ÖZET

Türkiye'de İşsizlik Histerisinin Yapısal Kırılma ve Güçlü Hafıza Modellemesi ile Sektörel Analizi

Histeri etkisine göre ekonomik krizlerden sonra yükselen işsizlik oranları kendi ortalama değerine geri dönmemekte ve aksine artarak daha yüksek bir oranda denge noktası oluşturmaktadır. Türkiye ekonomisi son otuz yıldır sürekli artan işsizlik sorunu yaşamaktadır. 1994 ve 2001 krizlerinin ardından işsizlik oranlarında sıçramalar gerçekleşmiştir. Türkiye ekonomisi kriz sonrasında sektörel bazda farklı oranlarda büyümesine rağmen, işsizlik rakamlarında istenen azalmanın gerçekleşmemesi sektörel bazda histerinin araştırılmasını gerektirmiştir. Bu amaçla, çalışmada yapısal kırılma testleri ve güçlü hafıza modelleri ile sektörel bazda histeri etkisinin varlığı araştırılmıştır. Sonuçta yalnızca İmalat Sanayi ve Mali Kurumlar sektörlerinde histeri etkisinin varlığı ortaya çıkmıştır. Bu, Türkiye ekonomisinin 2001 sonrasında kesintisiz büyümesinin İmalat Sanayi ve Mali Kurumlar sektörleri dışında histeri etkisini ortadan kaldırırken, imalat sektöründe teknoloji yoğun malların üretimi ve istihdam yaratmayan büyümenin, bankacılık sektöründeki şubesiz bankacılığın histeri etkisini devam ettirdiği şeklinde yorumlanabilir.

JEL Sınıflaması: *C14, C32, J64*

Anahtar Kelimeler: *İşsizlik, Histeri, Yapısal Kırılma, Güçlü Hafıza*

ABSTRACT

Sector-Specific Analysis of Unemployment Hysteresis in Turkey with Structural Break and Long Memory Modeling

According to hysteresis effect increasing rate of unemployment rates, after the economic crisis does not turn back to its average value, on the contrary. It gets the much higher rate of equilibrium point the Turkish economy has been experienced the problem of continuously increasing unemployment for the last 30 years. Following the 1994 and 2001 crisis in Turkey, an increase in unemployment rates has been observed. After the crisis, non-decrease in unemployment rate is called hysteresis despite the growing economy. The differences in sector-specific increase unemployment rates, afterwards the crisis, have emerged the idea of investigating the sector-specific hysteresis. Meanwhile, since structural break leads spurious long memory, structural break based adjusted unemployment rates were used. As a result, hysteresis influence has only found in Manufacturing Industry and Financial Institutes sectors. This can be interpreted as although a strong growth has disappeared the hysteresis effect in the manufacturing and finance sectors after the 2001 crisis, the rise in technology-based production, jobless growth and self-service banking resulted in hysteresis effect in the sectors.

JEL Classification: *C14, C32, J64*

Keywords: *Unemployment, Hysteresis, Structural Breaks, Long Memory*

Türkiye'de İşsizlik Histerisinin Yapısal Kırılma ve Güçlü Hafıza Modellemesi ile Sektörel Analizi

Doç. Dr. Salih BARIŞIK*
Araş. Gör. Emrah İsmail ÇEVİK**

1. GİRİŞ

İlk defa, 1967 yılında Phelps tarafından ortaya atılan histeri etkisine göre, işsizlik oranları otomatik olarak eski seviyesine dönmeyecektir. Resesyonist süreçte ekonomi daha yüksek işsizlik düzeyine ulaştıktan sonra enflasyon duracaktır. Diğer taraftan resesyonlar sonucu artan işsizlik ekonomik büyüme sağlansa bile otomatik olarak eski seviyesine dönmeyecektir. İşsizlikte kalıcılık söz konusudur. İşsizlik oranlarında histeri etkisi varlığının olmaması veya deterministik dengenin var olabilmesi için serilerin eski denge noktasına dönme eğiliminde olması gerekmektedir. Anlamlı derecede histerinin varlığı durumunda, doğal işsizlik oranlarını belirleyen faktörler nedeniyle, işsizlik oranlarındaki şokun etkisi kalıcı olacaktır. Bu nedenle işsizlik histerisinin şokun kalıcılığının ölçülmesi yoluyla tespit edilebileceğini belirten Koustas ve Veloce, (1996), Gil-Alana (2001), güçlü hafıza modelleri (long memory) ile çözümleme yapmışlardır.

ABD ve AB ülkelerinde son otuz yılda her on yılda bir artan işsizlik oranlarının eski seviyesine dönmemesi Türkiye'de de 1994 ve 2001 krizleri sonrasında görülmüştür. 1994 krizinde %6.5 ve 2001 krizinde %9.5 küçülme sonrasında işsizlik artmıştır. Özellikle 2001 krizi sonrasında kesintisiz 5 yıllık büyümeye rağmen işsizlik oranlarındaki azalmama histeri etkisinin olabilirliğine dikkati çekmiştir. Küçükkale (2001), Pazarlıoğlu ve Çevik (2005, 2007), Barışık ve Çevik (2007a, 2007b), genel işsizlik oran-

* Gaziosmanpaşa Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü
sbarisik70@yahoo.com
** Zonguldak Karaelmas Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü
emrahiç@yahoo.com

larını analiz eden çalışmasında histeri etkisinin varlığını tespit etmişlerdir.

Bu çalışmada, histeri etkisini araştıran diğer çalışmalardan farklı olarak Türkiye'de işsizlik oranlarında yapısal kırılmanın varlığı araştırılmıştır. Yapısal kırılmanın varlığı durumunda seriler kırılmanın etkisinden arındırılarak güçlü hafıza modelleri ile histeri etkisi araştırılmıştır. Güçlü hafıza modelleri ile 1994 ve 2001 krizlerinin etkisine bağlı olarak artan işsizlik oranlarında histeri etkisinin varlığı dokuz alt sektör baz alınarak yapılmaktadır. Sektör ayırımı ile Türkiye ekonomisinin alt sektörlerinin kriz sonrasında farklı büyüme gösterdiğine vurgu yapmak, histeri etkisinin beklentiler doğrultusunda olmayabileceğini göstermektir. Çalışma, giriş bölümünün ardından, teorik çerçeve, literatür özeti, ekonometrik yöntemin tanıtımı, ekonometrik çözümleme sonuçları ve sonuç bölümlerinden oluşmaktadır.

2. Teorik Çerçeve

İşsizlik ve diğer ekonomik değişkenler ile etkileşim, ilk olarak işsizlik ve ücretler arasındaki ilişkiyi inceleyen Orijinal Phillips Eğrisine dayanır. ABD'de Samuelson ve Solow, İngiltere'de Lipsey, Phillips Eğrisine yeni bir form kazandırarak, Değiştirilmiş (uyarlanmış) Phillips eğrisi adıyla enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişkiyi ortaya koymuşlardır. Zaman içerisinde 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).

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 (Dornbusch, Fisher, 1994: 510-513).

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 malların 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 sıralanmaktadır (Blanchard, 1991: 288-290).

ABD ve bazı AB ülkelerinde ve özellikle 1990'lı yıllarda geçiş ekonomilerinde yaşanan düşük enflasyona rağmen, yüksek oranlı işsizlik rakamları ile birlikte ücret enflasyonunun yaşanması doğal işsizlik oranının varlığına inancı zayıflatmıştır (Cross, 1990: 107). Yaşanan bu sorun, kısaca NAIRU olarak adlandırılan enflasyonu hızlandırmayan işsizlik olarak ifade edilen bir kavramı ortaya çıkarmıştır (Stanley, 2002: 756). ABD'de 1960-1980'lerde enflasyon oranlarında hızlı bir değişim yaşanmazken, Avrupa Ülkelerinde 1970 yılında %3 olan enflasyon 1980'lerde %10 ve 1995 yılında %11'e yükselmiştir. Avrupa'da yükselen enflasyona rağmen işsizlik oranlarındaki kalıcılık, histeri (Hysteresis) olarak adlandırılan yeni bir terimin ortaya çıkmasına neden olmuştur. "Histeri" terimi ilk olarak 1972 yılında Phelps tarafından ortaya atılmış ve kelime anlamı olarak arkasından gelen şeklinde açıklanmaktadır.

Histeri etkisine göre, doğal işsizlik oranı otomatik olarak mevcut işsizlik oranını izlemektedir. Mevcut işsizlik oranının genişletici politikalarla düşürülmesi durumunda doğal işsizlik oranı da azalacaktır. Ekonomide daha düşük işsizlik oranının kalıcı bir şekilde yerleşmesinden sonra enflasyonun da düşeceği vurgulanmaktadır. (Cobham and Williams, 1998: 477). Diğer taraftan resesyonlar sonucu artan işsizlik oranlarının ekonomik büyüme sağlansa bile otomatik olarak eski seviyesine dönmeyeceği belirtilmektedir. Enflasyonda kalıcılık söz konusudur ve ekonominin yeni daha yüksek işsizlik düzeyine ulaşmasından sonra enflasyon oranlarındaki artış duracaktır. Histeri etkisinde içerdekiler dışarıdakiler modeli mevcuttur. Burada sendikalı işçileri tanımlayan içerdekiler, ücretlerin yükselmesi yönünde monopol gücünü kullanacaklar ve işverenler eğitim maliyeti ve grev tehdidi nedeniyle dışarıdakileri işe almayarak, içerdekilerin isteğini kabul edecektir. Böylece işsizliği kalıcı kılan etken, dışarıdakilerin 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 (Ledesma, 2002: 97). İşsizliğin kalıcı hale dönüşmesini ifade eden histeri etkisi (Cobham and Williams, 1998: 477),

$$U^*_t = U^*_{t-1} + k(U_{t-1} - U^*_{t-1}),\ k \geq 0 \qquad (2.1)$$

şeklinde ifade edilmektedir.

Burada, U^*_t = t zamandaki NAIRU'yu,

U^*_{t-1} = t-1 dönemindeki NAIRU'yu,

U_{t-1} = t-1 zamandaki gerçek işsizlik oranını belirtmektedir. k, uyum katsayısıdır ve sıfıra eşit veya büyük olmalıdır. Ekonomik şoklar NAIRU'yu arttırma potansiyeline sahiptir ve bu da işsizlikte kalıcılığı ifade eden histeri etkisini ortaya çıkarmaktadır.

İşsizlik oranlarındaki kalıcılığı ifade eden histeri etkisinin Phillips Eğrisine dayanarak belirlenmesinde, enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişkiye enflasyonist beklentiler ve

aksak rekabet koşullarındaki (sendikalar ile) işgücü piyasanın özelliklerini yansıtmak gerekmektedir. Burada doğrusal olmayan bir ilişki ve geçici denge gibi zorluklar mevcuttur. Ekonomik şokların etkisini uzun dönemde dikkate alan modele β = histeri etkisinin hacmini, α = emek piyasasının katılığını, γ = beklentilerin gerçekleşme hızını, δ = rasyonel beklenti hacmini ve (P_0-P^*) = başlangıç enflasyonun ekleyerek modeli yeniden ifade edersek (Cobham and Williams, 1998: 479);

$$\Delta U^* = \alpha\beta\gamma[(1-\delta)(P_0-P^*)] \qquad (2.2)$$

şeklinde yazabiliriz.

Beklentiler tamamen rasyonel (δ=1), beklentiler tesadüfi gerçekleşiyor (γ=0) ve başlangıç enflasyon farklılığı sıfıra eşit (P_0-P^*= 0) koşullarından hiçbirinin gerçekleşmemesi koşulu ile α'nın işaretinin pozitif olması histeri etkisinin varlığını gösterecektir. Analiz yönteminde işsizlik oranlarında histeri etkisi varlığının olmaması veya deterministik dengenin var olabilmesi için serilerin eski denge noktasına dönme eğiliminde olması gerekmektedir. Anlamlı derecede histerinin varlığı durumunda, doğal işsizlik oranlarını belirleyen faktörler nedeniyle, işsizlik oranlarındaki şokun etkisi kalıcı olacaktır. Bu nedenle işsizlik histerisi şokun kalıcılığını ölçmek yoluyla tespit edilebilir (Koustas ve Veloce, 1996: 823).

3. Literatür Özeti

Literatürde işsizliği konu edinen çalışmalarda çok çeşitli yaklaşımlar söz konusu iken, işsizlik oranlarının seyrini ele almada iki yaklaşım mevcuttur. Bu yaklaşımlardan ilki işsizliğin uzun dönem denge düzeyinin belirleyicilerine (işsizliğin denge değerleri arasındaki hareket) odaklanmaktadır. Diğer yaklaşım ise; işsizliğin iki denge durumu arasındaki hareketlerin davranışıyla ilgilenmektedir. Ekonometrik olarak bu iki yaklaşımı ayırt eden yöntem, serilerin bütünleşme derecesini belirlemekten geçmektedir. Bundan dolayı eğer işsizlik oranları ℓ(I) ise, yani birim kök içeriyorsa seriyi etkileyen şoklar kalıcı etkiye sahip olacak ve işsizlik başka bir denge değerine yükselecektir. Böyle bir durumda politikacılar işsizlik oranlarını orijinal düzeyine döndürmeye çalışacaklardır. Diğer taraftan, eğer işsizlik oranları I(0) ise şokun etkisi geçici olmayacak ve sonuç olarak politikacılar bir şey yapmayacaktır. Çünkü işsizlik denge değerine geri dönecektir (Gil-Alana, 2002: 465). Burada, işsizliğin eski seviyesine dönmemesini ifade eden histeri konulu çalışmalardan genel bir özet sunulacaktır.

Jones ve Manning (1992), İngiltere'de 1967-1987 dönemi için 10 alt bölgeyi kapsayan ve hata düzeltme modeli kullandıkları çalışmalarında uzun dönemde histeri etkisinin varlığını tespit etmişlerdir. Gren (1992), işsizlik histerisini çalışanların iş kaybı maliyetinden etkilendiği içsel ve dışsal dinamiklere dayanan bir model ile ince-

lemiştir. 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.

Koustas ve Veloce (1996), 1942-1992 dönemi için ARFIMA modelini kullandığı çalışmasında Kanada'da işsizlik histerisinin varlığını ve histeri etkisinin erkek işçilerde daha belirgin olduğunu bulmuştur. Roed (1999), 16 OECD ülkesine yönelik yaptığı çalışmada Almanya, İngiltere ve Kanada ülkeleri için histeri etkisinin var olduğunu, fakat 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 etkisinin mevcut olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Gil-Alana (2002), ARFIMA modeli kullandığı çalışmasında 1966-2002 yılları için Kanada ekonomisinde işsizlik üzerindeki şokların kalıcılığına yönelik araştırmasında 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 işsizlik 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 oranının 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 dönemini kapsayan aylık veriler kullandıkları çalışmalarında 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 vd. (2006), Bayesyen ARFIMA modeli kullandıkları çalışmasında 1976-1998 dönemi için Kanada ekonomisinde işsizlik üzerindeki şokların kalıcılığını araştırmışlardır. Onlar kısa ve orta dönemde histeri etkisinin varlığını tespit etmişler fakat uzun dönemde bu etkinin kaybolduğunu bulmuşlardır. Gustavsson ve Österholm (2006), Avustralya, Finlandiya, Kanada, İsveç ve ABD ekonomisi için aylık seriler kullandıkları çalışmalarında birim kök testine dayanan çalışmasında histeri etkisinin varlığına dair zayıf kanıtlar olduğunu tespit etmişlerdir.

Türkiye ekonomisinde histeri etkisinin varlığına yönelik araştırmalarda Küçükkale (2001), işsizlik oranları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi açıklayan Phillip eğrisi denklemine Kalman Filtreleme tekniği kullanarak, 1950-1995 dönemi için histeri etkisinin varlığını tespit etmiştir. Pazarlıoğlu ve Çevik (2005), 1988-2004 dönemi için enflasyon ve işsizlik oranları arasındaki ilişkiye dayanarak işsizlik oranlarının zirve yaptığı değerleri kullanarak oluşturulan Ratchet model ile histeri etkisinin varlığını tespit etmiş olup, doğal işsizlik oranının cari işsizlik oranını izlediğini bulmuşlardır. Pazarlıoğlu ve Çevik (2007), Ratchet model kullandıkları çalışmanın veri dönemini 1939-2005 olarak genişleterek Atatürk sonrası dönem için işsizlik oranlarında histeri etkisinin varlığını tespit etmişlerdir. Barışık ve Çevik (2007a, 2007b), 1923-2005 dönemi için parametrik ve yarı parametrik güçlü hafıza modelleri kullandıkları çalışmalarında genel işsizlik oranları üzerinde histeri etkisinin varlığını ispatlamışlardır.

4. Ekonometrik Yöntem

4.1. Birim Kök Testleri

İşsizlik oranları üzerindeki kalıcılığın veya başka bir ifadeyle histeri etkisinin varlığını tespit edebilmenin en basit yolu serilere birim kök testi uygulamaktır. Birim kök testlerinden elde edilen sonuçlara göre eğer işsizlik oranları birim kök içeriyorsa, yani ekonomide yaşanan şoklardan sonra ortalamasına geri dönme eğilimi göstermiyorsa, histeri etkisinin varlığı kabul edilir. Diğer taraftan eğer işsizlik oranları birim kök testi sonucuna göre durağan olarak elde edilirse histeri etkisinin varlığı ret edilmiş olacak ve uzun dönemde işsizlik oranları ortalamasına dönme eğilimi gösterecektir. Bu amaçla sektörel işsizlik histerisini araştırmak için ilk olarak Phillip ve Perron (1988) tarafından geliştirilen PP birim kök testi ve Kwiatkowski vd. (1992) tarafından geliştirilen KPSS birim kök testi uygulanmıştır. Barkoulas ve Baum (1997), PP ve KPSS

testlerinin sıfır hipotezinin ret edilmesi durumunda serinin I(0) veya I(1) özelliğini net bir şekilde göstermediğini ve parçalı bütünleşmeyi göz önünde bulunduran alternatif yöntemlerin uygulanması gerektiğini belirtmişlerdir. Bu nedenle serilerin parçalı yapıda olduğunu gösteren iki birim kök testi ile bütünleşme dereceleri araştırılmıştır.

Bunun yanı sıra geleneksel birim kök testleri yerel trend durağan alternatiflere karşı düşük güce sahip olduğu için ve serilerde yapısal kırılmanın varlığı durumunda sahte birim kök bulmaya meyilli olduğundan dolayı eleştirilmektedir. McCallum (1986), Diebold ve Rudebusch (1991), Dejong v.d. (1992) bu eleştirileri içeren çalışmalara örneklerdir. Bu nedenle birim kök testlerinin yanında yapısal kırılma testlerinin yapılması gerekmektedir.

4.2. Bai-Perron Çoklu Yapısal Kırılma Testi

Bai ve Perron (1998), serilerde çoklu yapısal kırılmayı test edebilmek için alternatif bir yöntem önermişlerdir. Bai ve Peron (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:

$$y_t = x'_t\beta + z'_t\delta_1 + u_t,\ t = 1, \ldots, T_1$$
$$y_t = x'_t\beta + z'_t\delta_2 + u_t,\ t = T_1 + 1, \ldots, T_2 \quad (4.1)$$
$$y_t = x'_t\beta + z'_t\delta_{m+1} + u_t,\ t = T_m + 1, \ldots, T_2$$

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

Bai Perron (2003), kırılma sayısının belirlenmesinde aşağıdaki testleri önermiştir:

• Sıfır hipotezin kırılma yoktur, alternatif hipotezin k kadar kırılma vardır şeklinde oluşturulduğu $SupF_T(k)$ istatistiği,

• Sıfır hipotezin kırılma yoktur, alternatif hipotezin en fazla M ($1 \leq m \leq M$) kadar bilinmeyen kırılma olduğu UDmax ve WDmax duble maksimum testleri,

• Sıfır hipotezin ℓ, alternatif hipotezin ℓ+1 kırılma şeklinde oluşturulduğu ardışık (sequential) $supF_T(\ell+1|l)$ testidir.

Bai 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 tarafın-

dan geliştirilen ardışık $supF_T(\ell+1|\ell)$ testine dayanan ardışık (sequential) model seçme kriterlerini önermiştir. BP kırılma sayısının belirlenmesinde ilk olarak $SupF_T(k)$, UDmax ve WDmax testlerine bakılmasını önermişlerdir. Bu testlerin anlamlı olması seride en az bir kırılmanın varlığını belirtmektedir. Birden fazla kırılmanın tespiti için $SupF_T(\ell+1|\ell)$ testine bakılmalıdır.

5. Güçlü Hafıza Modelleri

Birim kök testleri serilerin bütünleşme derecelerinin sıfır veya bir gibi tam sayı değerli olmasıyla ilgilenmektedir. Bunun yanı sıra literatürde güçlü hafıza modelleri olarak bilinen modeller serilerin bütünleşme derecelerini parçalı olarak göz önünde bulundurduğundan, bütünleşme derecesini belirlemede daha esnek sonuçlar vermektedir. Bu nedenle histeri etkisinin varlığını belirlemede birim kök testlerinin yanında güçlü hafıza modelleri uygulanmıştır. 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;

$$\Phi(L)(1 - L)Y_t = \Theta(L)\varepsilon_t \leq \qquad (5.1)$$

burada L gecikme operatörü, ε_t normal dağılımlı hata terimi ve,

$$\Phi(L) = 1 - \phi_1 L + \ldots + \theta_1 L^q$$

$$\Theta(L) = 1 + \theta_1 L + \ldots + \theta_q L^q$$

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 (5.1)'in genelleştirilmiş halini önermektedir. ARFIMA model aşağıdaki gibi yazılmaktadır;

$$\Phi(L)(1 - L)^d Y_t = \Theta(L)\varepsilon_t,\ \varepsilon_t \sim (0,\sigma_2\varepsilon) \quad (5.2)$$

burada d reel sayı olan bütünleşme parametresidir. Denklem (5.2)'nin polinominal 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.

$$(1-L)^d = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!}L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!}L^3 + \ldots \quad (5.3)$$

Denklem (5.2) için 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 $d \in (0, 0.5)$ ise, Y_t serisi hala durağan fakat otokorelasyonlar toplanamayacak şekilde çok yavaş azalacaktır. Eğer d [0.5, 1) ise, Y_t serisi durağan değil fakat ortalamaya dönme eğilimindedir; çünkü sistemi etkileyen herhangi bir şok uzun dönemde ortadan kaybolacaktır.

Son olarak eğer d≥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).

Serilerde parçalı bütünleşme parametresini belirlemek amacıyla parametrik ve yarı parametrik olarak adlandırılan yöntemler kullanılmaktadır. Parametrik yöntemlerde model formunun doğru belirlenmesi önemli bir sorun teşkil ettiğinden, çalışmada log-periodogram yöntemine dayanan yarı parametrik yöntemler tercih edilmiştir. Yarı parametrik yöntemler arasında literatürde en fazla kullanılanı Geweke ve Porter-Hudak (1983) (GPH) tarafından geliştirilen log-periodogram yöntemidir. Bununla birlikte, GPH yönteminin bir takım sorunlar içermesinden dolayı çalışmada GPH yöntemi ile birlikte Phillips (1999a ve 1999b) tarafından geliştirilen modifiye edilmiş log-periodogram yöntemi birlikte uygulanmış ve elde edilen sonuçların sağlamlılığı araştırılmıştır.[1]

5.1. Geweke ve Porter-Hudak Yarı Parametrik Yöntem

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

$$(1-L)^d Y_t = u_t \qquad (5.4)$$

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):

$$Y_j = \alpha - dZ_j + \varepsilon_j,\ j = 1, 2, 3, \ldots, m \qquad (5.5)$$

burada, $Y_j = \log I(\lambda_j)$, $Z_j = \log\left[4\sin^2\left(\frac{\lambda_j}{2}\right)\right]$,

$m = T^{\lambda}$ ve $\varepsilon_t \sim$ i.i.d.$(0,\pi^2/6)$ olarak tanımlanır. d bütünleşme derecesi Y_j'nin Z_j (j=1, 2, …, m) üzerine regresyonu ile eldedilir. m ordinat sayısı olup $T \to \infty$ iken $m/T \to 0$ ağlamak üzere T'nin bir fonksiyonudur. $I(\lambda_j)$ periodogram olup

$$I(\lambda_j) = \frac{1}{2\pi T}\left|\sum_{t=1}^{T} Y_t \varepsilon^{it\lambda_j}\right|^2$$

biçiminde tanımlanmaktadır ve

---

1 GPH yöntemiyle ilgili eleştiriler için bkz. Agiakoglu vd. (1993)

$\lambda_j = \frac{2\pi j}{T}$ (j=1,2,…,m) şeklinde ifade edilir. GPH, d∈ (–0.5, 0) olduğunda T → ∞ iken $(\log T)^2/m \to 0$ ise m gibi bir dizinin olduğunu tartışmıştır.

5.2. Modifiye Edilmiş Log-Periodogram Yöntemi

Phillips (1999a ve 1999b), d parametresi için birim kök durumunda da tutarlı sonuçlar veren GPH yönteminin geliştirilmiş hali olan "Modifiye Edilmiş Log-Periodogram" (MLP) yöntemini geliştirmiştir. MLP tahmini aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$\hat{d} = 0.5 \frac{\sum_{j=I}^{m} y_j \log I_u(\lambda_j)}{\sum_{j=I}^{m} y_j^2} \qquad (5.6)$$

$$\text{burada } y_j = \left\{ \log\left|1 - \varepsilon^{i\lambda_j}\right| - m^{-1} \sum_{j=1}^{m} \log\left|1 - \varepsilon^{i\lambda_j}\right| \right\}$$

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

Yarı parametrik yöntemlerde testin gücü açısından λ'nın seçimi önemli rol oynamaktadır. Bununla birlikte literatürde ordinat sayısının belirlenmesinde tam bir mutabakat sağlanamamıştır. GPH, d parametresinin durağan bölgesi için λ'nın 0.5 ile 0.6 aralığında olması gerektiğini önermişlerdir. Kim ve Phillips (2000) simülasyon çalışmalarına dayanan deneylerde λ'nın 0.7 ile 0.8 arasındaki değerlerde etkin tahminler verdiğini elde etmişlerdir.

Uygulamada Hurvich vd. (1998) tarafından geliştirilen ve ortalama hata karesini minimize eden m değerinin belirlenme yöntemi seçilmiştir. Hurvich vd. (1998), ortalama hata karesini minimize eden ordinat sayısının aşağıdaki gibi olduğunu tespit etmişlerdir:

$$m^{opt} = \left(\frac{27}{128\pi^2}\right)^{1/2} \left|\frac{f(0)}{f''(0)}\right|^{2/5} T^{4/5} \qquad (5.7)$$

burada f(·) serinin spektral yoğunluğunun I(0) bileşenini ifade etmektedir. f(·) yerine AR(1) sürecinin spektral yoğunluğu yazılırsa veriye bağlı olarak parametre seçme yöntemi kolayca oluşturulabilir:

$$m^* = \left(\frac{27}{128\pi^2}\right)^{1/5} \left|\frac{(1-\hat{r})^2}{-2\hat{r}}\right|^{2/5} T^{4/5} \qquad (5.8)$$

burada $\hat{r}$ serinin birinci dereceden korelasyon katsayısıdır. m* kesikli olarak aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$m^* = \begin{cases} [\underline{m}], & \text{eğer } m^* < \underline{m} \\ [m^*], & \text{eğer } \underline{m} \le m^* \le \bar{m} \\ [\bar{m}], & \text{eğer } \bar{m} < m^* \end{cases}$$

burada [m] m'in tam sayı kısmını göstermekte $\underline{m} = 0.06T^{4/5}$ ve $\bar{m} = 1.2T^{4/5}$ değerine eşittir (Hurvich v.d. 1998, Dittman 1998).

6. Veri ve Çözümleme Sonuçları

Türkiye için sektörlere ait işsizlik oranlarında histeri etkisinin varlığını araştırmak için birim kök testleri, yarı parametrik güçlü hafıza modelleri ve yapısal kırılma testleri uygulanmıştır. Türkiye İstatistik Kurumu'un (TÜİK) yapmış olduğu sınıflamaya göre dokuz sektöre ait veriler TÜİK'in resmi internet adresinden temin edilmiştir. Veriler üçer aylık olup 1988Q3 ile 2007Q2 yılları arasını kapsamakta ve Tramo yöntemiyle mevsimsel etkilerden arındırılmıştır.

6.1. Birim Kök Test Sonuçları

Histerinin varlığı tespit edebilmek için yapılan PP ve KPSS birim kök testi sonuçları Tablo 1'de verilmiştir. PP testinden elde edilen sonuçlara göre, Elektrik ve Madencilik sektörlerine ait işsizlik oranları %1 önem düzeyinde durağan olarak elde edilirken, Toplum Hizmetleri, İmalat, İnşaat, Mali Kurumlar, Toptan ve Perakendecilik, Tarım ve Ulaştırma sektörlerine ait işsizlik oranlarında birim kökün varlığı tespit edilmiş ve bütünleşme dereceleri bir olarak tespit edilmiştir. Bu sektörlere ait işsizlik oranlarının birim kök içermesi histeri etkisinin varlığını belirtmektedir. KPSS testi sonuçlarına göre tüm sektörlere ait işsizlik oranları %1 önem düzeyinde düzey değerlerinde durağan olarak elde edilmiştir. Bunun yanı sıra Toplum Hizmetleri, İmalat, İnşaat, Mali Kurumlar, Toptan ve Perakendecilik, Tarım ve Ulaştırma sektörleri için

Tablo 1 : *PP ve KPSS Birim Kök Testleri*

Sektörler[2]	**PP**		**KPSS**	
	Düzey Değerler	**Birinci Farklar**	**Düzey Değerler**	**Birinci Farklar**
Elektrik, Gaz ve Su	-3.966*	-16.032*	0.151*	0.254*
Toplum Hizmetleri, Sosyal ve Kişisel Hizmetler	-2.995	-11.352*	0.145*	0.088*
İmalat Sanayi	-2.306	-8.343*	0.116*	0.084*
İnşaat ve Bayındırlık İşleri	-2.291	-10.051*	0.120*	0.078*
Madencilik ve Taşocakçılığı	-5.311*	-27.924*	0.098*	0.291*
Mali Kurumlar, Sigorta, Taşınmaz Mallara Ait İşler ve Kurumları	-1.928	-10.392*	0.094*	0.060*
Toptan ve Perakende Ticaret, Lokanta ve Oteller	-1.569	-7.500*	0.136*	0.077*
Tarım, Ormancılık, Avcılık ve Balıkçılık	-3.001	-9.804*	0.152*	0.035*
Ulaştırma, Haberleşme ve Depolama	-2.359	-8.659*	0.143*	0.052*

* %1 önem düzeyinde durağanlığı belirtmektedir.

2 Bundan sonraki tablolarda sektör isimleri kısaltmalar yapılarak kullanılacaktır.

PP ve KPSS test sonuçlarının birbirleriyle çelişmesi serilerin bütünleşme derecelerinin araştırılması için alternatif testlerin yapılmasını belirtmektedir.

Bunun yanı sıra ele alınan dönem içinde Türkiye ekonomisi 1994 ve 2001 yıllarında olmak üzere iki büyük ekonomik kriz yaşamıştır. Ekonomide yaşanan krizler işsizlik serilerinde büyük değişimler yapmakta olup, sahte birim kök sorunu doğurmaktadır. Bu nedenle birim kök testlerinin yanında yapısal kırılma testlerinin yapılması gerekmektedir.

6.2. Yapısal Kırılma Düzeltilmeden Önce Log-periodogram Regresyon Sonuçları

GPH ve MLP yöntemleri ile elde edilen sonuçlar Tablo 2'de verilmiştir. Sektörlere ait işsizlik oranlarının bütünleşme parametresi tahmin değerleri her iki yönteme göre birbirine oldukça yakın elde edilmiştir. GPH yönteminden elde edilen sonuçlara göre, Elektrik, Madencilik ve Tarım sektörlerine ait işsizlik oranlarının bütünleşme parametre tahmincileri %1 önem düzeyinde istatistiksel olarak birden küçük bulunmuştur. MLP yöntemine göre ise Elektrik ve Madencilik sektörlerine ait işsizlik oranlarının bütünleşme derecesi %1, Tarım sektörüne ait işsizlik oranlarının bütünleşme derecesi %5 önem düzeyinde istatistiksel olarak birden küçük elde edilmiştir. Bütünleşme parametresinin istatistiksel olarak birden küçük olması bu sektörlere ait işsizlik oranları üzerinde histeri etkisinin olmadığını göstermektedir. Bununla birlikte Toplum Hizmetleri, İmalat Sanayi, İnşaat, Mali Kurumlar, Toptan ve Perakende ve Ulaştırma sektörlerine ait işsizlik oranları için bütünleşme parametresi %1 önem düzeyinde istatistiksel olarak bire eşit elde edilmiştir. Bütünleşme derecesinin bire eşit olması bu sektörlere ait işsizlik oranlarının birim kök içerdiğini ve buna bağlı olarak histeri etkisinin varlığını işaret etmektedir. Elde edilen bu sonuçlara göre, Toplum Hizmetleri, İmalat Sanayi, İnşaat, Mali Kurumlar, Toptan ve Perakende ve Ulaştırma sektörü işsizlik oranlarında histeri etkisi mevcuttur ve ekonomide yaşanan şoklardan sonra bu sektörlere ait işsizlik oranlarının ortalaması yükselmektedir.

Bununla birlikte gerek birim kök testleri gerekse güçlü hafıza model çözümlemeleri serilerde gerçekleşen yapısal kırılmalara göre sahte birim kök ve sahte güçlü hafıza sürecine neden olduklarından dolayı eleştirilmektedir. 1994 ve özellikle 2001 yılında gerçekleşen ekonomik krizler Türkiye ekonomisindeki sosyal ve ekonomik değişkenlerin tümünü olumsuz yönde etkilediğinden, işsizlik oranları üzerinde de etkili olmuştur. Bu nedenle yaşanan bu krizlerin sektörlere ait işsizlik oranları üzerinde kalıcı bir etki bırakıp bırakmadığı diğer bir ifadeyle işsizlik oranları serisinde yapısal kırılmaya neden olup olmadığı Bai-Perron testi ile araştırılmıştır.

Tablo 2: *Yapısal Kırılma Düzeltilmeden Önce Log-periodogram Regression Sonuçları*

	λ		GPH	MLP
Elektrik	**0.77**	$\hat{d}$	0.520	0.411
		s.hata	(0.157)	(0.123)
		p-değeri	[0.002]	[0.000]
Toplum Hizmetleri	**0.72**	$\hat{d}$	0.961	0.904
		s.hata	(0.178)	(0.136)
		p-değeri	[0.825]	[0.483]
İmalat Sanayi	**0.85**	$\hat{d}$	1.025	0.954
		s.hata	(0.137)	(0.102)
		p-değeri	[0.853]	[0.655]
İnşaat	**0.76**	$\hat{d}$	0.870	0.736
		s.hata	(0.163)	(0.125)
		p-değeri	[0.423]	[0.036]
Madencilik	**0.70**	$\hat{d}$	0.423	0.228
		s.hata	(0.188)	(0.139)
		p-değeri	[0.002]	[0.000]
Mali Kurumlar	**0.74**	$\hat{d}$	1.174	0.945
		s.hata	(0.170)	(0.13)
		p-değeri	[0.307]	[0.672]
Toptan ve Perakende	**0.74**	$\hat{d}$	1.091	1.12
		s.hata	(0.170)	(0.13)
		p-değeri	[0.591]	[0.358]
Tarım	**0.76**	$\hat{d}$	0.513	0.724
		s.hata	(0.163)	(0.123)
		p-değeri	[0.003]	[0.025]
Ulaştırma	**0.85**	$\hat{d}$	0.954	1.03
		s.hata	(0.137)	(0.102)
		p-değeri	[0.739]	[0.768]

( ) İçindeki değerler elde edilen tahmin değerlerin asimptotik standart hatalarıdır. [ ] içindeki değerler sıfır hipotezin d = 1 alternatif hipotezin d ≠ 1 şeklinde kurulduğu test istatistiğinin sıfır hipotezini kabul etme olasılığı değeridir.

6.3. Bai-Perron Çoklu Kırılma Test Sonuçları

Ele alınan dönem içinde sektörlere ait işsizlik oranları için yapısal kırılmanın varlığı Bai-Perron testi ile araştırılmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 3 ve 4'te verilmiştir. Tablo 3 kırılmanın varlığını tespit etmede kullanılan test istatistiklerini ve bilgi kriter-

lerine göre seçilen kırılma sayılarını göstermektedir. Tablo 4 ise, belirlenen kırılma sayısına göre işsizlik oranlarının kırılma dönemlerini ve ortalamalarındaki değişimi göstermektedir.

Tablo 3 ve 4'teki sonuçlar birlikte değerlendirildiğinde Elektrik sektörüne ait işsizlik oranları için $SupF_T(1)$ ve $SupF_T(2)$ istatistikleri %10, $SupF_T(3)$ istatistiği %5, UDmax istatistiği %10 ve WDmax istatistiği %5 önem düzeyinde anlamlı elde edilmiştir. Bu durum bize işsizlik oranlarında en az bir kırılmanın varlığına işaret etmektedir. Birden fazla kırılmanın varlığı için $SupF_T(l+1|l)$ testi uygulanmış ve l=1, 2 için $SupF_T(l+1|l)$ istatistikleri istatistiksel olarak anlamlı değildir. Kırılma testi sonuçlarına göre, Elektrik sektörüne ait işsizlik oranları için tek kırılma mevcuttur ve kırılma yılı 1992 yılının ikinci çeyreği olarak belirlenmiştir.[3]

Toplum Hizmetleri sektörüne ait işsizlik oranları için tek kırılma tespit edilmiş ve kırılma dönemi 2001 yılının dördüncü çeyreği olarak belirlenmiştir. İmalat sanayine ait işsizlik oranlarının ortalamasında tek kırılma mevcuttur ve kırılma dönemi 2001 yılının ilk çeyreğidir. İnşaat sektörüne ait işsizlik oranları için tek kırılma mevcuttur ve kırılma dönemi 2001 yılının ikinci çeyreğidir. Madencilik sektöründe 2001 yılının ikinci

Tablo 3: *Bai-Perreon Çoklu Kırılma Testi Sonuçları*

Sektör / İstatistik	Elektrik	Toplum Hizmetleri	İmalat Sanayi	İnşaat	Madencilik	Mali Kurumlar	Toptan ve Perakende	Tarım	Ulaştırma
$SupF_T(1)$	7.745***	27.479*	43.660*	27.358*	19.213*	27.985*	114.775*	18.015*	34.212*
$SupF_T(2)$	6.129***	21.478*	22.820*	16.806*	8.957*	24.843*	84.307*	14.253*	23.283*
$SupF_T(3)$	5.775**	16.003*	18.106*	10.688*	9.657*	17.458*	93.465*	9.898*	16.362*
UDmax	7.745***	27.479*	43.660*	27.358*	19.213*	27.985*	114.775*	18.015*	34.212*
WDmax	9.347**	29.242*	43.660*	27.358*	19.213*	33.823*	169.600*	19.405*	34.212*
$SupF_T(21)$	4.490	1.301	0.2595	1.440	0.168	0.430	0.315	1.802	1.494
$SupF_T(32)$	0.409	2.123	0.000	0.000	0.037	0.251	0.254	4.522	0.000
Bilgi Kriterlerine Göre Kırılma Sayısı									
Sequential	1	1	1	1	1	1	1	1	1
LWZ	1	1	1	1	1	1	1	1	1
BIC	1	3	1	1	1	1	1	2	1

1) Model spesifikasyonu $z_t=\{1\}$, q=1, p=0, h=15 , m=3 ve ε=0.20 olarak belirlenmiştir.

2) *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerindeki kırılmanın varlığını belirtir.

3 Diğer sektörlere ait işsizlik oranları için BP testi sonuçlarının yorumlanması benzer şekildedir. Yer kazanmak amacıyla bundan sonra sadece kırılma sayısı ve dönemi yorumlanacaktır.

Tablo 4: *Çoklu Kırılma İçin Model Tahminleri*

Elektrik, Gaz ve Su			
$\hat{\delta}_1$	10.047 (2.097)	$\hat{T}_1$	1992Q2 [1991Q4 1996Q3]
$\hat{\delta}_2$	3.994 (0.452)		
Toplum Hizmetleri, Sosyal ve Kişisel Hizmetler			
$\hat{\delta}_1$	3.869 (0.240)	$\hat{T}_1$	2001Q4 [2001Q3 2005Q1]
$\hat{\delta}_2$	5.346 (0.140)		
İmalat Sanayi			
$\hat{\delta}_1$	7.113 (0.481)	$\hat{T}_1$	2001Q1 [2000Q4 2002Q4]
$\hat{\delta}_2$	11.014 (0.327)		
İnşaat ve Bayındırlık İşleri			
$\hat{\delta}_1$	13.237 (0.905)	$\hat{T}_1$	2001Q2 [1999Q3 2001Q4]
$\hat{\delta}_2$	25.917 (2.140)		
Madencilik ve Taşocakçılığı			
$\hat{\delta}_1$	5.052 (0.517)	$\hat{T}_1$	2001Q2 [2000Q1 2004Q1]
$\hat{\delta}_2$	8.428 (0.556)		
Mali Kurumlar, Sigorta, Taşınmaz Mallara Ait İşler ve Kurumları, Yardımcı İş Hizmetleri			
$\hat{\delta}_1$	5.909 (0.612)	$\hat{T}_1$	2001Q1 [2000Q3 2003Q3]
$\hat{\delta}_2$	10.094 (0.483)		
Toptan ve Perakende Ticaret, Lokanta ve Oteller			
$\hat{\delta}_1$	6.056 (0.332)	$\hat{T}_1$	2001Q1 [2000Q4 2002Q1]
$\hat{\delta}_2$	10.007 (0.148)		
Tarım, Ormancılık, Avcılık ve Balıkçılık			
$\hat{\delta}_1$	1.537 (0.173)	$\hat{T}_1$	2002Q3 [2001Q1 2004Q2]
$\hat{\delta}_2$	2.987 (0.289)		
Ulaştırma, Haberleşme ve Depolama			
$\hat{\delta}_1$	5.872 (0.390)	$\hat{T}_1$	2001Q4 [2001Q1 2003Q1]
$\hat{\delta}_2$	9.644 (0.502)		

1 ( ) değerler (seri korelasyon ve değişen varyans için düzeltilmiş) katsayıların standart hatalarıdır. [ ] değerler kırılma yılları için % 90 önem düzeyinde güven aralıklarıdır.

çeyreğinde olmak üzere tek kırılma mevcuttur. Mali Kurumlar sektöründe 2001 yılının ilk çeyreğinde olmak üzere tek kırılma tespit edilmiştir. Toptan ve Perakende sektöründe 2001 yılının ilk çeyreğinde olmak üzere tek kırılma mevcuttur. Tarım sektöründe 2002 yılının üçüncü çeyreğinde olmak üzere tek kırılma mevcuttur. Son olarak Ulaştırma sektöründe 2001 yılının dördüncü çeyreğinde olmak üzere yapısal kırılma mevcuttur.

6.4. Yapısal Kırılma Düzeltildikten Sonra Log-periodogram Regresyon Sonuçları

Choi ve Zivot (2006) yapmış oldukları çalışmalarında serilerde yapısal kırılmanın varlığının sahte güçlü hafızaya neden olabileceğini tespit etmişlerdir. Onlar seriyi sahte güçlü hafızanın etkisinden arındırmak için Bai-Perron testinden elde edilen ve yapısal kırılmanın etkisinden arındırılmış seriyi belirten hata terimlerini $\hat{u} = y_t - \hat{\delta}_j$ şeklinde elde etmişler ve bu detrending seri için tekrar log-periodogram regresyon uygulamışlardır. Aynı yöntem takip edilerek sektörlere ait detrending işsizlik oranları elde edilerek log-periodogram regresyon modelleri uygulanmıştır. GPH ve MLP yöntemleri ile elde edilen sonuçlar Tablo 5'te verilmiştir.

Detrending işsizlik oranları için elde edilen bütünleşme parametresi tahmin değerleri beklenildiği gibi düşüş göstermiştir. Örneğin; Elektrik sektörüne ait bütünleşme parametresi yapısal kırılmanın etkisi düzeltilmeden önce 0.411 ile 0.520 değerleri arasında elde edilmişken, yapısal kırılma düzeltildikten sonra 0.076 ile 0.098 değerleri arasında elde edilmiştir. Diğer sektörlere ait işsizlik oranları için de benzer durumlar söz konusudur.

Sektörel işsizlik oranı serilerinde yapısal kırılmanın etkisi düzeltildikten sonra GPH yöntemiyle elde edilen sonuçlara göre Toplum Hizmetleri, İmalat Sanayi, Mali Kurumlar ve Toptan ve Perakende sektörlerine ait işsizlik oranları için birim kök vardır (veya histeri etkisi mevcuttur) şeklinde kurulan sıfır hipotez %1 önem düzeyinde ret edilememiştir. MLP yöntemiyle elde edilen sonuçlara göre ise, sadece İmalat Sanayi ve Mali Kurumlar sektörlerine ait işsizlik oranları için birim kök vardır (veya histeri etkisi mevcuttur) şeklinde kurulan sıfır hipotez %1 önem düzeyinde ret edilememiştir.

Çalışmanın amacında her iki yöntemin kullanılmasının nedeni olarak elde edilen sonuçların sağlamlığını kuvvetlendirmek olduğundan, her iki yöntemin ortak bulgularına göre sektörler için histeri etkisinin varlığı yorumlanmıştır. Bu açıdan değerlendirildiğinde sadece İmalat Sanayi ve Mali Kurumlar sektörlerine ait işsizlik oranları için her iki yöntemde histeri etkisinin varlığı tespit edilmiştir. Diğer bir ifadeyle İmalat Sanayi ve Mali Kurumlar sektörleri dışındaki tüm sektörlere ait işsizlik oranları için histeri etkisinin varlığı tespit edilememiştir. Bu sonuçlar Toplum Hizmetleri, İnşaat, Toptan ve Perakende, Ulaştırma sektörlerine ait işsizlik oranlarının kırılma ile birlikte durağan olduğunu İmalat ve Mali Kurumlar sektörlerine ait işsizlik oranlarını 2001 krizinden etkilense dahi histeri etkisinin var olduğunu göstermektedir.

7. Sonuç

Türkiye ekonomisinin 2001 yılından itibaren sektörel bazda farklı oranlarda büyümesine rağmen işsizlik oranlarının düşürül-

Tablo 5: *Yapısal Kırılma Düzeltildikten Sonra Log-periodogram Regresyon Sonuçları*

	λ		GPH	MLP
Elektrik	0.75	$\hat{d}$	0.076	0.098
		s.hata	(0.166)	(0.125)
		p-değeri	[0.000]	[0.000]
Toplum Hizmetleri	0.73	$\hat{d}$	0.644	0.643
		s.hata	(0.174)	(0.130)
		p-değeri	[0.041]	[0.006]
İmalat Sanayi	0.76	$\hat{d}$	0.644	0.793
		s.hata	(0.163)	(0.123)
		p-değeri	[0.029]	[0.094]
İnşaat	0.73	$\hat{d}$	0.488	0.466
		s.hata	(0.174)	(0.130)
		p-değeri	[0.003]	[0.000]
Madencilik	0.70	$\hat{d}$	0.102	0.156
		s.hata	(0.188)	(0.139)
		p-değeri	[0.000]	[0.000]
Mali Kurumlar	0.71	$\hat{d}$	0.716	0.639
		s.hata	(0.183)	(0.139)
		p-değeri	[0.121]	[0.010]
Toptan ve Perakende	0.74	$\hat{d}$	0.645	0.608
		s.hata	(0.170)	(0.130)
		p-değeri	[0.036]	[0.003]
Tarım	0.75	$\hat{d}$	0.558	0.515
		s.hata	(0.166)	(0.128)
		p-değeri	[0.008]	[0.000]
Ulaştırma	0.77	$\hat{d}$	0.361	0.488
		s.hata	(0.166)	(0.121)
		p-değeri	[0.000]	[0.000]

( ) içindeki değerler elde edilen tahmin değerlerin asimptotik standart hatalarıdır. [ ] içindeki değerler sıfır hipotezin d=1 alternatif hipotezin d≠1 şeklinde kurulduğu test istatistiğinin sıfır hipotezini kabul etme olasılığı değeridir.

mesinde istenen başarının elde edilememesi, sektörel bazda işsizlik histerinin araştırılmasını gerekli kılmıştır. Bu amaçla bu çalışmada sektörel bazda işsizlik histerisi birim kök testleri ve güçlü hafıza modelleri ile araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, Toplum Hizmetleri, İmalat Sanayi, İnşaat, Mali Kurumlar, Toptan ve Perakende, Ulaştırma sektörlerinde işsizlik histeri gerek birim kök gerekse güçlü hafıza model-

leri ile tespit edilmiştir. Bununla birlikte serilerde gerçekleşen yapısal kırılmalar sahte güçlü hafızaya neden olmakta ve birim kök testleri ile güçlü hafıza model sonuçları yanıltıcı olabilmektedir. Bu nedenle işsizlik oranlarında olası yapısal kırılmanın varlığı Bai ve Perron tarafından geliştirilen testle araştırılmış ve kırılma testi sonuçlarına göre, Elektrik sektöründe 1992 yılında diğer sekiz sektörde ise 2001 yılında kırılmanın varlığı tespit edilmiştir. Yapısal kırılmanın etkisi ortadan kaldırıldıktan sonra elde edilen bütünleşme parametre tahminlerinin düşmesi, kırılmaların sahte güçlü hafızaya neden oldukları sonucunu destekler niteliktedir. Bu nedenle güçlü hafızanın belirlenmesinde yarı parametrik yöntemler kullanılırken ilk olarak yapısal kırılmaların varlığı araştırılmalıdır. Bununla birlikte, yapısal kırılmanın etkisini kaldırmadan önce ve sonrası için iki yönteme göre yapılan testlerde İmalat Sanayi ve Mali Kurumlar sektörüne ait işsizlik oranları için histeri etkisinin varlığı net bir şekilde ortaya konulmuştur.

Histeri etkisine göre doğal işsizlik oranı otomatik olarak işsizlik oranının yolunu izlemektedir. Eğer cari işsizlik oranı genişletici politikalarla düşürülürse otomatikman doğal işsizlik oranı da azalacaktır. Histeri etkisine göre ekonomide daha düşük işsizlik oranı yerleştikten sonra enflasyonun düşeceği görüşü hakimdir. Tersine yapısalcı görüşte olanlara göre eğer işsizliğin cari düzeyinin altına düşürülmesine izin verilirse enflasyon sürekli olarak hızlanacaktır. Histeri etkisine göre ekonomide etkili olan şokların işsizlik oranları üzerinde uzun süreli olmasında fiziksel sermayenin, beşeri sermayenin azalması ve içeridekiler-dışarıdakiler teorisi olmak üzere üç argüman ön plana çıkmaktadır. 2001 yılında yaşanan ekonomik krizin etkileri reel sektör olarak adlandırılan İmalat Sanayi ve bankaların içinde bulunduğu Mali Kurumlar sektörlerinde daha ağır olarak hissedilmiş, buna bağlı olarak pek çok işyeri kapanmak ve birçok banka fona devredilmek zorunda kalmıştır. Bu sektörlerin küçülmesi, sektörlerde fiziksel sermayenin azalmasına, bu sektörlerde çalışanların uzun süre işsiz kalmalarına bağlı olarak beşeri sermayelerini kaybetmelerine ve daha küçük bir içeridekiler gurubunun oluşmasına neden olmuştur.

Sonuç olarak, 2001 Krizinin genel işsizlik oranlarında etkin görünmesine rağmen gerçekte İmalat Sanayi ve Mali Kurumlar dışında etkin olmadığını göstermektedir. Başka bir ifade ile 2001 Krizi sonrasında 2007 ikinci çeyreğine kadar kesintisiz büyüyen bir ekonomide İmalat Sanayi ve Mali Kurumlar dışında histeri etkisi oluşmadığını göstermektedir. Bu iki sektörde 2001 krizi sonrasında etkin bir büyüme sağlanmasına rağmen, imalat sanayinin teknolojik üretime yoğunlaşması ve istihdam yaratmayan büyümenin (jobless growth) gerçekleşmesi, mali kurumlarda şubesiz bankacılığının yaygınlaşması histeri etkisinin varlığına neden olmaktadır.

KAYNAKÇA

Agiakoglu, C.; P. Newbold ve M. Wohar (1993), "Bias in an Estimator of the Fractional Difference Parameter", Journal of Time Series Analysis (14): 235-246.

Bai, J. ve Pierre Perron (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", Econometrica (66): 47-78.

Bai, Jushan ve Pierre Perron (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", Journal of Applied Econometrics (18): 1-22.

Barışık, Salih ve Emrah İsmail Çevik (2007a), "Türkiye'de İşsizlikte Histeri Etkisinin Parçalı Durağanlık Testi İle Analizi", 8. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, 24-25 Mayıs 2007, Malatya

Barışık, Salih ve Emrah İsmail Çevik (2007b), "Yapısal Kırılma Testleri ile Türkiye'de İşsizlik Histerinin Analizi: 1923-2006 Dönemi", Yayınlanmamış eser.

Barkoulas, John T. ve F. Christopher Baum (1997), "Long Memory and Forecasting in Euroyen Deposit Rates", http://fmwww.bc.edu/ec-p/WP361.pdf, Erişim Tarihi: 04.05.2007.

Blanchard, Oliver Jean (1991), "Wage Bargaining and Unemployment Persistence", Journal of Money, Credit and Banking (23): 277-292.

Camero, Mariam, Carrion-i-Silvestre Josep Luis ve 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.

Chang, Tsangyao, Kuei-Chiu Lee, Chien-Chung Neih ve Ching-Chun Wei (2005), "An Empirical Note on Testing Hysteresis in Unemployment for Ten European Countries: Panel SURADF Approach", Applied Economics Letters (12): 881-886.

Choi, Kyongwook ve Eric Zivot (2007), "Long Memory and Structural Changes in The Forward Discount: An Emprical Investigation", Journal Of International Money And Finance (26): 342-363.

Cobham, David ve Steve Williams (1998), "Hysteresis, the Phillips Curve and the Cost of Monetary Union", Applied Economics Letters (5): 477-480.

Crato, Nuno ve Philip Rothman (1996), "Measuring Hysteresis in Unemployment Rates with Long Memory Models", Http://Core.Ecu.Edu/Econ/Rothmanp/Urlm01.Pdf, Erişim Tarihi: 10.01.2007

Cross, Rod (1990), "Unemployment, Hysteresis and the Natural Rate Hypothesis", Reviewed: J. Luis Guasch, Journal of Economic Literature (28): 107-108.

Dejong, D. N.; J. C. Nankervis; N. E. Savin ve C. H. Whiteman (1992), "Integration versus Trend Stationarity in the Time Series", Econometrica (60): 423-433.

Diebold, F. X. ve G. D. Rudebusch (1989), "Long Memory and Persistence in Aggregate

Output", Journal of Monetary Economics (24): 189-209.

Dittman, Ingolf (1998), "Residual-Based Tests for Fractional Cointegration: A Monte Carlo Study", Journal of Time Series Analysis (21): 615-647.

Dornbusch, Rodiger ve Stanley Fisher (1994), Macro Economics, Sixth Edition, Mc Graw Hill.

Geweke, J.ve S. Porter-Hudak (1983), "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Modals", Journal of Time Series Analysis (4): 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 (16): 465-477.

Gil-Alana, Luis (2002), "Modeling The Persistence of Unemployment in Canada", International Review of Applied Economics (16): 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 (1): 15-39.

Gren, Francis (2002), "Unemployment Hysteresis and The Worker Discipline Effect", European Journal of Political Economy (8): 543-556.

Gustavsson, Magnus and Par Österholm (2006), "Hysteresis and non-Linearities in Unemployment Rates", Applied Economics Letters (13): 545-548.

Hosking, J.R.M. (1981), "Fractional Differencing", Biometrika (68): 165-76.

Hurvich, 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 (16): 17-41.

Jones, D.R. and D.N. Manning (1992), "Long Term Unemployment, Hysteresis and the Unemployment-Vacancy Relationship: A Regional Analysis", Regional Studies (26): 17-29.

Kim, C. S. and P. C. B. Phillips (2000), "Modified Log-Periodogram Regression", Yale University Working Paper.

Koustas, Zisimos and William Veloce (1996), "Unemployment Hysteresis in Canada: An Approach Based on Long-Memory Time Series Models", "Applied Economics (28): 823-831.

Küçükkale, 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./Phillips, P.C.B/Schmidt, P./Shin, Y., (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root.", Journal of Econometrics, (54):159-178.

Ledesma, Miguel A Leon (2002), "Unemployment Hysteresis in the US States and The EU. A Panel Approach", Bulletin of Economic Research (54): 95-103.

Liu, J., S. Wu and J.V. Zidek (1997), "On

Segmented Multivariate Regressions", Statistica Sinica (7): 497-525.

McCallum, B.T. (1986), "On 'real' and 'sticky price' theories of the business cycle", Journal of Money, Credit, and Banking (18): 397-414.

Mikhail, O., C.J. Eberdin and J. Handa (2006), "Estimating Persistence in Canadian Unemployment: Evidence From A Bayesian ARFIMA", Applied Economics (38): 1809-1819.

Ng, Serena and Pierre Perron (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", Econometrica (69): 1519-1554.

Özdemir Zeynel Abidin, (2003), "Satın Alma Gücü Paritesinin Kesirli Eşbütünleşme Analizi: Türkiye Uygulaması", VI. Ulusal Ekonometri Ve İstatistik Sempozyumu, Ankara.

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.

Pazarlıoğlu, M. Vedat ve Emrah İsmail Çevik (2007), "Ratchet Model Uygulaması: 1939-2005 Dönemi Türkiye Örneği", Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi (9): 17-34.

Phelps, E. S. (1967), "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time", Economica (34): 254-281.

Phillips, P.C.B. and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", Biometrika, 75, 335-346.

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.

Roed, Knut (1999), "A Note on The Macroeconomic Modeling of Unemployment Hysteresis", Applied Economics Letters (6): 255-258.

Smyth, David J. and Joshy Z. Easaw (2001), "Unemployment Hysteresis and the NAIRU: A Ratchet Model", Applied Economics Letters (8): 359-362.

Stanley, T.D. (2002), "When All are Nairu: Hysteresis and Behavioral Inertia", Applied Economics Letters (9): 753-757.

Stochhammer, Engelbert (2004), "Explaining European Unemployment: Testing the NAIRU Hypothesis and a Keynesian Approach", International Review of Applied Economics (18): 3-23.

TÜİK, (2007), htpp://www.tuik.gov.tr.

Yao, Y.C. (1988), "Estimating the Number of Change-Points via Schwarz' Criterion", Statistics and Probability Letters (6): 181-189.