



**ESNEK FOURIER FONKSİYONLU YENİ BİR PANEL BİRİM KÖK
TESTİ ÖNERİSİ VE OECD ÖRNEĞİ**

Çağın KARUL

Haziran 2016

**ESNEK FOURIER FONKSİYONLU YENİ BİR PANEL BİRİM KÖK
TESTİ ÖNERİSİ VE OECD ÖRNEĞİ**

**Pamukkale Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü
Yüksek Lisans Tezi
Ekonometri Anabilim Dalı
Ekonometri Programı**

Çağın KARUL

Danışman: Doç. Dr. Şaban NAZLIOĞLU

Haziran 2016

YÜKSEK LİSANS TEZİ ONAY FORMU

Ekonometri Anabilim Dalı, Ekonometri Bilim Dalı öğrencisi Çağın KARUL tarafından Doç. Dr. Şaban NAZLIOĞLU yönetiminde hazırlanan “**Esnek Fourier Fonksiyonlu Yeni Bir Panel Birim Kök Testi Önerisi ve OECD Örneği**” başlıklı tez aşağıdaki jüri üyeleri tarafından 15.06.2016 tarihinde yapılan tez savunma sınavında başarılı bulunmuş ve Yüksek Lisans Tezi olarak kabul edilmiştir.



Prof. Dr. Recep KÖK

Jüri Başkanı



Doç. Dr. Şaban NAZLIOĞLU

Jüri Üyesi



Doç. Dr. M. Serdar İSPİR

Jüri Üyesi

Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Yönetim Kurulu'nun 13/07/2016 tarih ve ...13/15.. sayılı kararıyla onaylanmıştır.



Prof. Dr. Kenan COYAN
Müdür

Bu tezin tasarımı, hazırlanması, yürütülmesi, arařtırmalarının yapılması ve bulgularının analizlerinde bilimsel etięe ve akademik kurallara özenle riayet edildiđini; bu alıřmanın doğrudan birincil ürünü olmayan bulguların, verilerin ve materyallerin bilimsel etięe uygun olarak kaynak gösterildiđini ve alıntı yapılan alıřmalara atıfta bulunulduđunu beyan ederim.

İmza:



Öđrenci Adı Soyadı: ađın KARUL

ÖNSÖZ

Uzun bir süreçte ve yoğun bir çabayla yazılan bu tez çalışmasında bana çok şey öğreten ve uzun yıllar da öğretmeye devam edeceğine inandığım değerli hocam ve danışmanım Doç. Dr. Şaban Nazlıođlu'na sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Tez sürecimde ve akademik hayatım boyunca yanımda olan ve desteđini hiçbir zaman esirgemeyen başta Güzin Demiröz olmak üzere değerli arkadaşlarım Arş. Gör. Ahmet Koncak ve Öğr. Gör. Erdal Berk'e teşekkürü bir borç bilirim.

Son olarak hayatımın her alanında maddi-manevi yardımlarıyla yanımda olan annem Atiye Karul ve babam Erol Karul'a sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Bu çalışma TÜBİTAK tarafından desteklenen 215K086 numaralı proje kapsamında yürütülmüştür. Desteđinden dolayı TÜBİTAK'a teşekkürlerimi sunarım.

Çađın KARUL
Denizli, 2016

ÖZET

ESNEK FOURIER FONKSİYONLU YENİ BİR PANEL BİRİM KÖK TESTİ ÖNERİSİ VE OECD ÖRNEĞİ

KARUL, Çağın
Yüksek Lisans Tezi
Ekonometri ABD
Tez Yöneticisi: Doç. Dr. Şaban NAZLIOĞLU

Haziran 2016, 58 Sayfa

Bu çalışmada Fourier yaklaşımı kullanılarak yapısal kırılmaları dikkate alan Lagrange çarpanı (LM) prensibine dayalı yeni bir panel birim kök testi önerilmektedir. Önerilen test, serideki birkaç kademeli/yumuşak kırılmayı Fourier yaklaşımının düşük frekanslı bileşenlerini kullanarak yakalayabilmektedir. Testin asimptotik dağılımı bozucu parametrelerden etkilenmemekte ve geliştirilen panel istatistiği standart normal dağılım göstermektedir.

Çalışmada Monte Carlo simülasyonlarıyla, önerilen testin küçük örneklem özellikleri analiz edilmiştir. Yapılan simülasyonlarda testin kırılmalar yokken de kırılmalar ani veya kademeli şekilde gerçekleşirken de iyi boyut ve güç özellikleri gösterdiği görülmüştür. Ayrıca sonuçlar, pozitif otokorelasyon ve frekansın yüksek belirlenmesi durumunda da testin iyi boyut ve güç özelliklerine sahip olduğunu göstermiştir. Küçük zaman boyutları için negatif otokorelasyon durumunda veya frekansın yanlış belirlendiği durumda boyut bozumuna uğramaktadır. Son olarak çalışmada işsizlik histerisi hipotezi, 20 OECD ülkesi için önerilen Fourier Panel LM birim kök yaklaşımıyla test edilmiştir. Literatürdeki diğer çalışmalardan farklı olarak işsizlik histerisi hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Fourier yaklaşımı, Yapısal kırılmalar, Panel birim kök testi, İşsizlik histerisi, OECD ülkeleri

ABSTRACT

A NEW PANEL UNIT ROOT TEST WITH FLEXIBLE FOURIER FUNCTION AND AN EXAMPLE OF OECD

KARUL, Çağın

Master Thesis

Econometrics Department

Thesis Supervisor: Assoc. Prof. Dr. Şaban NAZLIOĞLU

June 2016, 58 Pages

This paper proposes a new Lagrange multiplier (LM) based panel unit root test which takes into account structural breaks with a Fourier approximation. The test is able to capture several smooth/gradual structural breaks by using low-frequency Fourier components. It has been shown that the nuisance parameters does not affect the asymptotic distribution of test under the null hypothesis and the panel statistic has a standard normal distribution.

The small sample properties of the test are analyzed by Monte Carlo simulations. The simulations show that the test has a good size and power in case of data generation process (DGP) with no shift, sharp shifts, and/or gradual shifts. The simulations also the test has a good size and power properties under the positive autocorrelation but suffers from size distortions under the negative autocorrelation. As an empirical illustration of the testing procedure, the hysteresis hypothesis for 20 OECD countries is re-examined. The findings stress the importance of accounting for gradual shifts and support the validity of hypothesis.

Keywords: Fourier approximation, Structural breaks, Panel unit root tests, Unemployment Hysteresis, OECD Countries

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
ÖNSÖZ.....	i
ÖZET.....	ii
ABSTRACT.....	iii
İÇİNDEKİLER.....	iv
ŞEKİLLER DİZİNİ.....	v
TABLolar DİZİNİ.....	vi
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM FOURIER PANEL BİRİM KÖK TESTİ

1.1. LM Tipi Test Stratejisi.....	4
1.2. Farklı Kırılma Biçimleri ve Fourier Yaklaşımı.....	9
1.3. Fourier Panel LM İstatistiği.....	11
1.4. Asimptotik Dağılım.....	14

İKİNCİ BÖLÜM KÜÇÜK ÖRNEKLEM ÖZELLİKLERİ

2.1. Veri Yaratma Süreci.....	19
2.2. Monte Carlo Simülasyonları.....	22
2.3. Genel Değerlendirme.....	37

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM İŞSİZLİK HİSTERİSİ HİPOTEZİ ÜZERİNE AMPİRİK UYGULAMA

3.1. Giriş.....	38
3.2. Literatür Taraması.....	39
3.3. Veri ve Ampirik Bulgular.....	45
3.4. Ampirik Uygulamanın Sonuçları.....	49
SONUÇ.....	50
KAYNAKLAR.....	52
ÖZGEÇMİŞ.....	58

ŞEKİLLER DİZİNİ

	Sayfa
Şekil 1. Keskin, ESTAR ve LSTAR Kırılmalar İle Fourier Yaklaşımları.....	11
Şekil 2. İşsizlik Oranı Dinamikleri ve Fourier Yaklaşımları.....	45

TABLolar DİZİNİ

Sayfa

Tablo 1.	Asimptotik Momentler.....	18
Tablo 2.	Boyut Özellikleri.....	23
Tablo 3.	$\rho = 0.9$ için Güç Özellikleri.....	24
Tablo 4.	$\rho = 0.8$ için Güç Özellikleri.....	25
Tablo 5.	Kırılmanın Olmadığı Durum Altında Boyut Özellikleri.....	26
Tablo 6.	Kırılmanın Olmadığı Durum Altında Güç Özellikleri.....	27
Tablo 7.	Kademeli Kırılmalar Altında Boyut ve Güç Özellikleri.....	28
Tablo 8.	Kırılmaların Ani Gerçekleşmesi Durumu Altında Boyut Özellikleri.....	29
Tablo 9.	Kırılmaların Ani Gerçekleşmesi Durumu Altında Güç Özellikleri.....	30
Tablo 10.	Frekansın k+1 Olarak Alınması Durumunda Boyut Özellikleri.	32
Tablo 11.	Frekansın k+1 Olarak Alınması Durumunda Güç Özellikleri...	32
Tablo 12.	Frekansın k-1 Olarak Alınması Durumunda Boyut Özellikleri..	33
Tablo 13.	Frekansın k-1 Olarak Alınması Durumunda Güç Özellikleri....	33
Tablo 14.	Pozitif Otokorelasyon Sorunu Altında Boyut Özellikleri.....	35
Tablo 15.	Pozitif Otokorelasyon Sorunu Altında Güç Özellikleri.....	35
Tablo 16.	Negatif Otokorelasyon Sorunu Altında Boyut Özellikleri.....	36
Tablo 17.	Negatif Otokorelasyon Sorunu Altında Güç Özellikleri.....	36
Tablo 18.	Literatür Tablosu.....	43
Tablo 19.	Ani Kırılmalar için Birim Kök Testi Sonuçları.....	46
Tablo 20.	Kademeli Kırılmalar için Birim Kök Testi Sonuçları.....	48

GİRİŞ

Araştırmacılar ve politika yapıcılar tarafından makroekonomik değişkenlerin davranışları her zaman önemli bir araştırma konusu olmuştur. Bu kapsamda makroekonomik değişkenlerde meydana gelecek şokların etkisinin analizi temel sorulardan biri olmuştur. Şokların kalıcı bir etki mi yoksa geçici bir etkiye mi sahip olduğu uygulanacak politikalar açısından önem teşkil etmektedir. Şokların etkisinin geçici olması, zaman içerisinde ortalamasına döneceği anlamına geldiğinden istikrar politikaları ile müdahalede bulunmak gerekmeyecektir. Fakat şokların etkisi kalıcı ise, etki zamanla ortadan kalkmayacağı için istikrar politikalarının uygulanması gerekecektir. Şokların değişimini analiz etmek için birim kök yaklaşımı kullanılmaktadır.

Birim kök literatürünün gelişmesine öncülük eden Nelson ve Plosser (1982), Amerika'nın 14 makroekonomik ve finansal değişkenlerinin davranışlarını, Fuller (1976) ve Dickey ve Fuller (1979, 1981) tarafından geliştirilen birim kök testlerini kullanarak incelemişlerdir. Birim kök literatürünün başlangıcını oluşturan Fuller (1976) ve Dickey ve Fuller (1979, 1981) testlerinin ardından Phillips ve Perron (1988), Kwiatkowski vd. (1992), Elliot vd. (1996) ve Ng ve Perron (2001) tarafından geliştirilen birim kök testleri literatürün temelini oluşturmaktadır. Yapısal değişimlerin test sonuçlarını önemli derecede etkilediği Perron (1989) tarafından gösterilmiş ve bu çalışmayla beraber birim kök literatürü, yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot ve Andrews (1992), Perron (1997), Lumsdaine ve Papell (1997), Lee ve Strazicich (2003, 2013), Carrion-i-Silvestre ve Sanso (2007), Narayan ve Popp (2010) tarafından önerilen testler ile gelişmeye devam etmiştir. Yapısal kırılmaların modellenmesi üzerine kukla değişken yöntemini kullanan bu testler ile beraber literatürde modellemenin nasıl yapılması gerektiğine dair sorular ortaya atılmıştır. Kukla değişken yaklaşımının temeli, kırılmaların ani gerçekleştiği ve bu kırılmaların sayı ve tarih bakımından önceden bilindiği varsayımına dayanmaktadır. Ancak, kırılmaların zaman içerisinde ve yumuşak biçimde ortaya çıkabileceği nedeniyle literatürde yapısal kırılmaların yumuşak geçişli olduğu varsayımına dayalı doğrusal olmayan birim kök testleri geliştirilmiştir. (bkz, Luukkonen vd., 1988; Leybourne vd., 1998; Kapetanios vd., 2003; Harvey ve Mills, 2004; Cerrato vd., 2010). Doğrusal olmayan dinamiklerin göz önünde bulundurulduğu bu ikinci yaklaşımda, bir geçiş fonksiyonu (lojistik veya üstel fonksiyon) üzerinden modelleme yapılmaktadır. Bu yaklaşımda kırılmaların formunun bilindiği varsayılmaktadır. Ancak gerçekte

kırılmaların form, sayı ve tarih bakımından nasıl gerçekleştiği önsel olarak bilinmemektedir (Becker vd., 2006: 382).

Birim kök literatüründe, yapısal kırılmaların biçimi ve sayısının yanlış belirlenmesinin test sonuçlarında önemli bozulmalara sebep olduğu ifade edilmektedir (Enders ve Lee, 2012a: 575). Bu nedenle yapısal kırılmaların nasıl modelleneceği önemini koruyan bir sorudur. Bu sorunun çözümüne yönelik kullanılan bir diğer yöntem ise Fourier yaklaşımıdır. Becker vd. (2004) çalışmasıyla literatürde yerini alan bu yaklaşım, yapısal kırılmanın biçiminin bilinmediği durumlarda, yapısal kırılmaların doğru bir şekilde modellenmesine imkân sağlamaktadır. Ayrıca Fourier yaklaşımının kullanılmasıyla kırılma sayısının ve tarihinin belirlenmesi problemi ortadan kalkmaktadır. Zaman serisi alanında bu yaklaşım ile geliştirilen ilk test Becker vd. (2006) tarafından önerilen Fourier KPSS testidir. Ardından Enders ve Lee (2012a) Fourier LM, Enders ve Lee (2012b) Fourier DF ve Rodrigues ve Taylor (2012) Fourier GLS birim kök testlerini geliştirmişlerdir.

Yukarıda bahsi geçen birim kök testleri zaman serisi alanında yapılan analizlerde kullanılabilir. Fakat Levin vd. (2002) çalışmasında ifade edildiği gibi zaman serisi birim kök testleri, küçük örneklerde düşük güce sahiptir. Panel veri modelleri zaman boyutunun yanı sıra yatay kesit boyutundan da bilgileri analize dahil ettiği için gözlem sayısını artırmakta, böylece testlerin gücünün artmasını sağlamaktadır (Baltagi, 2005: 237). Panel veri birim kök literatürü Levin vd. (1992) ve Im vd. (1997) çalışmalarıyla beraber hızlı bir gelişim sürecine girmiştir. Panel veri literatürünün gelişim süreci, zaman serisi alanında geliştirilen birim kök testleri ile paralellik göstermektedir. Öncelikle yapısal kırılmayı dikkate almayan panel birim kök testleri önerilmiştir. (bkz, Levin vd., 1992, 2002; Im vd., 1997, 2003; Maddala ve Wu, 1999; Choi, 2001; Breitung, 2000; Hadri, 2000). Daha sonra, zaman serisinde olduğu gibi yapısal kırılmayı dikkate alan testler önerilmiştir (bkz. Carrion-i-Silvestre vd., 2005; Im vd., 2005; Hadri ve Rao, 2008; Westerlund, 2012).

Zaman serisi literatüründe olduğu gibi kırılmaları kademeli olarak modelleyen panel birim kök literatürü gelişim sürecine girmiştir. Lee vd. (2015) Fourier yaklaşımını kullanan ve yatay kesit bağımlılığını dikkate alan bir Fourier panel birim kök testi geliştirmiştir. Bu test Enders ve Lee (2012b)'de önerilen Fourier ADF testinin panel versiyonu olarak karşımıza çıkmaktadır. Fourier yaklaşımını kullanılarak geliştirilen bir diğer panel birim kök testi Nazlioglu ve Karul (2015) tarafından yazılan konferans

bildirisidir. Becker vd. (2006)'da geliştirilen Fourier KPSS testinin panel versiyonu olan bu test, yatay kesit bağımlılığını dikkate almaktadır.

Bu çalışma, gelişme sürecine başlayan Fourier panel birim kök literatürünü genişletme amacını taşımaktadır. Bunun için zaman serisi birim kök literatüründeki gelişmelerden hareketle yapısal kırılmaları kademeli bir biçimde modelleyen Fourier yaklaşımı kullanılmış ve LM tipi test stratejisi izlenmiştir. Fourier yaklaşımının kullanılması, yapısal kırılmaların kukla değişkenlerle ele alındığı panel birim kök testlerinde (örneğin, Im vd., 2005; Carrion-i-Silvestre vd., 2005; Westerlund, 2012) karşımıza çıkan kırılma tarihi, kırılma sayısı ve kırılma biçiminin belirlenmesi problemini ortadan kaldırmaktadır. Çalışmanın panel birim kök literatürüne getirdiği yenilik, panel birim kök modellemesinde Fourier fonksiyonların kullanılması yoluyla yapısal kırılmaların kademeli bir biçimde modele dâhil edildiği LM (Lagrange multiplier) tipi yeni bir birim kök testi geliştirmiş olmasıdır. Böylelikle, Enders ve Lee (2012a)'da önerilen Fourier LM testinin panel versiyonu önerilmektedir.

Çalışmanın birinci bölümünde öncelikle birim kök testleri için LM stratejisi anlatılmış, devamında ise Fourier yaklaşımı kullanarak kırılmaları kademeli olarak modelleyen Fourier Panel LM testi geliştirilmiş ve test istatistiğinin asimptotik dağılımı gösterilmiştir. İkinci bölümde, testin küçük örneklem özellikleri farklı veri yaratma süreçleri ele alınarak analiz edilmiş, farklı zaman ve yatay kesit değerleri için sonuçlar tablollaştırılarak rapor edilmiştir. Ayrıca bölümün sonunda çıkan sonuçlara dair genel bir değerlendirme yapılmıştır. Son bölümde ise işsizlik histerisi hipotezine dair uygulama yapılmıştır. Uygulama bölümde öncelikle işsizlik üzerine ortaya atılan hipotezler tanımlanmış, panel birim kök testleri kullanan çalışmalar üzerine geniş bir literatür taraması yapılmış ve son basamağında ise Fourier Panel LM birim kök testi ile kukla değişken yöntemini kullanan, Im vd. (2005) ve Im vd. (2012) tarafından geliştirilen panel LM (ILT) birim kök testleri arasında karşılaştırmalı bir analiz yapılmıştır.

BİRİNCİ BÖLÜM

FOURIER PANEL BİRİM KÖK TESTİ

1.1. LM Tipi Test Stratejisi

Lagrange Çarpanı (LM) prensibine dayalı birim kök literatürü Schmidt ve Phillips (1992) çalışması ile başlamıştır. Ardından Amsler ve Lee (1995), yapısal değişimi modele ekleyerek ve bozucu parametrelerin asimptotik dağılımı etkilemediğini göstererek LM prensibine dayalı birim kök literatürüne önemli bir katkı yapmıştır.

LM tipi test stratejisinin temellerini ortaya koymak için, yaygın olarak kullanılan Dickey-Fuller testinin temel özelliklerini göstermek gereklidir. Dickey-Fuller testi, gözlenen değer olan y serisinin, sabit ve zaman trendi içeren bir periyot gecikmesi üzerine regresyonlarına dayanmaktadır. Bu regresyon modelleri:

Sabitli ve trendsiz model

$$y_t = \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

$$\hat{\beta} = (X_1'X_1)^{-1} X_1'Y$$

$$\hat{\tau} = (\hat{\beta} - 1)(S_{e_1}^2(X_1'X_1)^{-1})^{-\frac{1}{2}}$$

Sabitli model

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

$$\hat{\beta}_\mu = (X_2'X_2)^{-1} X_2'Y$$

$$\hat{\tau}_\mu = (\hat{\beta}_\mu - 1)(S_{e_2}^2(X_2'X_2)^{-1})^{-\frac{1}{2}}$$

Sabitli ve trendli model

$$y_t = \alpha + \delta t + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.3)$$

$$\hat{\beta}_\tau = (X_3'X_3)^{-1} X_3'Y$$

$$\hat{\tau}_\tau = (\hat{\beta}_\tau - 1)(S_{e_3}^2(X_3'X_3)^{-1})^{-\frac{1}{2}}$$

burada

$X_1 = Y_{t-1}$, $X_2 = (1, Y_{t-1})$ ve $X_3 = (1, t, Y_{t-1})$ olup,

$S_{ek}^2 = (n - k - 1)^{-1} [Y'(I - X_k(X_k'X_k)^{-1}X_k')Y]$ ve $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 'dir.

Ayrıca her model için hipotezler ise,

$$H_0: \beta = 1$$

$$H_1: \beta < 1$$

şeklinde ifade edilir.

Dickey-Fuller testi, parametrisasyon açısından bazı sorunlar içermektedir. (1.1) regresyonu boş hipotez altında veya alternatif hipotez altında sabite ve trende izin vermemektedir. (1.2) regresyonu boş hipotez altında trende izin vermektedir, çünkü $\beta = 1$ olduğu zaman y_t , αt deterministik trendini içerir. Ancak (1.2) regresyonunun bu dayanağı iki sebep nedeniyle trendin varlığı açısından elverişli değildir. Birincisi, test istatistiğinin dağılımı α parametresine bağlıdır (Evans ve Savin, 1984; Nankervis ve Savin, 1985; Guilkey ve Schmidt, 1989). İkincisi, (1.2) regresyonu $\beta < 1$ alternatif hipotezi altında trende izin vermemektedir ve bu yüzden test trend durağan alternatifine karşı tutarsızdır (West, 1987). Son olarak, (1.3) regresyonu hem boş hipotez hem de alternatif hipotez altında trende izin vermektedir. Bu regresyonda $\beta = 1$ boş hipotezi altında, α doğrusal trendi ve δ karesel trendi temsil ederken, $\beta < 1$ alternatif hipotezi altında α sabiti, δ ise doğrusal trendi ifade etmektedir. Ayrıca (1.3) regresyonu için hesaplanan test istatistiğinin dağılımı her iki hipotez için de α teriminden bağımsız fakat δ terimine bağımlıdır (Schmidt ve Phillips 1992: 258).

Karşılaşılan bu sorunları çözmek için Amsler ve Lee (1995), Bhargava (1986) tarafından kullanılan alternatif parametrisasyondan yararlanılmıştır.

$$y_t = \psi + \xi t + X_t, \quad X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.4)$$

$$H_0: \beta = 1$$

$$H_1: \beta < 1$$

burada yine $\beta = 1$ boş hipotezi birim kökü ifade etmektedir. Bu parametrisasyonun avantajı, test istatistiğinin dağılımının ψ ve ξ parametrelerine bağlı olmamasının yanı

sıra her iki hipotez için de ψ sabiti, ξ de doğrusal trendi doğru şekilde temsil etmesidir. (Schmidt ve Phillips 1992: 258).

(1.4) ele alınarak LM prensibini uygulamak için X_0 başlangıç koşulunun sabit ve $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ olduğu varsayılmaktadır. Buradan hareketle $\beta = 1$ boş hipotezi altında bu modelde LM testi türetilir (Amsler ve Lee 1995: 360).

$$\begin{aligned}
y_t &= \psi + \xi t + X_t, & X_t &= \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \\
X_t &= y_t - \psi - \xi t \\
X_{t-1} &= y_{t-1} - \psi - \xi(t-1) \\
X_t &= \beta(y_{t-1} - \psi - \xi(t-1)) + \varepsilon_t \\
y_t &= \psi + \xi t + \beta y_{t-1} - \beta \psi - \beta \xi(t-1) + \varepsilon_t \\
y_t &= \beta y_{t-1} + \psi(1-\beta) + \xi(t + \beta - t\beta) + \varepsilon_t, & t &= 2, \dots, T. \\
y_1 &= \psi + \beta X_0 + \xi + \varepsilon_1
\end{aligned} \tag{1.5}$$

Logaritmik olabilirlik aşağıdaki gibi elde edilir.

$$\ln L = c - \frac{T}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} SSE \tag{1.6}$$

burada c bir sabit, σ^2 hata varyansı ve SSE hata kareleri toplamıdır.

$$SSE = (y_1 - \psi - \beta X_0 - \xi)^2 + \sum_{t=2}^T [(y_t - \beta y_{t-1}) - \psi(1-\beta) - \xi(t + \beta - t\beta)]^2 \tag{1.7}$$

$\sigma^2 = SSE/T$ olmak üzere ilgili logaritmik olabilirlik

$$\ln L^* = c - \frac{T}{2} \ln(SSE/T) \tag{1.8}$$

$\beta = 1$ kısıtı altında MLE(Maksimum Logaritmik Olabilirlik) türetilir ve SSE basitleştirilebilir,

$$SSE_R = [y_1 - \psi_X - \xi]^2 + \sum_{t=2}^T (\Delta y_t - \xi)^2, \quad \psi_X = \psi + X_0 \tag{1.9}$$

burada SSE_R kısıtlı modelin hata kareleri toplamıdır.

Ayrıca kısıtlı MLE minimizasyonundan,

$$\begin{aligned}\tilde{\xi} &= \overline{\Delta y_t} = (y_T - y_1) / (T - 1) \\ \tilde{\psi}_X &= y_1 - \tilde{\xi} = (Ty_1 - y_T) / (T - 1)\end{aligned}\quad (1.10)$$

elde edilir.

LM testinin türetilmesi için etkinlik skorunun hesaplanmasına ihtiyaç vardır. Buradan hareketle,

$$\frac{\partial \ln L^*(\sim)}{\partial \beta} = \frac{-1}{2\sigma^2} \frac{\partial SSE}{\partial \beta} \quad (1.11)$$

burada,

$$\frac{\partial SSE}{\partial \beta} = -2X_0(y_1 - \psi - \beta X_0 - \xi) - 2 \sum_{t=2}^T [y_{t-1} - \psi - \xi(t-1)] [(y_t - \beta y_{t-1}) - \psi(1-\beta) - \xi(t+\beta-\beta)]$$

Ayrıca $\tilde{S}_{t-1} = y_{t-1} - \psi_X - \xi(t-1)$ ifadesinden,

$$\frac{\partial SSE}{\partial \beta} = -2 \sum_{t=2}^T (\Delta y_t - \tilde{\xi}) \tilde{S}_{t-1} \quad (1.12)$$

(1.12), (1.11)'de yerine yazılırsa,

$$\frac{\partial \ln L^*(\sim)}{\partial \beta} = \frac{1}{\tilde{\sigma}^2} \sum_{t=2}^T (\Delta y_t - \tilde{\xi}) \tilde{S}_{t-1} = \frac{1}{\tilde{\sigma}^2} \sum_{t=2}^T (\Delta y_t - \tilde{\xi}) (\tilde{S}_{t-1} - \bar{\tilde{S}}) \quad (1.13)$$

(1.13)'deki $\sum_{t=2}^T (\Delta y_t - \tilde{\xi}) \tilde{S}_{t-1}$ terimi, (1.14) regresyonunda tahmin edilen $\tilde{\phi}$ katsayısının paydasıdır.

Tüm bunlardan hareketle trendden arındırılarak düzenlenmiş model aşağıdaki gibidir.

$$\Delta y_t = \alpha + \tilde{\phi} \tilde{S}_{t-1} + e_t \quad (\alpha : \text{sabit}) \quad (1.14)$$

$$H_0 : \phi = 0$$

$$H_1 : \phi < 0$$

LM testini oluşturmak için bilgi matrisine ihtiyaç duyulmaktadır. Buradan,

$$\frac{\partial^2 \ln L^*}{\partial \beta^2} = -\frac{1}{\sigma^2} \left[X_0^2 + \sum_{t=2}^T [y_{t-1} - \psi - \xi(t-1)]^2 \right] \quad (1.15)$$

(1.15) MLE kısıtı altında hesaplanır ve X_0 (asimptotik olarak ihmal edilebilir) yok sayılırsa,

$$\frac{\partial^2 \ln L^*(\sim)}{\partial \beta^2} = \frac{1}{\tilde{\sigma}^2} \sum_{t=2}^T \tilde{S}_{t-1}^2 \quad (1.16)$$

O halde LM istatistiği,

$$LM = \left(\frac{\partial \ln L^*(\sim)}{\partial \beta} \right)^2 / \left(\frac{\partial^2 \ln L^*(\sim)}{\partial \beta^2} \right) \quad (1.17)$$

şeklindedir.

Burada (1.13) ve (1.16) ifadeleri yerine yazılırsa

$$LM = \frac{\left[\sum_{t=2}^T (\Delta y_t - \tilde{\xi}) \tilde{S}_{t-1} \right]^2}{\tilde{\sigma}^2 \sum_{t=2}^T \tilde{S}_{t-1}^2} \quad (1.18)$$

elde edilir.

Bu (1.14) regresyonu altında $\phi = 0$ hipotezi için t istatistiğidir.

Son olarak,

$$\frac{\partial^2 \ln L^*(\sim)}{\partial \beta \partial \xi} = -\frac{1}{\tilde{\sigma}^2} \left[X_0^2 + \sum_{t=2}^T [(y_{t-1} - \tilde{\xi})(t-1) + \tilde{S}_{t-1}] \right] \quad (1.19)$$

ve

$$\frac{\partial^2 \ln L^*(\sim)}{\partial \beta \partial \psi_x} = -X_0^2 / \tilde{\sigma}^2 \quad (1.20)$$

Bilgi matrisi için uygun normalleştirme T^{-2} dir. Yakınsama göz önüne alınırsa, T^{-2} çarpı (1.16) sınırlayıcı dağılıma yaklaşır.

$$T^{-2} \sum_t S_{t-1}^2 \rightarrow \sigma^2 \int_0^1 W(r)^2 dr, \quad S_t = \sum_1^t \varepsilon_t \quad (1.21)$$

burada $W(r)$, $[0,1]$ üzerinde standart Wiener(Brownian hareketi) sürecidir. Açıkta ki T^{-2} çarpı (1.20) ifadesi sifira yakınsar. Benzer durum (1.19) için de doğrudur.

$$T^{-3/2} \sum_t t \varepsilon_t \rightarrow \sigma \left[W(1) - \int_0^1 W(r) dr \right] \quad (1.22)$$

$$T^{-3/2} \sum_t S_{t-1} \rightarrow \sigma \int_0^1 W(r) dr \quad (1.23)$$

Böylelikle, LM istatistiğinin $H_0 : \phi = 0$ boş hipotezi için t istatistiğine eşit olduğu ve dağılımın bozucu parametrelerden etkilenmediği gösterilmiştir.

1.2. Farklı Kırılma Biçimleri ve Fourier Yaklaşımları

Perron (1989) çalışması ile birlikte birim kök literatüründe yapısal kırılmalar üzerine çalışmalar yapılmaya başlanmıştır. Bu çalışmalar, yapısal kırılmaların modellenmesinde farklı varsayımlarla çeşitli yaklaşımlar uygulamışlardır. Bu yaklaşımlardan en yaygını, kukla değişken yaklaşımıdır. (bkz, Zivot ve Andrews, 1992; Perron, 1997; Lumsdaine ve Papell, 1997; Lee ve Strazicich 2003, 2013; Carrion-i-Silvestre ve Sanso, 2007; Narayan ve Popp, 2010). Kukla değişken yaklaşımında kırılmaların bir anda ortaya çıktığı varsayılmakta ve kırılmanın sayısı ve tarihi bilindiği varsayımı ile hareket edilmektedir. Bu çalışmalardan sonra kırılmaların gerçekte kademeli olarak ortaya çıktığı fikri üzerine yoğunlaşmış ve doğrusal olmayan yumuşak geçişli birim kök testleri önerilmiştir. (bkz, Luukkonen vd., 1988; Leybourne vd., 1998; Kapetanios vd., 2003; Harvey ve Mills, 2004; Cerrato vd., 2010). Doğrusal olmayan bu yaklaşım, kırılmaların biçiminin bilindiği varsayımına dayanmaktadır. Böylece iki yaklaşımda ortaya çıkan temel sorun kırılmaların yapısının, sayısının ve tarihinin bilinmediği durumda kırılmaların nasıl modelleneceği sorusudur. Becker vd. (2004) çalışması Fourier yaklaşımı kullanılarak bu sorunun giderilebileceğini göstermiştir. Bu çalışmada kullanılan Fourier serileri formu bilinmeyen yapısal kırılmaların doğru şekilde yakalanmasına fırsat vermektedir. Bununla birlikte bu yaklaşım, kırılmaların tarihi ve sayısı hakkında herhangi bir varsayıma ihtiyaç duymaması bakımından diğer yöntemlere göre avantajlıdır (Enders ve Lee, 2012a). Fourier yaklaşımının bu esnekliğinden yararlanarak Becker vd. (2006) Fourier KPSS, Enders ve Lee (2012a) Fourier LM, Enders ve Lee (2012b) Fourier DF ve Rodrigues ve Taylor (2012) Fourier GLS birim kök testlerini geliştirmişlerdir.

Enders ve Lee (2012a) çalışmasında Fourier yaklaşımı için kullanılan zamana bağlı deterministik terim fonksiyonu aşağıda verilmiş ve kırılmaları yakalama konusunda 9 panelden oluşan bir tartışma yapılmıştır.

$$d(t) \cong \alpha_0 + \alpha_k \sin(2\pi kt / T) + \beta_k \cos(2\pi kt / T) \quad (1.24)$$

burada k frekansı göstermektedir.

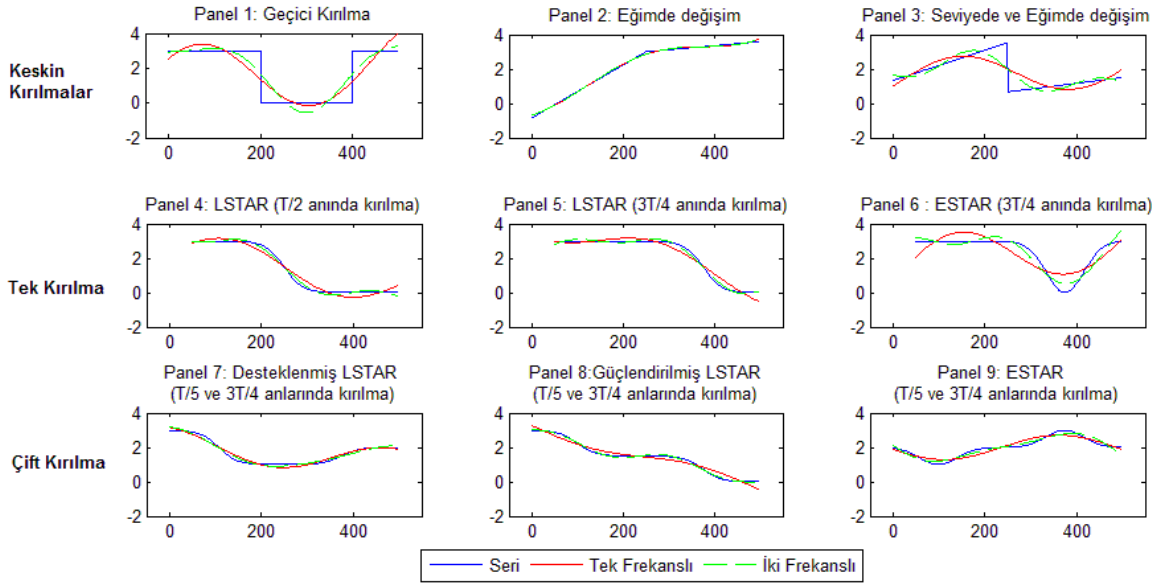
Şekil 1’de verilen paneller, $T = 500$ iken keskin kırılmaların ve yumuşak geçişli (smooth) kırılmaların varlığı durumunda (1.24) eşitliği ile verilen deterministik terimin tek frekanslı ve iki frekanslı durumları için incelenmiştir. Panel 1, geçici kırılmanın olduğu durumu, panel 2 ve 3 ise sabitte ve eğimdeki kırılmaların olduğu durumu göstermektedir. Prodan (2008), panel 1-3’de yer alan keskin kırılmaların standart kırılma testleri metodolojisi ile tespit edilmesinin zor olduğunu göstermiştir. Bu durumda yumuşak geçişli kırılmalar için Fourier yaklaşımının, kukla değişken yaklaşımına göre daha başarılı olduğu gösterilmiştir (Enders ve Lee, 2012a: 576). 500 gözlem için paneller şu şekilde elde edilmiştir: Panel 1, $200 \leq t \leq 400$ için $y_t = 0$, diğer durumlarda $y_t = 3$ alınarak oluşturulmuştur. Panel 2, $t \leq 250$ için $y_t = (t - 55) / 65$, diğer durumlarda $y_t = (t + 1010) / 420$ alınarak oluşturulmuştur. Panel 3 ise, $t \leq 250$ için $y_t = (3t + 450) / 340$, diğer durumlarda $y_t = (t - 50) / 300$ alınarak oluşturulmuştur. Panel 4-9’da kırılmanın yumuşak geçişte olduğu dikkate alınmaktadır. Panel 4 grafiğinde $d_1 = 3$, $\varphi = 0.05$, $T = 500$ ve $\lambda = 0.5$ parametre değerleri için LSTAR (logistic smooth transition autoregressive) kırılması aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$y_t = d_1 / [1 + \exp(\varphi(t - \lambda T))] \quad (1.25)$$

Panel 5 içinde LSTAR kırılmasında parametrelerden sadece $\lambda = 0.75$ olarak değiştirilmiş, diğer parametreler aynı kalmıştır. Panel 6’da $d_1 = 3$, $\varphi = 0.0003$, $T = 500$ ve $\lambda = 0.75$ parametre değerleri için ESTAR (exponential smooth transition autoregressive) kırılması da aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$y_t = d_1 [1 - \exp(-\varphi(t - \lambda T)^2)] \quad (1.26)$$

Seride birden fazla yumuşak geçişli kırılmanın olduğu ise Panel 7, 8 ve 9’da gösterilmiştir.



Şekil 1: Keskin, ESTAR ve LSTAR kırılmalar ile Fourier yaklaşımları

Enders ve Lee, (2012a) çalışmasında bu dokuz panelden elde edilen önemli bilgiler şu şekilde sıralanabilir:

- Yapısal değişimler için kullanılan Fourier yaklaşımında tek frekans kullanılması durumu kırılmaların fonksiyonel formunun bilinmediği durumlar için daha makul bir yaklaşımdır. Fakat ikinci bir frekansın olması, kırılmanın birden fazla veya kırılmaların keskin olduğu durumlar için önem teşkil etmektedir. Hatta frekansın $k = 1$ olarak seçilmesi, yapısal değişimleri yakalamada iyi bir yaklaşımdır.
- Yaklaşımın panel 1, 3 ve 6'da diğer panellere göre başarısız olduğu açıkça görülmektedir. Düşük frekans bileşenleri kullanılan yaklaşım, kısa süreli keskin kırılmalar açısından iyi bir performans göstermemektedir.
- Fourier yaklaşımı LSTAR ya da ESTAR kırılmalarının davranışını yakalamada oldukça başarılıdır.

1.3. Fourier Panel LM İstatistiği

Bu çalışmada geliştirilecek Fourier Panel LM istatistiği, Ender ve Lee (2012a) tarafından önerilen Fourier LM testinin panel versiyonudur.

Veri yaratma süreci şu şekildedir:

$$y_{it} = d_i(t) + \rho_i y_{it-1} + \gamma_i t + \varepsilon_{it} \quad (1.27)$$

burada $i = 1, 2, \dots, N$ kesit boyutunu, $t = 1, 2, \dots, T$ zaman boyutunu göstermekle birlikte ε_{it} , durağan durumda olduğu varsayılan hata terimini ifade etmektedir. Levin vd. (1992, 2002), Im vd. (1997, 2003), Maddala ve Wu (1999), Choi (2001), Breitung (2000), Hadri (2000) birinci nesil panel birim kök testlerinde olduğu gibi bu test için de yatay kesit bağımlılığı olmadığı varsayımı yapılmıştır. Ayrıca modelde yapılan bir diğer varsayım ise her bir yatay kesit için k frekansının homojen olduğudur. Eğer $d_i(t)$ 'nin fonksiyonel formu biliniyorsa, denklem (1.27) doğrudan tahmin edilebilir ve birim kök analizi yapılabilir. $d_i(t)$ fonksiyonunun bilinmediği durumlarda ise formun yanlış olarak belirlenmesi söz konusudur ki, bu da birim kök testlerinde boyut bozumlarına neden olabilir (Enders ve Lee, 2012a: 575).

Bu şartlar altında $d_i(t)$ formu bilinmiyorken Fourier yaklaşımı ile modelleme yapmak mümkündür.¹

$$d_i(t) = \alpha_{i0} + \sum_{k=1}^n \alpha_{ik} \sin(2\pi kt / T) + \sum_{k=1}^n \beta_{ik} \cos(2\pi kt / T); \quad n \leq T / 2 \quad (1.28)$$

burada n , kümülatif frekans sayısına karşılık gelmektedir.

Doğrusal olmayan trendin olmadığı yani $\alpha_{ik} = \beta_{ik} = 0$ olması Dickey-Fuller spesifikasyonunun özel bir durumunu göstermektedir. Burada önemli bir nokta ise n değerinin büyük değerler olmaması gerektiğidir. Çoklu frekansların kullanılması serbestlik derecesini düşürecek ve aşırı belirlenme problemine neden olacaktır. (Enders ve Lee, 2012a: 575). Diğer yandan Gallant (1981), Davies (1987), Gallant ve Souza (1991) ve Bierens (1997) çalışmalarında düşük sayıda Fourier frekans bileşeni kullanılmasının formu bilinmeyen fonksiyonun ana karakteristiğini yakalamada daha uygun olduğu gösterilmiştir. Ayrıca küçük n sayısının kullanılması, doğrusal olmayan trendin kademeli değişimine izin vermesi açısından da önemlidir. (Enders ve Lee, 2012a: 575).

Enders ve Lee (2012a) çalışmasında olduğu gibi tek frekans kullanılacaktır. Bu durumda denklem:

$$d_i(t) \cong \alpha_{i0} + \alpha_{ik} \sin(2\pi kt / T) + \beta_{ik} \cos(2\pi kt / T) \quad (1.29)$$

¹ Spektral yoğunluk fonksiyonu sifıra giderken düşük frekansa sahip bileşenler yapısal değişimi daha iyi yakalarken, yüksek frekanslılar ise daha çok stokastik parametrelerle ilişkilidir (Becker vd., 2004: 902).

olur ve burada k yaklaşım için seçilen tek frekansı göstermektedir.

Bu çıkarımdan hareketle tek frekanslı veri yaratma süreci şu şekilde tanımlanabilir:

$$y_{it} = \mu_i + b_i t + \gamma_{1i} \sin(2\pi kt / T) + \gamma_{2i} \cos(2\pi kt / T) + e_{it} \quad (1.30)$$

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (1.31)$$

$$H_0 : \rho_i = 1, \quad \forall i \text{ için}$$

$$H_1 : \rho_i < 1, \quad \exists i \text{ için}$$

Bu panel modelinde serinin birim kök içerdiğini gösteren sıfır hipotezi, serinin durağan olduğunu gösteren alternatif hipoteze karşılık test edilmektedir. Bunun için geliştirilecek istatistiğin elde edilmesinde Schmidt ve Phillips (1992) ve Amsler ve Lee (1995) tarafından geliştirilen Lagrange çarpanı ilkesinden yararlanılacaktır. Sıfır hipotezi altında, birinci farklar kullanılarak aşağıdaki regresyon tahmin edilir.

$$\Delta y_{it} = \delta_{0i} + \delta_{1i} \Delta \sin(2\pi kt / T) + \delta_{2i} \Delta \cos(2\pi kt / T) + v_{it} \quad (1.32)$$

$\tilde{\delta}_{0i}, \tilde{\delta}_{1i}, \tilde{\delta}_{2i}$ regresyonda tahmin edilen katsayılar olmak üzere, trendden arındırılmış seri aşağıdaki gibi elde edilmektedir.

$$S_{it} = y_{it} - \tilde{\psi}_i - \tilde{\delta}_{0i} t - \tilde{\delta}_{1i} \sin(2\pi kt / T) - \tilde{\delta}_{2i} \cos(2\pi kt / T), \quad t = 2, \dots, T \quad (1.33)$$

burada $\tilde{\psi}_i = y_{i1} - \tilde{\delta}_{0i} - \tilde{\delta}_{1i} \sin(2\pi k / T) - \tilde{\delta}_{2i} \cos(2\pi k / T)$ ve $\forall i$ için y_{i1}, y_{it} 'nin ilk gözlemini ifade etmektedir. $\forall i$ için $\tilde{S}_{i1} = 0$ olduğu, $\tilde{\psi}_i$ ifadesi (1.33) denkleminde yerine yazılarak açıkça görülebilir. Test istatistiği aşağıdaki regresyon yardımıyla elde edilir.

$$\Delta y_{it} = \phi_i \tilde{S}_{it-1} + d_{0i} + d_{1i} \Delta \sin(2\pi kt / T) + d_{2i} \Delta \cos(2\pi kt / T) + \varepsilon_{it} \quad (1.34)$$

$$H_0 : \phi_i = 0, \quad \forall i \text{ için}$$

$$H_1 : \phi_i < 0, \quad \exists i \text{ için}$$

Bu eşitlikte sıfır hipotezi $\phi_i = 0$ yani y_{it} serisinin durağan olmadığını alternatif hipotez ise $\phi_i < 0$ yani y_{it} serisinin durağanlığını ifade etmektedir. Sıfır hipotezini test etmek için LM istatistiği paneldeki her bir kesit için aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$\tau_i(k) = \hat{\phi}_i / se(\hat{\phi}_i) \quad (1.35)$$

Im vd. (2003)'de gösterildiği gibi, panel istatistiği kesit istatistiklerinin ortalaması olarak hesaplanabilir. Böylece panel istatistiği:

$$P_{\tau}(k) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tau_i(k) \quad (1.36)$$

olarak elde edilir.

1.4. Asimptotik Dağılım

Asimptotik dağılımı elde etmek için Phillips ve Perron (1988)'de olduğu gibi aşağıdaki şartların sağlandığı varsayılmıştır.

- i. $E(\varepsilon_{it}) = 0$, her i ve t değeri için;
- ii. $\sup_{it} E|\varepsilon_{it}|^{\nu+\omega} < \infty$, $\nu > 2$ ve $\omega > 0$ için;
- iii. $\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} E(T^{-1}S_T^2)$ var ve $\sigma^2 > 0$ dır. Burada $S_t = \varepsilon_1 + \dots + \varepsilon_t$;
- iv. $\{\varepsilon_{it}\}$, asimptotik bağımsız ve γ_m katsayısı şu ifadeyi sağlamaktadır: $\sum_{m=1}^{\infty} \gamma_m^{1-2/\nu} < \infty$

Bu koşullar zayıf bağımlılık ve heterojenliğe izin vermektedir. Varsayılan hatalar sonlu ARMA modelleri gibi çok geniş veri yaratma süreçleri içerir. (ii) koşulu sürecin olası heterojenliğini, (iv) koşulu aykırı değerler oluşma olasılığı ile ilgili geçici bağımlılığın varlığını kontrol etmektedir. (Phillips ve Perron 1988: 336)

Enders ve Lee (2012a) çalışmasında gösterildiği gibi test istatistiğinin asimptotik dağılımını bulmak için aşağıdaki Lemma'dan yararlanılabilir:

Lemma: Veri yaratma sürecinde (1.30) ve (1.31) denklemleriyle oluşturulan y_t serisiyle ve $\rho=1$ alınarak oluşturulan (1.32) regresyonundan yola çıkarak aşağıdakiler gösterilebilir.

$$\sqrt{T}(\tilde{\delta}_0 - \delta_0) \rightarrow \sigma W(1)$$

$$\frac{1}{\sqrt{T}}(\tilde{\delta}_1 - \delta_1) \rightarrow \sigma \left[(2\pi k) \int_0^1 \cos^2(2\pi kr) dr \right]^{-1} \left[W(1) + (2\pi k) \int_0^1 \sin(2\pi kr) W(r) dr \right]$$

$$\frac{1}{\sqrt{T}}(\tilde{\delta}_2 - \delta_2) \rightarrow \sigma \left[\int_0^1 \sin^2(2\pi kr) dr \right]^{-1} \left[\int_0^1 \cos(2\pi kr) W(r) dr \right]$$

İspat:

Eşitlik (1.32) da tahmin edilen katsayılar ve değişkenleri matris formunda yazarsak:

$$\delta = (\delta_0, \delta_1, \delta_2)', \Delta Z_t = [1, \Delta \sin(2\pi kt / T), \Delta \cos(2\pi kt / T)]' \text{ ve}$$

$$D_T = \text{diag} \left[\sqrt{T}, 1/\sqrt{T}, 1/\sqrt{T} \right] \text{ dir. Buradan hareketle,}$$

$$\tilde{\delta} = (\Delta Z' \Delta Z)^{-1} \Delta Z' \Delta Y$$

$$\tilde{\delta} = (\Delta Z' \Delta Z)^{-1} \Delta Z' (\Delta Z \delta + v)$$

$$\tilde{\delta} = (\Delta Z' \Delta Z)^{-1} \Delta Z' \Delta Z \delta + (\Delta Z' \Delta Z)^{-1} \Delta Z' v$$

$$\tilde{\delta} - \delta = (\Delta Z' \Delta Z)^{-1} \Delta Z' v$$

$$D_T (\tilde{\delta} - \delta) = D_T (\Delta Z' \Delta Z)^{-1} \Delta Z' v = \left[D_T^{-1} (\Delta Z' \Delta Z)^{-1} D_T^{-1} \right]^{-1} D_T^{-1} \Delta Z' v \quad (1.37)$$

yazılabilir. Burada $\Delta Z = (\Delta Z_2, \dots, \Delta Z_T)'$ ve $v = (v_2, \dots, v_T)'$ dir. İlk olarak (1.37) eşitliğinin ilk kısmı kolaylıkla aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$D_T^{-1} (\Delta Z' \Delta Z)^{-1} D_T^{-1} = \text{diag} \left[\frac{1}{T}, T \sum_{t=2}^T \Delta \sin^2(2\pi kt / T), T \sum_{t=2}^T \Delta \cos^2(2\pi kt / T) \right] \quad (1.38)$$

Köşegen elemanların dışında kalan değerler ortogonalite özelliğinden sıfırdır. Yani

$$\sum_{t=2}^T \Delta \sin(2\pi kt / T) \Delta \cos(2\pi kt / T) = 0 \text{ ve } \sum_{t=2}^T \Delta \sin(2\pi kt / T) = \sum_{t=2}^T \Delta \cos(2\pi kt / T) = 0.$$

(1.38) eşitliğindeki değerleri düzenlersek,

$$T \sum_{t=2}^T \Delta \sin^2(2\pi kt / T) \rightarrow (2\pi k)^2 \int_0^1 \cos^2(2\pi kr) dr \quad (1.39)$$

$$T \sum_{t=2}^T \Delta \cos^2(2\pi kt / T) \rightarrow (2\pi k)^2 \int_0^1 \sin^2(2\pi kr) dr \quad (1.40)$$

(1.37) eşitliğinin diğer kısmını da aşağıdaki şekilde gösterilebilir.

$$D_T^{-1} \Delta Z' v = \left[\frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=2}^T v_t, \sqrt{T} \sum_{t=2}^T v_t \Delta \sin(2\pi kt / T), \sqrt{T} \sum_{t=2}^T v_t \Delta \cos(2\pi kt / T) \right]'$$

Burada ilk terim $\frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=2}^T v_t \rightarrow \sigma W(1)$ standart sonucu göstermektedir. İkinci ve üçüncü terimler Bierens(1997, Lemma 9.6.3) yardımıyla aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\sqrt{T} \sum_{t=2}^T v_t \Delta \sin(2\pi kt / T) \rightarrow \sigma(2\pi k) \left[W(1) + (2\pi k) \int_0^1 \sin(2\pi kr) W(r) dr \right] \quad (1.41)$$

$$\sqrt{T} \sum_{t=2}^T v_t \Delta \cos(2\pi kt / T) \rightarrow \sigma(2\pi k)^2 \left[\int_0^1 \cos(2\pi kr) W(r) dr \right] \quad (1.42)$$

(1.38)-(1.42) eşitlikleriyle Lemma sonuçları elde edilir.

τ istatistiğinin asimptotik dağılımı aşağıdaki teorem yardımıyla gösterilir.

Teorem 1: Veri yaratma sürecinde (1.30) ve (1.31) denklemleriyle oluşturulan y_t serisiyle ve $\rho = 1$ alınarak oluşturulan (1.32), (1.33) ve (1.34) regresyonlarından yola çıkılarak sıfır hipotezi altında asimptotik dağılım elde edilir.

$$\tau \rightarrow \frac{\sigma_\varepsilon}{2\sigma} \left[\int_0^1 \underline{V}(r)^2 dr \right]^{-1/2} \quad (1.43)$$

Burada $\underline{V}(r)$, $dz = (1, d \sin(2\pi kr), d \cos(2\pi kr))'$ trigonometrik fonksiyonu tarafından uzayı geren ortogonal tümleyen $V(r)$ sürecinin izdüşümüdür. Burada $V(r) = W(r) - rW(1) - \left[(2\pi k) \int_0^1 \cos^2(2\pi kr) dr \right]^{-1} \left[W(1) + (2\pi k) \int_0^1 \sin(2\pi kr) W(r) dr \right] \sin(2\pi kr) - \left[\int_0^1 \sin^2(2\pi kr) dr \right]^{-1} \left[\int_0^1 \cos(2\pi kr) W(r) dr \right] \cos(2\pi kr)$ ve $W(r)$, Wiener süreci olup $r \in [0,1]$ dir.

İspat:

$S_t = \sum_{j=2}^t \varepsilon_j$ ve $[rT]$, $r \in [0,1]$ için rT ifadesinin tam kısmını göstermektedir. Buradan, (1.32) eşitliği yardımıyla \tilde{S}_t ifadesi aşağıdaki şekilde yazılabilir.

$$\frac{1}{\sqrt{T}} \tilde{S}_{[rT]} = \frac{1}{\sqrt{T}} S_{[rT]} - \frac{1}{\sqrt{T}} (\tilde{\delta}_0 - \delta_0) rT - \frac{1}{\sqrt{T}} (\tilde{\delta}_1 - \delta_1) \sin(2\pi kr) - \frac{1}{\sqrt{T}} (\tilde{\delta}_2 - \delta_2) \cos(2\pi kr)$$

$$\rightarrow \sigma V(r) = \sigma \left\{ W(r) - rW(1) - \left[(2\pi k) \int_0^1 \cos^2(2\pi kr) dr \right]^{-1} \right. \\ \left. \left[W(1) + (2\pi k) \int_0^1 \sin(2\pi kr) W(r) dr \right] \sin(2\pi kr) \right. \\ \left. - \left[\int_0^1 \sin^2(2\pi kr) dr \right]^{-1} \left[\int_0^1 \cos(2\pi kr) W(r) dr \right] \cos(2\pi kr) \right\}$$

(1.34) regresyonundan hareketle,

$$\tilde{\phi} = (\tilde{S}'_1 M_{\Delta Z} \tilde{S}_1)^{-1} (\tilde{S}'_1 M_{\Delta Z} \Delta y) \quad (1.44)$$

burada $\tilde{S}_1 = (\tilde{S}_1, \dots, \tilde{S}_{T-1})'$, $\Delta Z = (\Delta Z_2, \dots, \Delta Z_T)'$, $\Delta y = (\Delta y_2, \dots, \Delta y_T)'$ ve $M_{\Delta Z} = I - \Delta Z (\Delta Z' \Delta Z)^{-1} \Delta Z'$ dir.

$$T^{-2} \tilde{S}'_1 M_{\Delta Z} \tilde{S}_1 \rightarrow \sigma^2 \int_0^1 \underline{V}(r)^2 dr \quad (1.45)$$

burada $\underline{V}(r)$, $r \in [0,1]$ için $dz = (1, d \sin(2\pi kr), d \cos(2\pi kr))'$ trigonometrik fonksiyonu tarafından uzayı geren ortogonal tümleyen $V(r)$ sürecinin izdüşümüdür ve $\underline{V}(r) = V(r) - \tilde{\delta}' dz$ olarak gösterilir.

(1.44) eşitliğinin ikinci terimin de kolayca aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$\frac{1}{T} \tilde{S}'_1 M_{\Delta Z} \Delta y = \frac{1}{T} \tilde{S}'_1 M_{\Delta Z} \varepsilon = \frac{1}{T} \tilde{S}'_1 \underline{\varepsilon} \rightarrow -\sigma_\varepsilon^2 / 2 \quad (1.46)$$

Burada $\underline{\varepsilon} = M_{\Delta Z} \varepsilon$.

(1.45) ve (1.46) ifadelerinin çarpımıyla teorem ispatı tamamlanır.

Teorem 1, bireysel test istatistiğinin asimptotik dağılımının hiçbir bozucu parametreden etkilenmediğini, yalnızca frekans sayısı tarafından etkilendiğini göstermektedir.

Panel istatistiğinin asimptotik dağılımı, kesit istatistiklerinin dağılımının ortalamalarıyla elde edilebilir (Carrion-i Silvestre vd., 2005: 162). Kesit istatistiklerinin dağılımının ortalamaları Brown hareketi bağımlılığını düzeltir ve bu da asimptotik normal dağılım göstermesini sağlar (Westerlund, 2012: 678). $T \rightarrow \infty$ için bireysel test $\tau_i(k)$, $i = 1, \dots, N$ sonlu ikinci momentler ile özdeş ve bağımsız dağılıma sahiptir. Böylece $\forall i$ için $H_0: \phi_i = 0$ boş hipotezi altında Lindeberg-Levy merkezi limit teoremi ve $N \rightarrow \infty$ iken standart normal dağılıma sahip panel istatistiği elde edilir.

$$Z_{\tau}(k) = \frac{\sqrt{N}(P_{\tau}(k) - \bar{\xi})}{\bar{\zeta}} \Rightarrow N(0,1) \quad (1.47)$$

burada \Rightarrow , asimptotik yakınsamayı gösterir. ξ_i ve ζ_i^2 sırasıyla beklenen değer ve varyans olmak üzere $\bar{\xi} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \xi_i$ ve $\bar{\zeta}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \zeta_i^2$ şeklinde tanımlanmaktadır.

Eşitlik (1.47)'i elde etmek için beklenen değer $\bar{\xi}$ ve varyans $\bar{\zeta}^2$ değerlerine ihtiyaç duyulmaktadır. Bu değerleri elde etmenin standart yolu, test istatistiğinin sınırlayıcı dağılımını kullanarak Monte Carlo simülasyonlarından yararlanmaktır. Teorem 1'in bir sonucu olarak istatistiğin frekans değerinden etkilenmesi sebebiyle farklı k frekans değerleri için $T = 1000$ ile 50.000 tekrarlı Monte Carlo simülasyonu sonuçları Tablo 1'de rapor edilmiştir. Ayrıca Teorem 1'de gösterildiği gibi veri yaratma sürecinde yer alan parametreler dağılımı etkilememektedir. Buradan hareketle asimptotik momentlerin hesabı için (1.30) ve (1.31) veri yaratma sürecinde yer alan y_{it} serisi $\varepsilon_{it} \sim N(0,1)$ ve $\mu_i, b_i, \gamma_i, \gamma_{2i} \sim U[0,1]$ alınarak elde edilmiştir. Burada $N[\cdot]$, normal dağılımı, $U[\cdot]$ ise tekdüze dağılımı göstermektedir.

Tablo 1: Asimptotik Momentler

k	$T = 1000$	
	$\bar{\xi}$	$\bar{\zeta}^2$
1	-2.952	0.378
2	-2.216	0.526
3	-2.072	0.430
4	-2.027	0.390
5	-2.005	0.371

İKİNCİ BÖLÜM

KÜÇÜK ÖRNEKLEM ÖZELLİKLERİ

2.1. Veri Yaratma Süreci

Hipotez testlerinde karşımıza I. tip ve II. tip hata olmak üzere iki tip hata yapma olasılığı çıkmaktadır. I. tip hata (α) doğru H_0 hipotezinin reddedilmesi, II. tip hata (β) yanlış H_0 hipotezinin kabul edilmesidir. Burada (α) olasılığına testin güvenilirlik düzeyi ya da boyutu (size) denirken; ($1-\beta$) yanlış H_0 hipotezini reddetme olasılığı olup buna testin gücü denmektedir (Kmenta 1971: 122). Dolayısıyla, geliştirilen bir testin boyut ve güç özelliklerinin belirlenmesi bu testin hangi durumlarda daha güvenilir sonuçlar verdiğinin ortaya konulmasını sağlamaktadır. Boyut ve güç özelliklerinin belirlenmesinde, diğer bir deyişle testin küçük örneklem özelliklerinin (small sample properties) belirlenmesinde Monte Carlo simülasyonu yönteminden yararlanılmaktadır.

Panel birim kök literatürüne paralel bir biçimde farklı kesit (N) ve zaman (T) büyüklükleri için 5000 tekrarlı Monte Carlo analizi yüzde 5 anlam düzeyi için tasarlanmıştır. Bu noktada asimptotiklerin $T > N$ ve $N > T$ iken nasıl uyarlanacağı sorusuna cevap aranmıştır. Her şeyden önce panel birim kök testlerinin dağılımı elde edilirken sıralı (sequential) bir yaklaşım izlenmektedir. Yani, paneldeki zaman (T) ve kesit (N) boyutlarından biri sabit kabul edilerek diğerinin sonsuza yaklaştığı durumdan hareketle elde edilmektedir (Westerlund 2012: 678). Panel birim kök literatürünün gelişmesinde rol oynayan temel çalışmalar olan Levin vd. (2002), Im vd. (2003), Maddala ve Wu (1999) ve Choi (2001)'de N'nin sabit ve T'nin sonsuza gittiği durumdan hareket edilerek istatistiğinin asimptotik dağılımı elde edilmektedir ve bu yaklaşım literatürdeki diğer çalışmalara temel oluşturmaktadır. Nitekim, Fourier Panel ADF istatistiğinin asimptotik dağılımının elde edilmesinde de bu yaklaşım izlenmiştir (bkz., Lee vd., 2015). Benzer yaklaşımla ve panel birim kök literatürüne dayalı olarak, eşitlik (1.47)'deki istatistiğin asimptotik dağılımı, N boyutu sabit tutulurken, T boyutunun büyüdüğü durumdan ($N/T \rightarrow 0$) hareketle elde edilmiştir. (Westerlund 2012: 678) Bununla birlikte panel veri analizinde karşımıza çıkan bir durum $T > N$ ve $N > T$ iken test istatistiğinin sonlu örneklem özelliklerinin nasıl değiştiğidir. Bunun için izlenen süreç T'nin N'den büyük ve N'nin T'den büyük olduğu veri yaratma süreçleri için boyut ve güç analizinin yapılmasıdır. Bu

bölümde Pesaran (2007, 2013) ve Lee vd. (2015)'e paralel biçimde T ve N boyutları için uyarlamalar yapılarak sonuçlar rapor edilmiştir.

Geliştirilen Fourier Panel LM istatistiğinin boyut ve güç özellikleri analiz edilirken aşağıdaki veri yaratma sürecinden yararlanılmıştır.

$$y_{it} = \mu_i + b_i t + \gamma_{1i} \sin(2\pi kt / T) + \gamma_{2i} \cos(2\pi kt / T) + e_{it} \quad (2.1)$$

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.2)$$

Veri yaratma sürecinde yer alan rassal süreç $\varepsilon_{it} \sim N(0,1)$ standart normal dağılımdan ve parametreler $\mu_i, b_i, \gamma_{1i}, \gamma_{2i} \sim U[0,1]$ tekdüze dağılımdan elde edilmiştir. Simülasyonlarda GAUSS (v. 15) yazılımından yararlanılmıştır. Boyut analizinde $\rho_i = 1$ alınarak analiz yapılırken, güç analizinde ρ_i olasılığının birden küçük olduğu (örneğin 0.9, 0.8 gibi) durumlarda analiz yapılmaktadır. (bkz, Pesaran 2007; Hadri ve Rao, 2008; Westerlund, 2012). Monte Carlo analizlerinde ilk olarak test istatistiği geliştirilirken kullanılan veri yaratma süreci üzerinden hareket edilmiştir. Bunun yanı sıra, boyut ve güç analizi için Monte Carlo simülasyonlarını farklı bakış açılarından hareketle genişleterek Fourier Panel LM istatistiğinin asimptotik özelliklerini analiz etmek mümkündür. Ancak, burada belirtmek gerekir ki, önerilen bir test istatistiğinin çok farklı veri yaratma süreçlerinde asimptotik özelliklerini analiz etmek, hesaplama sınırları (computational constraints) nedeniyle mümkün olmayacağı için yapılan Monte Carlo simülasyonlarının bir sınırının çizilmesi gerekmektedir. Bu çalışmada aşağıdaki veri yaratma süreçleri için simülasyonlar yapılmıştır.

- i) Veri yaratma sürecinde kademeli kırılmalar varken Fourier Panel LM birim kök testinin boyut ve güç özellikleri,
- ii) Veri yaratma sürecinde kırılma yokken yani veri yaratma sürecinde $\gamma_{1i} = \gamma_{2i} = 0$ iken Fourier Panel LM testinin boyut ve güç özellikleri,
- iii) Yapısal değişmelerin kademeli bir yapısı varken ($\gamma_{1i} = \gamma_{2i} = 0$), bu kırılmaları dikkate almayan testin boyut ve güç özellikleri,
- iv) Kırılmaların ani gerçekleştiği durum altında yani veri yaratma süreci Westerlund (2012) ve Im vd. (2005, 2012) çalışmalarında olduğu gibi (2.3) ve (2.4) denklemlerinden oluşmaktayken, Fourier Panel LM testinin boyut ve güç özellikleri,

$$y_{it} = \delta_{0i} + \delta_{1i}t + \delta_{2i}D_{it} + \delta_{3i}DT_{it} + e_{it} \quad (2.3)$$

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.4)$$

burada $t \geq T_B + 1$ için $D_{it} = 1$ ve $DT_{it} = t - T_B$, diğer durumlarda ise $D_{it} = 0$ ve $DT_{it} = 0$ değerini almaktadır. T_B yapısal kırılmanın tarihini ifade etmektedir. Bu simülasyon için kırılmanın $T/4$ zamanında gerçekleştiği durum ele alınmıştır. Ayrıca $\varepsilon_{it} \sim N(0,1)$ standart normal dağılımdan ve parametreler ise $\delta_{0i}, \delta_{1i}, \delta_{2i}, \delta_{3i} \sim U[0,1]$ tekdüze dağılımdan elde edilmiştir.

- v) Testin asimptotik dağılımının frekansa bağlı olduğu durum dikkate alınarak uygulamada yanlış frekans seçiminin (örneğin k frekansı yerine $k+1$ veya $k-1$ frekansının seçilmesi) oluşturabileceği sonuçları anlamak amacıyla üretilen boyut ve güç özellikleri,
- vi) Hata teriminde otokorelasyon sorunu varken yani veri yaratma sürecine AR(1) süreci eklenerek aşağıdaki gibi oluşturulurken, negatif ve pozitif otokorelasyon altında ($\theta_i = -0.8$, $\theta_i = 0.8$ değerleri için) Fourier Panel LM testinin boyut ve güç özellikleri analiz edilmiştir.

$$y_{it} = \mu_i + b_i t + \gamma_{1i} \sin(2\pi kt / T) + \gamma_{2i} \cos(2\pi kt / T) + e_{it} \quad (2.5)$$

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.6)$$

$$\varepsilon_{it} = \theta_i \varepsilon_{it-1} + v_{it} \quad (2.7)$$

burada $v_{it} \sim N(0,1)$ standart normal dağılımdan ve parametreler olan $\mu_i, b_i, \gamma_{1i}, \gamma_{2i} \sim U[0,1]$ tekdüze dağılımdan elde edilmiştir.

2.2. Monte Carlo Simülasyonları

Küçük örneklem özellikleri hakkında ilk inceleme, hataların özdeş ve bağımsız dağılıma sahip olduğu varsayımına dayalı olarak (2.1) ve (2.2) veri yaratma süreçlerinin kullanıldığı durum üzerine yapılmıştır. Bu incelemede farklı zaman(T) ve yatay kesit(N) değerlerinin yanı sıra farklı k , γ_{1i} , γ_{2i} değerleri için de boyut özellikleri Tablo 2’de, $\rho = 0.9$ değeri için güç özellikleri Tablo 3’de ve $\rho = 0.8$ değeri için güç özellikleri Tablo 4’de sunulmuştur.

Tablo 2 incelendiğinde T, N’den büyükken veya N, T’den büyükken gözlemlenen boyutun nominal boyut olan %5 değerine yakın olduğu görülmüştür. Ayrıca farklı γ_{1i} ve γ_{2i} parametre değerleri için de boyut özelliğinin değişmediği, bunun yanı sıra tüm k frekans değerleri için de testin iyi boyut özelliklerine sahip olduğu görülmüştür. Bu sonuçlar ışığında testin boyut özelliğinin oldukça iyi olduğunu söylemek mümkündür. Tablo 3 ve Tablo 4 incelendiğinde küçük T ve N değerleri için güç özelliğinin düşük fakat N sabit T büyürken veya T sabit N büyürken ya da T ve N birlikte büyürken testin oldukça güçlü olduğu gözlenmiştir. Farklı γ_{1i} ve γ_{2i} parametre değerleri için de bunun geçerli olduğu görülmüştür. Ayrıca k frekans değeri büyüdükçe güç özelliğinin görece olarak daha hızlı bir şekilde 1’e yaklaşma eğiliminde olduğu sonucuna varılmıştır. Bunlara ek olarak ρ değeri küçüldükçe güç değerinin hızlıca 1’e yaklaştığı sonucuna erişilmiştir. Bu incelemeye benzer olarak zaman serisi boyutunda Fourier yaklaşımı kullanan Enders ve Lee (2012a) çalışmasında güç özellikleri T=100 değeri için düşük çıkmasına karşın, ancak T=500 değeri için güç özelliği 1 değerine yaklaşmıştır. Bu sonuç, Baltagi (2005)’de ifade edildiği gibi panel birim kök testlerinin zaman seri birim kök testlerine göre daha güçlü olduğu bulgusunu desteklemektedir.

İkinci inceleme, verinin doğasında kırılma yokken yani (2.1) ve (2.2) veri yaratma süreçlerinde $\gamma_{1i} = \gamma_{2i} = 0$ olduğu durum altında, hatalar özdeş ve bağımsız dağılıma sahipken Fourier terimli bu testin küçük örneklem özelliklerinin analizine dayanmaktadır. Simülasyon sonuçları Tablo 5 ve Tablo 6’da rapor edilmiştir.

Tablo 2: Boyut Özellikleri

k	γ_{1i}	γ_{2i}	N/T	25	50	100	150	200		
1	u	u	10	0.059	0.058	0.051	0.054	0.054		
			20	0.057	0.054	0.052	0.050	0.050		
			30	0.056	0.057	0.057	0.054	0.048		
			50	0.058	0.051	0.056	0.060	0.063		
			100	0.053	0.051	0.056	0.035	0.052		
			0	5	10	0.054	0.056	0.055	0.059	0.056
					20	0.060	0.052	0.056	0.051	0.053
					30	0.059	0.054	0.054	0.046	0.057
					50	0.056	0.055	0.052	0.047	0.046
					100	0.050	0.050	0.049	0.047	0.056
					3	0	10	0.056	0.058	0.055
			20	0.052			0.055	0.050	0.061	0.047
	30	0.044	0.058	0.063			0.049	0.052		
	50	0.058	0.057	0.042			0.046	0.051		
	100	0.045	0.050	0.055			0.051	0.054		
	3	5	10	0.056			0.058	0.055	0.052	0.055
			20	0.049	0.039	0.052	0.050	0.057		
			30	0.053	0.054	0.057	0.057	0.046		
			50	0.052	0.051	0.049	0.052	0.054		
			100	0.066	0.057	0.059	0.059	0.051		
			2	u	u	10	0.060	0.058	0.053	0.054
	20	0.060				0.053	0.055	0.055	0.055	
	30	0.055				0.054	0.060	0.053	0.054	
	50	0.053				0.057	0.052	0.055	0.043	
100	0.044	0.061				0.046	0.052	0.041		
0	5	10				0.063	0.050	0.063	0.061	0.062
		20		0.053	0.053	0.058	0.057	0.049		
		30		0.054	0.045	0.051	0.054	0.056		
		50		0.063	0.053	0.065	0.047	0.055		
		100		0.070	0.044	0.052	0.055	0.055		
		3		0	10	0.062	0.054	0.055	0.062	0.054
20	0.052				0.052	0.062	0.047	0.056		
30	0.058		0.055		0.052	0.050	0.056			
50	0.059		0.053		0.048	0.055	0.052			
100	0.054		0.048		0.053	0.057	0.053			
3	5		10		0.056	0.051	0.062	0.051	0.058	
		20	0.052	0.055	0.060	0.052	0.048			
		30	0.055	0.050	0.057	0.053	0.044			
		50	0.052	0.046	0.053	0.054	0.051			
		100	0.040	0.056	0.057	0.054	0.049			
		3	u	u	10	0.056	0.052	0.053	0.051	0.059
20	0.058				0.057	0.050	0.054	0.054		
30	0.061				0.058	0.053	0.051	0.056		
50	0.054				0.053	0.055	0.047	0.055		
100	0.048				0.064	0.053	0.049	0.059		
0	5				10	0.061	0.058	0.060	0.058	0.053
					20	0.055	0.060	0.052	0.050	0.058
					30	0.062	0.055	0.054	0.052	0.060
					50	0.055	0.054	0.050	0.052	0.049
			100	0.047	0.047	0.050	0.053	0.057		
			3	0	10	0.053	0.057	0.053	0.060	0.056
20	0.055				0.059	0.050	0.053	0.051		
30	0.059				0.052	0.056	0.052	0.054		
50	0.051				0.049	0.054	0.058	0.050		
100	0.058				0.052	0.050	0.046	0.051		
3	5				10	0.056	0.064	0.059	0.060	0.058
			20	0.056	0.054	0.056	0.054	0.058		
			30	0.062	0.055	0.052	0.049	0.054		
		50	0.052	0.047	0.050	0.054	0.058			
		100	0.062	0.051	0.050	0.057	0.051			

Tablo 3: $\rho = 0.9$ için Güç Özellikleri

k	γ_{1i}	γ_{2i}	N/T	25	50	100	150	200		
1	u	u	10	0.059	0.140	0.591	0.969	1.000		
			20	0.079	0.175	0.852	1.000	1.000		
			30	0.206	0.264	0.950	1.000	1.000		
			50	0.174	0.384	0.997	1.000	1.000		
			100	0.318	0.624	1.000	1.000	1.000		
			0	5	10	0.079	0.159	0.585	0.961	1.000
					20	0.107	0.199	0.855	0.999	1.000
					30	0.119	0.256	0.949	1.000	1.000
					50	0.191	0.402	0.997	1.000	1.000
					100	0.261	0.593	1.000	1.000	1.000
					3	0	10	0.089	0.163	0.590
			20	0.101			0.210	0.840	1.000	1.000
	30	0.090	0.292	0.952			1.000	1.000		
	50	0.075	0.382	0.996			1.000	1.000		
	100	0.193	0.640	1.000			1.000	1.000		
	3	5	10	0.092			0.159	0.563	0.965	1.000
			20	0.116	0.272	0.841	0.999	1.000		
			30	0.121	0.275	0.946	1.000	1.000		
			50	0.147	0.333	0.996	1.000	1.000		
			100	0.173	0.617	1.000	1.000	1.000		
			2	u	u	10	0.143	0.446	0.985	1.000
	20	0.211				0.726	1.000	1.000	1.000	
	30	0.317				0.857	1.000	1.000	1.000	
	50	0.338				0.973	1.000	1.000	1.000	
100	0.574	0.999				1.000	1.000	1.000		
0	5	10				0.113	0.474	0.979	1.000	1.000
		20				0.230	0.731	1.000	1.000	1.000
		30				0.274	0.855	1.000	1.000	1.000
		50				0.325	0.971	1.000	1.000	1.000
		100				0.599	1.000	1.000	1.000	1.000
		3				0	10	0.134	0.494	0.987
20	0.160						0.685	1.000	1.000	1.000
30	0.333			0.856	1.000		1.000	1.000		
50	0.364			0.970	1.000		1.000	1.000		
100	0.684			1.000	1.000		1.000	1.000		
3	5			10	0.178		0.485	0.980	1.000	1.000
		20		0.177	0.718	1.000	1.000	1.000		
		30		0.282	0.877	1.000	1.000	1.000		
		50		0.368	0.976	1.000	1.000	1.000		
		100		0.546	1.000	1.000	1.000	1.000		
		3		u	u	10	0.117	0.504	0.988	1.000
20	0.189					0.774	1.000	1.000	1.000	
30	0.300					0.870	1.000	1.000	1.000	
50	0.447					0.983	1.000	1.000	1.000	
100	0.627		1.000			1.000	1.000	1.000		
0	5		10			0.410	0.988	1.000	1.000	1.000
			20			0.778	1.000	1.000	1.000	1.000
			30			0.889	1.000	1.000	1.000	1.000
			50			0.965	1.000	1.000	1.000	1.000
			100			1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
			3			0	10	0.151	0.507	0.992
20	0.169						0.777	1.000	1.000	1.000
30	0.254			0.892	1.000		1.000	1.000		
50	0.392			0.980	1.000		1.000	1.000		
100	0.618			1.000	1.000		1.000	1.000		
3	5			10	0.141		0.486	0.988	1.000	1.000
			20	0.210	0.755	1.000	1.000	1.000		
			30	0.334	0.898	1.000	1.000	1.000		
			50	0.314	0.979	1.000	1.000	1.000		
			100	0.622	1.000	1.000	1.000	1.000		

Tablo 4: $\rho = 0.8$ için Güç Özellikleri

k	γ_{1i}	γ_{2i}	N/T	25	50	100	150	200
1	u	u	10	0.195	0.615	1.000	1.000	1.000
			20	0.280	0.856	1.000	1.000	1.000
			30	0.270	0.940	1.000	1.000	1.000
			50	0.440	0.998	1.000	1.000	1.000
			100	0.460	1.000	1.000	1.000	1.000
	0	5	10	0.172	0.643	1.000	1.000	1.000
			20	0.203	0.856	1.000	1.000	1.000
			30	0.229	0.961	1.000	1.000	1.000
			50	0.315	0.996	1.000	1.000	1.000
			100	0.535	1.000	1.000	1.000	1.000
	3	0	10	0.180	0.595	1.000	1.000	1.000
			20	0.219	0.867	1.000	1.000	1.000
			30	0.296	0.957	1.000	1.000	1.000
			50	0.272	0.994	1.000	1.000	1.000
			100	0.499	1.000	1.000	1.000	1.000
	3	5	10	0.264	0.621	0.999	1.000	1.000
			20	0.259	0.838	1.000	1.000	1.000
			30	0.228	0.945	1.000	1.000	1.000
			50	0.345	0.996	1.000	1.000	1.000
			100	0.454	1.000	1.000	1.000	1.000
2	u	u	10	0.288	0.963	1.000	1.000	1.000
			20	0.318	1.000	1.000	1.000	1.000
			30	0.434	1.000	1.000	1.000	1.000
			50	0.615	1.000	1.000	1.000	1.000
			100	0.843	1.000	1.000	1.000	1.000
	0	5	10	0.199	0.956	1.000	1.000	1.000
			20	0.257	1.000	1.000	1.000	1.000
			30	0.397	1.000	1.000	1.000	1.000
			50	0.557	1.000	1.000	1.000	1.000
			100	0.818	1.000	1.000	1.000	1.000
	3	0	10	0.210	0.964	1.000	1.000	1.000
			20	0.320	0.999	1.000	1.000	1.000
			30	0.508	1.000	1.000	1.000	1.000
			50	0.602	1.000	1.000	1.000	1.000
			100	0.805	1.000	1.000	1.000	1.000
	3	5	10	0.208	0.956	1.000	1.000	1.000
			20	0.381	0.999	1.000	1.000	1.000
			30	0.455	1.000	1.000	1.000	1.000
			50	0.622	1.000	1.000	1.000	1.000
			100	0.846	1.000	1.000	1.000	1.000
3	u	u	10	0.188	0.977	1.000	1.000	1.000
			20	0.222	1.000	1.000	1.000	1.000
			30	0.270	1.000	1.000	1.000	1.000
			50	0.406	1.000	1.000	1.000	1.000
			100	0.630	1.000	1.000	1.000	1.000
	0	5	10	0.147	0.964	1.000	1.000	1.000
			20	0.254	1.000	1.000	1.000	1.000
			30	0.297	1.000	1.000	1.000	1.000
			50	0.489	1.000	1.000	1.000	1.000
			100	0.656	1.000	1.000	1.000	1.000
	3	0	10	0.158	0.969	1.000	1.000	1.000
			20	0.223	0.999	1.000	1.000	1.000
			30	0.292	1.000	1.000	1.000	1.000
			50	0.479	1.000	1.000	1.000	1.000
			100	0.633	1.000	1.000	1.000	1.000
	3	5	10	0.216	0.961	1.000	1.000	1.000
			20	0.289	1.000	1.000	1.000	1.000
			30	0.340	1.000	1.000	1.000	1.000
			50	0.429	1.000	1.000	1.000	1.000
			100	0.685	1.000	1.000	1.000	1.000

Tablo 5'deki sonuçlara göre tüm frekans, zaman ve yatay kesitler için boyut değerlerinin %5 nominal değerine yakın olduğu gözlenmiştir. Bu sonuç, veri yaratma sürecinde kırılmalar olmadığı durumda da testin boyut özelliğinin iyi olduğunu ortaya koymaktadır. Tablo 6'ya bakıldığında da yatay kesit boyutu ve zaman boyutu ayrı ayrı ya da birlikte arttıkça testin oldukça güçlü olduğu sonucuna varılmaktadır. Ayrıca ρ değeri küçüldükçe güç değerinin daha küçük T ve N değerleri için de 1'e yaklaştığı bulgusuna ulaşılmıştır. Tablo 5 ve Tablo 6'dan çıkan sonuç, veri yaratma sürecinde kırılmaların olmadığı durumda da Fourier Panel LM istatistiğinin iyi küçük örneklem özelliklerine sahip olduğudur.

Üçüncü incelenen durum ise veri yaratma sürecinde kademeli kırılma(lar) mevcutken ve hatalar özdeş ve bağımsız dağılıma sahipken, bu kırılmaları dikkate almayan testin küçük örneklem özelliklerinin analizidir.² Bu analizde diğer incelemelerde kullanılan yatay kesit(N) ve frekans(k) değerlerinin aynısı kullanılmasının yanı sıra zaman boyutu (T) analizin daha açık bir şekilde anlaşılması için arttırılmış ve sonuçlar Tablo 7'de rapor edilmiştir.

Tablo 5: Kırılmanın Olmadığı Durum Altında Boyut Özellikleri

<i>k</i>	N/T	25	50	100	150	200
1	10	0.057	0.052	0.056	0.058	0.054
	20	0.060	0.047	0.057	0.052	0.048
	30	0.053	0.057	0.051	0.051	0.058
	50	0.045	0.051	0.043	0.056	0.054
	100	0.045	0.050	0.059	0.044	0.056
2	10	0.060	0.054	0.054	0.056	0.062
	20	0.056	0.058	0.057	0.051	0.054
	30	0.054	0.049	0.049	0.050	0.055
	50	0.058	0.062	0.053	0.057	0.057
	100	0.063	0.047	0.048	0.048	0.047
3	10	0.058	0.060	0.054	0.052	0.055
	20	0.056	0.054	0.056	0.060	0.049
	30	0.050	0.056	0.055	0.053	0.058
	50	0.063	0.046	0.050	0.055	0.057
	100	0.049	0.043	0.045	0.062	0.057

² Literatürde bu tip bir Panel LM birim kök testi olmadığından bu analiz için veri yaratma sürecinden Fourier terimleri çıkarılmış ve momentler üretilerek boyut ve güç özellikleri hesaplanmıştır.

Tablo 6: Kırılmanın Olmadığı Durum Güç Özellikleri

		$\rho = 0.9$				
<i>k</i>	N/T	25	50	100	150	200
1	10	0.062	0.206	0.583	0.968	1.000
	20	0.162	0.230	0.830	1.000	1.000
	30	0.137	0.332	0.951	1.000	1.000
	50	0.126	0.388	0.996	1.000	1.000
	100	0.255	0.595	1.000	1.000	1.000
2	10	0.128	0.432	0.980	1.000	1.000
	20	0.197	0.726	1.000	1.000	1.000
	30	0.257	0.836	1.000	1.000	1.000
	50	0.379	0.968	1.000	1.000	1.000
	100	0.646	1.000	1.000	1.000	1.000
3	10	0.142	0.504	0.992	1.000	1.000
	20	0.239	0.749	1.000	1.000	1.000
	30	0.270	0.872	1.000	1.000	1.000
	50	0.371	0.979	1.000	1.000	1.000
	100	0.597	1.000	1.000	1.000	1.000
		$\rho = 0.8$				
1	10	0.118	0.657	1.000	1.000	1.000
	20	0.266	0.850	1.000	1.000	1.000
	30	0.192	0.945	1.000	1.000	1.000
	50	0.254	0.996	1.000	1.000	1.000
	100	0.507	1.000	1.000	1.000	1.000
2	10	0.231	0.959	1.000	1.000	1.000
	20	0.359	1.000	1.000	1.000	1.000
	30	0.362	1.000	1.000	1.000	1.000
	50	0.624	1.000	1.000	1.000	1.000
	100	0.844	1.000	1.000	1.000	1.000
3	10	0.200	0.966	1.000	1.000	1.000
	20	0.204	1.000	1.000	1.000	1.000
	30	0.384	1.000	1.000	1.000	1.000
	50	0.401	1.000	1.000	1.000	1.000
	100	0.675	1.000	1.000	1.000	1.000

Tablo 7 boyut sonuçları açısından incelendiğinde açıkça görülmektedir ki zaman boyutunun artmasına yani 250, 350 ve 500 değerleri için analiz yapılmasına rağmen boyut değerleri 0'a yakındır. Bu bulgu boyut bozulması olduğunu ortaya koymaktadır. Bu durumda boş hipotez doğru olmasına rağmen hipotez yanlış biçimde reddedilmektedir. Güç özellikleri açısından inceleme yapıldığında da benzer bir sonuç ortaya çıkmaktadır. Zaman boyutunun artmasına karşın güç özelliği ancak T=500 iken veya T=350, N=100 iken 1'e yakın çıkmaktadır. Böylesine uzun bir zaman periyodunda ve çok sayıda yatay kesit ile çalışılmadıkça bu testlerin gücünün oldukça düşük olduğu oraya çıkmaktadır. Bu bulgulardan çıkan sonuç, veri yaratma sürecinde kademeli kırılmaların olması durumunda bunları ihmal eden testlerin kullanılmasının yanlış sonuçlar doğuracağıdır. Buradaki bulgular Enders ve Lee (2012a) çalışmasında doğrusal olmayan trendin ihmal edildiği durumda ortaya çıkan sonuçlarla örtüşmektedir. Bu iki çalışmada bu bulgular ışığında hem zaman serisi analizi için hem de panel veri analizi için birim kök testlerinde Fourier yaklaşımının kullanılmasının önemini ortaya koymaktadır.

Tablo 7: Kademeli Kırılmalar Altında Boyut ve Güç Özellikleri

<i>k</i>	N/T	BOYUT			GÜÇ($\rho = 0.9$)		
		250	350	500	250	350	500
1	10	0.000	0.001	0.003	0.000	0.033	0.997
	20	0.000	0.000	0.000	0.000	0.117	1.000
	30	0.000	0.000	0.000	0.000	0.245	1.000
	50	0.000	0.000	0.000	0.000	0.570	1.000
	100	0.000	0.000	0.000	0.000	0.954	1.000
2	10	0.000	0.000	0.000	0.000	0.011	1.000
	20	0.000	0.000	0.000	0.000	0.060	1.000
	30	0.000	0.000	0.000	0.000	0.167	1.000
	50	0.000	0.000	0.000	0.000	0.498	1.000
	100	0.000	0.000	0.000	0.000	0.959	1.000
3	10	0.000	0.000	0.000	0.000	0.013	0.999
	20	0.000	0.000	0.000	0.000	0.092	1.000
	30	0.000	0.000	0.000	0.000	0.278	1.000
	50	0.000	0.000	0.000	0.000	0.711	1.000
	100	0.000	0.000	0.000	0.000	0.999	1.000

Küçük örneklem özellikleri üzerinde yapılan dördüncü inceleme, veride bulunan kırılma(lar)ın aniden gerçekleştiği yani Westerlund (2012) ve Im vd. (2005, 2012) çalışmalarında olduğu gibi veri yaratma süreci (2.3) ve (2.4) denklemlerinden oluşmaktayken, Fourier yaklaşımı ile geliştirilen bu testin boyut ve güç özelliklerinin incelenmesidir. Farklı zaman (T), yatay kesit(N) ve frekans(k) değerleri için gözlemler yapılmış ve kırılmaların T/4 zamanında gerçekleştiği durum için analiz edilmiştir. Bu analizin sonuçları Tablo 8 ve Tablo 9’da rapor edilmiştir.

Tablo 8 sonuçlarından görüldüğü gibi tüm T, N ve frekans değerleri için testin boyutu, %5 nominal boyuta oldukça yakın değerler içermektedir. Bu da önerilen Fourier Panel LM testinin ani kırılmalar altında da iyi boyut özelliği gösterdiğini ifade etmektedir. Tablo 9 incelenecek olursa, tüm frekans değerleri için N sabit T artarken veya T sabit N artarken ya da her ikisi de beraber artarken testin gücünün yükseldiği görülmektedir. Bu tablodan çıkan bir diğer bilgi ise küçük frekans değerlerinin ani kırılmaları yakalamakta daha başarılı olduğudur. Bu çıkarım zaman serisi analizinde Becker vd. (2004) çalışmasının çıkarımı ile örtüşmektedir. Bu incelemeden çıkan sonuç geliştirilen Fourier Panel LM testinin ani kırılmalar altında da iyi boyut ve güç özelliğine sahip olduğudur.

Tablo 8: Kırılmaların Ani Gerçekleşmesi Durumu Altında Boyut Özellikleri

<i>k</i>	N/T	25	50	100	150	200
1	10	0.049	0.045	0.051	0.046	0.056
	20	0.047	0.059	0.051	0.052	0.046
	30	0.047	0.054	0.048	0.054	0.049
	50	0.048	0.043	0.058	0.054	0.055
	100	0.053	0.049	0.048	0.058	0.053
2	10	0.043	0.057	0.052	0.057	0.044
	20	0.051	0.048	0.054	0.053	0.043
	30	0.055	0.048	0.050	0.045	0.046
	50	0.052	0.050	0.056	0.048	0.049
	100	0.046	0.049	0.052	0.043	0.053
3	10	0.055	0.047	0.049	0.052	0.053
	20	0.049	0.049	0.054	0.047	0.050
	30	0.041	0.048	0.053	0.047	0.049
	50	0.053	0.051	0.041	0.048	0.052
	100	0.049	0.053	0.053	0.044	0.047

Tablo 9: Kırılmaların Ani Gerçekleşmesi Durumu Altında Güç Özellikleri

		$\rho = 0.9$				
<i>k</i>	N/T	25	50	100	150	200
1	10	0.089	0.150	0.505	0.903	0.990
	20	0.097	0.210	0.798	0.995	1.000
	30	0.123	0.283	0.906	1.000	1.000
	50	0.127	0.391	0.992	1.000	1.000
	100	0.209	0.584	1.000	1.000	1.000
2	10	0.109	0.123	0.191	0.236	0.271
	20	0.137	0.177	0.293	0.327	0.380
	30	0.161	0.228	0.380	0.439	0.442
	50	0.194	0.322	0.508	0.593	0.625
	100	0.322	0.525	0.768	0.819	0.851
3	10	0.112	0.149	0.241	0.285	0.328
	20	0.134	0.215	0.362	0.407	0.468
	30	0.158	0.270	0.468	0.525	0.556
	50	0.224	0.387	0.624	0.714	0.740
	100	0.357	0.641	0.859	0.914	0.932
		$\rho = 0.8$				
1	10	0.144	0.575	0.999	1.000	1.000
	20	0.236	0.852	1.000	1.000	1.000
	30	0.337	0.938	1.000	1.000	1.000
	50	0.425	0.992	1.000	1.000	1.000
	100	0.693	1.000	1.000	1.000	1.000
2	10	0.195	0.313	0.415	0.423	0.439
	20	0.337	0.502	0.578	0.610	0.601
	30	0.461	0.645	0.738	0.743	0.743
	50	0.598	0.849	0.883	0.887	0.881
	100	0.870	0.986	0.987	0.988	0.985
3	10	0.237	0.390	0.493	0.515	0.482
	20	0.400	0.602	0.702	0.709	0.697
	30	0.498	0.747	0.838	0.827	0.823
	50	0.690	0.918	0.956	0.943	0.939
	100	0.917	0.997	0.999	0.998	0.996

Fourier Panel LM testinin asimptotik dağılımının frekans değerine duyarlı olduğu önceki bölümde gösterilmiştir. Bunun üzerine beşinci inceleme frekansın yanlış belirlendiği durumda testin küçük örneklem özelliklerinin nasıl olacağı üzerinedir. İki farklı durum için simülasyonlar yapılmıştır. Birincisi gerçekte olan frekansın (örneğin $k=1$ iken $k=2$ ile test edilmesi) bir fazlası kullanılarak istatistiğin hesaplanmasıdır. İkincisi ise gerçek frekans değerinin (örneğin $k=2$ iken $k=1$ ile test edilmesi) bir eksiği ile test istatistiğinin hesaplanmasıdır. Birinci durum için boyut ve güç özelliklerinin farklı T ve N değerleri altındaki sonuçları Tablo 10 ve Tablo 11’de verilmiştir. İkinci durum için boyut ve güç özellikleri yine farklı T ve N değerleri altında Tablo 12 ve Tablo 13’de rapor edilmiştir. Bu inceleme ile amaçlanan uygulamada yanlış seçilen frekans değeri için testin boyut ve güç özelliklerinin belirlenmesidir.

Tablo 10 sonuçlarına bakıldığında boyut değerleri, %5 nominal değerinden farklılaşsa da ciddi bir boyut bozumu görülmemektedir. Bu durumda frekans olması gerekenden bir fazla seçilse dahi kullanılan bu test iyi boyut özelliğine sahip olmaktadır. Tablo 11’de verilen güç özellikleri incelendiğinde ise tüm frekans değerleri için N sabit T artarken veya T sabit N artarken ya da her ikisi de beraber artarken testin gücünün yükseldiği görülmektedir.

Tablo 12 incelendiğinde frekans değeri $k=2$ için, T değerinin küçük olduğu durumda N değeri büyüse dahi boyut bozumunun devam ettiği yani boyut değerlerinin %5 nominal değerden farklılaştığı görülmektedir. Buna karşın $k=3$ frekans değeri için küçük N değerleri için boyut bozumu söz konusu iken T sabit N büyürken bu sorunun ortadan kalktığı gözlenmektedir. Bu bulgular frekansın eksik belirlendiği durumda testin küçük sayıdaki T ve N değerleri için doğru hipotezi yanlış bir şekilde reddettiğini fakat gözlem sayıları büyüdükçe bu sorunun ortadan kalktığını göstermektedir.

Tablo 10: Frekansın $k+1$ Olarak Alınması Durumunda Boyut Özellikleri

k	N/T	25	50	100	150	200
1	10	0.050	0.044	0.044	0.053	0.063
	20	0.034	0.032	0.045	0.049	0.055
	30	0.056	0.043	0.048	0.058	0.052
	50	0.042	0.042	0.057	0.050	0.054
	100	0.056	0.062	0.057	0.051	0.055
2	10	0.053	0.044	0.052	0.059	0.044
	20	0.067	0.051	0.035	0.052	0.044
	30	0.055	0.048	0.053	0.047	0.059
	50	0.079	0.045	0.046	0.057	0.050
	100	0.064	0.042	0.043	0.054	0.048
3	10	0.044	0.054	0.052	0.052	0.059
	20	0.049	0.040	0.049	0.040	0.046
	30	0.053	0.053	0.048	0.035	0.046
	50	0.064	0.073	0.055	0.055	0.051
	100	0.041	0.065	0.040	0.034	0.049

Tablo 11: Frekansın $k+1$ Olarak Alınması Durumunda Güç Özellikleri

k	N/T	$\rho = 0.9$					$\rho = 0.8$				
		25	50	100	150	200	25	50	100	150	200
1	10	0.151	0.380	0.956	1.000	1.000	0.362	0.950	1.000	1.000	1.000
	20	0.175	0.567	1.000	1.000	1.000	0.604	0.999	1.000	1.000	1.000
	30	0.226	0.771	1.000	1.000	1.000	0.822	1.000	1.000	1.000	1.000
	50	0.364	0.928	1.000	1.000	1.000	0.905	1.000	1.000	1.000	1.000
	100	0.447	0.999	1.000	1.000	1.000	0.997	1.000	1.000	1.000	1.000
2	10	0.118	0.394	0.977	1.000	1.000	0.342	0.973	1.000	1.000	1.000
	20	0.158	0.682	1.000	1.000	1.000	0.711	1.000	1.000	1.000	1.000
	30	0.285	0.857	1.000	1.000	1.000	0.817	1.000	1.000	1.000	1.000
	50	0.382	0.970	1.000	1.000	1.000	0.959	1.000	1.000	1.000	1.000
	100	0.610	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
3	10	0.124	0.391	0.978	1.000	1.000	0.521	0.987	1.000	1.000	1.000
	20	0.164	0.730	1.000	1.000	1.000	0.766	1.000	1.000	1.000	1.000
	30	0.246	0.907	1.000	1.000	1.000	0.886	1.000	1.000	1.000	1.000
	50	0.329	0.978	1.000	1.000	1.000	0.985	1.000	1.000	1.000	1.000
	100	0.591	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

Tablo 12: Frekansın $k-1$ Olarak Alınması Durumunda Boyut Özellikleri

k	N/T	25	50	100	150	200
2	10	0.020	0.022	0.044	0.048	0.048
	20	0.016	0.068	0.050	0.030	0.051
	30	0.058	0.035	0.042	0.064	0.049
	50	0.044	0.040	0.069	0.037	0.049
	100	0.073	0.046	0.065	0.042	0.043
3	10	0.025	0.033	0.040	0.048	0.059
	20	0.042	0.062	0.066	0.049	0.043
	30	0.036	0.071	0.044	0.063	0.060
	50	0.050	0.047	0.040	0.041	0.051
	100	0.052	0.044	0.057	0.046	0.051

Tablo 13: Frekansın $k-1$ Olarak Alınması Durumunda Güç Özellikleri

k	N/T	$\rho = 0.9$					$\rho = 0.8$				
		25	50	100	150	200	25	50	100	150	200
2	10	0.049	0.112	0.489	0.923	0.999	0.120	0.387	0.995	1.000	1.000
	20	0.128	0.166	0.707	0.998	1.000	0.241	0.685	1.000	1.000	1.000
	30	0.071	0.195	0.879	1.000	1.000	0.264	0.867	1.000	1.000	1.000
	50	0.089	0.259	0.981	1.000	1.000	0.415	0.961	1.000	1.000	1.000
	100	0.129	0.564	1.000	1.000	1.000	0.615	1.000	1.000	1.000	1.000
3	10	0.128	0.480	0.969	1.000	1.000	0.532	0.963	1.000	1.000	1.000
	20	0.190	0.767	1.000	1.000	1.000	0.644	1.000	1.000	1.000	1.000
	30	0.301	0.836	1.000	1.000	1.000	0.823	1.000	1.000	1.000	1.000
	50	0.443	0.978	1.000	1.000	1.000	0.974	1.000	1.000	1.000	1.000
	100	0.649	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

Güç özellikleri için Tablo 13 incelendiğinde, $T=25$ iken testin çok güçlü olmadığını fakat T değeri arttıkça testin güçlendiğini, bunun yanı sıra T sabitken N değerinin artışının da testin gücünü arttırdığını söylemek mümkündür. Benzer şekilde ρ değerinin düşmesiyle de testin güç özellikleri gözlem sayıları düşükken dahi 1'e yaklaşma eğilimindedir. Bu bulgular ışığında gerçek frekanstan düşük bir frekans kullanılması bazı boyut bozumlarına neden olsa da testin gücünü düşürmemektedir.

Küçük örneklem özellikleri üzerine son inceleme, hata terimi AR(1) sürecine sahip ve veri yaratma süreci (2.5), (2.6), (2.7) eşitlikleri gibiyken $\theta_i = 0.8$ ve $\theta_i = -0.8$ değerleri için yani pozitif ve negatif otokorelasyon söz konusuysen Fourier Panel LM testinin boyut ve güç özelliklerinin analizi üzerinedir. Önceki simülasyonlarda olduğu gibi bu analizde de farklı frekans, zaman ve yatay kesit değerleri için incelemeler yapılmış ve sonuçlar pozitif otokorelasyon durumu için Tablo 14 ve Tablo 15’de, negatif otokorelasyon durumu için Tablo 16 ve Tablo 17’de rapor edilmiştir.

Tablo 14’de pozitif otokorelasyon durumunda verilen boyut değerleri incelendiğinde tüm frekans değerleri için boyut değerlerinin %5 nominal değerine yakın olduğu yani bu durum altında testin iyi boyut özelliklerine sahip olduğu görülmektedir. Güç özelliklerine bakıldığında ise Tablo 15’de verilen değerlerden de görüldüğü gibi küçük T değerleri için ρ değeri küçülse dahi testin gücü düşük olmasına rağmen T ve N ayrı ayrı ya da birlikte büyürken testin gücünün artarak 1’e yaklaştığı gözlenmektedir. Bu bulgular pozitif otokorelasyon altında da testin iyi boyut ve güç özelliklerine sahip olduğunu ortaya koymaktadır.

Negatif otokorelasyon durumu altında testin boyut özelliklerini incelemek için Tablo 16’ya bakıldığında T=25 ve T=50 değerleri için testin boyut değerlerinin %5 nominal değerinden saptığı fakat T değeri arttıkça bu durumun ortadan kalktığı bilgisine ulaşılmaktadır. Ayrıca düşük frekans değerlerinde bu durumun daha belirgin bir şekilde ortaya çıktığını söylemek mümkündür. Güç özelliklerinin analizi için Tablo 17 incelendiğinde ise N sabit T büyürken veya T sabit N büyürken ya da T ve N birlikte büyürken testin oldukça güçlü olduğu gözlenmiştir. Ayrıca ρ değerinin düşük değerleri için de testin güç özelliği, düşük gözlem sayılarında dahi 1’e yaklaşma eğilimindedir. Buradan hareketle negatif otokorelasyon altında testin küçük zaman boyutlarında boyut bozumları olsa da artan gözlem sayısı ile iyi boyut ve güç özelliklerine sahip olduğu ortaya çıkmaktadır.

Tablo 14: Pozitif Otokorelasyon Sorunu Altında Boyut Özellikleri

k	N/T	25	50	100	150	200
1	10	0.048	0.051	0.059	0.052	0.049
	20	0.051	0.048	0.043	0.044	0.049
	30	0.055	0.056	0.047	0.048	0.043
	50	0.057	0.051	0.049	0.051	0.048
	100	0.045	0.063	0.058	0.044	0.052
2	10	0.041	0.044	0.046	0.058	0.044
	20	0.040	0.046	0.045	0.051	0.050
	30	0.050	0.051	0.050	0.047	0.046
	50	0.047	0.054	0.048	0.051	0.041
	100	0.051	0.046	0.046	0.050	0.045
3	10	0.050	0.052	0.049	0.052	0.056
	20	0.046	0.049	0.053	0.054	0.040
	30	0.046	0.051	0.050	0.054	0.047
	50	0.043	0.044	0.040	0.056	0.053
	100	0.062	0.050	0.051	0.052	0.050

Tablo 15: Pozitif Otokorelasyon Sorunu Altında Güç Özellikleri

k	N/T	$\rho = 0.9$					$\rho = 0.8$				
		25	50	100	150	200	25	50	100	150	200
1	10	0.162	0.089	0.145	0.427	0.819	0.084	0.081	0.417	0.915	1.000
	20	0.181	0.107	0.242	0.701	0.981	0.173	0.107	0.638	0.998	1.000
	30	0.245	0.108	0.276	0.847	0.999	0.208	0.118	0.807	1.000	1.000
	50	0.297	0.131	0.403	0.971	1.000	0.412	0.160	0.944	1.000	1.000
	100	0.437	0.190	0.673	1.000	1.000	0.676	0.209	0.998	1.000	1.000
2	10	0.097	0.231	0.777	0.991	1.000	0.115	0.599	0.998	1.000	1.000
	20	0.118	0.346	0.974	1.000	1.000	0.172	0.880	1.000	1.000	1.000
	30	0.112	0.469	0.997	1.000	1.000	0.190	0.962	1.000	1.000	1.000
	50	0.193	0.637	1.000	1.000	1.000	0.266	0.994	1.000	1.000	1.000
	100	0.262	0.878	1.000	1.000	1.000	0.470	1.000	1.000	1.000	1.000
3	10	0.055	0.143	0.758	0.995	1.000	0.062	0.377	0.996	1.000	1.000
	20	0.080	0.245	0.966	1.000	1.000	0.055	0.639	1.000	1.000	1.000
	30	0.083	0.305	0.994	1.000	1.000	0.055	0.787	1.000	1.000	1.000
	50	0.110	0.442	1.000	1.000	1.000	0.070	0.921	1.000	1.000	1.000
	100	0.154	0.683	1.000	1.000	1.000	0.102	0.996	1.000	1.000	1.000

Tablo 16: Negatif Otokorelasyon Sorunu Altında Boyut Özellikleri

k	N/T	25	50	100	150	200
1	10	0.029	0.043	0.051	0.050	0.057
	20	0.063	0.078	0.041	0.050	0.044
	30	0.025	0.046	0.063	0.050	0.047
	50	0.052	0.045	0.051	0.063	0.056
	100	0.069	0.060	0.062	0.050	0.049
2	10	0.074	0.053	0.042	0.053	0.051
	20	0.024	0.064	0.050	0.056	0.044
	30	0.027	0.051	0.052	0.057	0.053
	50	0.043	0.033	0.058	0.052	0.050
	100	0.076	0.056	0.047	0.055	0.055
3	10	0.056	0.059	0.057	0.054	0.054
	20	0.062	0.060	0.056	0.045	0.052
	30	0.033	0.053	0.048	0.053	0.052
	50	0.052	0.050	0.052	0.049	0.052
	100	0.039	0.041	0.058	0.057	0.057

Tablo 17: Negatif Otokorelasyon Sorunu Altında Güç Özellikleri

k	N/T	$\rho = 0.9$					$\rho = 0.8$				
		25	50	100	150	200	25	50	100	150	200
1	10	0.057	0.125	0.523	0.932	0.999	0.100	0.445	0.995	1.000	1.000
	20	0.084	0.172	0.739	0.998	1.000	0.110	0.611	1.000	1.000	1.000
	30	0.057	0.259	0.900	1.000	1.000	0.165	0.707	1.000	1.000	1.000
	50	0.082	0.301	0.975	1.000	1.000	0.195	0.942	1.000	1.000	1.000
	100	0.218	0.444	1.000	1.000	1.000	0.470	0.999	1.000	1.000	1.000
2	10	0.087	0.315	0.956	1.000	1.000	0.335	0.882	1.000	1.000	1.000
	20	0.123	0.592	0.999	1.000	1.000	0.493	0.986	1.000	1.000	1.000
	30	0.143	0.696	1.000	1.000	1.000	0.544	1.000	1.000	1.000	1.000
	50	0.158	0.887	1.000	1.000	1.000	0.807	1.000	1.000	1.000	1.000
	100	0.406	0.992	1.000	1.000	1.000	0.969	1.000	1.000	1.000	1.000
3	10	0.125	0.364	0.965	1.000	1.000	0.258	0.931	1.000	1.000	1.000
	20	0.110	0.623	0.999	1.000	1.000	0.468	0.997	1.000	1.000	1.000
	30	0.156	0.745	1.000	1.000	1.000	0.640	1.000	1.000	1.000	1.000
	50	0.211	0.919	1.000	1.000	1.000	0.792	1.000	1.000	1.000	1.000
	100	0.291	0.995	1.000	1.000	1.000	0.964	1.000	1.000	1.000	1.000

2.3. Genel Değerlendirme

Çalışmanın bu bölümünde geliştirilen Fourier Panel LM testinin küçük örneklem özellikleri analiz edilmiştir. Bu analizler için panel birim kök literatürüne benzer olarak yüzde 5 anlam düzeyinde farklı kesit (N) ve zaman (T) büyüklükleri kullanılarak 5000 tekrarlı Monte Carlo simülasyonları yapılmıştır. Küçük örneklem özellikleri 6 farklı veri yaratma süreci için analiz edilmiştir.

- Kademeli kırılmalar altında Fourier Panel LM testinin boyut özelliğinin iyi, güç özelliğinin de artan zaman ve/veya kesit değerleri için iyi olduğu ortaya konulmuştur.
- Kırılmanın olmadığı durum altında Fourier Panel LM testinin küçük örneklem özelliklerinin, yapısında kırılma yokken dahi iyi boyut ve güç özelliğine sahip olduğu görülmüştür.
- Kırılmaların kademeli/yumuşak gerçekleştiği durumda, kırılmaların dikkate alınmamasının sonuçları tespit edilmiştir. Sonuçlar, bu durum altında testin yanlış biçimde hipotezi kabul ettiği, doğru hipotezi ise reddettiği yani güvenilir sonuçlar vermediğini ortaya konmuştur.
- Ani kırılmalar altında geliştirilen testin küçük örneklem özellikleri incelenmiş ve ani kırılmalar altında da testin iyi boyut özelliğine sahip olduğuna, güç özelliğinin de küçük frekanslar için daha iyi sonuç verdiğine dikkat çekilmiştir.
- Frekansın küçük seçilmesinin testte boyut bozumuna neden olduğu görülmüş, artan zaman değerleri için bu sorunun ortadan kalktığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, frekansın yüksek belirlenmesinin ciddi bir boyut bozumuna neden olmadığı ve iyi güç özellikleri gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır.
- Negatif veya pozitif otokorelasyon durumu altında testin gösterdiği küçük örneklem özellikleri incelenmiş ve sadece negatif otokorelasyon için küçük zaman boyutlarında boyut bozumu görülse de artan zaman değerleri için boyut ve güç özelliklerinin iyi olduğu sonucuna varılmıştır.

Özetle, geliştirilen Fourier Panel LM testinin, serinin doğasında kırılmalar yokken veya kırılmaların formu ani ya da yumuşak iken güvenilir ve güçlü sonuçlar verdiği ortaya konmuştur. Negatif otokorelasyon ve frekansın küçük belirlenmesi durumunda küçük zaman değerleri için boyut bozumu olduğu görülmüştür. Ayrıca yumuşak kırılmalar içeren seriler için Fourier yaklaşımı kullanan testlerin kullanılmasının önemi simülasyon sonuçlarıyla desteklenmiştir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

İŞSİZLİK HİSTERİSİ HİPOTEZİ ÜZERİNE AMPİRİK UYGULAMA

3.1. Giriş

1973 petrol şoku, 2008 küresel finansal kriz gibi önemli dalgalanmalardan sonra tüm dünya ülkelerindeki ekonomik durgunluk emek piyasasında zayıflamalara yol açmıştır. Birçok ekonomi için işsizlik en önemli problemlerden birisi haline gelmiştir. Artan işsizlik oranları, ekonomik büyüme üzerine negatif yönde önemli etkiler yaratmış, yoksulluk, suç ve intiharlar gibi önemli sosyal sorunların da ortaya çıkmasına yol açmıştır (Chang ve Su, 2014: 293). İşsizlik, politika yapımcılar için önlem alınması gereken başlıca konular arasında yer almıştır (Chou ve Zhang, 2012: 11887). İşsizlik problemini çözmek için müdahale yapılması gerekip gerekmediği sorusu önem teşkil etmektedir. Bunun üzerine geliştirilen hipotezler ile bu sorunun yanıtı aranmaktadır.

Teorik açıdan bakıldığında literatürde işsizlik ve şoklara ilişkin iki ana hipotez bulunmaktadır. Birincisi, Phelps (1967) ve Friedman (1968) tarafından geliştirilen doğal oran (ya da enflasyonu hızlandırmayan işsizlik oranı (NAIRU)) hipotezidir. Bu hipotez işsizlik dinamiklerinin karakteri bakımından ortalamaya dönen bir süreç izlediğini ileri sürmektedir. Yani şoktan sonra işsizlik oranı üzerindeki etkinin geçici olacağını ve uzun dönemde denge seviyesine geri döneceğini ifade etmektedir (Smyth, 2003: 181). İkinci hipotez ise Blanchard ve Summers (1986,1987) tarafından önerilen işsizlik histerisi hipotezidir. Bu hipoteze göre emek piyasasındaki katılıklar nedeniyle konjonktürel dalgalanmalar işsizlik üzerinde kalıcı bir etkiye sahiptir. Diğer bir ifadeyle işsizlik histerisi, işsizlik oranlarındaki artışın ekonomik kriz veya daralma sonrası dönemde düşmeyip, yüksek seviyede kalması şeklinde tanımlanmaktadır (Merçan vd. 2015: 45).

İşsizlik histerisinin oluşmasına dair temel yaklaşım Blanchard ve Summers (1986) tarafından geliştirilen “içeridekiler-dışarıdakiler” modelidir. Buna göre, negatif talep şoku ile artan işsizlik, işçileri emek piyasasının dışında bırakıp pazarlık güçlerini düşürerek, emek piyasasında yer alan diğer işçilerin (içeridekilere) güçlerini arttırmaktadır. İçeridekilerin ücret pazarlığında dışarıdakileri hesaba katmaması, işsizlik oranında sürekli artışlara neden olmaktadır. Çünkü içeridekiler, kendileri için uygun düzeyi sağlayacak bir ücret seviyesi belirleyemedikleri gibi dışarıdakiler de ücretler üzerinde aşağı yönlü baskı yaratamadıkları için işsiz kalmaya devam etmektedirler.

Histeri etkisi üzerine bir diğler yaklaşım ise Pissarides (1992) tarafından ileri sürülmüştür. Bu yaklaşım, uzun süre işsiz kalan kişilerin beşeri sermaye ve yetenekler açısından işsiz kaldıkları dönem boyunca yeteneklerini kaybedebilecekleri ve bu sebeple yeniden iş bulma ümitlerinin azalarak işsizlik süresinin uzayabileceğini ifade etmektedir. Histeri etkileri üzerinden yoğunlaşan bir diğler önemli yaklaşım ise, Sessions (1994) tarafından öne sürülen işsizliğin leke (stigma) etkisi modelidir. Bu model ise işsizlik oranının uzun süreli yüksek seviyelerde kalmasının leke etkisini azaltabileceğini ve bu durumun da etkin ücrette sürekli artışlara ve istihdamda da azalışlara yol açabileceğini ileri sürmektedir. Histerinin oluşması üzerine öne sürülen diğler sebepler ise, işten çıkarma maliyetleri, sermaye yetersizliği ve koordinasyon hataları şeklinde sıralanmaktadır (Christopoulos ve Leon-Ledesma, 2007: 81).

Bu bölümünde OECD ülkeleri için işsizlik histerisi hipotezinin geçerliliği Fourier Panel LM testi ile analiz edilecektir. Ayrıca elde edilecek bulgular, kukla değişken yaklaşımını kullanan Im vd. (2005) ve Im vd. (2012) tarafından geliştirilen panel LM (ILT) sonuçları ile karşılaştırılacaktır.

3.2. Literatür Taraması

İşsizliğin makroekonomik açıdan önem arz etmesi nedeniyle işsizlik histeri hipotezi üzerine yapılmış birçok araştırma bulunmaktadır. Histeri hipotezi ekonometrik açıdan işsizlik serisinin birim kök içeren bir süreç olduğunu ifade etmektedir (Güloğlu ve İspir, 2011: 205). Bu nedenle ekonometrik analizler birim kök testleri üzerinde yoğunlaşmıştır. Öncelikle çalışmalar zaman serisi alanında geleneksel birim kök testleri ile başlamış, daha sonraları yapısal kırılmaların dahil edilmesiyle devam etmiştir. Panel veri ekonometrisinin de gelişmesiyle beraber işsizlik histerisi hipotezi üzerine panel birim kök testleri de uygulanmaya başlamıştır. Bu bölümde, işsizlik histerisi hipotezini panel birim kök testleri kullanarak analiz eden çalışmaların oluşturduğu literatür incelenecektir.

Tablo 18’de özetlendiği gibi, Leon-Ledesma (2002), 1985’in birinci çeyreği ile 1994’ün son çeyreğini dikkate alarak Amerika’nın 51 eyaleti ve 12 Avrupa ülkesi için histeri hipotezini Im vd. (1997) çalışmasıyla geliştirilen IPS panel birim kök testini kullanarak analiz etmiştir. Yatay kesit bağımlılığını ve yapısal kırılmaları dikkate almayan bu testin sonucunda, Avrupa ülkeleri için histeri hipotezinin desteklendiğini fakat Amerika eyaletleri için doğal oran hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Smyth (2003) çalışmasında Avustralya'nın eyalet ve bölgelerinin 1983'ün ikinci çeyreğiyle 2002'nin ilk çeyreği dönemleri için işsizlik histerisi hipotezi, Levin ve Lin (1992) tarafından geliştirilen LL, Papell (1997) tarafından önerilen FGLS ve Im vd. (1997) çalışmasıyla geliştirilen IPS panel birim kök testleri kullanılarak analiz edilmiştir. Kullanılan testlerin sonucunda çalışmada bu bölge ve eyaletler için histeri hipotezinin geçerli olmadığı bulunmuştur.

Camarero ve Tamarit (2004), 1956 – 2001 dönemi için 19 OECD ülkesinin işsizlik histerisi hipotezini Sarno ve Taylor (1998) tarafından geliştirilen MADF testi ve Breuer vd. (2001) tarafından geliştirilen SURADF testini kullanarak incelemiştir. Bulgular incelendiğinde Avusturya, Almanya, İtalya, Japonya, Norveç, Yeni Zelanda ve İsviçre için histeri hipotezinin geçerli olduğunu fakat geri kalan 12 ülke ve panel istatistiğinin hipotezi reddettiğini göstermiştir.

Chang vd. (2005), 10 Avrupa ülkesi için işsizlik histerisi hipotezini 1961-1999 dönemleri arasında panel SURADF testini kullanarak test etmişlerdir. Yapılan analiz Danimarka, Fransa, İrlanda, İtalya, Portekiz, Birleşik Krallık, Norveç, Finlandiya için histeri hipotezinin desteklendiğini, Belçika ve Hollanda içinse hipotezin geçerli olmadığını göstermiştir.

Camarero vd. (2006), 1956 – 2001 yılları arasında 19 OECD ülkeleri için işsizlik histerisi hipotezinin varlığını, Carrion-i-Silvestre vd. (2005) tarafından geliştirilen panel KPSS testini kullanarak incelemiştir. Yatay kesit bağımsızlığını ve birden fazla içsel yapısal kırılmayı dikkate alan bu testin sonuçlarına göre histeri hipotezinin geçerli olmadığı ortaya çıkmıştır.

Gustavsson ve Österholm (2006), Avustralya, Kanada ve Amerika için Şubat 1978 – Ocak 1976 dönemlerinde histeri hipotezini inceleyen çalışmada geleneksel zaman serisi birim kök testlerinin yanı sıra IPS panel birim kök testi kullanılmıştır. Bu testlerin sonuçlarına göre üç ülke de işsizlik histerisi hipotezini desteklemektedir.

Christopoulos ve Leon-Ledesma (2007), 1988'in ilk çeyreği ile 1999'un son çeyreğini MADF, Choi (2002) ve Peseran (2007) tarafından geliştirilen CIPS testlerini kullanarak 12 Avrupa Birliği ülkesi için işsizlik histerisi hipotezini test etmişlerdir. Bu testler sonucunda Avrupa Birliği ülkeleri için histeri hipotezinin geçersiz olduğu bulunmuştur.

Mohan vd. (2008), Ocak 1990 – Ağustos 2006 dönemleri arasında 3 Massachusetts bölgesi için histeri hipotezini Levin vd. (2002) tarafından geliştirilen LLC, Breitung (2000), IPS ve Maddala ve Wu (1999) tarafından geliştirilen MW testleri yardımıyla analiz etmişlerdir. Yapılan analiz sonucunda histeri hipotezi güçlü bir şekilde reddedilmiştir.

Lee vd. (2009), 19 OECD ülkesi için Im vd. (2005) tarafından geliştirilen panel LM testini kullanarak 1960 – 2004 dönemlerinde işsizlik histerisi hipotezini test etmişlerdir. Yapısal kırılmaları ve yatay kesit bağımlılığını dikkate alan bu test OECD ülkeleri için histeri hipotezinin geçerli olmadığını ortaya koymuştur.

Lee (2010), 29 OECD ülkesinde işsizlik histerisi hipotezini, ülkeler arasında farklılık gösteren dönemleri dikkate alarak Ucar ve Omay (2009) tarafından geliştirilen UO testini kullanarak analiz etmiştir. Doğrusal olmayan bu test ile 29 ülkenin 23'ünün histeri hipotezini reddettiği, diğer 6 ülke içinse hipotezin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Güloğlu ve İspir (2011), 1988 – 2008 dönemleri arasında Türkiye'deki 9 sektör üzerine işsizlik histerisi hipotezini panel KPSS durağanlık testini kullanarak analiz etmişlerdir. Yapılan analizde yatay kesit bağımlılığını ve yapısal kırılmaları dikkate almayan testlerin sektörler için histeri hipotezini desteklediği fakat kullanılan yapısal kırılmayı ve yatay kesit bağımlılığını dikkate alan testte ise sektörlerin histeri hipotezini desteklemediği sonucuna ulaşılmıştır.

Ener ve Arica (2011), 1985 – 2008 dönemlerinde 15 OECD ülkesi için işsizlik histerisi hipotezini panel KPSS durağanlık testi ile analiz etmişlerdir. Yapısal kırılmayı ve yatay kesit bağımlılığını dikkate alan bu testin sonuçlarına göre 15 OECD ülkesi için işsizlik histerisi hipotezi geçersiz bulunmuştur.

Liew vd. (2012), Ocak 1993 – Mayıs 2007 dönemlerinde 14 OECD ülkesi ve ayrıca bunların içinde bulunan 9 Avrupa ülkesi için ayrı ayrı histeri hipotezi birinci nesil panel birim kök testleri olan LLC, IPS, MW, Choi testleri ile incelenmişlerdir. Bulgular OECD ülkelerinin histeri hipotezini reddettiğini fakat Avrupa ülkelerinin ise hipotezi reddedemediğini göstermiştir.

Furuoka (2012), 1980 – 2009 dönemlerinde Doğu Asya-Pasifik bölgesi için işsizlik histerisi hipotezini MADF ve SURADF testlerini kullanarak analiz etmişlerdir. Yapılan analizde Avustralya, Çin, Guam, Hong Kong, Endonezya, Japonya, Malezya, Filipinler, Singapur ve Tayland ülkeleri için histeri hipotezi geçerli bulunmuş, Güney Kore ve Yeni Zelanda içinse hipotez geçersiz bulunmuştur.

Chou ve Zhang (2012), G20 ülkeleri için işsizlik histerisi hipotezini 1980 – 2008 döneminde SURADF testini kullanarak incelemişlerdir. Yapılan incelemede Belçika, Kanada, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yeni Zelanda, Norveç ve Portekiz için histeri hipotezi geçersiz olup diğer G20 ülkeleri için hipotez geçerli bulunmuştur.

Chang ve Su (2014), Ocak 1978 – Haziran 2012 dönemlerinde Tayvan'da 6 eğitim seviyesi için işsizlik histerisi hipotezini panel KPSS ve Chortareas ve Kapetanios (2009) tarafından önerilen panel KSS testlerini kullanarak analiz etmişlerdir. Yapılan analizde yapısal kırılma dikkate alındığında sadece 2 yıllık bölümlerden mezun olanların oluşturduğu eğitim grubu histeri hipotezini reddederken, diğer eğitim seviyeleri için histeri hipotezinin geçerli olduğu görülmüştür.

Bolat vd. (2014), 2000 – 2013 dönemlerinde 17 Avrupa Bölgesi ülkeleri için işsizlik histerisi hipotezini UO ve panel KSS testlerini kullanarak incelemişlerdir. Doğrusal olmayan bu testlerin sonuçlarına göre Slovakya, Slovenya, İtalya, Portekiz ve Kıbrıs için histeri hipotezinin geçerli olduğunu, diğer 11 Avrupa Bölgesi ülkeleri içinse hipotezin geçerli olmadığını göstermişlerdir.

Bakas ve Papapetrou (2014), Yunanistan'ın 13 bölgesini 1998'in ilk çeyreği ile 2011'in ikinci çeyreği dönemlerinde panel LM testi kullanarak histeri hipotezi için analiz etmişlerdir. Yapılan test sonucunda hipotezin geçerli olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 18: Literatür Tablosu

Yazar(lar)	Dönem	Ampirik Yöntem	Ülkeler	Histeri Hipotezi
Leon-Ledesma (2002)	1985Q1-1999Q4	IPS (1997)	51 Amerika Eyaleti ve 12 Avrupa Ülkesi	Evet: 12 Avrupa Ülkesi Hayır: 51 Amerika Eyaleti
Smyth (2003)	1982Q2-2002Q1	LL, FGLS, IPS (1997)	8 Avustralya Bölge ve Eyaletleri	Hayır
Camarero ve Tamarit (2004)	1956-2001	MADF, SURADF	19 OECD Ülkesi	Hayır
Chang vd. (2005)	1961-1999	SURADF	10 Avrupa Ülkesi	Evet: Danimarka, Fransa, İrlanda, İtalya, Portekiz, Birleşik Krallık, Norveç, Finlandiya Hayır: Belçika ve Hollanda
Camarero vd. (2006)	1956-2001	IPS, MW, Hadri, Panel KPSS	19 OECD Ülkesi	Hayır
Gustavsson ve Österholm (2006)	Şubat 1978-Kasım 2004*	IPS	Avustralya, Kanada, ABD	Evet
Christopoulos ve Leon-Ledesma (2007)	1985Q1-1999Q4	MADF, Choi, CIPS	12 Avrupa Birliği Ülkesi	Hayır
Mohan vd. (2008)	Ocak 1990-Ağustos 2006	LLC, Breitung IPS, MW	3 Massachusetts Bölgesi	Hayır
Lee vd. (2009)	1960-2004	Panel LM	19 OECD Ülkesi	Hayır
Lee (2010)	1960-2008*	UO	29 OECD Ülkesi	Evet: 6 OECD Ülkesi Hayır: 23 OECD Ülkesi
Güloğlu ve İspir (2011)	1988-2008	Panel KPSS	Türkiye'deki 9 Sektör	Evet: Yapısal kırılmayı almayan testler Hayır: Yapısal kırılmaları dikkate alan test
Ener ve Arica (2011)	1985-2008	Panel KPSS	15 OECD Ülkesi	Hayır

Yazar(lar)	Dönem	Ampirik Yöntem	Ülkeler	Histeri Hipotezi
Liew vd. (2012)	Ocak 1993- Mayıs 2007	LLC, IPS, MW, Choi	14 OECD Ülkesi ve 9 Avrupa Ülkesi	Evet: 9 Avrupa ülkesi Hayır: 14 OECD ülkesi
Furuoka (2012)	1980- 2009	MADF, SURADF	Doğu Asya ve Pasifik Bölgesi Ülkeleri	Evet: Avustralya, Çin, Guam, Hong Kong, Endonezya, Japonya, Malezya, Filipinler, Singapur ve Tayland Hayır: Güney Kore ve Yeni Zelanda Evet: Avustralya, Avusturya, Yunanistan, İrlanda, İtalya, Japonya, Hollanda, İspanya, İsveç, İsviçre ve İngiltere Hayır: Belçika, Kanada Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yeni Zelanda, Norveç ve Portekiz
Chou ve Zhang (2012)	1980- 2008	SURADF	G20 Ülkeleri	Evet: Yapısal Kırılmaların olmadığı durumda tüm eğitim seviyeleri Hayır: Yapısal Kırılma dikkate alındığında sadece 2 yıllık bölümlerden mezun olanların oluşturduğu eğitim grubu
Chang ve Su (2014)	Ocak 1978- Haziran 2012	Panel KPSS, Panel KSS	Tayvan'da 6 Eğitim Seviyesi	
Bolat vd. (2014)	2000- 2013	Panel KSS, UO	17 Avrupa Bölgesi Ülkesi	Evet: 6 Ülke Hayır: 11 Ülke
Bakas ve Papapetrou (2014)	1998Q1- 2011Q2	Panel LM	13 Yunanistan Bölgesi	Evet

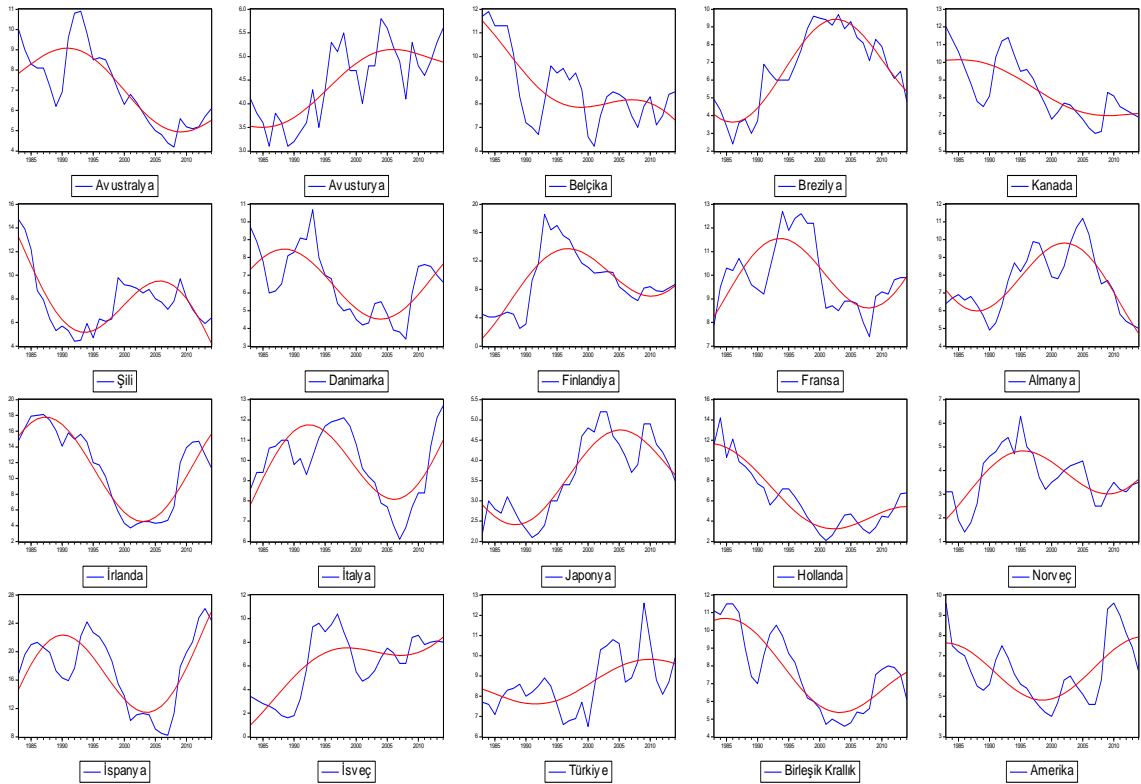
* Panelde yer alan ülkeler için periyotlar farklılık göstermektedir.

IPS (1997)	: Im, Pesaran, Shin (1997)	LLC	: Levin, Lin, Chu (2002)
LL	: Levin, Lin (1992)	Breitung	: Breitung (2000)
FGLS	: Papell (1997)	Panel LM	: Im, Lee, Tieslau (2005)
IPS	: Im, Pesaran, Shin (2003)	UO	: Ucar, Omay (2009)
Panel KSS	: Chortareas, Kapetanios (2009)	MADF	: Sarno, Taylor (1998)
MW	: Maddala ve Wu (1999)	Choi	: Choi (2002)
Hadri	: Hadri (2000)	CIPS	: Pesaran (2007)
SURADF	: Breuer, McNown, Wallace (2001)		
Panel KPSS	: Carrion-i-Silvestre, Del Barrio-Castro, Lopez-Bazo (2005)		

3.3. Veri ve Ampirik Bulgular

Uygulamada Dünya Bankası Veri tabanında yer alan 20 OECD ülkesine (Avustralya, Avusturya, Belçika, Brezilya, Kanada, Şili, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, İrlanda, İtalya, Japonya, Hollanda, Norveç, İspanya, İsveç, Türkiye, Birleşik Krallık, Amerika) ait 1983-2014 dönemini kapsayan 15 yaş üstü işsizlik oranı yıllık verileri kullanılmıştır. Türkiye için 1983-1987 dönemleri arasındaki veriler Bulutay (1995)'den alınmıştır.

İşsizlik oranları dinamiklerine bakıldığında OECD ülkeleri için birbirine benzer bir davranış göstermediği, farklı zaman aralıklarında farklı davranış eğilimleri olduğu gözlenmektedir. Şekil 2'de bu serilerin frekans değeri bir alınarak elde edilen Fourier yaklaşımları gösterilmektedir. Şekil incelendiğinde, çoğu seri için kırılmaların doğasındaki form, sayı ve tarih kesin olarak belirlenmemektedir. Ortaya çıkan bu bulgu da Becker vd. (2004)'ün önerdiği gibi formu, sayısı ve tarihi bilinmeyen kırılma(lar)da Fourier yaklaşımının kullanılması uygulama açısından avantaj sağlamaktadır.



Şekil 2: İşsizlik oranı dinamikleri ve Fourier yaklaşımları

Tablo 19: Ani Kırılmalar için Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	Keskin/Ani Kırılmalar			
	Seviyede bir kırılma	Seviyede iki kırılma	Trendde bir kırılma	Trendde iki kırılma
Avustralya	-3.443	-4.546*	-5.469***	-5.933***
Avusturya	-4.618***	-5.512***	-4.172**	-5.570***
Belçika	-3.435	-5.407***	-5.465***	-6.999***
Brezilya	-3.448	-4.361*	-3.423	-4.091
Kanada	-4.056**	-4.489*	-7.833***	-8.208***
Şili	-2.640	-4.544*	-4.617***	-6.710***
Danimarka	-3.041	-4.255	-3.851*	-5.009**
Finlandiya	-3.988**	-5.446***	-4.554**	-5.978***
Fransa	-3.013	-4.838**	-2.884	-5.232**
Almanya	-4.126**	-5.784***	-4.136**	-5.584***
İrlanda	-2.815	-4.513*	-3.771*	-4.902**
İtalya	-3.481	-4.460*	-5.885***	-9.402***
Japonya	-3.957**	-5.329**	-3.897*	-5.648***
Hollanda	-3.359	-4.818**	-3.873*	-6.547***
Norveç	-4.360**	-5.429***	-4.410**	-6.339***
İspanya	-4.007**	-5.325**	-4.251**	-6.823***
İsveç	-3.613	-3.970	-5.063***	-5.631***
Türkiye	-4.623***	-5.314**	-4.837***	-6.197***
Birleşik Krallık	-4.107**	-4.587*	-5.528***	-7.702***
Amerika	-4.431**	-4.995**	-5.087***	-6.984***
Panel İstatistiği	-12.849	-21.338	-13.944	-23.044
p değeri	0.000	0.000	0.000	0.000

Bir kırılmada kritik değerler; %1 için -4.604, %5 için -3.950, %10 için -3.635

İki kırılmada kritik değerler; %1 için -5.365, %5 için -4.661, %10 için -4.338

Koyu sayılar serilerin durağanlığını ifade etmektedir.

***, **, * sırasıyla %1, %5, %10 düzeylerinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Uygulamanın ilk basamağında 20 OECD ülkesinin işsizlik oranları seviyede bir ve iki kırılma için Im vd. (2005), trendde bir ve iki kırılma için Im vd. (2012) tarafından geliştirilen panel LM (ILT) birim kök testleri ile analiz edilmiştir. Yapısal kırılmaları kukla değişken yardımıyla dikkate alan bu testler seviyede bir veya iki, trendde bir veya iki kırılmaya izin vermektedir. Bu dört tip kırılmada için ülkelerin bireysel istatistikleri ve panel istatistikleri Tablo 19'da verilmiştir. Gecikme derecesi olarak Im vd. (2012) ve

Bakas ve Papapetrou (2014) çalışmalarında önerildiği gibi yinelemeli t istatistik prosedüründen gecikme üst sınırı $p_{\max} = 3$ alınarak her bir kesit için ayrı ayrı seçilmiştir. Tablo 19 incelendiğinde seviyede bir kırılma için 10 OECD ülkesi boş hipotez olan birim kök vardır hipotezini reddederken, kırılma sayısı ikiye çıktığında Danimarka ve İsveç haricinde 18 OECD ülkesi birim kök hipotezini reddetmektedir. Trendde bir kırılmaya bakıldığında ise Brezilya ve Fransa dışında analizdeki diğer tüm OECD ülkelerinin birim kök hipotezini reddettiği ve kırılma sayısı ikiye çıktığında Brezilya hariç tamamının bu hipotezi reddettiği görülmektedir. Yani bireysel istatistikler göz önünde bulundurulduğunda belirtilen ülkeler haricinde kalan ülkelerin durağan bir süreç izlediği görülmektedir. Panel istatistikleri göz önüne alındığında 4 tip kırılma için de birim kök hipotezini reddedildiği yani panel olarak serilerin durağan süreç izlediğini sonucuna varılmıştır. Böylelikle, histeri hipotezi reddedilmektedir.

Otokorelasyonun varlığını dikkate almak amacıyla Enders ve Lee (2012a) çalışmasında olduğu gibi (1.34) eşitliğine $\Delta\tilde{S}_{it-j}$ gecikme değerleri eklenmiştir.

$$\Delta y_{it} = \phi_i \tilde{S}_{it-1} + d_{0i} + d_{1i} \Delta \sin(2\pi kt / T) + d_{2i} \Delta \cos(2\pi kt / T) + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta \tilde{S}_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

Uygulamanın ikinci basamağında 20 OECD ülkesinin işsizlik oranlarının analizi için bu çalışmada geliştirilen yapısal kırılmaların Fourier yaklaşımı kullanılarak kademeli şekilde modellendiği Fourier Panel LM testinden yararlanılmıştır. Birinci bölümde ve Becker vd., (2004) çalışmasında ifade edildiği gibi küçük değerde frekansların kullanılmasının kırılmaları yakalamada daha başarılı olduğu gerekçesiyle bu test için frekans değerleri $k = 1, 2, 3$ olarak alınmıştır. Bu frekans değerleri için bireysel istatistikler ve panel istatistikler Tablo 20’de rapor edilmiştir. Gecikmeler, uygulamanın ilk basamağında da kullanıldığı gibi yinelemeli t istatistik prosedüründen gecikme üst sınırı $p_{\max} = 3$ alınarak her bir kesit için ayrı ayrı seçilmiştir. Test istatistiği, gecikmelerin ilave edildiği (3.1) regresyonu yardımıyla hesaplanmıştır. Tablo 20 incelendiğinde $k=1$ frekans değeri için sadece Brezilya’nın birim kök vardır boş hipotezini reddettiği geriye kalan 19 OECD ülkesinin boş hipotezi reddedemediği görülmüştür. $k=2$ ve $k=3$ frekans değerlerinde ise analizde kullanılan tüm OECD ülkelerinin birim kök vardır boş hipotezini reddedemediği sonucuna ulaşılmıştır. Bireysel istatistikler dikkate alındığında 20 OECD ülkesinin işsizlik oranlarının da birim kök içeren süreç gösterdiği ortaya konulmuştur. Panel istatistikleri değerlendirildiğinde de tüm frekans değerleri için birim

kök vardır boş hipotezinin reddedilemediği yani panel grubunun birim kök süreç gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 20: Kademeli Kırılmalar için Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	Kademeli/Yumuşak Kırılmalar		
	$k=1$	$k=2$	$k=3$
Avustralya	-2.590	-1.569	-1.326
Avusturya	-3.573	-2.280	-2.265
Belçika	-2.696	-2.099	-1.765
Brezilya	-3.896*	-1.178	-1.154
Kanada	-3.380	-2.103	-2.135
Şili	-2.556	-2.905	-2.295
Danimarka	-3.285	-1.915	-1.819
Finlandiya	-2.608	-1.500	-1.406
Fransa	-2.937	-2.044	-1.679
Almanya	-3.303	-1.864	-1.484
İrlanda	-3.670	-1.688	-1.519
İtalya	-2.797	-2.023	-2.310
Japonya	-2.772	-1.204	-1.240
Hollanda	-3.452	-1.213	-1.294
Norveç	-3.329	-1.902	-1.658
İspanya	-3.061	-2.272	-2.706
İsveç	-2.300	-1.719	-1.809
Türkiye	-3.194	-2.701	-2.342
Birleşik Krallık	-3.751	-1.573	-1.471
Amerika	-3.330	-2.178	-1.443
Panel İstatistiği	-1.251	1.970	2.155
p değeri	0.105	0.975	0.984

$k=1$ frekansında kritik değerler; %1 için -4.69, %5 için -4.10, %10 için -3.82

$k=2$ frekansında kritik değerler; %1 için -4.25, %5 için -3.57, %10 için -3.23

$k=3$ frekansında kritik değerler; %1 için -3.98, %5 için -3.31, %10 için -2.96

Koyu sayılar serilerin durağanlığını ifade etmektedir.

***, **, * sırasıyla %1, %5, %10 düzeylerinde anlamlılığı ifade etmektedir.

3.4. Ampirik Uygulamanın Sonuçları

Çalışmanın bu bölümünde çok geniş bir literatüre hakim olan işsizlik histerisi hipotezinin 20 OECD ülkesi için 1983-2014 dönemlerinde geçerliliği analiz edilmiştir. İşsizlik histerisi hipotezinin analizinde birim kök testlerinden yararlanılmaktadır. Literatürde kırılmaların birim kök testleriyle modellenmesinin önemi anlaşılmasıyla beraber çalışmalarda da bu testler kullanılmaya başlanmıştır. Çalışmanın genelinde tartışıldığı gibi kırılmaların modellenmesi konusunda farklı tartışmaların olması uygulamalarda da karşılaştırmalı olarak kırılmaları farklı yaklaşımlarla modelleyen testlerin kullanılması fikrini doğurmuştur. Bu kapsamda çalışmanın uygulama basamağında yapısal kırılmaları kukla değişkenler yardımıyla modelleyen, Im vd. (2005) ve Im vd. (2012) tarafından geliştirilen panel LM (ILT) birim kök testleri ile yapısal kırılmaları kademeli şekilde modelleyen ve bu çalışmada geliştirilen Fourier Panel LM testi kullanılmıştır.

ILT testleri sonuçlarına göre seviyede bir kırılma için Avustralya, Belçika, Brezilya, Şili, Danimarka, Fransa, İrlanda, İtalya, Hollanda ve İsveç, seviyede iki kırılma için Danimarka ve İsveç, trendde bir kırılma için Brezilya ve Fransa, trendde iki kırılma için sadece Brezilya'nın birim kök süreç içerdiği diğer OECD ülkelerinin ise durağan süreç gösterdiği bilgisine ulaşılmıştır. Panel olarak da tüm kırılma tipleri için ülkeler grubunun durağan süreç izlediği bulgusuna ulaşılmıştır. Bu da işsizlik histerisi hipotezinin geçerli olmadığı yani istikrar politikalarının uygulanmasına gerek olmadan işsizlik seviyesinin denge seviyesine döneceğini göstermektedir. Fourier Panel LM testi sonuçlarına bakıldığında ise sonuçların tam tersi şekilde sadece $k=1$ frekans değeri için Brezilya'nın durağan süreç gösterdiği, diğer tüm frekanslar için analizde yer alan tüm ülkelerin birim kök süreç içerdiği bilgisine ulaşılmıştır. Ayrıca panel istatistiği sonuçları da birim kök süreci desteklemektedir. Buradan hareketle Fourier Panel LM test sonuçlarına göre 20 OECD ülkesi için işsizlik histerisi hipotezi geçerlidir.

Şekil 2'de görüldüğü gibi 20 OECD ülkesi için işsizlik oranları zaman içinde gerçekleşen yapısal kırılmaları içeren bir seri yapısına sahiptir. Bu noktada, şekilden anlaşıldığı üzere Fourier yaklaşımının serinin davranışını oldukça iyi yakalamasından yola çıkarak Fourier Panel LM testi bulguları yorumlanabilir. Bulgular dikkate alındığında, histeri etkisini yok etmek amacıyla genişletici para ve maliye politikaları uygulaması tavsiye edilebilir.

SONUÇ

Perron (1989) çalışması ile birlikte birim kök literatüründe yapısal kırılmaların önemi ortaya çıkmış ve teorik çalışmalar bu alanda gelişmeye başlamıştır. Yapısal kırılmaların modellenmesinde kukla değişken kullanımı geleneksel yaklaşımdır. Bunun temelini, kırılmaların bir anda ortaya çıktığı, kırılmaların sayısı ve tarihlerinin önsel olarak bilindiği varsayımları oluşturmaktadır. Kırılmaların zaman içerisinde gerçekleşebileceği varsayımından hareketle, yumuşak geçişli doğrusal olmayan birim kök testleri öne sürülmüştür (örneğin Luukkonen vd., 1988). Bu yaklaşımda ise, kırılmanın biçimine (lojistik veya üstel) ilişkin önsel bilgi gerekmektedir. Becker vd. (2004)'de tartışıldığı üzere kırılmaların formunun, sayısının ve tarihinin önceden belirlenmesinin zordur. Bunun çözümü için Gallant (1981) tarafından önerilen esnek Fourier fonksiyonlarının kullanımı yeni bir yaklaşım olarak önerilmektedir. Yapısal kırılmaları Fourier fonksiyonları ile modelleyen zaman serisi birim kök testleri geliştirilmiştir (örneğin, Becker vd., 2006; Enders ve Lee, 2012a).

Zaman serisi alanında geliştirilen testlerin düşük güç özellikleri nedeniyle panel veri modelleri üzerine bir geçiş yaşanmış ve bu geçiş birim kök literatürüne de yansımıştır. Zaman serisi birim kök literatürüne benzer olarak panel birim kök testlerinde de öncelik yapısal kırılmayı dikkate almayan, sonra yapısal kırılmaları kukla değişkenler yardımıyla dikkate alan ve günümüzde yapısal kırılmaları Fourier yaklaşımı yardımıyla modelleyen çalışmalar yapılmaya başlanmıştır (örneğin, Lee vd., 2015). Bu çalışma da gelişen bu literatüre katkı sağlamayı amaçlamıştır ve bu kapsamda Fourier Panel LM birim kök testi önerilmiştir. Önerilen Fourier Panel LM testinin küçük frekans değerleri için yapısal kırılmaları iyi bir şekilde yakalayabildiği ortaya konmuştur. Ayrıca testin asimptotik dağılımı da çıkarılarak bozucu parametrelerden etkilenmediği ve dağılımın sadece frekans değerine bağlı olduğu gösterilmiştir.

Fourier Panel LM testinin küçük örneklem özellikleri detaylı olarak incelenmiştir. Burada panel birim kök literatürüne paralel olarak 6 farklı veri yaratma süreci için simülasyonlar yapılmıştır. Fourier Panel LM testinin, veri yaratma sürecinde kırılmalar yokken veya kırılmaların formu ani ya da yumuşakken de iyi boyut ve güç özelliklerine sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca sonuçlar, pozitif otokorelasyon ve frekansın yüksek belirlenmesi durumunda da testin iyi boyut ve güç özelliklerine sahip olduğunu göstermiştir. Negatif otokorelasyon ve frekansın küçük belirlenmesi durumlarında test

boyut bozumuna uğramakta fakat büyüyen zaman değerleri için iyi güç özellikleri göstermektedir.

Son olarak işsizlik histerisi hipotezinin analizi için, yapısal kırılmaları kukla değişkenler yardımıyla modelleyen, Im vd. (2005) ve Im vd. (2012) çalışmalarında geliştirilen panel LM (ILT) birim kök testleri ve yapısal kırılmaları kademeli şekilde modelleyen geliştirilen Fourier Panel LM testi olmak üzere üç birim kök testinden yararlanılmıştır. Fourier Panel LM testinden elde edilen bulgular, şokların işsizlik serileri üzerinde kalıcı bir etkiye neden olduğunu ve zaman içinde ortalamasından uzaklaşan bir süreç izlediğini göstermiştir. Bu da işsizlik histerisinin geçerli olduğunu ve bu nedenle ekonomide işsizlik seviyesinin denge noktasına dönebilmesi için para ve maliye politikalarının uygulanmasının gerekliliğini ortaya koymuştur.

Çalışmadaki kısıtlardan bir tanesi paneli oluşturan birimler arasında yatay kesit bağımlılığının olmadığı varsayımdır. İkinci nesil panel birim kök testlerinin temel çıkış noktası olan bu varsayımın gevşetilmesi, panel birim kök literatüründe önemli bir araştırma sorusudur. Fourier Panel LM testinin yatay kesit bağımlılığını dikkate alacak şekilde geliştirilmesi gelecekte yapılacak çalışmalar için bir motivasyon sağlayabilir.

KAYNAKLAR

- Amsler, C. and Lee, J. (1995). "An LM Test for Unit Root in the Presence of a Structural Change", *Econometric Theory*, 11, 359-368.
- Arestis, P. and Mariscal, I.B. (1999). "Unit Roots and Structural Breaks in OECD Unemployment", *Economics Letters*, 65, 149-156.
- Bakas, D. and Papapetrou, E. (2014). "Unemployment in Greece: Evidence from Greek Regions Using Panel Unit Root Tests", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 54, 551-562.
- Baltagi, B.H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data (3rd Edition)*, John Wiley & Sons, Inc., Chichester, West Sussex
- Becker, R., Enders, W. and Hurn, S. (2004). "A General Test for Time Dependence in Parameters", *Journal of Applied Econometrics*, 19, 899-906.
- Becker, R., Enders, W. and Lee, J. (2006). "A Stationarity Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks", *Journal of Time Series Analysis*, 27/3, 381-409.
- Bierens, H. (1997). "Testing for a Unit Root with Drift Hypothesis against Nonlinear Trend Stationarity, with an Application to the US Price Level and Interest Rate", *Journal of Econometrics*, 81, 29-64.
- Bhargava, A. (1986). "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series", *Review of Economics Studies*, 52, 369-384.
- Blanchard, O.J. and Summers, L.H. (1986). "Hysteresis and the European Unemployment Problem", *NBER Macroeconomics Annual 1986 Mit Press*, 1, 15-90.
- Blanchard, O.J. and Summers, L.H. (1987). "Hysteresis in Unemployment", *European Economic Review*, 31/1, 288-295.
- 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.
- Breitung, J. (2000). "The Local Power of some Unit Root Tests for Panel Data", 161–177. In Baltagi, B.H. (Ed.) *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*. Amsterdam: Elsevier.
- Breuer, J.B., McNown, R. and Wallace, M.S. (2001). "Misleading Inference from Panel Unit-Root Tests with an Illustration from Purchasing Power Parity", *Review of International Economics*, 9/3, 482-493.
- Bulutay, T. (1995). *Employment, Unemployment and Wages in Turkey*. International Labour Office, Ankara,
- Camarero, M. and Tamarit, C. (2004). "Hysteresis vs. Natural Rate of Unemployment: New Evidence for OECD Countries", *Economics Letters*, 84, 413-417.
- Camarero, M., Carrion-i-Silvestre, J.L. and Tamarit, C. (2006). "Testing for Hysteresis in Unemployment in OECD Countries: New Evidence Using Stationarity Panel Tests with Breaks", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68/2, 167-182.
- Carrion-i-Silvestre, J.L., Del Barrio-Castro, T. and Lopez-Bazo, E. (2005). "Breaking the Panels: An Application to GDP Per Capita", *Econometrics Journal*, 8, 159–175.

- Carrion-i-Silvestre, J.L. and Sansó, A. (2007). "The KPSS Test with Two Structural Breaks", *Spanish Economic Review*, 9/2, 105-127.
- Cerrato, M., Kim, H. and MacDonald, R. (2010). "Three-Regime Asymmetric STAR Modeling and Exchange Rate Reversion", *Journal of Money, Credit and Banking*, 42/7, 1447-1467.
- 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.
- 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 SUADF Approach", *Applied Economics Letters*, 12, 881-886.
- Choi, I. (2001). "Unit Root Tests for Panel Data", *Journal of International Money and Finance*, 20/2, 249-272.
- Chortareas, G. and Kapetanios, G. (2009). "Getting PPP Right: Identifying Mean-Reverting Real Exchange Rates in Panels", *Journal of Banking and Finance*, 33, 390-404.
- Chou, H-C. and Zhang, Y-C. (2012). "Unemployment Hysteresis in G20 Countries: Evidence from Non-Linear Panel Unit-Root Tests", *African Journal of Business Management*, 6/49, 11887-11890.
- Christopoulos, D.K. and Leon-Ledesma, M.A. (2007). "Unemployment Hysteresis in EU Countries: What Do We Really Know About It?", *Journal of Economic Studies*, 34/2, 80-89.
- Davies, R.B. (1987). "Hypothesis Testing when a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative", *Biometrika*, 74/1, 33-43.
- 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*, 7/4, 427-431.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49/4, 1057-1072.
- Elliot, G., Rothenberg, T.J. and Stock, J.H. (1996). "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64, 813-836.
- Enders, W. and Lee, J. (2012a). "A Unit Root Test Using a Fourier Series to Approximate Smooth Breaks", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74/4, 574-599.
- Enders, W. and Lee, J., (2012b). "The Flexible Fourier Form and Dickey-Fuller Type Unit Root Tests", *Economics Letters*, 117, 196-199.
- Ener, M. and Arica, F. (2011). "Is There Hysteresis in Unemployment in OECD Countries? Evidence from Panel Unit Root Test with Structural Breaks", *Chinese Business Review*, 10/4, 294-304.
- Evans, G.B.A. and Savin, N.E. (1984). "Testing for Unit Roots: 2", *Econometrica*, 52, 1241-1269.
- Friedman, M. (1968). "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, 58/1, 1-17.

- Fuller, W.A (1976). *Introduction to statistical time series*, John Wiley & Sons, Inc., New York.
- Furuoka, F. (2012). “Unemployment Hysteresis in the East Asia-Pacific Region: New Evidence from MADF and SURADF Tests”, *Asian-Pacific Economic Literature*, 26/2, 133-143.
- Gallant, A., R. (1981). “On the Bias in Flexible Functional Forms and an Essentially Unbiased Form: The Flexible Fourier Form”, *Journal of Econometrics*, 15, 211–245.
- Gallant, R. and Souza, G. (1991). “On the Asymptotic Normality of Fourier Flexible Form Estimates”, *Journal of Econometrics*, 50, 329-353.
- Guilkey, D.K. and Schmidt, P. (1989). “Extended Tabulations for Dickey-Fuller Tests”, *Economics Letters*, 31/4, 355-357.
- Gustavsson, M. and Österholm, P. (2006). “The Informational Value of Unemployment Statistics: A Note on the Time Series Properties of Participation Rates”, *Economics Letters*, 92, 428-433.
- Güloğlu, B. ve İspir, M.S. (2011). “Doğal İşsizlik Oranı Mı? İşsizlik Histerisi Mi? Türkiye için Sektörel Panel Birim Kök Sınaması Analizi”, *Ege Akademik Bakış*, 11/2, 205-215.
- Hadri, K. (2000). “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data”, *Econometrics Journal*, 3, 148-161.
- Hadri, K. and Rao, Y. (2008). “Panel Stationarity Test with Structural Breaks”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70/2, 245-269.
- Harvey, D. and Mills, T. (2004). “Tests for Stationarity in Series with Endogenously Determined Structural Change”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66, 863–894.
- Im, K.S., Lee, J. and Tieslau, M. (2005). “Panel LM Unit-Root Tests with Level Shifts”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 67, 393–419.
- Im, K.S., Lee, J. and Tieslau, M. (2012). “Panel LM Unit-Root Tests with Level and Trend Shifts”, *Working Paper*
- Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin, Y. (2003). “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics*, 115, 53–74.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin, Y. (1997). “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, *Working Paper*, Mimeo, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Kapetanios, G., Shin, Y. and Snell, A. (2003). “Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework”, *Journal of Econometrics*, 112, 359–379.
- Kmenta, J. (1971). *Elements of Econometrics*, The Macmillan Company, New York.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992). “Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series Have a Unit Root?”, *Journal of Econometrics*, 54/1-3, 159–178.
- Lee, C-F. (2010). “Testing for Unemployment Hysteresis in Nonlinear Heterogeneous Panels: International Evidence”, *Economic Modelling*, 27, 1097-1102.

- Lee, C-C. and Chang, C-P. (2008). “Unemployment Hysteresis in OECD Countries: Centennial Time Series Evidence with Structural Breaks”, *Economic Modelling*, 25, 312-325.
- Lee, J-D., Lee, C-C. and Chang, C-P. (2009). “Hysteresis in Unemployment Revisited: Evidence from Panel LM Unit Root Test with Heterogeneous Structural Breaks”, *Bulletin of Economic Research*, 61/4, 325-334.
- Lee, C., Wu, J-L. and Yang, L. (2015). “A Simple Panel Unit-Root Test with Smooth Breaks in the Presence of a Multifactor Error Structure”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 78/3, 365-393.
- Lee, J. and Strazicich, M.C. (2003). “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks”, *Review of Economics and Statistics*, 85/4, 1082–1089.
- Lee, J. and Strazicich, M.C. (2013). “Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break”, *Economics Bulletin*, 33/4, 2483-2492.
- Leon-Ledesma, M.A. (2002). “Unemployment Hysteresis in the US States and the EU: A Panel Approach”, *Bulletin of Economic Research*, 54/2, 95-103.
- Levin, A. and Lin, C.-F. (1992). “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties”, UC San Diego, *Working Paper*, 92-23.
- Levin, A., Lin, C-F. and Chu C-S.J. (2002). “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties”, *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Leybourne, S., Newbold, P. and Vougas, D. (1998). “Unit Roots and Smooth Transitions”, *Journal of Time Series Analysis*, 19, 83–97.
- Liew, V., K-S., Chai, R.C-J. and Pua C-H. (2012). “Does Hysteresis in Unemployment Occur in OECD Countries? Evidence from Parametric and Non-Parametric Panel Unit Roots Tests”, *International Journal of Economics and Management*, 6/2, 446-458.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P. and Terasvirta, T. (1988). “Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models”, *Biometrika*, 75, 491–499.
- Lumsdaine, R. and Papell, D. (1997). “Multiple Trend Break and the Unit Root Hypothesis”, *Review of Economics and Statistics*, 79, 212–218.
- Maddala G.S. and Wu, S. (1999). “Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631–652.
- Mercan, M., Yurttañçıkılmaz, Z.Ç. ve Çakmak, F. (2015). “İşsizlik Histerisi Hipotezinin Türkiye, AB-15, AB-27, OECD ve G-8 Ülkeleri için Yatay Kesit Bağımlılığı ve Yapısal Kırılmalar Altında Testi: Dinamik Panel Veri Analizi”, *TİSK Akademi*, 10/19, 45-65.
- Mohan, R., Kemegue, F. and Sjuib, F. (2008). “Hysteresis in Unemployment Panel Unit Roots Tests Using State Level Data”, *Journal of Business and Economics Research*, 6/2, 53-60.
- Nankervis, J.C. and Savin, N.E. (1985). “Testing the Autoregressive Parameter with the t Statistic”, *Journal of Econometrics*, 27, 143-161.

- Narayan, P.K. and Popp, S. (2010). "A New Unit Root Test with Two Structural Breaks in Level and Slope at Unknown Time", *Journal of Applied Statistics*, 37/9, 1425–1438.
- Nazlioglu, S. and Karul, C. (2015). "The Flexible Fourier Form and Panel Stationary Test with Gradual Shifts", *2nd Annual Conference of International Association for Applied Econometrics*, June 25-27, 2015, Thessaloniki-Greece.
- Nelson, C.R., and Plosser, C.I. (1982). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- Ng, S. and Perron, P. (2001). "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, 69/6, 1519-1554.
- Papell, D. (1997). "Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity Under the Current Float", *Journal of International Economics*, 43, 313-332.
- Perron, P. (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57/6, 1361-1401.
- Perron, P. (1997). "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80/2, 355-385.
- Persaran, M.H. (2007). "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, 22/2, 265-312.
- Pesaran, M.H., Smith, L.V. and Yamagata T. (2013). "Panel Unit Root Tests in the Presence of a Multifactor Error Structure", *Journal of Econometrics*, 175/2, 94-115.
- Phelps, E. (1967). "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time", *Economica*, 34/3, 254-281.
- Phillips, P. and Perron, P. (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75/2, 335-346.
- Pissarides, C.A. (1992). "Loss of Skill during Unemployment and the Persistence of Employment Shocks", *Quarterly Journal of Economics*, 107/4, 1371-1391.
- Prodan, R. (2008). "Potential Pitfalls in Determining Multiple Structural Changes with an Application to Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economics Statistics*, 26, 50-65.
- Rodrigues, P. and Taylor, A.M.R. (2012). "The Flexible Fourier Form and Local GLS De-Trending Unit Root Tests", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74/5, 736-759.
- Schmidt, P. and Phillips, P.C.B. (1992). "LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic", *Oxford Bulletin of Econometrics and Statistics*, 54/3, 257-287.
- Sessions, J.G. (1994). "Unemployment Stigma and Multiple Labour Market Equilibria: A Social-Psychological Explanation of Hysteresis", *Labour*, 8/3, 355-375.
- Smyth, R. (2003). "Unemployment Hysteresis in Australian States and Territories: Evidence from Panel Data Unit Root Tests", *The Australian Economic Review*, 36/2, 181-192.
- Sarno, L. and Taylor, M. (1998). "Real Exchange Rates under the Recent Float: Unequivocal Evidence of Mean Reversion", *Economics Letters*, 60, 131-137.

- Ucar, N. and Omay, T. (2009). "Testing for Unit Root in Nonlinear Heterogeneous Panels", *Economics Letters*, 104, 5-8.
- West, K.D. (1987). "A Note on the Power of Least Squares Tests for a Unit Root", *Economics Letters*, 24, 249-252.
- Westerlund, J. (2012). "Testing for Unit Roots in Panel Time-Series Models with Multiple Level Breaks", *The Manchester School*, 80/6, 671-699.
- Zivot, E. and Andrews D.W.K. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10/3, 251-270.

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler

Adı Soyadı : Çağın KARUL
Doğum Tarihi-Yeri : 07.02.1990 - İzmir
Telefon : 0258 296 2953
Adres : 0258 296 2626
E-posta : ckarul@pau.edu.tr
Yabancı Dil : İngilizce

Eğitim

Lisans : Pamukkale Üniversitesi Fen-Edebiyat Fakültesi
Matematik Bölümü - 2012.
Yüksel Lisans : Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü
Ekonometri Anabilim Dalı - 2016.
: Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü
İktisat Anabilim Dalı - Devam ediyor.

İş Tecrübesi

Araştırma Görevlisi : Pamukkale Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi 2014-

İlgi Alanları : Birim Kök Teorisi, Eş-bütünleşme Teorisi, Döviz Kuru, İşsizlik