Terms Of Fractionally ARIMA Models", *International Review Of Applied Economics*, Vol. 16, No:4, pp. 465-477.
- Gil-Alana Luis, (2002), "Modeling The Persistence Of Unemployment in Canada", *International Review Of Applied Economics*, Vol.16, No: 4, pp. 465-477.

- Granger, C.W.J. ve R. Joyeux, (1980), "An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing", *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 1, pp. 15-39.
- Gren Francis, (2002), "Unemployment Hysteresis and The Worker Discipline Effect", *European Journal Of Political Economy*, Vol. 8, Issue: 4, pp. 543-556.
- Gustavsson, Magnus and Par Österholm, (2006), "Hysteresis and non-Linearities in Unemployment Rates", *Applied Economics Letters*, Vol. 13, pp. 545-548.
- Harvich, C., R. Deo, and J. Brodsky, (1998), "The Mean Squared Error of Geweke and Porter-Hudak's Estimator of The Long Memory Parameter of a Long Memory Time Series", *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 16, pp. 17-41.
- Hosking, J.R.M. (1981), "Fractional Differencing", *Biometrika*, Vol. 68, pp. 165-76.
- Jones, D.R. and D.N.Manning, (1992), "Long Term Unemployment, Hysteresis and the Unemployment-Vacancy Relationship: A Regional Analysis", *Regional Studies*, Vol. 26, No: 1, pp. 17-29.
- Kahyaoğlu Hakan ve Duygulu Aylin, (2005), "Finansal Varlık Fiyatlarındaki Değişme-Parasal Büyüklükler Etkileşimi", *D.E.Ü.İ.İ.B.F. Dergisi*, ss. 63-85.
- Koustaş, Zisimos and William Veloce, (1996), "Unemployment Hysteresis in Canada: An Approach Based on Long-Memory Time Series Models", *Applied Economics*, Vol. 28, pp. 823-831.
- Kutlar Aziz ve Turgut Tuba, (2006), "Türkiye'deki Başlıca Ekonomi Serilerinin Arfıma Modelleri ile Tahmini ve Öngörülebilirliği", *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, ss. 120-149.
- Küçükale Yakup, (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.
- Kwiatkowski, D. and Phillips, P.C.B and Schmidt, P. and Shin, Y., (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root.", *Journal of Econometrics*, Vol. 54, pp.159-178.
- Ledesma, Miguel A Leon, (2002), "Unemployment Hysteresis in the US States and The EU. A Panel Approach", *Bulletin of Economic Research*, Vol. 54, Issue: 2, pp. 95-103.
- Liu J., Wu S. and Zidek J.V., (1997), "On Segmented Multivariate Regressions", *Statistica Sinica*, Vol. 7, pp. 497-525.

**Kamu-İş; C:9, S:4/2008**

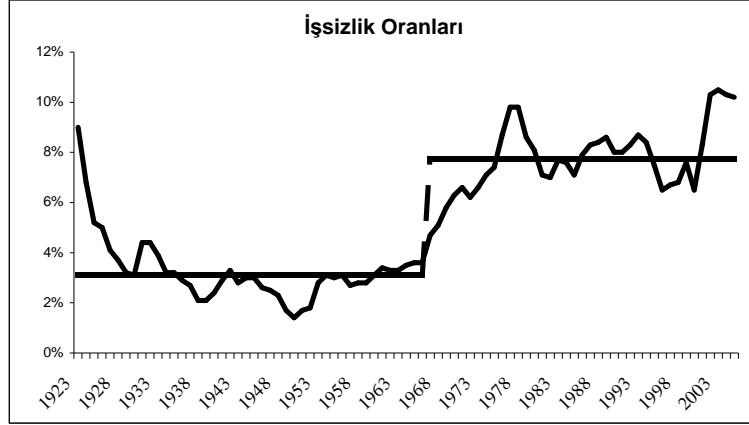
- Mikhail O, Eberdin C.J. and Handa J., (2006), “Estimating Persistence in Canadian Unemployment: Evidence From A Bayesian Arfima”, *Applied Economics*, Vol. 38, pp. 1809-1819.
- Özdemir Zeynel Abidin, (2003), “Satın Alma Gücü Paritesinin Kesirli Eşbütünleşme Analizi: Türkiye Uygulaması”, *VI. Ulusal Ekonometri Ve İstatistik Sempozyumu*, Ankara.
- Özdemir Zeynel Abidin, (2004), “Mean Reversion in Real Exchange Rate: Empirical Evidence From Turkey, 1980-1999”, *Metu Studies in Development*, Vol. 31, pp. 243-265.
- Parasız İlker, (1998), *Makro Ekonomi Teori Ve Politika*, 7. Baskı, Ezgi Kitabevi, Bursa.
- Paya, M. Merih, (2002), *Para Teorisi Ve Para Politikası*, 3. Baskı, Filiz Kitabevi, İstanbul.
- Pazarlıoğlu M. Vedat ve Emrah İsmail Çevik (2005), “Ratchet Model Uygulaması: Türkiye Örneği”, *VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu*, İstanbul.
- Perron, Pierre, (1989), “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”, *Econometrica*, Vol. 57, No: 6, pp. 1631-1401.
- Perron Pierre, (1990). “Testing for A Unit Root in A Time Series With A Changing Mean”, *Journal of Business Economics and Statistics*, Vol. 8, pp.153-162.
- Phillips Peter C.B. (1999a), “Discrete Fourier Transforms Of Fractional Processes”, *Unpublished Working Paper* No. 1243, Cowles Foundation For Research in Economics, Yale University, <http://Cowles.Econ.Yale.Edu/P/Cd/D12a/D1243.Pdf>. Erişim Tarihi: 10/12/2006.
- Phillips Peter C.B. (1999b), “Unit Root Log Periodogram Regression”, *Unpublished Working Paper* No. 1244, Cowles Foundation For Research in Economics, Yale University, <http://Cowles.Econ.Yale.Edu/P/Cd/D12a/D1244.Pdf>. Erişim Tarihi: 10/12/2006.
- Phillips, P. C. and Perron, P., (1988), “Testing for A Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, Vol. 75, pp. 335-46.
- Robinson P.M., (1990), “Time Series With Strong Dependence”, *Advances in Econometrics*, 6th World Congress, Cambridge University Press, Cambridge.



- Robinson P.M., (1995), "Log-Periodogram Regression of Time Series With Long Range Dependence", *Annals Of Statistics*, Vol. 23, pp. 1048-1072.
- Roed Knut, (1999), "A Note On The Macroeconomic Modelling Of Unemployment Hysteresis", *Applied Economics Letters*, Vol. 6, pp. 255-258.
- Smyth, David J. and Joshy Z. Easaw, (2001), "Unemployment Hysteresis and the NAIRU: A Ratchet Model", *Applied Economics Letters*, Vol. 8, pp. 359-362.
- Sowell Fallaw, (1989); "Maximum Likelihood Estimation Of Stationary Univariate Fractionally Integrated Time Series Models", *Journal Of Econometrics*, Vol. 53, pp. 165-188.
- Stanley T.D., (2002), "When All are Nairu: Hysteresis And Behavioral Inertia", *Applied Economics Letters*, Vol. 9, pp. 753-757.
- Stochhammer, Engelbert, (2004), "Explaining European Unemployment: Testing the NAIRU Hypothesis and a Keynesian Approach", *International Review of Applied Economics*, Vol. 18, No:1, pp. 3-23.
- Turgutlu Evrim, (2004), "Fisher Hipotezinin Tutarlılığının Testi: Parçalı Durağanlık ve Parçalı Koentegrasyon Analizi", *D.E.Ü.İ.İ.B.F. Dergisi*, ss. 55-74.
- Velasco C., (1999), "Non-Stationary Log-Periodogram Regression", *Journal of Econometrics*, Vol. 91, pp. 325-371.
- Yao Y.C., (1988), "Estimating the Number of Change-Points via Schwarz' Criterion", *Statistics and Probability Letters*, Vol. 6, pp. 181-189.
- Zivot Eric and Andrews W. K. Donald, (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.

**EK 1**

**Şekil 2: BP Testine Göre İşsizlik Oranlarının Ortalamasındaki Değişim**



## EK 2

Tablo 7: EYO Yöntemine Göre Elde Edilen Model Sonuçları

ARFIMA*			AR parametresi			MA parametresi			Bilgi Kriterleri							
(p, q)	d	Prob	$\Phi_1$	$\Phi_2$	$\Phi_3$	$\theta_1$	$\theta_2$	$\theta_3$	Log-lik	AIC						
(0, 0)	0.495	[0.000]	-	-	-	-	-	-	16.039	-26.078						
(1, 0)	0.327	[0.038]	0.883	[0.000]	-	-	-	-	53.298	-98.596						
(0, 1)	0.492	[0.000]	-	-	-	0.654	[0.000]	-	39.262	-70.525						
(1, 1)	0.093	[0.626]	0.940	[0.000]	-	0.235	[0.140]	-	54.178	-98.356						
(2, 0)	-0.119	[0.727]	1.406	[0.000]	-0.429	[0.210]	-	-	54.575	<b>-99.151</b>						
(0, 2)	0.489	[0.000]	-	-	-	0.760	[0.000]	0.144	[0.200]	42.999	-75.999					
(2, 1)	-0.123	[0.720]	1.429	[0.001]	-0.452	[0.253]	-	-0.023	[0.921]	54.580	-97.160					
(1, 2)	-0.015	[0.936]	0.952	[0.000]	-	-	0.335	[0.068]	0.132	[0.389]	54.515	-97.031				
(2, 2)	-0.109	[0.715]	1.289	[0.044]	-0.316	[0.597]	-	0.100	[0.829]	0.078	[0.725]	54.637	-95.275			
(3, 0)	-0.123	[0.719]	1.405	[0.000]	-0.416	[0.247]	-0.012	[0.915]	-	-	-	54.581	-97.162			
(0, 3)	0.468	[0.000]	-	-	-	0.870	[0.000]	0.676	[0.000]	0.387	[0.002]	51.424	-90.849			
(3, 1)	-0.122	[0.718]	1.193	[0.534]	-0.115	[0.965]	-0.106	[0.896]	0.209	[0.911]	-	54.586	-95.172			
(3, 2)	0.217	[0.089]	2.646	[0.000]	-2.595	[0.000]	0.933	[0.000]	-1.747	[0.000]	0.100	[0.000]	<b>57.500</b>	-99.000		
(1, 3)	-0.161	[0.483]	0.963	[0.000]	-	-	0.492	[0.049]	0.272	[0.253]	0.128	[0.416]	54.842	-95.687		
(2, 3)	-0.106	[0.620]	0.335	[0.480]	0.599	[0.173]	-	1.063	[0.007]	0.495	[0.052]	0.235	[0.159]	55.201	-94.403	
(3, 3)	0.002	[0.987]	0.424	[0.001]	-0.300	[0.010]	0.763	[0.000]	0.866	[0.000]	1.185	[0.000]	0.381	[0.025]	57.174	-96.349

\* Modellerde sabit terim kullanılmış fakat burada gösterilmemiştir. Köşeli parantez içindeki değerler katsayıların olasılık değerleridir.

Tablo 8: Model Seçim Kriterlerine Göre Belirlenen En İyi Modeller

ARFIMA*			AR parametresi			MA parametresi			Bilgi Kriterleri					
(p, q)	d	Prob	$\Phi_1$	$\Phi_2$	$\Phi_3$	$\theta_1$	$\theta_2$	$\theta_3$	Log-lik	AIC				
(2, 0)**	-0.119	[0.727]	1.406	[0.000]	-0.429	[0.210]	-	-	54.575	<b>-99.151</b>				
(3, 2)***	0.217	[0.089]	2.646	[0.000]	-2.595	[0.000]	0.933	[0.000]	-1.747	[0.000]	0.100	[0.000]	57.500	-99.000

\* Modellerde sabit terim kullanılmış fakat burada gösterilmemiştir. Köşeli parantez içindeki değerler katsayıların olasılık değerleridir.

\*\* Akaie bilgi kriterine göre en iyi modeli göstermektedir.

\*\*\* Log-likelihood bilgi kriterine göre en iyi modeli göstermektedir.

**Kamu-İş; C:9, S:4/2008**

**Tablo 9: DOEKK Yöntemine Göre Elde Edilen Model Sonuçları**

(p, q)	ARFIMA*		AR parametresi						MA parametresi						Bilgi Kriterleri	
	d	Prob	$\Phi_1$	$\Phi_2$	$\Phi_3$	$\Phi_4$	$\Phi_5$	$\theta_1$	$\theta_2$	$\theta_3$	$\theta_4$	$\theta_5$	$\theta_6$	Log-lik	AIC	
(0, 0)	1.140	[0.000]	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	57.113	-108.227	
(1, 0)	0.875	[0.000]	0.357	[0.096]	-	-	-	-	-	-	-	-	-	58.837	<b>-109.674*</b>	
(0, 1)	0.975	[0.000]	-	-	-	-	-	0.246	[0.068]	-	-	-	-	58.527	-109.051	
(1, 1)	0.878	[0.000]	0.332	[0.328]	-	-	-	0.024	[0.922]	-	-	-	-	58.842	-107.684*	
(2, 0)	0.875	[0.000]	0.356	[0.092]	-0.008	[0.937]	-	-	-	-	-	-	-	58.882	-107.765*	
(0, 2)	0.884	[0.000]	-	-	-	-	-	0.343	[0.028]	0.153	[0.291]	-	-	59.017	-108.034*	
(2, 1)	1.000	[0.001]	0.956	[0.010]	0.250	[0.095]	-	-0.728	[0.000]	-	-	-	-	60.087	-108.174*	
(1, 2)	0.861	[0.000]	0.125	[0.804]	-	-	-	.244	[0.567]	0.132	[0.462]	-	-	59.045	-106.091*	
(2, 2)**	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
(3, 0)	0.883	[0.000]	0.355	[0.110]	0.019	[0.868]	-0.097	[0.398]	-	-	-	-	-	59.962	-107.924*	
(0, 3)	0.816	[0.000]	-	-	-	-	-	0.428	[0.053]	0.233	[0.272]	0.080	[0.619]	59.133	-106.266*	
(3, 1)	-0.097	[0.734]	1.008	[0.071]	0.111	[0.848]	-0.144	[0.359]	0.353	[0.369]	-	-	-	60.078	-106.157*	
(3, 2)	0.326	[0.322]	1.018	[0.028]	0.353	[0.474]	0.397	[0.089]	-0.176	[0.506]	-0.616	[0.013]	-	61.156	-106.312	
(1, 3)	0.806	[0.001]	0.970	[0.000]	-	-	-	-0.561	[0.040]	-0.186	[0.195]	-0.163	[0.230]	59.178	-104.356*	
(2, 3)	1.229	[0.030]	0.568	[0.466]	-0.055	[0.904]	-	-	-0.589	[0.070]	-0.046	[0.925]	-0.135	[0.332]	<b>60.447</b>	<b>-104.895*</b>
(3, 3)**	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	

\* Modellerde sabit terim kullanılmış fakat burada gösterilmemiştir. Köşeli parantez içindeki değerler katsayıların olasılık değerleridir.

\*\* Yakınsama sağlamadığından model çözülememiştir.

**Tablo 10: Model Seçim Kriterlerine Göre Belirlenen En İyi Modeller**

(p, q)	ARFIMA*		AR parametresi						MA parametresi						Bilgi Kriterleri	
	d	Prob	$\Phi_1$	$\Phi_2$	$\Phi_3$	$\Phi_4$	$\Phi_5$	$\theta_1$	$\theta_2$	$\theta_3$	$\theta_4$	$\theta_5$	$\theta_6$	Log-lik	AIC	
(1, 0)**	0.875	[0.000]	0.357	[0.096]	-	-	-	-	-	-	-	-	-	58.837	<b>-109.674*</b>	
(2, 3)***	1.229	[0.030]	0.568	[0.466]	-0.055	[0.904]	-	-	-0.589	[0.070]	-0.046	[0.925]	-0.135	[0.332]	<b>60.447</b>	<b>-104.895*</b>

\* Modellerde sabit terim kullanılmış fakat burada gösterilmemiştir. Köşeli parantez içindeki değerler katsayıların olasılık değerleridir.

\*\* Akaike bilgi kriterine göre en iyi modeli göstermektedir.

\*\*\* Log-likelihood bilgi kriterine göre en iyi modeli göstermektedir.