

# TÜRKİYE EKONOMİSİNDE İŞSİZLİK HİSTERİSİ HİPOTEZİNİN GEÇERLİLİĞİNİN ANALİZİ: 1988-2020 DÖNEMİ

## The Analysis of the Validity of the Unemployment Hysteresis Hypothesis in Türkiye Economy: The Period of 1988-2020

Mert Anıl ATAMER\*, Mehmet UÇAR\*\* & Mücahit ÜLGER\*\*\*

### Öz

İşsizlik oranı, ülke ekonomilerinin durumlarını analiz etmede kullanılan önemli ve kritik göstergelerden birisidir. Histeri ise işsizliğe yönelik şokların kalıcı etkileri olduğunu belirten bir kavramdır. Bunun için geçici şokların işsizlik üzerindeki etkisi İşsizlik Histerisi Hipotezi ile analiz edilmektedir. Literatürde işsizlik histerisinin varlığı sıklıkla araştırılan konular arasında yer almaktadır. Bu çalışmanın literatürde az rastlanan değişkenleri kullanması ve uygulama metodu açısından literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Çalışmada Türkiye’de 1988-2020 yılları arasındaki işsizlik verileri sadece toplam işsizlik için değerlendirilmemiş olup, kadın, erkek ve toplam işsizlik için ayrı ayrı değerlendirilmiştir. Literatürde çok fazla araştırma konusu olamayan bu değişkenler Genişletilmiş Dickey Fuller Testi, Phillips Perron Birim Kök Testi, Zivot Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi, Lumsdaine Papell Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi ve Lee Strazicich Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi kullanılarak ayrı ayrı analiz edilmiştir. Birden fazla birim kök testi ile yapılan çalışmanın sonucunda birim kök testlerinin çoğunda belirlenen dönem için Türkiye’de kadın, erkek ve toplam işsizlik üzerinde işsizlik histerisi hipotezinin geçerli olduğu görülmektedir.

### Anahtar

#### Kelimeler:

İşsizlik Oranı,  
İşsizlik Histerisi  
Hipotezi,  
Birim Kök Testi.

#### JEL Kodları:

E24, C12, C01.

### Abstract

Unemployment rate is one of the important and critical indicators used to analyze the economic situation of countries. Hysteresis is a concept that indicates that shocks have permanent effects on unemployment. For this reason, the effect of temporary shocks on unemployment is analyzed with the Unemployment Hysteresis Hypothesis. The existence of unemployment hysteresis is among the frequently researched subjects in the literature. It is thought that this study will contribute to the literature in terms of using rare variables. In the study, unemployment data between 1988 and 2020 in Türkiye were evaluated not only for total unemployment, but also separately for women, men and total unemployment. These variables, which are not the subject of much research in the literature, were analyzed separately by using the Augmented Dickey Fuller Test, Phillips Perron Unit Root Test, Zivot Andrews Unit Root Test, Lumsdaine Papell Unit Root Test with Structural Break and Lee Strazicich Unit Root Test with Structural Break. As a result of the study conducted with more than one unit root test, it is seen that the unemployment hysteresis hypothesis is valid on female, male and total unemployment in Türkiye for the period determined in most of the unit root tests.

### Keywords:

Unemployment  
Rate,  
Unemployment  
Hysteresis  
Hypothesis,  
Unit Root Test.

#### JEL Codes:

E24, C12, C01.

\* Öğr. Gör., Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, Gülşehir Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu, Türkiye, mertatamer@nevsehir.edu.tr, ORCID: 0000-0002-1238-9020

\*\* Öğr. Gör. Dr., Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, Gülşehir Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu, Türkiye, mehmet.ucar@nevsehir.edu.tr, ORCID: 0000-0001-6078-7536

\*\*\* Öğr. Gör., Kırşehir Ahi Evran Üniversitesi, Mucur Meslek Yüksekokulu, Türkiye, mucuahit.ulger@ahievran.edu.tr, ORCID: 0000-0003-0300-099X

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 10.01.2023 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 22.06.2023

Bu eser Creative Commons Atf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



## 1. Giriş

Ülke ekonomilerinin en temel makroekonomik sorunlarından birisi olan işsizlik, çalışma çağına ve çalışma isteği olup, ancak iş bulamama durumu olarak tanımlanmaktadır. İşsizliğin kalıcılığı konusu, genel refah ve politika tasarımı üzerinde nasıl bir etkiye sahip olduğu yıllar boyunca dikkat çeken bir konu olmuştur. Ülke ekonomilerinde yaşanan yapısal değişimlerle birlikte özellikle kriz dönemi sonrasında işsizliğin durumunda farklılıklar meydana gelebilmektedir. Bu durum işsizlik histerisi yaklaşımı, doğal oran yaklaşımı ve yapısalcı yaklaşım olmak üzere üç farklı yaklaşımla açıklanabilmektedir. Özellikle İşsizlik histerisi, makroekonomide uzun süredir devam eden bir sorun olmuştur.

İlk yapılan çalışmalarda Phelps (1967), Friedman (1968) ve Phelps (1968) tarafından öne sürmüş oldukları görüşe göre işsizlik durağan ve ortalamaya dönen bir süreç olmalıdır. İşsizliğin zaman serisi özelliklerini ifade eden iki temel hipotez yer almaktadır. Bunlardan ilki işsizlik oranlarının zaman serisi özelliklerini doğru bir şekilde açıklıyorsa, doğal orandan sapmalar kısa ömürlü olacaktır ve sonunda yok oldukları görülecektir. İşsizliğin zaman serisi özelliklerini ifade eden diğer bir hipotez Blanchard ve Summers (1986) çalışmalarına kadar uzanan histerezis hipotezinde, yapısal dalgalanmaların işsizlik düzeyi üzerinde kalıcı etkileri olduğu belirtilmektedir. Dolayısıyla meydana gelecek bir şokun işsizlik üzerindeki etkisi oldukça kalıcı olacak ve denge düzeyine dönme eğilimi olmayacaktır. Ayrıca histerezis, konjonktürün yapısal işsizlik üzerindeki etkisini ifade etmektedir (Blanchard ve Summers, 1986).

İşsizliğin durağan olup olmadığını ifade eden teorilere ek olarak işsizliğin geçmiş durumu ekonomik kalkınma ile ilgili olduğu iki hipotez aracılığıyla değerlendirilebilmektedir (Røed, 1997). Bu hipotezlerden birincisi işsizlik dinamiklerini ortalama bir geri dönüş süreci olarak nitelendiren ve dolayısıyla istikrarlı bir enflasyon oranıyla nitelendiren Doğal İşsizlik Oranı veya NAIRU (Non-accelerating Inflation Rate of Unemployment - Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranı) hipotezidir ve işsizliğin geçici olduğunu ifade etmektedir. Bu doğal işsizlik oranı teorisi, işsizlik oranının yüksek kalıcılığı nedeniyle sorgulanmıştır (Cho ve Rho, 2019). İkinci hipotez ise Blanchard ve Summers (1986) tarafından ortaya konan işsizlik histerisi hipotezidir. İşsizlik histerisi hipotezi doğal oran hipotezinin aksine işsizliğin geçici değil kalıcı olduğunu ifade etmektedir. İşsizlik oranlarının davranışını açıklayan teoriler arasında ayırım yapmak için birim kök testleri yaygın olarak uygulanmıştır. Histerezis hipotezi birim kök süreci olarak formüle edilmiştir. Bunun reddedilmesi, doğal oran hipotezine ve yapısalcı hipoteze destek sağlamaktadır (Romero-Ávila ve Usabiaga, 2007).

Doğal oran hipotezine göre, işsizlik oranında bir durgunluktan sonra doğal düzeyine dönme eğiliminde olduğu görülmektedir (Friedman, 1968). Histeri hipotezi ise bu çıkarımı desteklememektedir. Bunun yerine, durgunluğun işsizlik oranı üzerinde kalıcı bir etkisi olduğunu öne sürmektedir (Blanchard ve Summers, 1986). Çeşitli ülkelerde ve ülke gruplarında işsizlik oranı hareketiyle ilgili ampirik araştırmalara bakıldığında, işsizlikte histerinin mevcut olduğunu (Smyth ve Easaw, 2001; Chang, 2011) ve mevcut olmadığını (Lee ve Chang, 2008; Srinivasan ve Mitra, 2012) bulan çok fazla çalışmanın olduğu görülmektedir.

Çalışmadaki temel amacı, Türkiye ekonomisinde kadın, erkek ve toplam işsizlik oranları üzerinden birim kök testleri aracılığıyla işsizlik histerisi hipotezinin geçerliliğini analiz etmek ve Türkiye ekonomisinin davranışı üzerindeki etkilerini belirlemektir. Türkiye’de yaşanan krizler incelendiğinde 1990 yılı sonrasında 1994, 1998-1999, 2001, 2008-2009 dönemlerinde yaşanan krizler Boratav (2019) ve bütün dünyada etkisini gösteren pandemi sürecinin de dahil olmasıyla

birlikte Trkiye ekonomisinin son 30 yılda önemli kırılma noktalarına sahip olduėu görlmektedir. Özellikle pandemi sürecinde işçi çıkarma yasaklanmış, bunun yerine işçilerin ücretsiz izne çıkarılmaları tercih edilmiştir. Normalleşme sürecine dönldğnde bu önlemlerin işsizlik üzerindeki etkilerinin nasıl olduėu da incelenebilecektir. Çalışmada işsizlik histerisi hipotezinin Trkiye'nin son 30 yılındaki işsizliėi üzerinde geçerli olup olmadığı incelenmiştir. Bu sayede tüm bu olumsuz şartlar nedeniyle ortaya çıkan işsizliėin kalıcı mı yoksa geçici mi olduėu sorusu araştırılmıştır. İncelemeler yapılırken tek başına toplam işsizlik hesaba katılmamış olup, işsizlik durumu kadın ve erkek işsizlikleri de dikkate alınarak ayrı ayrı analize dahil edilmiştir. Modelde kullanılan birim kök testlerine karar verirken yapısal kırılmasız, tek yapısal kırılmalı ve çift yapısal kırılmalı birim kök testleri tercih edilmiştir.

Trkiye ekonomisi için önemli kırılma noktalarını barındıran son 30 yıl boyunca işsizlikte artışlar meydana gelmiştir. Çalışmanın motivasyonu, literatrde sıklıkla arařtırmalara konu olan işsizlik histerisi hipotezinin geçerliliėini Trkiye'nin son 30 yılını dikkate alarak incelemektir. Yaşanan olumsuzlukların Trkiye'de işsizlik üzerindeki etkilerinin kalıcı olup olmadığı konusu arařtırılarak politika yapıcılarına yol göstermek amaçlanmıştır. Bu çalışmanın literatre katkısı, işsizliėin kadın, erkek ve toplam işsizlik olarak ayrı ayrı incelenmesidir. Literatrde genellikle işsizlik toplam olarak ele alınırken bu çalışmada kadın, erkek ve toplam işsizlik olarak ele alınmış ve işsizliėin kalıcı veya geçici etkileri kadın ve erkek işsizlikleri üzerinde de incelenmiştir. Özellikle kadınların bir bölümnn evlendikten veya anne olduktan sonra işe devam etmemeyi tercih edebilmeleri, işsizliėin sadece toplam olarak deėil kadın ve erkek işsizliėi olarak da ayrı ayrı incelenmesini gerektirmektedir. Bu çalışma, işsizlikteki kalıcılıėın sadece kadınlar için deėil erkekler için de geçerli olduėunu ortaya koymaktadır.

Çalışmanın giriş bölümnden sonraki ikinci bölümde geniř bir literatr özetine yer verilmiştir. Sonrasında üçnc bölümde metodolojiden bahsedilmiştir. Drdnc bölümde uygulama ve politika çıkarımlarına yer verilirken, beřinci bölümde ise sonuçlar yer almaktadır.

## 2. Literatr

Blanchard ve Summers (1986) tarafından bir işsizlik denklemini tahmin eden ve kanıt saėlayan etkili bir çalışma yapıldıėından bu yana, işsizlik oranının modellenmesine iliřkin ampirik literatr önemli ölçde geniřlemiştir. Histeri hipotezinin varlıėı incelenirken birim kök testleri birçok arařtırmacı tarafından tercih edilen bir yöntem olmuřtur (řak, 2021; Yurtkuran, 2021). İşsizlik histerisi hakkında yapılan çalışmalar Tablo 1'de özetlenmiştir. Tablo 1'de yer alan literatr incelendiėinde işsizlik histerisinin geçerliliėi hakkında bir fikir birliėinin olmadığı açıkça görlmektedir. Bunun yanında lke ya da lke gruplarına uygulanan farklı birim kök testleri ile farklı sonuçlara ulařıldıėı anlaşılmaktadır.

**Tablo 1. Literatür Özeti**

Yazar/Yıl	Ülke(ler)	Veri Seti	Yöntem	Sonuç
Jaeger ve Parkinson (1994)	Almanya, ABD, Birleşik Krallık ve Kanada	1961-1991	ADF birim kök testi	ABD hariç tüm ülkelerde işsizlik histerisi mevcuttur.
Røed (1996)	16 OECD ülkesi	1970(Q1)-1974(Q4)	ARMA modeli	ABD hariç diğer ülkelerde işsizlik histerisi mevcuttur.
Smyth ve Easaw (2001)	ABD	1948-1998	RATCHET modeli	İşsizlik histerisi mevcuttur.
Camarero ve Tamarit (2004)	19 OECD ülkesi	1956-2001	Birim kök testleri	7 ülke hariç diğer ülkelerden hiçbirinde işsizlik histerisi mevcut değildir.
Chang vd. (2005)	10 Avrupa ülkesi	1961-1999	SURADF birim kök testi	Belçika ve Hollanda hariç tüm ülkelerde işsizlik histerisi mevcuttur
Pazarlıoğlu ve Çevik (2007)	Türkiye	1939-2005	RATCHET modeli	İşsizlik histerisi mevcuttur.
Romero-Ávila ve Usabiaga (2007)	ABD ve İspanya	1976-2004	Birim kök testleri	ABD için işsizlik histerisi mevcut değildir.
Lee ve Chang (2008)	14 OECD ülkesi	1946-2004	Birim kök testleri	İşsizlik histerisi hiçbir ülkede mevcut değildir.
Gomes ve da Silva (2008)	Brezilya ve Şili	Brezilya: 1980-2002 Şili: 1982-2004	İki kırılmalı LM birim kök testini	İki ülke için de işsizlik histerisi mevcuttur.
Yılancı (2009)	Türkiye	1923-2007	Kırılmalı birim kök testlerinden Perron, Zivot-Andrews (ZA), Lumsdaine – Papell (LP) ile bir ve iki kırılmalı LM birim kök testleri	İşsizlik histerisi mevcuttur.
Chang (2011)	17 OECD ülkesi	1960- 2009	Fourier birim kök testleri	İşsizlik histerisi mevcuttur.
Güloğlu ve İspir (2011)	Türkiye	1988-2008	Panel birim kök testleri	İşsizlik histerisi mevcut değildir.
Srinivasan ve Mitra (2012)	Fransa ve Almanya	1955-2010	Birim kök testleri	İki ülkede de işsizlik histerisi mevcut değildir.
Chang ve Su (2014)	Tayvan	1978-2012	Panel KPSS ve Fourier KPSS birim kök testleri	Yüksekokul mezunları hariç tüm eğitim düzeylerinde işsizlik histerisi mevcuttur.
Bolat vd. (2014)	17 Euro bölgesi ülkesi	2000-2013	Doğrusal olmayan panel birim kök testleri	11 ülkede işsizlik histerisi mevcuttur.
Klinger ve Weber (2016)	Almanya ve ABD	1960(M1)-2015(M6)	Markov switching modeli	Almanya için işsizlik histerisi mevcuttur.
García vd. (2017)	Meksika	1999-2014	VAR modeli	İşsizlik histerisi mevcuttur.
Yavuzaslan vd. (2017)	Türkiye	2005(M1)-2017(M2)	Yapısal kırılmalı birim kök testleri	İşsizlik histerisi mevcuttur.
Koçbulut ve Bolat (2017)	7 Balkan ülkesi	2004(Q1)-2016(Q2)	İkinci nesil panel birim kök testleri	Ülkelerin hiçbirinde işsizlik histerisi mevcut değildir.

**Tablo 1. Devamı**

Bozkurt ve Altınar (2018)	Türkiye	1982-2017	Yapısal kırılmalı birim kök testleri ve doğrusal birim kök testleri	İşsizlik histerisi mevcut değildir.
Akcan (2019)	Türkiye	2005(M1)-2017(M6)	Genişletilmiş Dickey Fuller ve Philips Perron birim kök testleri	Genç işsizlik oranında genel işsizlik oranından daha çok işsizlik histerisi mevcuttur.
Cho ve Rho (2019)	Birleşik Krallık ve ABD	Birleşik Krallık: 1855-2017 ABD: 1750-2005	AR modeli	Birleşik Krallık için 1917'den 1951'e ve 1958'den 1982'ye kadar olan yıllar için işsizlik histerisi mevcuttur. ABD için ise 1929 yılında Büyük Buhran başladığında doğal orandan sapmalar zirveye ulaşmış ve 1943 yıllarında normal seviyeye dönmüştür.
Sigeze vd. (2019)	AB ülkeleri ve Türkiye	1991-2016	Fourier-KPSS birim kök testleri	İsveç, Kıbrıs, Letonya ve Belçika hariç seçilen tüm ülkeler için işsizlik histerisi mevcuttur.
Çemrek ve Şeker (2020)	Türkiye	2005(M1)-2019(M6)	Tek kırılmalı birim kök testleri Zivot-Andrews birim kök testi (ZA), Lee ve Strazicich (LS)	Kadınlarda işsizlik histerisi mevcuttur.
Pata (2020)	15 OECD ülkesi	1991(Q1)-2019(Q2)	Fourier birim kök testleri	Mevcut ülkelerin 12'sinde işsizlik histerisi mevcut değildir.
Bozgeyik (2020)	E7 Ülkeleri	1991-2018	Yapısal kırılmalı birim kök testleri	Çin hariç diğer ülkeler için işsizlik histerisi mevcut değildir.
Yurtkuran (2021)	Türkiye	2006(Q1)-2019(Q2)	Fourier birim kök testi (Narayan-Popp, Fourier ADF ve Fourier KSS)	İşsizlik histerisi mevcuttur.
Şak (2021)	Türkiye	1988-2018	Fourier birim kök testleri	Toplam işsizlik ve erkek işsizliği için işsizlik histerisi mevcut değildir.
Caporale vd. (2022)	27 AB üyesi ülke	2000(Q1)-2020(Q4)	AR modeli	Ülkelerin genelinde işsizlik histerisi mevcuttur.

Ampirik literatürün özet tablosuna bakıldığında, kullanılan birim kök testlerinin türüne göre üç farklı çalışma grubunun olduğu görülmektedir. İlk çalışma grubuna göre, temel olarak genişletilmiş Dickey ve Fuller (1979) tipi geleneksel birim kök testlerinin uygulandığı belirlenmiştir. İkinci çalışma grubunda Zivot ve Andrews (2002) tipi yapısal kırılmalı birim kök testlerinin kullanıldığı tespit edilirken, üçüncü çalışma grubunda ise panel birim kök testlerinin uygulandığı anlaşılmaktadır.

Tablo 1’de özellikle Türkiye ekonomisi için literatür incelendiğinde işsizlik histerisi mevcut olan ve mevcut olmayan çalışmalar bulunmaktadır. Son yıllarda yapılan iki önemli çalışma incelendiğinde Yurtkuran (2021) tarafından 2006(Q1)-2019(Q2) üçer aylık veriler ile işsizlik histerisinin geçerli olup olmadığının tespit edilebilmesi için Narayan-Popp, Fourier ADF ve Fourier KSS birim kök testleri kullanılmıştır. Çalışma sonucunda Türkiye ekonomisinde işsizlik histerisi hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Buna karşın Şak (2021) tarafından yapılan çalışmada 1988-2018 yıllık verileri ile işsizlik histerisinin geçerli olup olmadığının tespit edilebilmesi için Fourier Kruse birim kök testi kullanılmıştır. Hem toplam işsizlik hem de erkek işsizliği için işsizlik histerisinin mevcut olmadığı tespit edilmiştir.

### 3. Metodoloji

Bu çalışmada kadın, erkek ve toplam işsizlik oranına ilişkin; Genişletilmiş Dickey Fuller Testi, Phillips Perron Birim Kök Testi, Zivot Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi, Lumsdaine Papell Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi ve Lee Strazicich Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi olmak üzere 5 tane birim kök testi gerçekleştirilerek işsizlik histerisinin varlığı araştırılmıştır:

#### 3.1. Birim Kök Testleri

Zaman serilerinde çeşitli nedenlerle seriler denge durumlarından uzaklaşarak dengesiz duruma gelebilir, sonrasında ise dengesizliğe neden olan ekonomik şoklar gibi nedenler etkisini kaybederek seriler yeniden denge durumuna ulaşabilmektedir. Diğer taraftan şokların etkisi her zaman geçici olmayabilir. Bu durumda serilerin dengeye dönme eğilimleri oluşmamakta ve zamanla dengeden uzaklaşmaktadır. Dengeye dönme eğilimi olmayan serilerle yapılan analizlerde ise sahte ilişkiler ortaya çıkmaktadır.

İstatistiksel olarak denge kavramı durağanlık kavramı ile açıklanmaktadır. Serilerin durağanlığı ise temelde serilerin ortalama, varyans, kovaryans ve dağılım durumuna bağlı olarak karakterize edilmektedir. Durağan bir süreç, serinin ortalamasının ve varyansının zamana göre değişmediği, serinin otokovaryansının ise zamana göre değil yalnızca uzaklığa göre değiştiği süreç olarak nitelendirilmektedir. Matematiksel olarak bu koşullar 1, 2 ve 3 numaralı denklemlerde gösterilmiştir.

$$E(X_t) = \mu \quad (1)$$

$$Var(X_t) = \hat{\sigma}^2 \quad (2)$$

$$Cov(X_t, X_{(t-k)}) = \gamma_k \quad (3)$$

Bu koşulların sağlandığı durumlar zayıf durağanlık olarak belirtilirken, serinin olasılık dağılımının normal dağılıma uygunluğu ek koşulu ile güçlü durağanlık koşulları sağlanmış olmaktadır. Uygulamada ise durağanlık sıklıkla zayıf durağanlığa tekabül etmektedir.

Araştırmalarda bir zaman serisinin durağan olup olmadığının belirlenmesi amacıyla birçok yöntem mevcuttur. Serilerin zaman serisi grafiklerinin incelenmesi, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon değerlerine bakılması serilerin durağan olup olmadığına ilişkin fikir verebilmektedir. Durağan olan seriler ortalama etrafında ani artış ve azalışlara sahip olmazken, durağan olmayan seriler artan ve azalan bir yapı sergileyebilmektedir. Fakat serilerin grafiklerine

bakmak her zaman kesin olarak bir serinin durađan olup olmadıđının belirlenmesinde yeterli olmamaktadır. Bu nedenle serilerin durađan olup olmadıđının bir bařka syylemle birim kk ierip iermediđinin belirlenmesine ynelik eřitli testler geliřtirilmiřtir.

### 3.1.1. Geniřletilmiř Dickey Fuller Testi

Dickey ve Fuller (1979) tarafından bir zaman serisinde birim kk yaratan sre otoregresif bir yapıyla ele alınmıřtır.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Denklem 4'e gre tanımlanabilecek birinci dereceden otoregresif srete hata terimlerinin sabit varyansa ve sıfır ortalamaya sahip normal dađılan bađımsız deđiřken olduđu varsayılmaktadır. En temel haliyle otoregresif parametrenin ( $\rho$ ) mutlak deđerce 1'den kk olduđu durumda serinin durađan bir seri olduđu, 1'e eřit veya byk olduđu durumda ise durađan bir seri olmadıđı ifade edilmektedir. Denklem her iki tarafından  $Y_{t-1}$  ıkarılarak, yeniden dzenlendiđinde Denklem 5'teki gibi gsterilebilir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Bu gsterimde  $\delta$  terimi,  $\rho - 1$ 'e eřit olmaktadır. Dolayısıyla dzenlenmiř gsterimde birim kkn var olup olmadıđına iliřkin hipotezler Denklem 6 ve Denklem 7'de gsterilmiřtir.

$$H_0: \delta = 0 \quad (6)$$

$$H_1: \delta < 0 \quad (7)$$

Boř hipotez seride birim kkn varlıđını, bir bařka syylemle serinin durađan olmadıđını belirtirken alternatif hipotez serinin durađan olduđunu gstermektedir. Dickey Fuller birim kkne iliřkin test istatistiđi ise Denklem 8'de gsterildiđi gibi hesaplanmaktadır.

$$\tau = \frac{\hat{\delta}}{Sh_{\hat{\delta}}} \quad (8)$$

Teste iliřkin kritik deđerler Monte Carlo simlasyon yntemi ile belirlenmektedir. Otoregresif srete sabit terimin veya trendin var olup olmaması kritik deđerleri farklılařtırmaktadır.

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta T + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Denklem 9 ve Denklem 10'a gre seride yalnızca sabit terimin ve hem sabit hem de trend terimlerinin eklendiđi durumlar gsterilebilir. Her iki durumda da testin uygulanma sreci deđiřmemektedir.

Hata terimlerinde otokorelasyon olması durumunda otokorelasyonun ortadan kaldırılabilmesi iin bađımlı deđiřkenin gecikmeli deđerleri modele eklenerek Dickey Fuller denklemi Geniřletilmiř Dickey Fuller (ADF) formuna dnřtrlr. Dolayısıyla kurulacak modeller Denklem 11, 12 ve 13 řeklinde oluřturulmaktadır.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta T + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Üç farklı modelde de bu test aynı şekilde hesaplama yapmaktadır. Değişkenin gecikmeli değerleri modelde yer aldığından uygun gecikme sayısının belirlenmesi amacıyla bilgi kriterleri kullanılabilir (Dickey ve Fuller, 1979).

### 3.1.2. Phillips Perron Birim Kök Testi

Phillips ve Perron (1988) tarafından ortaya konulan birim kök testinde ise Dickey ve Fuller testinin varsayımları kısmen yumuşatılmıştır. Dickey ve Fuller testlerinde hata terimindeki ilişkinin giderilmesine yönelik gecikmeli değerler modele katılırken, Phillips Perron testinde gecikmeli değerlerin yerine parametrik olmayan yöntemlerle bu ilişki giderilmektedir. Dolayısıyla test için oluşturulacak modeller farklılaşmaktadır.

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta \left( t - \frac{1}{2} T \right) + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Denklem 14 ve 15’te gösterilebilecek modellerde hata terimin beklenen değeri sıfıra eşit olmakla birlikte, sabit varyansa sahip olma varsayımı zorunlu olmamaktadır. Test için gerekli olan kritik değerler ADF testindeki değerler iken test istatistiği Denklem 16’ya göre hesaplanmaktadır.

$$\hat{t}_\alpha = t_\alpha \left( \frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{-1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0) Sh_{\hat{\alpha}}}{\alpha f_0^{1/2} s} \quad (16)$$

Bu gösterimde  $Sh_{\hat{\alpha}}$  katsayıya ilişkin standart hatayı,  $s$  terimi denklemin standart hatasını,  $T$  gözlem sayısını,  $\gamma_0$  terimi hata teriminin tahminini ve  $f_0$  terimi sıfır frekansta artık spektrumunun tahmincisini göstermektedir. Test için oluşturulan hipotezler ise ADF testine paralel olarak  $H_0: \alpha = 0$  birim kökün varlığını göstermektedir (MacKinnon, 1996).

### 3.1.3. Zivot Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Yapısal kırılma durumu regresyon modelleri için önemli bir noktadır. Ekonomik anlamda uygulanan politikalar değiştirildiğinde, meydana gelen bir kriz veya doğal afet sonrasında yapısal kırılmaların meydana gelmesi muhtemeldir. Kullanılan birim kök testinin bu yapısal kırılmayı dikkate almaması sonuçların güvenilirliğini azaltacaktır.

İktisadi değişkenler arasındaki ilişkilerin incelendiği regresyon modellerinde dikkat edilmesi gereken konulardan biri yapısal kırılma durumudur. Ekonomik politikadaki değişimler, krizler, doğal afetler ve teknolojik değişimler gibi faktörler yapısal kırılmalara neden olabilmektedir. Bu yapısal kırılmaları dikkate almayan birim kök testlerinin gücü azalmakta ve tutarsız hale gelmektedir.



İktisadi deęişkenlerdeki yapısal kırılmalar serinin sadece eğiminde veya sadece kesim noktasında görülebileceęi gibi her ikisinde de görülebilmektedir. Ayrıca bu kırılmalar, kademeli ya da kesikli olarak da görülebilmektedir. Yapılan analizler, yapısal kırılmaların ne zaman meydana geldięinin bilindięi veya bilinmedięi durumlara göre ve meydana gelen kırılmaların tek kırılma ya da çoklu kırılma şeklinde ortaya çıkmasına göre farklılık arz etmektedir.

Ekonomik deęişkenlerdeki yapısal kırılmalar, serinin yalnızca kesim noktasında, yalnızca eğiminde veya hem eğim hem de kesim noktasında, kesikli veya kademeli olarak görülebilir. Bu konuda yapılan çalışmalar yapısal kırılma zamanının bilinip bilinmemesine ve yapısal kırılmanın tekli veya çoklu olmasına göre farklılaşmıştır.

Eęer yapısal kırılma mevcutsa ve bu kırılma dikkate alınmazsa serinin deterministik bir yol izlemesi gerekirken stokastik bir yol izledięi şeklinde yanlış bir izlenim verebilmektedir. Bu durum da duraęanlařtırma için yapılacak işleminde seçilecek yöntemin farklılaşmasına neden olacaktır. Trend fonksiyonu etrafında duraęan olan serilerin trendden arındırılması gerekirken kırılma dikkate alınmayıp stokastik bir yol izlendięi düşünöldüğünde fark alma işlemi yapılacaktır.

Yapısal kırılmanın var olduęu durumlarda, yapısal kırılmanın dikkate alınmaması, seri deterministik bir yol izlerken stokastik bir yol izledięine dair yanlış bir fikir verebilir. Sonrasında duraęanlařtırma işlemi için kullanılacak yöntem farklılaşacaktır. Trend fonksiyonu etrafında duraęan olan serileri duraęanlařtırmak için seri trendden arındırılacakken stokastik bir yol izledięi fikrinden dolayı fark alınma işlemi yapılabilir (Dilişen, 2007).

Yapısal kırılmanın dikkate alındığı durumlarda seri deterministik trende sahipse, bu seride ortalamaya dönüş eğilimi mevcut olmaktadır. Eęer seri deterministik deęil stokastik trende sahipse bu seride dięeri serinin aksine ortalamaya dönüş eğilimi mevcut olmazken şoklar kalıcı etkilere sahip olmaktadır. Ekonomik açıdan yapısal kırılmanın varlığı dikkate alınıp deterministik trende sahip olan serilerde ortalamaya dönüş eğilimi varken, stokastik trende sahip olan serilerde ortalamaya dönüş eğilimi olmayıp şokların etkisi kalıcıdır.

Zivot ve Andrews (2002) çalışmasında serideki kırılma içsel olarak modellenmektedir. Burada ADF testine paralel olarak kurulan 3 modele de gölge deęişkenler eklenerek yapısal kırılma durumu modele dahil edilmiştir.

$$\Delta Y_t = \mu + \theta_1 DU_t(\lambda) + \beta T + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \beta T + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \theta_1 DU_t(\lambda) + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \beta T + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (19)$$

Denklem 17, 18 ve 19'daki gibi gösterilebilecek modellerde DU ve DT terimleri gölge deęişkenleri  $\lambda$  parametresi ise kırılma noktasını göstermektedir. Bu testte boş hipotez yapısal kırılma ile birim kökün varlığını belirtmekte iken alternatif hipotez yapısal kırılma ile serinin duraęan olduęunu belirtmektedir (Zivot ve Andrews, 2002).

### 3.1.4. Lumsdaine Papell Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Lumsdaine ve Papell (1997) ortaya koydukları birim kök testinde, Zivot ve Andrews tarafından geliştirilen ve tek yapısal kırılmaya müsaade eden testi geliştirerek iki yapısal kırılma varlığında testi gerçekleştirmişlerdir. Burada yazarlar diğer birim kök testlerine paralel olarak 3 farklı model ortaya koymuşlardır.

$$\text{Model A: } \Delta Y_t = \mu + \beta T + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (20)$$

$$\text{Model B: } \Delta Y_t = \mu + \beta T + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \omega_1 DT1_t + \omega_2 DT2_t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (21)$$

$$\text{Model C: } \Delta Y_t = \mu + \beta T + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \omega_1 DT1_t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (22)$$

Bu gösterimlerde ilk model serinin düzeyinde iki kırılmayı içerirken, ikinci model serinin hem düzeyinde hem de eğiminde iki kırılmayı içermektedir. Son olarak üçüncü model ise serinin düzeyinde iki kırılmayı ve eğiminde bir kırılmayı içermektedir. Modellerde DU ve DT terimleri kırılmaları belirten gölge değişkenleri göstermektedir. Bu testte boş hipotez yapısal kırılmanın olmadığını geçerli saymaktadır (Lumsdaine ve Papell, 1997).

### 3.1.5. Lee Strazicich Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Lumsdaine ve Papell çift yapısal kırılmalı testte boş hipotez yapısal kırılmanın olmadığı yönündedir, bir başka söylemle boş hipotezin geçerli olmadığı durum istatistiksel olarak birim kökün olmadığı anlamına gelmemektedir. Lee ve Strazicich (2003) çalışmalarında Lumsdaine ve Papell birim kök testinde boş hipotezin reddinin yapısal kırılma olmadan birim köklü boş hipotezin reddedildiğini belirtmişlerdir.

Alternatif olarak Lee ve Strazicich boş hipotez ve alternatif hipotez altında bir veya iki kırılmalı olarak bir LM testi geliştirmiştir. Örnek olarak iki kırılmalı LM birim kök testi için Denklem 23 ve 24'te ele alınmaktadır.

$$Y_t = \delta' Z_t + e_t \quad (23)$$

$$e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

Bu gösterimde  $Z_t$  terimi dışsal değişkenleri göstermektedir. Düzeyde iki kırılmaya müsaade eden model ise genel olarak Denklem 25'teki gibi gösterilmektedir.

$$\text{Model A: } Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]' \quad (25)$$

Düzeyde ve trendde iki kırılmaya müsaade eden model ise ek olarak  $DT_{1t}, DT_{2t}$  gölge değişkenleri içermektedir.

$$\text{Model C: } Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]' \quad (26)$$

Modellerin gösteriminden sonra test için boş hipotez altında Denklem 27’de gösterilmektedir. Bunun yanında alternatif hipotez altında Denklem 28’de gösterilirken, sonrasında ise modeller Denklem 29 biçiminde tahmin edilmektedir.

$$Y_t = \mu_0 + d_1\beta_{1t} + d_2\beta_{2t} + Y_{t-1} + v_{1t} \quad (27)$$

$$Y_t = \mu_0 + \gamma_t + d_1D_{1t} + d_2D_{2t} + Y_{t-1} + v_{2t} \quad (28)$$

$$\Delta Y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (29)$$

Bu gösterimde  $\tilde{S}_t$  ifadesi  $Y_t - \tilde{\Psi}_X - Z_t \tilde{\delta}$  ifadesine denktir. Test ise  $\phi = 0$  için yapılmaktadır (Lee ve Strazicich, 2003-2004).

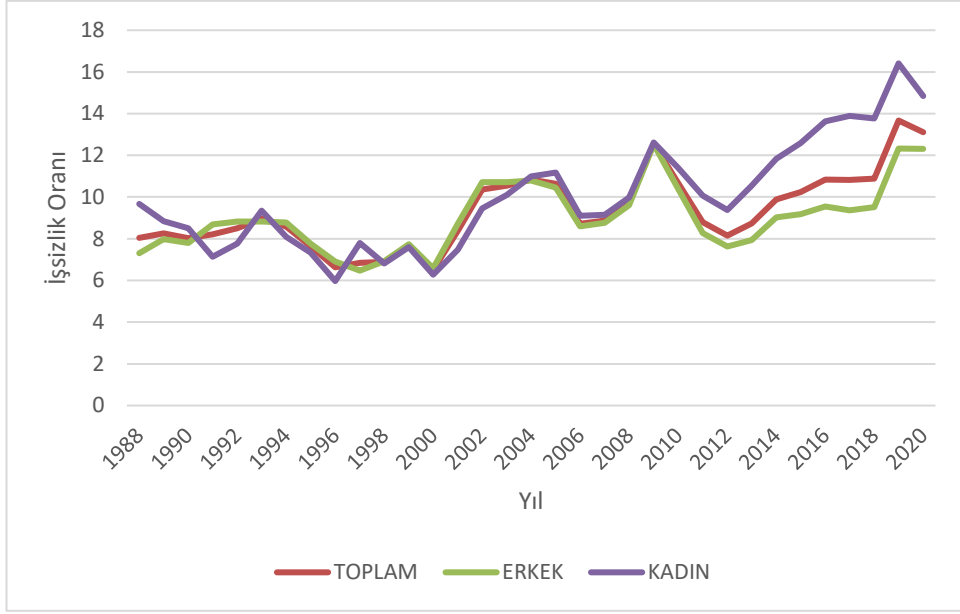
#### 4. Uygulama ve Politika Çıkarımları

Bu çalışmada işsizlik histerisinin varlığı birim kök testleri ile araştırılmıştır. Bu amaçla öncelikle Türkiye için aşağıdaki değişkenlerle 1988-2020 dönemi yıllık verileri kullanılmıştır. Veriler Dünya Bankası veri tabanından elde edilmiştir. Kadın işsizlik oranı, erkek işsizlik oranı toplam işsizlik oranları (yüzde) serilerine ilişkin özet istatistiki bilgiler Tablo 2’de yer almaktadır. Kadın işsizlik oranı ortalamasının ve kadın işsizlik oranına ait standart sapma değerinin, erkek işsizlik oranına ait söz konusu değerlere göre daha yüksek olduğu görülmektedir.

**Tablo 2. Özet İstatistikler**

	<b>Toplam (%)</b>	<b>Erkek (%)</b>	<b>Kadın (%)</b>
Ortalama	9.31	9.00	9.99
Standart Sapma	1.80	1.60	2.60
Basıklık	0.02	-0.05	-0.17
Çarpıklık	0.60	0.61	0.64
En Küçük	6.50	6.47	5.97
En Büyük	13.67	12.53	16.41

1988-2020 yılları arasında kadın, erkek ve toplam işsizlik oranlarının grafiksel gösterimi Şekil 1’de yer almaktadır. Şekil 1 incelendiğinde ele alınan dönemde toplam işsizlik oranı ortalama %9,31 olarak gerçekleşmiştir. Bu değişken 1988-2020 döneminde en küçük %6.50 oranına sahipken en yüksek %13,67 oranına ulaşmıştır. Seri pozitif basıklık katsayısı ve pozitif çarpıklık katsayısı ile normal dağılıma göre daha sivri ve sağa çarpık bir yapıdadır. Erkek işsizlik oranı, ortalama %9,00 olarak gerçekleşmiştir. Bu değişken 1988-2020 döneminde en küçük %6.47 oranına sahipken en yüksek %12,53 oranına ulaşmıştır. Seri negatif basıklık katsayısı ve pozitif çarpıklık katsayısı ile normal dağılıma göre daha basık ve sağa çarpık bir yapıdadır. Kadın işsizlik oranı, ortalama %9.99 olarak gerçekleşmiştir. Bu değişken 1988-2020 döneminde en küçük %5.97 oranına sahipken en yüksek %16.41 oranına ulaşmıştır. Seri negatif basıklık katsayısı ve pozitif çarpıklık katsayısı ile normal dağılıma göre daha basık ve sağa çarpık bir yapıdadır.



Şekil 1. 1988-2020 Yılları Arası Kadın, Erkek ve Toplam İşsizlik Oranları

Serilere ilişkin uygulanan beş birim kök testinin ilki olan Genişletilmiş Dickey Fuller Birim Kök Testi sonuçları Tablo 3’te yer almaktadır. Toplam değişkeni sabitsiz-trendsiz ADF testinde 0.82 p-değeri ile 0.53 test istatistiğine, sabitli-trendsiz ADF testinde 0.61 p-değeri ile -1.31 test istatistiğine ve sabitli-trendli ADF testinde 0.33 p-değeri ile -2.49 test istatistiğine sahiptir. Dolayısıyla %95 güven aralığında, “ $H_0$ : Birim kök vardır” boş hipotezi reddedilmeyerek seride birim kökün olduğu sonucuna varılmıştır. Bu nedenle serinin birinci sıra farkı alınarak (D\_Toplam) test yinelenmiş ve her üç modelde de p-değerleri 0.05’ten küçük olduğundan serinin birinci mertebeden bütünlünen olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 3. Genişletilmiş Dickey Fuller Birim Kök Testi

	Sabitsiz-Trendsiz		Sabitli-Trendsiz		Sabitli-Trendli	
	Test İstatistiği	p-değeri	Test İstatistiği	p-değeri	Test İstatistiği	p-değeri
Toplam	0.53	0.82	-1.31	0.61	-2.49	0.33
D_Toplam	-5.03	0.00	-5.02	0.00	-5.02	0.00
Erkek	0.42	0.80	-1.88	0.34	-3.27	0.09
D_Erkek	-4.91	0.00	-4.88	0.00	-4.85	0.00
Kadın	0.50	0.82	-0.76	0.82	-2.96	0.16
D_Kadın	-5.73	0.00	-5.78	0.00	-5.86	0.00

Not: Tabloda yer alan “D”, fark işlemini ifade etmektedir.

Erkek değişkeni sabitsiz-trendsiz ADF testinde 0.80 p-değeri ile 0.42 test istatistiğine, sabitli-trendsiz ADF testinde 0.34 p-değeri ile -1.88 test istatistiğine ve sabitli-trendli ADF testinde 0.09 p-değeri ile -3.27 test istatistiğine sahiptir. Dolayısıyla %95 güven aralığında, “ $H_0$ : Birim kök vardır” boş hipotezi reddedilmeyerek seride birim kökün olduğu sonucuna varılmıştır. Bu nedenle serinin birinci sıra farkı alınarak (D\_Erkek) test yinelenmiş ve her üç modelde de p-değerleri 0.05’ten küçük olduğundan serinin birinci sıra entegre olduğu sonucuna varılmıştır.

Kadın değişkeni sabitsiz-trendsiz ADF testinde 0.82 p-değeri ile 0.50 test istatistiğine, sabitli-trendsiz ADF testinde 0.82 p-değeri ile -0.76 test istatistiğine ve sabitli-trendli ADF

testinde 0.16 p-deęeri ile -2.96 test istatistięine sahiptir. Dolayısıyla %95 gven aralıęında, “H<sub>0</sub>: Birim kk vardır” boř hipotezi reddedilmeyerek seride birim kkn olduęu sonucuna varılmıřtır. Bu nedenle serinin birinci sıra farkı alınarak (D\_Kadın) test yinelenmiř ve her ç modelde de p-deęerleri 0.05’ten kçk olduęundan serinin birinci sıra entegre olduęu sonucuna varılmıřtır.

Geniřletilmiř Dickey Fuller testi sonrasında serilere Phillips Perron Birim Kk Testi uygulanarak sonular Tablo 4’te yer almaktadır. Tablo 4 incelendięinde ele alınan dnemde řu bulgulara ulařılmıřtır. Toplam deęiřkeni sabitsiz-trendsiz Phillips-Perron testinde 0.98p-deęeri ile 1.92 test istatistięine, sabitli-trendsiz Phillips-Perron testinde 0.66 p-deęeri ile -1.21 test istatistięine ve sabitli-trendli Phillips-Perron testinde 0.49 p-deęeri ile -2.17 test istatistięine sahiptir. Dolayısıyla %95 gven aralıęında, “H<sub>0</sub>: Birim kk vardır” boř hipotezi reddedilmeyerek seride birim kkn olduęu sonucuna varılmıřtır. Bu nedenle serinin birinci sıra farkı alınarak (D\_Toplam) test yinelenmiř ve her ç modelde de p-deęerleri 0.05’ten kçk olduęundan serinin birinci sıra entegre olduęu sonucuna varılmıřtır.

Erkek deęiřkeni sabitsiz-trendsiz Phillips-Perron testinde 0.97 p-deęeri ile 1.56 test istatistięine, sabitli-trendsiz Phillips-Perron testinde 0.37 p-deęeri ile -1.81 test istatistięine ve sabitli-trendli Phillips-Perron testinde 0.42 p-deęeri ile -2.31 test istatistięine sahiptir. Dolayısıyla %95 gven aralıęında, “H<sub>0</sub>: Birim kk vardır” boř hipotezi reddedilmeyerek seride birim kkn olduęu sonucuna varılmıřtır. Bu nedenle serinin birinci sıra farkı alınarak (D\_Erkek) test yinelenmiř ve her ç modelde de p-deęerleri 0.05’ten kçk olduęundan serinin birinci sıra entegre olduęu sonucuna varılmıřtır.

Kadın deęiřkeni sabitsiz-trendsiz Phillips-Perron testinde 0.95 p-deęeri ile 1.30 test istatistięine, sabitli-trendsiz Phillips-Perron testinde 0.87 p-deęeri ile -0.56 test istatistięine ve sabitli-trendli Phillips-Perron testinde 0.21 p-deęeri ile -2.81 test istatistięine sahiptir. Dolayısıyla %95 gven aralıęında, “H<sub>0</sub>: Birim kk vardır” boř hipotezi reddedilmeyerek seride birim kkn olduęu sonucuna varılmıřtır. Bu nedenle serinin birinci sıra farkı alınarak (D\_Kadın) test yinelenmiř ve her ç modelde de p-deęerleri 0.05’ten kçk olduęundan serinin birinci sıra entegre olduęu sonucuna varılmıřtır.

**Tablo 4. Phillips Perron Birim Kk Testi**

	Sabitsiz-Trendsiz		Sabitli-Trendsiz		Sabitli-Trendli	
	Test İstatistięi	p-deęeri	Test İstatistięi	p-deęeri	Test İstatistięi	p-deęeri
Toplam	1.92	0.98	-1.21	0.66	-2.17	0.49
D_Toplam	-5.25	0.00	-5.25	0.00	-6.76	0.00
Erkek	1.56	0.97	-1.81	0.37	-2.31	0.42
D_Erkek	-5.65	0.00	-6.21	0.00	-6.70	0.00
Kadın	1.30	0.95	-0.56	0.87	-2.81	0.21
D_Kadın	-5.76	0.00	-7.01	0.00	-9.74	0.00

**Not:** Tabloda yer alan “D”, fark iřlemine ifade etmektedir.

Phillips-Perron Birim Kk Testi sonrasında serilere sabitli, trendli ve sabitli-trendli modeller iin Zivot-Andrews tek yapısal kırılmalı birim kk testi uygulanarak sonular Tablo 5’te sunulmuřtur. Toplam deęiřkeni sabitli Zivot Andrews testinde 2000 yılı kırılma tarihi olmak zere 0.01 p-deęeri ile -3.04 test istatistięine, sabitsiz-trendli Zivot Andrews testinde 1996 yılı kırılma tarihi olmak zere yaklaşık 0 p-deęeri ile -3.14 test istatistięine, sabitli-trendli Zivot-Andrews testinde 2000 yılı kırılma tarihi olmak zere yaklaşık 0 p-deęeri ile -4.05 test istatistięine

sahiptir. Dolayısıyla %95 güven aralığında, “ $H_0$ : Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi reddedilerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olmadığı sonucuna varılmıştır.

Erkek değişkeni sabitli Zivot Andrews testinde 2000 yılı kırılma tarihi olmak üzere yaklaşık 0 p-değeri ile -3.60 test istatistiğine, sabitsiz-trendli Zivot-Andrews testinde 1996 yılı kırılma tarihi olmak üzere 0.01 p-değeri ile -2.87 test istatistiğine, sabitli-trendli Zivot-Andrews testinde 2000 yılı kırılma tarihi olmak üzere yaklaşık 0 p-değeri ile -4.25 test istatistiğine sahiptir. Dolayısıyla %95 güven aralığında, “ $H_0$ : Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi reddedilerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olmadığı sonucuna varılmıştır.

Kadın değişkeni sabitli Zivot-Andrews testinde 1995 yılı kırılma tarihi olmak üzere yaklaşık 0 p-değeri ile -3.58 test istatistiğine, sabitsiz-trendli Zivot-Andrews testinde 1998 yılı kırılma tarihi olmak üzere yaklaşık 0 p-değeri ile -3.87 test istatistiğine, sabitli-trendli Zivot-Andrews testinde 2000 yılı kırılma tarihi olmak üzere yaklaşık 0 p-değeri ile -3.93 test istatistiğine sahiptir. Dolayısıyla %95 güven aralığında, “ $H_0$ : Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi reddedilerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olmadığı sonucuna varılmıştır.

**Tablo 5. Zivot Andrews Birim Kök Testi**

	Sabitli			Sabitsiz-Trendli			Sabitli-Trendli		
	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği	p-değeri	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği	p-değeri	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği	p-değeri
Toplam	2000	-3.04	0.01	1996	-3.14	0.00	2000	-4.05	0.00
Erkek	2000	-3.60	0.00	1996	-2.87	0.01	2000	-4.25	0.00
Kadın	1995	-3.58	0.00	1998	-3.87	0.00	2000	-3.93	0.00

Zivot-Andrews tek yapısal kırılmalı birim kök testi sonrasında serilere sabitli, trendli ve sabitli-trendli modeller için Lumsdaine-Papell çift yapısal kırılmalı birim kök testi uygulanarak sonuçlar Tablo 6’da gösterilmiştir. Toplam değişkeni, ilk model için Lumsdaine-Papell testinde 1995 ve 2009 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.16 tablo değeri ile -4.34 test istatistiğine, ikinci model için Lumsdaine-Papell testinde 1999 ve 2003 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.62 tablo değeri ile -3.65 test istatistiğine ve üçüncü model için Lumsdaine-Papell testinde 2000 ve 2009 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.75 tablo değeri ile -5.24 test istatistiğine sahiptir Dolayısıyla %95 güven aralığında “ $H_0$ : Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi reddedilmeyerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olduğu sonucuna varılmıştır.

Erkek değişkeni, ilk model için Lumsdaine-Papell testinde 1995 ve 2009 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.16 tablo değeri ile -4.39 test istatistiğine, ikinci model için Lumsdaine-Papell testinde 1999 ve 2003 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.62 tablo değeri ile -3.72 test istatistiğine ve üçüncü model için Lumsdaine-Papell testinde 2000 ve 2016 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.75 tablo değeri ile -5.28 test istatistiğine sahiptir Dolayısıyla %95 güven aralığında, “ $H_0$ : Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi reddedilmeyerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olduğu sonucuna varılmıştır.

Kadın değişkeni, ilk model için Lumsdaine-Papell testinde 1995 ve 2015 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.16 tablo değeri ile -4.15 test istatistiğine, ikinci model için Lumsdaine-Papell testinde 1998 ve 2015 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.62 tablo değeri ile -4.54 test istatistiğine ve üçüncü model için Lumsdaine-Papell testinde 2001 ve 2010 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.75 tablo değeri ile -6.70 test istatistiğine sahiptir Dolayısıyla %95 güven

aralığında, “H<sub>0</sub>: Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi reddedilmeyerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olduđu sonucuna varılmıştır.

**Tablo 6. Lumsdaine-Papell Birim Kök Testi**

	Model A			Model B			Model C		
	Kırılma Tarihi	Test İstatistiđi	Kritik Deđer (%5)	Kırılma Tarihi	Test İstatistiđi	Kritik Deđer (%5)	Kırılma Tarihi	Test İstatistiđi	Kritik Deđer (%5)
Toplam	1995; 2009	-4.34	-6.16	1999; 2003	-3.65	-6.62	2000; 2009	-5.24	-6.75
Erkek	1995; 2009	-4.39	-6.16	1999; 2003	-3.72	-6.62	2000; 2016	-5.28	-6.75
Kadın	1995; 2015	-4.15	-6.16	1998; 2015	-4.54	-6.62	2001; 2010	-6.70	-6.75

Lumsdaine-Papell çift yapısal kırılmalı birim kök testi sonrasında serilere sabitli, trendli ve sabitli-trendli modeller için Lee-Strazicich çift yapısal kırılmalı LM birim kök testi uygulanarak sonuçlar Tablo 7’de sunulmuştur. Toplam deđişkeni, ilk model için Lee-Strazicich testinde 2000 ve 2018 yılları kırılma tarihi olmak üzere -3.56 tablo deđerı ile -4.41 test istatistiđine, ikinci model için Lee-Strazicich testinde 1999 ve 2008 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.18 tablo deđerı ile -6.22 test istatistiđine sahiptir Dolayısıyla %95 güven aralığında, “H<sub>0</sub>: Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi reddedilerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olmadığı sonucuna varılmıştır.

**Tablo 7. Lee-Strazicich Birim Kök Testi**

	Model A			Model C		
	Kırılma Tarihi	Test İstatistiđi	Kritik Deđer (%5)	Kırılma Tarihi	Test İstatistiđi	Kritik Deđer (%5)
Toplam	2000; 2018	-4.41	-3.56	1999; 2008	-6.22	-6.18
Erkek	2003; 2009	-4.32	-3.56	1999; 2008	-6.13	-6.18
Kadın	2008; 2017	-3.34	-3.56	2000; 2012	-6.15	-6.18

Erkek deđişkeni, ilk model için Lee-Strazicich testinde 2003 ve 2009 yılları kırılma tarihi olmak üzere -3.56 tablo deđerı ile -4.32 test istatistiđine sahiptir. Dolayısıyla %95 güven aralığında, “H<sub>0</sub>: Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi reddedilerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olmadığı sonucuna varılmıştır.

Erkek deđişkeni, ikinci model için Lee-Strazicich testinde 1999 ve 2008 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.18 tablo deđerı ile -6.13 test sahiptir Dolayısıyla %95 güven aralığında, “H<sub>0</sub>: Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi kabul edilerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olduđu sonucuna varılmıştır.

Kadın deđişkeni, ilk model için Lee-Strazicich testinde 2008 ve 2017 yılları kırılma tarihi olmak üzere -3.56 tablo deđerı ile -3.34 test istatistiđine sahiptir. Dolayısıyla %95 güven aralığında, “H<sub>0</sub>: Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi reddedilerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olmadığı sonucuna varılmıştır.

Kadın deđişkeni, ikinci model için Lee-Strazicich testinde 2000 ve 2012 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.15 tablo deđerı ile -6.18 test sahiptir Dolayısıyla %95 güven aralığında, “H<sub>0</sub>:

Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi kabul edilerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün var olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Bu çalışmada toplam, kadın ve erkek işsizlik oranları için 1998-2020 dönemi verileri kullanılarak yapısal kırılmasız birim kök testleri ile tek ve çift yapısal kırılmaya müsaade eden birim kök testleri uygulanmıştır. Buna göre toplam işsizlik oranı değişkeninde yapısal kırılmasız Genişletilmiş Dickey-Fuller testi ve Phillips-Perron testinde birim kökün varlığı görülürken, tek kırılmalı Zivot-Andrews testinde birim kökün varlığı reddedilmiştir. Bu testte yapısal kırılma tarihleri içsel olarak sabitli ve sabitli-trendli modelde 2000 yılı, sabitsiz-trendli modelde ise 1996 yılı olarak belirlenmiştir. Çift yapısal kırılmalı testler arasında yer alan Lumsdaine-Papell testine göre ise seride birim kökün olduğu sonucuna varılmıştır. Bu testte yapısal kırılma tarihleri içsel olarak ilk model için 1995 ve 2009 yılları, ikinci model için 1999 ve 2003 yılları ve son olarak üçüncü model için 2000 ve 2009 yılları olarak belirlenmiştir. Diğer taraftan bir diğer çift yapısal kırılmalı LM testinde ise birim kökün varlığı reddedilmiştir. Bu testte yapısal kırılma tarihleri içsel olarak ilk model için 2000 ve 2018 yılları ve ikinci model için 1999 ve 2008 yılları olarak belirlenmiştir.

Erkek işsizlik oranı değişkeninde yapısal kırılmasız Genişletilmiş Dickey-Fuller testi ve Phillips-Perron testinde birim kökün varlığı görülürken, tek kırılmalı Zivot-Andrews testinde birim kökün varlığı reddedilmiştir. Bu testte yapısal kırılma tarihleri içsel olarak sabitli ve sabitli-trendli modelde 2000 yılı, sabitsiz-trendli modelde ise 1996 yılı olarak belirlenmiştir. Çift yapısal kırılmalı testler arasında yer alan Lumsdaine-Papell testine göre ise seride birim kökün olduğu sonucuna varılmıştır. Bu testte yapısal kırılma tarihleri içsel olarak ilk model için 1995 ve 2009 yılları, ikinci model için 1999 ve 2003 yılları ve son olarak üçüncü model için 2000 ve 2016 yılları olarak belirlenmiştir. Diğer taraftan bir diğer çift yapısal kırılmalı LM testinde ise birim kökün varlığı reddedilmiştir. Bu testte yapısal kırılma tarihleri içsel olarak ilk model için 2003 ve 2009 yılları ve ikinci model için 1999 ve 2008 yılları olarak belirlenmiştir.

Kadın işsizlik oranı değişkeninde yapısal kırılmasız Genişletilmiş Dickey-Fuller testi ve Phillips-Perron testinde birim kökün varlığı görülürken, tek kırılmalı Zivot-Andrews testinde birim kökün varlığı reddedilmiştir. Bu testte yapısal kırılma tarihleri içsel olarak sabitli modelde 1995, sabitsiz-trendli modelde ise 1998 yılı ve sabitli-trendli modelde 2000 yılı olarak belirlenmiştir. Çift yapısal kırılmalı testler arasında yer alan Lumsdaine-Papell testine göre ise seride birim kökün olduğu sonucuna varılmıştır. Bu testte yapısal kırılma tarihleri içsel olarak ilk model için 1995 ve 2015 yılları, ikinci model için 1998 ve 2015 yılları ve son olarak üçüncü model için 2001 ve 2010 yılları olarak belirlenmiştir. Diğer taraftan bir diğer çift yapısal kırılmalı LM testinde ise birim kökün varlığı reddedilmiştir. Bu testte yapısal kırılma tarihleri içsel olarak ilk model için 2008 ve 2017 yılları ve ikinci model için 2000 ve 2012 yılları olarak belirlenmiştir.

## 5. Sonuç

Literatürde işsizlik histerisi hipotezinin varlığını araştıran çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Çalışmalar, işsizlik histerisi hipotezinin kabul edildiği ve işsizlik histerisi hipotezinin reddedilerek doğal oran hipotezinin kabul edildiği çalışmalar olarak sınıflandırılabilir.

Bu çalışmada işsizlik histerisi hipotezinin varlığı literatürde nadir olarak incelenen kadın, erkek ve toplam işsizlik değişkenleri için beş farklı birim kök testi kullanılarak incelenmiştir.



Yapılan testlerin üçünde işsizlik histerisi hipotezinin geçerli olduđu, diđer ikisinde ise işsizlik histerisi hipotezinin geçerli olmadığı sonucuna ulařılmıştır. Yapılan analizler sonucunda kullanılan modeller arasından çift yapısal kırılmaya müsaade eden Lumsdaine Papell testinin daha sağlıklı sonuçlar vereceđi düşünöldüğünden, bu modelin sonucu dikkate alınmıştır. Lumsdaine Papell testinin üçüncü modelinde toplam işsizlik oranı için kırılma tarihleri içsel olarak 2000 ve 2009 yılları, erkek işsizlik oranı için kırılma tarihleri 2000 ve 2016 yılları ve kadın işsizlik oranı için 2001 ve 2010 yılları olarak bulunmuştur. 2000-2001 krizi ile 2008-2009 krizlerine ek olarak 2016 yılında gerçekleşen darbe teşebbüsü ile birlikte ilgili çeyrekteki daralma görölmüştür. Dolayısıyla ele alınan dönem itibariyle Lumsdaine Papell testlerinde üçüncü model ekonomik kriz yılları ve bu yılların gecikmeli yıllarını içsel olarak ortaya koymuştur. Benzer olarak aynı testin ilk modelde de 1994 krizinin gecikmeli yılı olan 1995 yılı yine kırılma tarihi olarak bulunmuştur. Dolayısıyla kullanılan modeller arasında çift yapısal kırılmaya müsaade eden Lumsdaine Papell testlerinde üçüncü model ile ilk model sonuçları kriz yıllarını içsel olarak tahmin etmiştir. Her iki modelde de birim kök varlığına karar verildiğinden ele alınan dönemde ölkemiz için işsizlik histerisinin geçerli olduğun sonucuna ulařılmıştır. Ayrıca Genişletilmiş Dickey Fuller Testi ve Phillips-Perron Birim Kök Testi sonuçları da Lumsdaine Papell testi sonuçlarını destekler niteliktedir. Yapılan bu testler neticesinde belirlenen dönemler için Türkiye’de doğal oran hipotezinin geçerli olmadığı, işsizlik histerisi hipotezinin geçerli olduğun sonucuna ulařılmıştır. Bu sonuç doğrultusunda yine belirlenen dönemlerde Türkiye’de işsizliğin geçici değil kalıcı olduğun ifade edilebilmektedir.

Literatürde aynı deđişkenler paralelinde deđerlendirme yapan çalıřmalara řak (2021) örnek olarak verilebilir. Bu makale sonuçlar bakımından diđer makaleden farklılık arz etmektedir. řak (2021) Fourier Kruse birim kök testleriyle kadın, erkek ve toplam işsizlik deđişkenleri için işsizlik histerisinin varlığını incelemiş ve sadece kadınlar için işsizlik histerisi hipotezinin geçerli olduğun sonucuna ulařmıştır. Bu çalıřmada ise tüm deđişkenler için işsizlik histerisi hipotezinin var olduğun sonucuna ulařılmıştır.

Türkiye’de son 30 yılın işsizliđinin kalıcı etkiler meydana getirdiđi sonucu, politika yapımcıların işsizliđin kalıcı etkilerini ortadan kaldırmaları için yeni önlemler alması gerekliliđini zorunlu kılmaktadır. Histeri etkisini en aza indirmek için belirli gruplardan ziyade tüm çalıřanlar desteklenmelidir. Bunun yanı sıra sadece gelişmiş veya kırsal bölge olarak belirli bir bölgenin desteklenmesinden ziyade, ölkede genelindeki tüm bölgeler için ek destek paketleri açıklanmalıdır. Ayrıca işini kaybedenlerin çok geçmeden yeniden iş hayatına kazandırılmaları için özellikle iş bulma kurumları çok daha aktif bir şekilde kullanılmalıdır. İşini kaybeden kişiler tespit edilerek aynı nitelikteki işçi arayan firmalara çok fazla süre geçmeden yönlendirilmeleri kişilerin işsizliklerinin kalıcı hale gelmesini, kısaca histeri etkisinin ortaya çıkmasını engelleyeceđi düşünölmektedir.

#### **Arařtırma ve Yayın Etiđi Beyanı**

Etik kurul izni ve/veya yasal/özel izin alınmasına gerek olmayan bu çalıřmada arařtırma ve yayın etiđine uyulmuştur.

#### **Arařtırmacıların Katkı Oranı Beyanı**

Yazarlar makaleye eşit oranda katkı sağlamış olduklarını beyan eder.

#### **Arařtırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı**

Bu çalıřmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

## Kaynakça

- Akcan, A.T. (2019). Türkiye’de gençlerin işsizlik histerisi. *Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(1), 31-47. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/iibfdkastamonu/>
- Blanchard, O.J. and Summers, L.H. (1986). Hysteresis and the European unemployment problem. *NBER Macroeconomics Annual*, 1, 15-78. <https://doi.org/10.1086/654013>
- Bolat, S., Tiwari, A.K. and Erdayi, A.U. (2014). Unemployment hysteresis in the Eurozone area: Evidences from nonlinear heterogeneous panel unit root test. *Applied Economics Letters*, 21(8), 536-540. <https://doi.org/10.1080/13504851.2013.872755>
- Boratav, K. (2019). Sermaye hareketleri ve Türkiye’nin beş krizi. *Çalışma ve Toplum*, 1(60), 311-323. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/ct>
- Bozgeyik, Y. (2020). İşsizlik histerisinin geçerliliğinin sınanması: E7 ülkelerine ilişkin ampirik bir çalışma. *OPUS Uluslararası Toplum Araştırmaları Dergisi*, 15(26), 4316-4333. <https://doi.org/10.29029/busbed.930288>
- Bozkurt, E. ve Altınar, A. (2018). Doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testleriyle Türkiye’de işsizlik histerisinin tespiti. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 167-180. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.444815>
- Camarero, M. and Tamarit, C. (2004). Hysteresis vs. natural rate of unemployment: New evidence for OECD countries. *Economics Letters*, 84(3), 413-417. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2004.02.014>
- Caporale, G.M., Gil-Alana, L.A. and Trejo, P.V. (2022). Unemployment persistence in Europe: Evidence from the 27 EU countries. *Heliyon*, 8(2), e08898. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e08898>
- Chang, M.-J. and Su, C.-Y. (2014). Hysteresis versus natural rate in Taiwan's unemployment: Evidence from the educational attainment categories. *Economic Modelling*, 43, 293-304. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.08.015>
- Chang, T. (2011). Hysteresis in unemployment for 17 OECD countries: Stationary test with a Fourier function. *Economic Modelling*, 28(5), 2208-2214. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2011.06.002>
- Chang, T., Lee, K.-C., Nieh, C.-C. and Wei, C.-C. (2005). An empirical note on testing hysteresis in unemployment for ten European countries: Panel SURADF approach. *Applied Economics Letters*, 12(14), 881-886. <https://doi.org/10.1080/13504850500365871>
- Cho, D. and Rho, S. (2019). Time variation in the persistence of unemployment over the past century. *Economics Letters*, 182, 19-22. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2019.05.035>
- Çemrek, F. ve Şeker, T. (2020). Türkiye’de kadın işsizlik oranlarının yapısal kırılmalı birim kök testleri ile incelenmesi. *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 20th International Symposium on Econometrics, Operations Research and Statistics EYI 2020(Special Issue), 117-132. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/ahbvuibfd>
- 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*, 74(366a), 427-431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Dilişen, B. (2007). *Yapısal kırılma durumunda geliştirilen birimkök testleri ve uygulaması* (Yayımlanmamış doktora tezi). Marmara Üniversitesi, İstanbul.
- Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58, 1-17. Retrieved from <https://www.aeaweb.org/journals/aer>
- García, J.C.T., Hernández, E.C.R. and Bolívar, H.R. (2017). Analysis of the hysteresis of unemployment in Mexico in the face of macroeconomic shocks. *Contaduría y Administración*, 62(4), 1249-1269. <https://doi.org/10.1016/j.cya.2017.06.013>
- Gomes, F. and da Silva, C.G. (2008). Hysteresis vs. natural rate of unemployment in Brazil and Chile. *Applied Economics Letters*, 15(1), 53-56. <https://doi.org/10.1080/13504850600675450>

- Gülođlu, B. and İspir, M.S. (2011). Is natural rate of unemployment or hysteresis? Sector-specific panel unit root test analysis for Turkey. *Ege Academic Review*, 11(2), 205-216. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/eab>
- Jaeger, A. and Parkinson, M. (1994). Some evidence on hysteresis in unemployment rates. *European Economic Review*, 38(2), 329-342. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(94\)90061-2](https://doi.org/10.1016/0014-2921(94)90061-2)
- Klinger, S. and Weber, E. (2016). Detecting unemployment hysteresis: A simultaneous unobserved components model with Markov switching. *Economics Letters*, 144, 115-118. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2016.04.027>
- Koçbulut, Ö. ve Bolat, S. (2017). Balkan ülkelerinde işsizlik histerisi ve doğal oran hipotezinin geçerliliđi: Ampirik bir deđerlendirme. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(16), 295-317. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/kauuibf>
- Lee, C-C. and Chang, C-P. (2008). Unemployment hysteresis in OECD countries: Centurial time series evidence with structural breaks. *Economic Modelling*, 25(2), 312-325. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2007.06.002>
- Lee, J. and Strazicich, M.C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics Statistics*, 85(4), 1082-1089. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>
- Lee, J. and Strazicich, M.C. (2004). *Minimum LM unit root test with one structural break* (Appalachian State University Working Papers No. 04-17). Retrieved from <https://econ.appstate.edu/RePEc/pdf/wp0417.pdf>
- Lumsdaine, R.L. and Papell, D.H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *Review of Economics Statistics*, 79(2), 212-218. <https://doi.org/10.1162/003465397556791>
- MacKinnon, J.G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199611\)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T)
- Pata, U.K. (2020). OECD ülkelerinde işsizlik histerisinin ampirik bir analizi: Fourier panel durađanlık testi. *SGD-Sosyal Güvenlik Dergisi*, 10(1), 125-144. <https://doi.org/10.32331/sgd.753027>
- Pazarlıođlu, M.V. ve Çevik, E.İ. (2007). Ratchet Model: 1939-2005 dönemi Türkiye uygulaması. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 9(1), 17-34. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/trakyasobed>
- Phelps, E.S. (1967). Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, 34(135), 254-281. <https://doi.org/10.2307/2552025>
- Phelps, E.S. (1968). Money-wage dynamics and labor-market equilibrium. *Journal of Political Economy*, 76, 678-711. <https://doi.org/10.1086/259438>
- Phillips, P.C. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Røed, K. (1996). Unemployment hysteresis-macro evidence from 16 OECD countries. *Empirical Economics*, 21(4), 589-600. <https://doi.org/10.1007/BF01180703>
- Røed, K. (1997). Hysteresis in unemployment. *Journal of Economic Surveys*, 11(4), 389-418. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00040>
- Romero-Ávila, D. and Usabiaga, C. (2007). Unit root tests, persistence, and the unemployment rate of the US states. *Southern Economic Journal*, 73(3), 698-716. <https://doi.org/10.1002/j.2325-8012.2007.tb00797.x>
- Sigeze, Ç., Cořkun, N. ve Ballı, E. (2019). AB ülkelerinde ve Türkiye'de işsizlik histerisinin Fourier-KPSS birim kök testi ile incelenmesi. *İzmir İktisat Dergisi*, 34(1), 15-24. <https://doi.org/10.24988/ije.2019341761>
- Smyth, D.J. and Easaw, J.Z. (2001). Unemployment hysteresis and the NAIRU: A ratchet model. *Applied Economics Letters*, 8(6), 359-362. <https://doi.org/10.1080/135048501750237775>

- Srinivasan, N. and Mitra, P. (2012). Hysteresis in unemployment: Fact or fiction? *Economics Letters*, 115(3), 419-422. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2011.12.070>
- Şak, N. (2021). Türkiye’de işsizlik histerisi: Kadın ve erkek işsizliğine bir bakış. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 14(2), 467-477. <https://doi.org/10.25287/ohuiibf.714090>
- Yavuzaslan, K., Damar, Ö., Sönmez, B., Özdaş, B., Nazlı, U. ve Akılotu, E. (2017). Türkiye’de genç işsizliğinin, işsizlik histerisi hipotezi çerçevesinde yapısal kırılmalar testi ile analizi. *Aydın İktisat Fakültesi Dergisi*, 2(2), 21-32. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/aifd>
- Yılancı, V. (2009). Yapısal kırılmalar altında Türkiye için işsizlik histerisinin sınanması. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10(2), 324-335. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/doujournal>
- Yurtkuran, S. (2021). Türkiye’de işsizlik histerisi hipotezi: Fourier birim kök testlerinden yeni kanıtlar. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(1), 70-80. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/gumus>
- Zivot, E. and Andrews, D.W.K. (2002). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business Economic Statistics*, 20(1), 25-44. <https://doi.org/10.1198/073500102753410372>

## **THE ANALYSIS OF THE VALIDITY OF THE UNEMPLOYMENT HYSTERESIS HYPOTHESIS IN TÜRKİYE ECONOMY: THE PERIOD OF 1988-2020**

### **EXTENDED SUMMARY**

#### **The Aim of the Study**

The main purpose of the study is to analyze the unemployment variable in Türkiye economy through unit root tests and to determine its effects on the behavior of the Türkiye economy from a real perspective. The existence of unemployment hysteresis is among the frequently researched subjects in the literature. It is thought that this study will contribute to the literature in terms of using rarely utilized variables. In the study, unemployment data between 1988 and 2020 in Türkiye were evaluated not only for total unemployment, but also separately for women, men and total unemployment. These variables, which are not the subject of much research in the literature, were analyzed separately using the Augmented Dickey Fuller Test, Phillips Perron Unit Root Test, Zivot Andrews Unit Root Test, Lumsdaine Papell Unit Root Test with Structural Break and Lee Strazicich Unit Root Test with Structural Break.

#### **Methodology**

In this study, the existence of unemployment hysteresis was investigated by using Augmented Dickey Fuller Test, Phillips Perron Unit Root Test, Zivot Andrews Unit Root Test with Structural Break, Lumsdaine Papell Unit Root Test with Structural Fracture, Lee Strazicich Unit Root Test with Structural Break regarding the female, male and total unemployment rates.

#### **Empirical Results**

According to the empirical results of the study, the existence of a unit root was observed in the Augmented Dickey Fuller test without structural break and the Phillips Perron test in the total unemployment rate variable, while the existence of a unit root was rejected in the Zivot-Andrews test with a single break. According to the Lumsdaine Papell test, which is among the double structural break tests, it was concluded that there was a unit root in the series. On the other hand, in another double structural break LM test, the existence of a unit root was rejected.

In the male unemployment rate variable, the existence of a unit root was observed in the Augmented Dickey Fuller test without structural break and the Phillips Perron test, while the existence of a unit root was rejected in the Zivot-Andrews test with a single break. According to the Lumsdaine Papell test, which is among the double structural break tests, it was concluded that there was a unit root in the series. On the other hand, in another double structural break LM test, the existence of a unit root was rejected.

While the existence of a unit root was observed in the Augmented Dickey Fuller test and Phillips Perron test without a structural break in the female unemployment rate variable, the existence of a unit root was rejected in the Zivot-Andrews test with a single break. According to the Lumsdaine Papell test, which is among the double structural break tests, it was concluded that

there was a unit root in the series. On the other hand, in another double structural break LM test, the existence of a unit root was rejected.

### **Conclusion**

In this study, the existence of the unemployment hysteresis hypothesis was examined by using five different unit root tests for female, male and total unemployment variables, which are rarely studied in the literature. It was concluded that the unemployment hysteresis hypothesis was valid in three of the tests, and the unemployment hysteresis hypothesis was not valid in the other two tests. Since the presence of hysteresis was detected in the majority of the tests, it was concluded that the unemployment hysteresis hypothesis was valid for the Turkish economy between the years 1988-2020 on female, male and total unemployment.

The result of the permanent effects of unemployment in the last 30 years in Türkiye necessitates the need for policymakers to take new measures to eliminate the permanent effects of unemployment. To minimize the effect of hysteresis, all employees should be supported rather than specific groups. In addition, additional support packages should be announced for all regions throughout the country, rather than just supporting a specific region as developed or rural. In addition, employment agencies should be used more actively so that those who lost their jobs can be reintroduced to work life soon. It is thought that identifying people who lost their jobs and directing them to companies looking for workers with the same qualifications will prevent their unemployment from becoming permanent, in short, the emergence of the hysteresis effect.