

T.C.

İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ

SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ



**MAKRO EKONOMETRİK DEĞİŞKENLERDEKİ
DEĞİŞİMİN BİRİM KÖK TESTİ İLE ANALİZİ VE
UYGULAMASI**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

DANIŞMAN HAZIRLAYAN
Dr. Öğr. Üyesi Kamil DURDU Haluk TOPSAKAL

MALATYA-2021

**T.C
İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**

**MAKRO EKONOMETRİK DEĞİŞKENLERDEKİ DEĞİŞİMİN
BİRİM KÖK TESTİ İLE ANALİZİ VE UYGULAMASI**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

**Hazırlayan
Haluk TOPSAKAL**

**Danışman
Dr. Öğr. Üyesi Kamil DURDU**

MALATYA, 2021

ONUR SÖZÜ

Dr. Öğr. Üyesi Kamil DURDU 'nun danışmanlığında yüksek lisans tezi olarak hazırladığım “**MAKRO EKONOMETRİK DEĞİŞKENLERDEKİ DEĞİŞİMİN BİRİM KÖK TESTİ İLE ANALİZİ VE UYGULAMASI**” başlıklı bu çalışmanın, bilimsel ahlak ve geleneklere aykırı düşecek bir yardıma başvurmaksızın tarafımdan yazıldığını ve yararlandığım bütün yapıtların hem metin içinde hem de kaynakçada yöntemine uygun biçimde gösterilenlerden oluştuğunu belirtir, bunu onurumla doğrularım.

Haluk TOPSAKAL

TEŐEKKÜR

“Makro Ekonometrik DeęiŐkenlerdeki DeęiŐimin Birim Kök Testi ile Analizi ve Uygulaması” konulu tez alıŐmasının seiminde, yürütülmesinde, sonuçlandırılmasında ve sonuçların deęerlendirilmesinde destek ve yardımlarını esirgemeyen deęerli hocam sayın Dr. Öğr. Üyesi Kamil DURDU’ya teşekkür ederim.



ÖZET

Zaman serilerinde bazı dönemlerde keskin bir şekilde ortaya çıkan iniş ve çıkışlar olabilmektedir. Buna örnek olarak savaşlar, doğal afetler, politika değişiklikleri gibi başlıca sebepler gösterilebilir. Bu durumda seride yapısal kırılma meydana gelir. Yapısal kırılmalarda serilerin durağanlığının belirlenmesinde bir takım zorlukları meydana getirmektedir. Bu gibi değişimleri dikkate almadan gerçekleşen test sonuçlarının nitelik tamamıyla doğru sonuçlar vermesi beklenmemektedir. Güvenilir birim kök testi sonuçları elde etmek için zaman serilerinde yapısal kırılmaları dikkate alan testler uygulanması öngörülmektedir. Dolayısıyla çalışma Türkiye'nin makroekonomik değişkenlerini hem geleneksel birim kök testleri ile hem de yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri ile incelemektedir. Gerçekleştirilen birim kök testi sonuçlarına bakıldığında geleneksel birim kök testleri ile yapılan analizlerde serilerin düzey değerinde durağan olmadığı sonucuna varılmıştır. Bunun yanında iki yapısal kırılmaları dikkate alan LS testinde SUE değişkeni, Fourier terimlerini dikkate alan BEL ve CL testinde ise TGE serisi düzeyde yapısal kırılmalar etrafında durağan çıkmıştır.

Anahtar Kelimeler: Birim Kök Testi, Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi, Makroekonomi.

ABSTRACT

In time series, there may be ups and downs that occur sharply in some periods. Examples of this are the main reasons such as wars, natural disasters, policy changes. In this case, a structural break occurs in the series. Structural breaks create some difficulties in determining the stationarity of the series. As a matter of fact, it is not expected that the test results without taking such changes into account will give completely accurate results. In order to obtain reliable unit root test results, it is envisaged to apply tests that take into account structural breaks in time series. Therefore, the study examines Turkey's macroeconomic variables with both traditional unit root tests and unit root tests that take into account structural breaks. Considering the results of the unit root test performed, it was concluded that the series were not stationary in level value in the analyzes made with the traditional unit root tests. In addition, the SUE variable in the LS test, which takes two structural breaks into account, is stationary around structural breaks at the TGE series level in the BEL and CL test, which takes into account fourier terms.

Keywords: Unit Root Test, Unit Root Test with Structural Break, Macroeconomics.

İÇİNDEKİLER

ONUR SÖZÜ	ii
TEŞEKKÜR	iii
ÖZET	iv
ABSTRACT	v
İÇİNDEKİLER	vi
KISALTMALAR	viii
TABLolar LİSTESİ	ix
ŞEKİLLER LİSTESİ	x
GİRİŞ	1
1.BÖLÜM: DURAĞANLIK	4
1.1.Doğrusal Zaman Serileri.....	4
1.1.1.Durağanlık ve Asimptotik Bağımsızlık	5
1.2.Bazı Stokastik Süreçler	6
1.2.1.Pür Rassal Yürüyüş Süreci.....	6
1.2.2.Hareketli Ortalama Süreci (MA(q)).....	7
1.2.3.Otoregresif Süreç (AR(p)).....	9
1.2.4.Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci	11
1.2.5.Bütünleşik Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci.....	14
1.2.6.Uzun Hafıza Süreci.....	15
1.3.Uzun Hafıza ve Yapısal Kırılma Arasındaki İlişkiler	18
2.BÖLÜM: BİRİM KÖK	21
2.1.Birim Kök Testinin Model ve Varsayımları.....	21
2.2.Varyansı Dönüştürülmüş Birim Kök Testi.....	25
2.3.Birim Kök Testlerinde Büyük Örneklem	26
2.4.Birim Kök Testlerinin Sınırları ve Tahminleri	28
2.5.Varyansın Tahmin Edilmesi	29
2.6.Dickey-Fuller (DF) 1979 Birim Kök Testi.....	29
2.7.Genişletilmiş Dickey- Fuller (ADF) 1981 Birim Kök Testi	31
2.8.Phillips-Perron (1988) Birim Kök Testi.....	32

2.9. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri.....	33
2.9.1. Zivot-Andrews (1992) Birim Kök Testi.....	33
2.9.2.Lee-Strazicich (2003) Birim Kök Testi.....	35
2.9.3. Becker, Enders ve Lee (2006) Fourier Fonksiyonlu Durağanlık Sınaması.....	36
2.9.4. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) Fourier ADF Birim Kök Testi.....	37
3. BÖLÜM: UYGULAMA.....	39
3.1.Araştırmada Kullanılan Değişkenler.....	39
3.2.İlgili Çalışmalar.....	41
3.3.Geleneksel Birim Kök Testleri.....	43
3.3.1.ADF Birim Kök Testi Sonuçları.....	43
3.3.2.PP Birim Kök Testi Sonuçları.....	44
3.4.Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri.....	45
3.4.1.Zivot-Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi.....	45
3.4.2.Lee-Strazcich Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi.....	46
3.4.3.Becker, Enders ve Lee Fourier KPSS Birim Kök Testi (2006).....	47
3.4.4.Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) Fourier ADF Birim Kök Testi.....	48
SONUÇ.....	50
KAYNAKÇA.....	52

KISALTMALAR

EVDS	:Elektronik Veri Dağıtım Sistemi
TÜİK	:Türkiye İstatistik Kurumu
REDK	:Reel Efektif Döviz Kuru
SÜE	:Sanayi Üretim Endeksi
TÜFE	:Tüketici Fiyat Endeksi
TGE	:Tüketici Güven Endeksi



TABLULAR LİSTESİ

Tablo 1. ADF Birim Kök Testi Sonucu	44
Tablo 2. PP Birim Kök Testi Sonucu	44
Tablo 3. Zivot-Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonucu	45
Tablo 4. Lee-Strazcich Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonucu.....	46
Tablo 5. Becker, Enders ve Lee Fourier KPSS Birim Kök Testi Sonucu	47
Tablo 6. Christopoulos ve Leon-Ledesma Fourier ADF Birim Kök Testi Sonucu.....	48

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1. $H_0, T = 100, TB = TB, 1 = 40, TB, 2 = 60$, M1 Altında Kırılma Tarihi Tahmini.....

Şekil 2. $H_0, T = 100, TB = TB, 1 = 40, TB, 2 = 60$, Sabit Eğim Kırılma Boyutu $\gamma = 2$, Değişen Seviyeli Kırılma Boyutu θ , M2 Altında Kırılma Tarihi Tahmini

Şekil 3. $H_0, T = 100, TB = TB, 1 = 40, TB, 2 = 60$, Sabit Seviyeli Kırılma Boyutu $\theta = 2$, Değişen Eğim Kırılma Boyutu γ , M2 Altında Kırılma Tarihi Tahmini.....

Şekil 4. $H_1\rho = 0.9, T = 100, TB = TB, 1 = 40, TB, 2 = 60$, M1 Altında Kırılma Tarihi Tahmini.....

GİRİŞ

Günümüzde finansal ve ekonomik veriler ışığında uzun dönemli hareketleri belirlemek zaman serisi ekonometri içerisinde oldukça ilgi gören bir konu haline gelmektedir. Mevsimsel olarak veya ani dalgalanmaların araştırılması üzerine yapılan çalışmaların katkısıyla serilerin durağanlığını sınamak analiz etmek ve modellerin gelişimine katkıda bulunmak için birçok araştırma yapılmıştır. Nelson ve Plosser'in (1982) ilk izlenimlerini taşıdığı alanda birçok teorik ve yönetsel olarak uygulamaya dayalı araştırma geliştirilmiştir. Yapılan çalışmalarda kanıtlar, yapılması muhtemel makroekonomik ve finans alanındaki çalışmalara ilham olmuştur. Bu sayede oynaklığın oldukça fazla belirlendiği seriler üzerinde modeller kurularak analizlerin daha sağlıklı sonuçlar doğurmasına zemin hazırlanmıştır. Böylelikle finansal ve makroekonomik seriler üzerinde daha gerçekçi sonuç odaklı çalışmaların önü açılmıştır.

Yaşanılan ani değişimlerin zaman serileri üzerinde etkisi oldukça fazla ve kalıcı olduğundan araştırmada bulunan kişiler değişkenleri seçerken özenle belirlemektedir. Bu durum ne kadar istenmeyen etkileri barındırsa da birçok çalışma bu şekilde neticelendirilmiştir. Birim kök testlerinin varlığını ortaya koymada Büyük Sayılar Yasası ve Merkezi Limit Teoreminden yararlanılmıştır. Birim kök testlerinde yaşanan gelişmeler sayesinde geleneksel birim kök testlerinin güvenilirlikleri zedelenmiş ve büyük bir çoğunluğunun gerçeği yansıtmayan sonuçlar ortaya koyduğu belirlenmiştir. Aynı zamanda uzun vadeli tahmin odaklı gelişen testlerin daha fazla yanıtıcı etkisi olduğu yapısal kırılmaları ve ani değişimleri dikkate alan testlerin gelişmesiyle tam olarak saptanmıştır. Bu doğrultuda birim kök testlerinin tespiti ve gelişimi günümüz toplumunda oldukça fazla ilgi duyulan bir konu haline gelmiştir. Bu nedenle zaman serilerinin birim köklü olup olmadığı en doğru şekilde tespit edilmesi iktisadi açıdan daha tutarlı yorumlar yapılmasına imkân sağlamıştır (Cavaliere, 2005).

Dickey ve Fuller (1979) bu konudaki ilk çalışmadır. Birçok çalışmanın başlamasına sebebiyet veren birim kök testini ortaya süren bu çalışmada daha önce planlanan test çalışmalarına gelişim kazandırmak ve gerçekleşmesi planlanan birçok test için de zemin hazırlamaktır. Bu alanda gerçekleştirilen katkılar neticesinde henüz yapılacak birçok çıkarım bulunmakta ve literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Geliştirilen yapısal kırılmaları dikkate alan testler gibi yumuşak değişimleri dikkate alan testler de gelişim göstermektedir.

Bu sebeple bu tezle standart birim kök testlerinin durağanlık ve durağanlık üzerindeki değişimlerini dikkate alan durağanlık sınamaları arasındaki farkın belirlenmesine öncelik verilmiştir. Bu bağlamda Cavaliere (2005) ve Cavaliere ve Xu (2014), belirli zaman serilerinde durağan olmayan durumları incelemekte ve gelişim gösteren birim kök testlerini araştırmaktadır. Bunun yanında Bollen vd. (2000), Romer (1986) ve Rodrigues ve Rubia (2005), kırılımı tamamlanmış zaman serilerinin kalıcı değişimlerini gösterebilen birim kök testleri geliştirilmiştir. Belli süre aralıklarıyla meydana gelen değişimlerin oynaklık özelliğini görmezden gelmesiyle birim kök testlerinde sahte dalgalanmalar yakalanabilir. Bu sorunu çözmek için yeni geliştirilen birim kök testleri de mevcuttur. Bu testlerin amacı kalıcı oynaklıkları zaman serileri içerisinde yakalamak ve gerekli analizlerle bunu tespit edip seri üzerinden gösterilmesine olanak tanımaktadır. Önerilen bu testlerle birlikte zaman boyutundaki değişimlerde meydana gelmesi muhtemel ani kırılmalar yapısal kırılmaları dikkate alan testlerle net olarak modellenmektedir.

Perron (1989)'da gösterildiği gibi, geleneksel birim kök testleri veri oluşturma sürecinde mevcut yapısal kırılmalar göz ardı edilirse güç kaybedebilir. Kırılma tarihi biliniyorsa bu birim kök testleri düzeyde ve trendeki değişiklikleri yakalamak için modele kukla değişkenler dâhil edilerek değiştirilebilir. Tipik olarak bir serideki yapısal kırılmaların anında meydana geldiği ve kendilerini eşzamanlı olarak gösterdiği varsayılır. Bununla birlikte, bazı araştırmacılar yapısal değişimin bir serinin seviyesi veya eğimi üzerindeki etkilerinin kademeli olabileceğini kabul etmiştir. Örneğin, Leybourne, Newbold ve Vougas (1998) ve Kapetanios, Shin ve Snell (2003), serinin deterministik bileşenin yumuşak bir geçiş süreci olmasını sağlayacak şekilde birim kök testleri geliştirmişlerdir. Bu tür bir birim kök testini düzgün bir şekilde kullanmak için bilinen bir kırılma tarihi ve işlevsel biçime sahip tek bir aşamalı kırılma olduğu varsayılmalıdır. Ancak ara tarihleri ve kırılmaların sayısı bilinmeyebilir. Mevcut çalışmalar söz konusu seride yalnızca bir veya iki yapısal kırılmanın varlığını varsayar. Daha fazla kırılmaya izin vermek mümkün olsa da bu tür testler pek çok parametrenin tahmin edilmesi gerektiğinden güçlü değildir.

Bir serinin birim köklerinin test edilmesi eşbütünleşme ilişkisinin varlığının bir ön koşulu olduğundan, başlangıçta Augmented Dickey-Fuller (1979) testi durağanlığı test etmek için yaygın olarak kullanılmıştır. Akabinde Zivot ve Andrews (1992) ve Perron (1997) dahil olmak üzere birçok yazar çalışmalarda kullanılan verilerde “içsel olarak” kırılma noktasını belirlemeyi önermektedir. Lumsdaine ve Papell (1997), Zivot ve Andrews (1992) modelini iki yapısal kırılmaya izin verecek şekilde genişletilmiştir. Bununla birlikte, bu endojen testler temel

hipotez altında kırılmaları ortadan kaldırdıkları için eleştirilmiştir. Birim kökün temel hipotezi altında kırılmaların olmadığı göz önüne alındığında, bu testler kırılmalarla durağanlık kanıtı önermeye yönelik bir eğilim olabileceğini öne sürmüştür (Lee ve Strazicich, 2003). Lee ve Strazicich (2003), alternatif hipotezin açık bir şekilde serinin trendin de durağan olduğunu ima ettiği iki kırılmalı Lagrange Çarpanı (LM) birim kök testi önermektedir. Bu şekilde yapısal kırılmalı birim kök testleri sürecinde kırılmaları dikkate alan testler geliştirilmiştir.

Bu tezle Türkiye için öneme sahip makroekonomik değişkenler üzerinde geleneksel ve yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testlerinden esinlenerek geliştirilmiş yapısal kırılmaları yakalamada oldukça etkili olan birim kök testlerinin seriler üzerindeki etkisinin belirlenmesi amaçlanmaktadır. Bu sayede geleneksel birim kök testlerinin yakalayamadığı kırılmaları ve kırılmalarından kaynaklanan durağanlığı ve durağan olmama durumunu daha iyi modellemeye çalışmaktadır. Türkiye gibi yapısal kırılmaların ani değişimlerin oldukça fazla olduğu bir makroekonomik verilerdeki değişimleri yakalamak ve iktisadi yorumlarla birleştirmek oldukça önemlidir. Bu sayede doğru resmin net olarak görülmesine olanak tanınmaktadır. Günümüz açısından gerçekleşen olayların iktisadi ifadelerle en doğru şekilde ele almak adına yapısal kırılmaları ve ani değişimleri dikkate alan testler kullanılmıştır. Geleneksel birim kök testlerinin yakalayamadığı kırılmaları yakalamada kullanılan testler sayesinde hangi yılda bir ani değişim olduğu tespit edilmektedir. Bu değişimlerin yorumlanmasıyla kırılmalar ekseninde seri durağan veya durağan değil demek daha doğru bir yorumlama şekli olarak görülmektedir. Bu tezle de amaçlanan bulguların olabildiğince doğru bir şekilde ele alınmasıdır.

Üç bölümden oluşan bu tez birinci bölümde; durağanlık, daha sonra birim kök testleri ve mevsimsel birim kök testleri ele alınmıştır. İkinci bölümde yapısal kırılmalı birim kök testlerinden bahsedilmiştir. Son bölümde ise uygulama gerçekleştirilerek geleneksel ve yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri sonuçlarına yer verilmiştir. Uygulama bölümünde geleneksel ve yapısal kırılmalı testlerin arasındaki farkın daha net gösterilmesi adına ayrı ayrı gösterilmesi uygun görülmüştür. Son olarak da iki farklı test ailesi arasındaki fark gösterilerek iktisadi çıkarımlarla makroekonomik serilerin durağanlığı resmedilmiştir.

1.BÖLÜM: DURAĞANLIK

1.1.Doğrusal Zaman Serileri

Yöntem açısından değerlendirildiğinde stokastik süreç, tesadüfi olarak değişen X_t 'nin salınımı olarak bilinmektedir (Maddala ve Kim, 1998). Bu tesadüfi değişkenler bütünü oluşturarak X_t 'nin olasılık durumu stokastik salınımın ortak bir dağılımı ile şekillenmektedir. Ancak bu stokastik sürecin ortak belirlediği dağılım ile ifade etmek çok genel bir tanıma ortaya koysa da tesadüfi değişken X_t 'nin birinci ve ikinci momentleriyle açıklanmaktadır. Zamanın belirli bir noktasında tesadüfi değişkenin dağılımı ve yoğunluk fonksiyonu ise $F(X_t)$ ve $f(X_t)$ şeklinde ifade edilmektedir. Stokastik sürecin dağılımını gösteren fonksiyonun birinci ve ikinci momentleriyle aşağıda belirtildiği üzere karakterize edilir:

Ortalama	$\mu_t = E (X_t)$
Varyans	$E [(X_t - \mu)^2] = \sigma_x^2$
Otokovaryans	$E [(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$

Yukarıdaki gösterilen tanımlamalardan da anlaşılacağı üzere X_t 'nin birinci ve ikinci momentleri belirli bir zamanın (t) fonksiyonu olduğunu açıklanmaktadır. Eğer X_t normal dağılım gösteriyorsa X_t için Gaussian bir süreç izlenimi esastır. $\mu_t, \sigma_t^2, \gamma_{t1,t2}$ gibi açıklanamayan parametreler t 'nin bir fonksiyonunu ifade ettiği için t 'nin göstermiş olduğu zamana bağlı olarak farklılık gösterir. Dolayısıyla tahmin edilmesi gerekli olan birçok parametrenin olduğu anlaşılmaktadır. Ancak normal şartlarda her bir tesadüfi değişkeni açıklamak için bir gözlem değeri bulunmaktadır. Örneğin tesadüfi olarak değişkenin haftalık işsizlik oranlarının araştırıldığı bir çalışmada her hafta için bir gözlem değeri bulunmaktadır. Bu durum ekonometri literatüründe tüm tesadüfi değişkenlere karşın tek bir gerçekleşme oranı olarak tanımlanmaktadır. İncelemede bulunan kişilerin stokastik süreçlerin istatistiksel süreçlerini belirlemek için kısıtlanmış modeller kullanılmasını gerektirmiştir. Bunun karşılığında tek bir gerçekleşme durumunun olması incelemede bulunan araştırmacılar için parametreleri azaltmanın gerekliliği üzerinde karar kılmışlardır. Bunun sonucunda önemli görülen bu parametrelerin nasıl azaltılacağına yönelik adımlar atılmıştır. Yapılan tahmin

edilecek parametreleri azaltma çabaları bazı durumlarla beraber yapılabilecektir (Pesaran, 2015). Bu durumlar;

- a. Durağanlık
- b. Asimptotik bağımsızlık

olarak ortaya koyulmuştur.

1.1.1.Durağanlık ve Asimptotik Bağımsızlık

Durağanlık, zaman serisinde ve birçok ekonomik verilerin incelenmesinde oldukça büyük önem teşkil etmektedir. Rastgele yürüyüş sürecinin olasılıklarla ifade edilmesinde zamandan bağımsız olarak hareket ediyorsa sürecin durağan olduğu kabul edilmiştir (Pesaran, 2015). Bunun sonucunda durağan olan serilerde stokastik süreçler zayıf ve güçlü durağan olarak ikiye ayrılmıştır. Dolayısıyla durağanlığı ifade etmek için X_t süreci ele alınmıştır. Denklemdaki t zamanı ifade etmekte ve $T=(1,2,3,...)$ olmak üzere ($t \in T$) şeklinde ifade edilmektedir. Burada $(X_{t1}, X_{t2}, ..., X_{tk})$ ve $(X_{t1+h}, X_{t2+h}, ..., X_{tk+h})$ 'nın ortak dağılım fonksiyonu $(t_1, t_2, ..., t_k)$ 'nin her bir ifade edilen gözlem değeri için $k \leq s$ olmak üzere X_t süreci s . mertebeden güçlü durağan denilir.

Ortalaması ve varyansı zamanla değişmeyen yani zamandan bağımsız X_t sürecinin kovaryans fonksiyonu ise yalnızca iki belli zaman arasındaki uzaklığa bağlıysa zayıf durağan, diğer bir ifadeyle kovaryans durağandır denilmektedir (Baltagi, 2008). Burada ifade edilen kovaryans durağan demek esasında bir sürecin kovaryans fonksiyonu $cov(X_t, X_{t-s}) = \gamma_s$ olduğunu gösterir. Diğer bir taraftan zaman serilerinin durağanlık düzeylerinin incelenmesi serilerin otokorelasyon fonksiyonları bakımından incelenmesine de imkân tanımaktadır. Bu otokorelasyonların incelenme işlemine de korelogram analizi adı verilen bir modellemeyle ulaşılmaktadır. Korelogram analizinde bir zaman serisinin veya herhangi bir ekonomik verinin önceki yani gecikmeli değerleri ile o anlık değerleri arasındaki ilişkiye bakılarak çıkarımlarda bulunmaktadır. Matematiksel olarak ifade edilirse;

$$p_s = corr(X_t, X_{t-s}) = \gamma_s / \gamma_0$$

şeklinde gösterildiği gibi açıklanmaktadır. Burada p_s , -1 ile +1 arasında değerler alan korelasyon katsayılarını ve γ_0 ise serinin varyansını ifade etmektedir. Serilerin analizinde

uygulamaya geçildiğinde genel anlamda ana kütle otokorelasyon katsayıları hesaplanmadığı için ana kütlede seçilen örneklemin otokorelasyon değerleri ölçülmektedir (Baltagi, 2008). Aşağıdaki gibi gösterilen örnek otokorelasyon fonksiyonu $\hat{p}_s = \hat{\gamma}_s / \hat{\gamma}_0$ şeklinde gösterildiği gibi ve aşağıda gösterilen iki farklı eşitliklerin birbirine oranıdır:

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum_{t=1}^T (X_t - \bar{X})^2}{T} \quad (1.1)$$

$$\hat{\gamma}_s = \frac{\sum_{t=1}^{T-s} (X_t - \bar{X})(X_{t+s} - \bar{X})}{T} \quad (1.2)$$

durağan bir süreç için gecikme sayısı s 'de yaşanan artış otokorelasyon katsayılarının hızla azaldığına işaret eder.

1.2. Bazı Stokastik Süreçler

Bu başlık altında ise zaman serileri analiz edilirken oldukça karşılaşılan bir takım stokastik durumlar bulunmaktadır. Bu stokastik süreçler serilerin izleyişleri hakkında çıkarımlarda bulunulmasına olanak tanımaktadır. Bunlar pür rassal yürüyüş süreci, hareketli ortalama süreci, otoregresif süreç, otoregresif hareketli ortalama süreci, bütünleşik otoregresif hareketli ortalama süreci ve son olarak uzun hafıza süreci şeklinde ele alınmaktadır.

1.2.1. Pür Rassal Yürüyüş Süreci

Bağımsız ve özdeş dağılıma sahip (i.i.d) tesadüfi olarak seçilmiş değişkenler dizisinden oluşan X_t sürecine pür rassal yürüyüş süreci diğer adıyla beyaz gürültü süreci denilmektedir. Pür rassal yürüyüş sürecinin ortalaması ve varyansı zamana bağlı olarak değişkenlik göstermemektedir. Sürecin otokovaryans γ_k ve otokorelasyon fonksiyonları p_k sırasıyla aşağıda gösterildiği gibidir:

Ortalama	$E(X_t) = 0$ bütün t 'ler için
Varyans	$Var(X_t) = \sigma_x^2$ bütün t 'ler için
Otokovaryans	$\gamma_k = cov(X_t, X_{t+k}) = 0$ $k \neq 0$ için

Ayrıca otokorelasyon fonksiyonu;

$$p_k = \begin{cases} 1, & k = 0 \\ 0, & k \neq 0 \end{cases} \quad (1.3)$$

pür rassal yürüyüş süreci zayıf durağanlığı ifade eden bir süreçtir ve “hafızası” yoktur. Bununla birlikte X_t tesadüfi değişkeni normal dağılım gösterirse süreç kesin bir durağanlık sergiliyor şeklinde tanımlanmaktadır (Maddala ve Kim, 1998).

1.2.2.Hareketli Ortalama Süreci (MA(q))

Hareketli ortalama sürecinde rasgele seçilen zamanla değişen X_t 'ler aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$X_t = \beta_0 \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \beta_q \varepsilon_{t-q} \quad (1.4)$$

Burada açıklanan X_t serisi q . mertebeden hareketli ortalama sürecini göstermekte ve MA(q) şeklinde tanımlanmaktadır. Buradaki $\beta_0 = 1$ ve $E(\varepsilon_t) = 0$ olduğu için $E(X_t) = 0$ ve $varr(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ 'dir. X_t 'nin otokovaryans fonksiyonu ise aşağıda gösterildiği gibi açıklanmaktadır (Maddala ve Kim, 1998):

$$\gamma_k = cov(X_t, X_{t-k}) = \begin{cases} \sigma^2 \sum_{i=0}^{q-k} \beta_i \beta_{i+k} & k = 0, 1, 2, 3, \dots, q \\ 0 & k > q \end{cases} \quad (1.5)$$

$\gamma_k = \gamma_{-k}$ şeklinde gösterilmiştir. Başka bir şekilde açıklamak gerekirse negatif ve pozitif otokovaryanslar birbirlerine bağlı hareket ediyorlarmış gibi simetrik hareket etmektedir. X_t serisinin otokorelasyon fonksiyonu ise γ_k 'nin $var(X_t)$ 'ye bölünmesiyle hesaplanmaktadır. Bununla birlikte açıklanan otokorelasyon fonksiyonu p_k aşağıda gösterildiği gibi tanımlanmaktadır (Maddala ve Kim, 1998):

$$p_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (1.6)$$

Burada $\gamma_k = var(X_t)$ şeklinde ifade edilmiştir. X_t serisinin otokovaryans fonksiyonu γ_k zamanla değişmediği için seri kovaryans durağandır denilmektedir. Hareketli ortalama sürecine sahip X_t süreci geçmiş değerler katılarak gecikme operatörü ile aşağıda gösterildiği üzere tanımlanmaktadır:

$$X_t = (1 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_q L^q) \varepsilon_t = \beta(L) \varepsilon_t \quad (1.7)$$

Gecikme operatörü $L^j X_t = X_{t-j}$ şeklinde ifade edilmektedir. Böylelikle $LX_t = X_{t-1}$, $L^2 X_t = X_{t-2}$, $L^{-1} X_t = X_{t+1}$ şeklindedir. Yukarıda verilen X numaralı denklemin q tane kökü bulunmaktadır ve aşağıda gibi gösterilmektedir:

$$X_t = (1 - \pi_1 L)(1 - \pi_2 L) \dots (1 - \pi_q L) \varepsilon_t \quad (1.8)$$

Burada $\pi_1, \pi_2, \pi_3, \dots, \pi_q$, $z^q + \beta_1 z^{q-1} + \dots + \beta_q = 0$ denkleminin köklerini ifade etmektedir. X numaralı formüldeki parametreleri hesapladıktan sonra, $(\beta(L))^{-1}$ 'nin yakınsak olması koşulu ile modelin hataları $\varepsilon_t = (\beta(L))^{-1} X_t$ işlemi ile ortaya koyulmaktadır. Burada denklemin kökleri $|\pi_i| < 1$ sağladığı durumda MA(q) süreci sonsuz bir AR süreci olarak ele alınabilir. MA(2) süreci ise aşağıda olduğu gibi formülize edilmektedir:

$$X_t = (1 + \beta_1 L + \beta_2 L^2) \varepsilon_t \quad (1.9)$$

π_1 ve π_2 , $z^2 + \beta_1 z + \beta_2 = 0$ denkleminin kökleridir. $|\pi_i| < 1$ eşitsizliği aşağıda gösterildiği gibidir:

$$\left| \frac{-\beta_1 \pm \sqrt{\beta_1^2 - 4\beta_2}}{2} \right| < 1 \quad (1.10)$$

İşlem 1.10'dan hareketle β_1 ve β_2 'nin aşağıdaki koşulları

$$\begin{aligned} \beta_1 + \beta_2 &> -1 \\ \beta_2 - \beta_1 &> -1 \\ |\beta_2| &< 1 \end{aligned} \quad (1.11)$$

gerçekleştirmesi durumunda denklem 1.11'deki MA(2) süreci sonsuz bir otoregresif süreç olarak tanımlanmıştır.

1.2.3. Otoregresif Süreç (AR(p))

ε_t sürecinin 0 ortalama ve σ^2 varyansla pür rassal yürüyüş sürecine sahip olması düşünüldüğünde p . mertebeden otoregresif sürece sahip ve AR(p) şeklinde gösterilen X_t süreci aşağıda gösterildiği gibi formülize edilir:

$$X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.12)$$

İşlem 1.12'deki AR(p) süreci zamanın geçmiş değerlerini içeren gecikme operatörü ile aşağıda gösterildiği gibi ele alınmaktadır:

$$(1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 \dots \alpha_p L^p) X_t = \varepsilon_t \quad (1.13)$$

başka bir ifadeyle;

$$\begin{aligned} X_t &= \frac{1}{(1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 \dots \alpha_p L^p)} \varepsilon_t \\ &= \frac{1}{(1 - \pi_1 L)(1 - \pi_2 L^2) \dots (1 - \pi_p L^p)} \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1.14)$$

belirtildiği gibi hesaplanmaktadır. Burada $\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_p$ p . mertebeden $z^p - \alpha_1 z^{p-1} - \dots - \alpha_p = 0$ denkleminin köklerini göstermektedir. Denklemin kökleri, $|\pi_i| < 1$ olduğu durumda X_t serisi sonlu varyansa sahiptir. Aşağıda örnek olarak ele alınan bir AR(2) sürecinin durağanlık koşulu ve otokorelasyon fonksiyonları incelemeye tabi tutulmuştur.

$$X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \varepsilon_t \quad (1.15)$$

π_1 ve π_2 , $z^2 - \alpha_1 z - \alpha_2 = 0$ denkleminin karesel kökleridir ve aşağıdaki gibi elde edilebilmektedir.

$$|\pi_i| = \left| \frac{\alpha_1 \pm \sqrt{\alpha_1^2 + 4\alpha_2}}{2} \right| < 1 \quad (1.16)$$

İşlem 1.16'dan hareketle X_t serisinin durağanlık koşulunu sağlayabilmesi için aşağıdaki koşulların gerekliliklerini yerine getirmesi gerekmektedir:

$$\alpha_1 + \alpha_2 < 1$$

$$\alpha_1 - \alpha_2 > 1 \quad (1.17)$$

$$|\alpha_2| < 1$$

Bu koşullarla beraber serinin durağan olduğu belirtilmektedir. Diğer bir ifadeyle serinin otokorelasyon fonksiyonlarını elde etmek için, İşlem 1.17'nin her iki tarafı X_{t-k} ile çarpıldıktan sonra beklenen değerleri alınıp, γ_0 yani $var(X_t)$ ye bölüldüğünde aşağıda gösterilen ifade hesaplanmaktadır (Maddala ve Kim, 1998):

$$p_k = \alpha_1 p_{k-1} + \alpha_2 p_{k-2} + \dots + \alpha_k p_{k-p} \quad (1.18)$$

AR(2) süreci benzer adımlar uygulandığında ise;

$$p_1 = \alpha_1 p_0 + \alpha_2 p_{-1}$$

$$p_2 = \alpha_1 p_1 + \alpha_2 p_0 \quad (1.19)$$

$$p_k = \alpha_1 p_{k-1} + \alpha_2 p_{k-2}$$

Yukarıdaki eşitliklerde $p_1 = p_{-1}$ eşitliğinden yararlanılarak hesaplamalarda bulunulmuştur.

Bu işlemlerin sonucunda, bir $MA(q)$ süreci gecikme sayısı (q) kadar otokorelasyonlara sahiptir ve zamanın geçmiş değerlerini barındıran gecikme sayısından daha büyük değerler için otokorelasyonlar sıfıra eşittir ifadesi kullanılmaktadır. $AR(p)$ süreci için ise otokorelasyon katsayıları zamanın geçmiş değerlerini barındıran gecikme sayısı arttıkça üstel olarak sıfıra daha da yaklaşarak azalış göstermektedir.

1.2.4. Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci

Süreç olarak AR ve MA hesaplamalarının kullanıldığı modeller ile analizler gerçekleştirilirken güçlü tahminler elde edebilmek amacıyla birçok parametre kullanılmakta ve bu durum gerçekleştirilen analizlerin gücünü azaltmaya sebep olmaktadır (Wei ve William, 2006). Bu sebeple yapılan analizlerin gücünü artırmak için AR ve MA modellerinin bir

birleşimi olarak ortaya sürülen otoregresif hareketli ortalama (ARMA) süreci kullanılmaktadır. ARMA(p, q) modeli aşağıda gösterildiği gibi formülüne edilmektedir:

$$X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \beta_q \varepsilon_{t-q} \quad (1.20)$$

Burada ε_t sıfır ortalama ve σ^2 sabit varyansla pür rassal yürüyüş sürecini ifade etmektedir. Zamanın geçmiş değerlerine sahip gecikme operatörü kullanılarak ARMA süreci aşağıda gösterildiği üzere yazılabilir:

$$\phi(L)X_t = \phi(L)\varepsilon_t$$

$$\phi(L) = 1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_p L^p \quad (1.21)$$

$$\phi(L) = 1 + \beta_1 L + \dots + \beta_q L^q$$

Durağanlık için bir ön şart olan $\phi(L)$ 'nin köklerinin birim çember dışında olması gerektiğidir. MA bileşenlerinin ters çevrilebilirliği için ön koşul ise $\phi(L)$ 'nin köklerinin birim çember dışında olmasının gerektiğidir. ARMA modellerinin otokorelasyon fonksiyonlarının hesaplanması AR ve MA modellerine göre çok daha karmaşık bir yol izlendiğinden burada sadece ARMA(1,1) sürecinin otokorelasyon fonksiyonları araştırılacak ve formülüne edilerek gösterilecektir. Bu ARMA(1,1) süreci ise şu şekildedir;

$$X_t = \alpha X_{t-1} + \varepsilon_t + \beta \varepsilon_{t-1} \quad (1.22)$$

buradaki gibi gösterilmektedir. Zamanın geçmiş değerlerinin gösterildiği gecikme operatörü sayesinde formül aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$X_t = \alpha X_{t-1} + \varepsilon_t + \beta \varepsilon_{t-1}$$

$$(1 - \alpha L)X_t = (1 + \beta L)\varepsilon_t \quad (1.23)$$

başka bir ifadeyle,

$$\begin{aligned} X_t &= \frac{1 + \beta L}{1 - \alpha L} \varepsilon_t = (1 + \beta L)(1 + \alpha L + \alpha L^2 + \dots)\varepsilon_t \\ &= [1 + (\alpha + \beta)L + \alpha(\alpha + \beta)L^2 + \alpha^2(\alpha + \beta)L^3 + \dots]\varepsilon_t \end{aligned} \quad (1.24)$$

olarak tanımlanmaktadır. Burada ε_t sıfır ortalamalı ve σ^2 sabit varyanslı rassal yürüyüş sürecini göstermektedir. X_t serisinin varyansı ve kovaryansı ise aşağıda gösterildiği gibi hesaplanmaktadır:

$$\begin{aligned} var(X_t) &= [1 + (\alpha + \beta)^2 + \alpha^2(\alpha + \beta)^2 + \dots]\sigma^2 \\ &= \left| 1 + \frac{(\alpha + \beta)^2}{1 - \alpha^2} \right| \sigma^2 = \frac{1 + \beta^2 - 2\alpha\beta}{1 - \alpha^2} \sigma^2 \end{aligned} \quad (1.25)$$

$$\begin{aligned} cov(X_t, X_{t-1}) &= [(\alpha + \beta) + \alpha(\alpha + \beta)^2 + \alpha^2(\alpha + \beta)^2 + \dots]\sigma^2 \\ &= \left| \alpha + \beta + \frac{(\alpha + \beta)^2 \alpha}{1 - \alpha^2} \right| \sigma^2 \\ &= \frac{(\alpha + \beta)(1 + \alpha\beta)}{1 - \alpha^2} \sigma^2 \end{aligned} \quad (1.26)$$

Birinci mertebe için otokorelasyon fonksiyonu:

$$p_1 = \frac{cov(X_t, X_{t-1})}{var(X_t)} = \frac{(\alpha + \beta)(1 + \alpha\beta)}{1 + \beta^2 - 2\alpha\beta} \quad (1.27)$$

belirtildiği üzeredir.

1.2.5. Bütünleşik Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci

Başlık altında otoregresif hareketli ortalama sürecine birde bütünleşik yani gecikme terimi eklenmesiyle (ARIMA) süreci otoregresif süreç, bütünleşik süreç ve hareketli ortalama süreçlerinin birleşimini kapsamaktadır. Dolayısıyla esas olarak bütünleşik bu yapıyla anlatılmak istenen durum durağan olmayan bir zaman serisinin veya herhangi bir serinin kaç kez farkı alınarak durağanlaştırıldığını belirtmektedir. Gösterimi $I(d)$ şeklinde belirtilmektedir. Bu durumdan yola çıkarak (d) parametresi negatif olmayan tamsayı değerlerini almaktadır. Rastgele süreç durağan ise (d) parametresi 0 değerini almakta ve seri $I(0)$ şeklinde ifade edilmektedir. Diğer bir ifadeyle süreç $ARIMA(p,0,q)$ sürecine sahiptir. Eğer seri durağan değilse ve birinci mertebe farkı alındığında durağan hale geliyorsa burada $d = 1$ ve süreç $ARIMA(p,1,q)$ olarak gösterilmektedir. Süreç durağan hale getirildikten sonra sürecin $AR(p)$ ve $MA(q)$ bileşenlerini elde etmek amacıyla belirtilen analizler uygulanmaktadır. Otoregresif ve hareketli ortalama bileşenlerine sahip bir ARMA süreci daha öncesinde anlatıldığı gibi aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Lütkepohl, vd. 2004):

$$X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \beta_q \varepsilon_{t-q} \quad (1.28)$$

İşlem 1.28'de zamanın geçmiş dönemlerini içeren gecikme operatörü ile tekrardan aşağıda gösterildiği üzere belirtilebilir:

$$\Phi(L)X_t = \Theta(L)\varepsilon_t$$

burada;

$$\Phi(L) = 1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_p L^p \quad (1.29)$$

$$\Theta(L) = 1 + \beta_1 L + \dots + \beta_q L^q$$

tanımlandığı gibidir. Belirtilen bu ARMA sürecinin durağan olması için denklemin köklerinin z $|z| \leq 1$ ve $\Phi(z) \neq 0$, ters çevrilebilir olması için ise $\Theta(z) \neq 0$ ve $|z| \leq 1$ olması

gerekli koşulu bulunmaktadır. ARMA süreci durağan olduğunda $MA(\infty)$ süreci şeklinde, ters çevrilebilir olduğunda ise $AR(\infty)$ şeklinde gösterilmektedir (Lütkepohl, vd. 2004).

Daha önce belirtildiği gibi ARMA sürecinde elde edilen bir sürece sahip X_t , durağan değilse serinin d kez farkı alınarak durağanlaştırılır ve $ARIMA(p,d,q)$ şeklinde formülize edilir. Diğer taraftan seri $\Delta^d X_t \sim ARIMA(p,q)$ şeklinde de tanımlanmaktadır. Bu durumda daha açık ifade edilmesi amacıyla $ARIMA(1,1,1)$ modeli incelenerek formülize edilme işlemi aşağıda gösterildiği gibi hesaplanmaktadır (Lütkepohl, vd. 2004):

$$\begin{aligned}(1-L)(X_t - \mu) &= \phi_1(X_{t-1} - \mu) + \varepsilon_t - \phi_1\varepsilon_{t-1} \\ (1-L)(1-\phi_1L)X_t &= (1-\phi_1)\mu + (1-\phi_1L)\varepsilon_t\end{aligned}\tag{1.30}$$

Burada X_t ve ε_t sırasıyla t dönemindeki gözlem değeri ve serideki ani değişimleri yani şokları göstermektedir. Modelde μ serilerin ortalamasını, diğer bir ifadeyle modeldeki sabit terimi, ϕ_1 hareketli ortalama sürecinin parametresini, ϕ_1 otoregresif sürecin parametresini ifade eden semboller olarak karşımıza çıkmaktadır.

1.2.6.Uzun Hafıza Süreci

Bu süreç zaman serileri ve makroekonomik serilerde sıklıkla üzerinde durulan birbirine uzak olan iki nokta arasındaki istatistiksel olarak birbirine bağlılığın seviyesini ele almaktadır. İki zaman arasındaki bu bağlılığın araştırılmasını sağlayan ilk akla gelen yöntem otokorelasyon fonksiyonlarını analiz etmektir. Buradan yola çıkarak birbiri arasında uzaklık olan gözlemlerin arasındaki bağımlılık hızlı bir şekilde azalma gösterdiği için otokorelasyon fonksiyonları da azalma kat eden durağan zaman serileri kısa hafızalı şeklinde tanımlanmaktadır. Diğer bir taraftan kısa hafızalı durağan zaman serileri üzerinde beklenmeyen bir oynaklık yaşandığında yani ani bir değişim belirdiğinde seride kısa süre sonra izlediği ortalamasına geri dönmektedir. Bunun tam tersi bir durum yaşandığında ise yani azalması daha yavaş olan seriler uzun hafızalı seriler olarak ifade edilir. Bu tanımlamaya serilerdeki uzun dönemli bağımlılık da denilmektedir. Literatür üzerinde yapılan araştırmalarda bu konu üzerindeki modeller

ARFIMA modelleri olarak bilinmektedir. Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) tarafından geliştirilen kesirli otoregresif bütünleşik hareketli ortalama süreci (ARFIMA) modelin parametrelerinin uzun dönemli bağımlılık özelliği göstermesine izin vermektedir. ARFIMA modelleri, ARIMA ve ARMA gibi model yapılarının geliştirilmiş bir süreci olarak açıklanabilir. Bu modeller sayesinde yapılan analizlerle serilerin hem kısa dönemli tahminlemesi yapılırken hem de uzun dönemli ve kesirli tahminleri gerçekleştirilerek tüm resmin görülmesine imkân tanınmaktadır.

ARFIMA modelleri aşağıda gösterildiği gibi oluşturulur:

$$\phi(L)(1-L)^d X_t = \theta(L)\varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim i.i.d(0, \sigma^2)$$

burada;

$$\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p \quad (1.31)$$

$$\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_p L^p$$

ifade edildiği gibidir. Üzerinde gerekli şekilde düzenlemeler yapılarak İşlem 1.31’de belirtildiği gibi tanımlanmaktadır:

$$X_t = (1-L)^{-d} \phi(L)^{-1} \theta(L) \varepsilon_t \quad (1.32)$$

İşlem 1.32’deki numaralı formülde $\phi(L)^{-1} \theta(L) \varepsilon_t$ kısmı X_t serisinin ARMA parametrelerini göstermekte ve bu parametrelerle serinin kısa hafıza özelliğine tanımlama getirmektedir. Kesirli değerler alan fark parametresi d ile de serinin uzun hafıza özelliğini göstermektedir. ARFIMA modelleri kısa hafıza ve uzun hafıza özelliklerini ayrı ayrı modelleyebildiğinden dolayı ARIMA modellerine göre uygulaması ve açıklaması oldukça kolaydır (Granger ve Hyung, 2004).

ARFIMA modelleri ARIMA modellerinin d parametresinin kesirli değerler olarak geliştirilmiş şeklini gösterir (Beran, 1994). $\Gamma(\cdot)$ gamma fonksiyonu olmak üzere ARFIMA süreci için kesirli fark terimi $(1 - L)^{-d}$ aşağıda olduğu gibi formülize edilmektedir:

$$(1 - L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k - d)L^k}{\Gamma(d)\Gamma(k + 1)} \quad (1.33)$$

İşlem 1.32'deki kesirli fark parametresi (d), X_t serisinin durağanlığı ve hafıza özelliği üzerindeki ilişkisini göstermiş olduğu tepkimeyi ifade etmektedir. Bu durumdan yola çıkarak ARFIMA sürecine sahip X_t serisinin durağanlık aşamasının test edilmesi noktasında modelin işleyişiyle ilgili otokovaryans fonksiyonları γ_k ve otokorelasyon fonksiyonları p_k aşağıda gösterildiği üzere hesaplanmaktadır:

$$\gamma_0 = \frac{\sigma^2 \Gamma(1 - 2d)}{\Gamma(1 - d)\Gamma(1 - d)}$$

$$\gamma_k = \frac{\sigma^2 \Gamma(1 - 2d)\Gamma(k + d)}{\Gamma(d)\Gamma(1 - d)\Gamma(k + 1 - d)} \quad k = \pm 1, \pm 2 \dots \quad (1.34)$$

$$p_k = \frac{\Gamma(1 - d)\Gamma(k + d)}{\Gamma(d)\Gamma(k + 1 - d)}$$

Belirtilen kesirli fark parametresinin $0 < d < 0,5$ aralığında olmasıyla beraber seri durağan olur ve orta noktasına doğru geri dönerek seyrine devam etme noktasına gelir. Ancak " d " parametresi $0,5 < d < 1$ aralığında ise X_t serisinin varyansı sonsuz olmaktan çıkarak durağan olmayan bir duruma dönüşmektedir. Aynı şekilde seri durağan olmamasının yanı sıra otokorelasyon fonksiyonları üzerindeki zamanın geçmiş değerlerinin kullanıldığı gecikme sayısı arttıkça seri de sifıra doğru yaklaşmaktadır. Dolayısıyla zayıf bağıllığa doğru geçer. Bu nedenle ARFIMA sürecinin hafıza özelliği birçok etkiyle beraber en önemli olarak ise d parametresinin sergilediği değere bağlıdır ve sürecin otokorelasyon fonksiyonları durağan bir sürece göre çok daha yavaş azalma göstermektedir (Granger ve Hyung, 2004).

Geleneksel birim kök testleri birim kökün varlığını sınarken serilerin bütünleşme derecesinin 0 veya 1 olması gibi değerler almasını ve bu değerler arasında kalma kısıtlaması getirmektedir. Baillie (1996), çalışmasında bu kısıtlamalardan bahsederek serilerin bütünleşik olmaları arasında çok fazla kısıtlayıcı olduğuna dikkat çekmiştir. Geleneksel birim kök testleri, serilerde uzun dönemde denge görülse de esasında durağan olmadığıyla ilgili sonuçlar ortaya çıkarmaktadır. Bununla birlikte testlerin gücü de azalmaktadır. Bu nedenle serilerin bütünleşme mertebesinin 0 veya 1 alması dışında kesirli değerler almasına imkân sağlayan testler geliştirmiştir.

1.3.Uzun Hafıza ve Yapısal Kırılma Arasındaki İlişkiler

Gerçekte durağan olmayan seriler ve uzun hafızalı serilerin aslında yapısal kırılmalarla etkilenerek durağan olmadıkları araştırma konusu olmuştur. Bu sebeple analizler uygulanırken bu süreçleri birbirinden ayırarak analizler yapmak süreci daha iyileştirici olarak ortaya koymaktadır. Teknik açıdan serilerin otokorelasyon yapıları da benzerlik gösterse de uzun hafızalı serilerde bu duruma benzer sonuçlar ortaya çıkması durumun daha net gösterimidir. Granger ve Hyung (2004), yaptıkları çalışmada yapısal kırılmaları dikkate alan ve bu seriler üzerindeki çalışmalarında kısa hafızalı bir süreç ile uzun hafızalı bir sürecin birbirine benzer olduğu sonucuna varmıştır. Başka bir ifadeyle yani uzun dönemde yaşanan ortalamaya yaklaşma eğilimi kısa dönemde de aynı şekilde benzerlik göstermektedir. Bu durum literatürde sahte uzun hafıza şeklinde ifade edilmektedir. Dolayısıyla uzun hafıza sürecinin gerçek koşullarda serinin yapısından mı yoksa yapısal kırılmaların mı uzun hafızaya sebebiyet verdiği bir araştırma konusu haline gelmiştir. Bu iki çıkarım arasındaki bağlantıyı belirtmek için;

Granger ve Hyung (2004), yaptıkları araştırmalarında yapısal kırılmaları dikkate alan kısa hafızalı süreci aşağıda gösterildiği gibi betimlemiştir:

$$Y_t = m_t + \varepsilon_t \quad t = 1,2,3 \dots, T \quad (1.35)$$

$$m_t = m_{t-1} + q_t \eta_t$$

Belirtilen Y_t süreci yapısal kırılmayı dikkate alan ARMA süreci olarak ifade edilmektedir (Chen ve Tiao, 1990). Serinin yapısal kırılma kısmı ise tesadüfi olarak seçilen bir

süreci göstermekte ve m_t olarak belirtilmektedir. q_t ve η_t , m_t sürecini oluşturan birbirinden bağımsız iki bileşendir. q_t binom dağılımına sahiptir ve kırılma tarihini ifade etmektedir. η_t ise birbirinden bağımsız ve benzer dağılım göstermiş sıfır ortalamalı σ^2_η varyanslı bir dağılımı belirtmektedir. Aynı zamanda kırılmanın şiddetini de açıklamaktadır. Binom dağılımına sahip q_t rastgele değişkeni aşağıda gösterildiği gibi tanımlanmıştır:

$$q_t = \begin{cases} 0, & 1 - p \\ 1, & p \end{cases} \quad (1.36)$$

Burada p yapısal kırılmaların gerçekleşme olasılığıdır. Gerçekte bu olasılık değeri bilinmediği için tahmin edilmesi gerekmektedir. Olasılığın tahmini aşağıdaki formül yardımıyla yapılmaktadır:

$$\hat{p} = \frac{y}{T} \quad (1.37)$$

Burada belirtilen \hat{p} , p 'nin sapmasız bir tahmincisini ifade etmektedir. “y” binom dağılımındaki başarı sayısını göstermekte ve verideki kırılma sayısını açıklamaktadır. Asimptotik olarak, diğer bir ifadeyle $T \rightarrow \infty$ durumunda kırılmaların olasılık değeri $p \rightarrow 0$ şeklinde ifade edilmektedir. Fakat $T \rightarrow \infty$ durumunda kırılmaların beklenen değeri Tp , sıfır olmayan sonlu bir değere yakınsamaktadır (Chen ve Tiao, 1990). Bu varsayım, İşlem 1.37’de açıklanan sürecin hafıza özelliklerinin varlığını sürdürmesi için, örnekteki gözlem sayısı artarken yapısal kırılmaların sayısının sonlu olması gerektiğini belirtmektedir. İşlem 1.36 ve 1.37 birlikte verildiğinde ise aşağıdaki gibi;

$$Y_t = m_0 + q_1\eta_1 + \dots + q_t\eta_t + \varepsilon_t \quad (1.38)$$

açıklanmaktadır. Burada ε_t , η_t ve q_t birbirlerinden bağımsız hareket eder ve dolayısıyla aralarında doğrusal herhangi bir korelasyon bulunmamaktadır. Kolaylık olması açısından $t \leq 0$ durumu için $m_0 = 0$, $q_t = 0$, $\varepsilon_t = 0$ ve $\eta_t = 0$ değerlerini almaktadır. Bu durumda $E(Y_t) = 0$ ve $var(Y_t) = Tp\sigma^2_\eta + \sigma^2_\varepsilon$ şeklindedir. Y_t ve Y_{t+k} arasındaki kovaryans;

$cov(Y_t, Y_{t+k})Tp\sigma^2_\eta$ gibi yazılmaktadır. Burada Y_t sürecinin k gecikmesi için otokorelasyon fonksiyonu aşağıdaki gibidir (Chen ve Tiao, 1990):

$$corr(Y_t, Y_{t+k}) = \frac{Tp\sigma^2_\eta}{\sqrt{Tp\sigma^2_\eta + \sigma^2_\varepsilon} \sqrt{(T+k)p\sigma^2_\eta + \sigma^2_\varepsilon}} \quad (1.39)$$

Ekonometrik işlemlerle birlikte $corr(Y_t, Y_{t+k}) = \left(1 + \frac{\sigma^2_\varepsilon}{Tp\sigma^2_\eta}\right)^{-1}$ ile gösterilmektedir.

Net olarak ifade edildiği üzere $T \rightarrow \infty$ durumunda;

$$\left(1 + \frac{\sigma^2_\varepsilon}{Tp\sigma^2_\eta}\right)^{-1} > 0 \quad (1.40)$$

sıfırdan büyük pozitif bir sayıdır. Bu durum yapısal kırılmaları dikkate alan modelin otokorelasyon fonksiyonları ile uzun hafızalı modelin otokorelasyon fonksiyonları arasındaki aynı hareket etme durumunu belirtmektedir (Granger ve Hyung, 2004). Dolayısıyla yapısal kırılmaların beklenen değeri Tp ve σ^2_η , sürecin hafıza özelliğini göstermekteki iki fonksiyondur. Tp ve σ^2_η arttıkça sürecin otokorelasyon fonksiyonun değerleri artarak bire doğru yaklaşmaktadır. Bu iki bileşen küçük olduğu durumda otokorelasyon fonksiyonu birden uzak bir görüntü sergilemesine karşın otokorelasyonlar her zaman uzun hafıza sürecinde açıklandığı gibi oldukça yavaş bir biçimde azalış gösterir (Chen ve Tiao, 1990).

2.BÖLÜM: BİRİM KÖK

2.1.Birim Kök Testinin Model ve Varsayımları

Birim kök sürecinde yaşanan gelişmeler neticesinde birçok birim kök testi geliştirilmiştir. Bu süreçlerden bazıları zamanla değişime uğrayarak geliştirilmiş ve sınırlı sayıda birim kökün varlığı üzerine durulmuştur.

Birim kökün temel nedeni için, x sınırlı b çok sayıdaki zaman serisini $\{X_t\}_{t=0}^T$ sabit deterministik $\underline{b}, \bar{b} (\underline{b} < \bar{b})$, bir kısmını ve durağan olmayan oynaklık aşağıdaki gibi tanımlanabilir (Granger ve Hyung, 2004):

$$X_t = \theta' \delta_t + Y_t \quad (2.1)$$

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t, \rho = 1 \quad (2.2)$$

$Y_0 = O_p(1)$, İşlem 2.1'deki ε_t aşağıdaki gibi ayrıştırılır:

$$\varepsilon_t = v_t + \underline{\xi}_t - \bar{\xi}_t \quad (2.3)$$

$$v_t = \psi(L)v_t \quad (2.4)$$

burada $\underline{\xi}_t$ ve $\bar{\xi}_t$ negatif olmayan süreçlerdir, öyle ki $\underline{\xi}_t > 0$ ancak ve ancak $Y_{t-1} + v_t < \underline{b} - \theta' \delta_t$ ve $\bar{\xi}_t > 0$ ancak ve ancak $Y_{t-1} + v_t < \bar{b} - \theta' \delta_t$

Değişimlerde durağan olmayan oynaklık düşünüldüğünde v_t 'yi aşağıdaki formda bir süreç olarak ele alınmıştır.

$$v_t = \sigma_t z_t \quad (2.5)$$

$$z_t \sim i. i. d(0,1).$$

Açıklama 1. İşlem 2.5'teki u_t yeni bir değişimi ifade eden terimin σ_t ve z_t ile karakterize edildiğine dikkat etmektedir. σ_t üzerinde koşullu z_t bağımsız ve özdeş dağılıma sahip olduğundan (i.i.d.), yeni bir değişim u_t ortalama sıfır ve zamanla değişen σ_t^2 varyansına sahiptir (Granger ve Hyung, 2004).

Ayrıca, İşlem 2.1 ve işlem 2.5'de oluşturulan formüllerden aşağıda bahsedilen varsayımları ifade ederken yararlanılacaktır.

Varsayım. A

1. Gecikme operatörü $\psi(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j L^j$ tüm $|z| \leq 1$ için ve bazı $s \geq 1$ için $\psi(z) \neq 0$ yerine $\sum_{j=0}^{\infty} J^s |\psi_j| < \infty$ getirir.

2. $\{z_t, F_t\}$; (a) $E(z_t^2) = 1 < \infty$, (b) $T^{-1} \sum_{t=1}^T z_t^2 \xrightarrow{P} 1$, olacak şekilde bazı filtrasyon F_t 'ye göre bir fark dizisidir. (c) ise bazı $r \geq 4$ için $E|z_t|^r < k < \infty$.

3. $\sup_{t=1, \dots, T} E|\underline{\xi}_t|^r < \infty$ ve $\sup_{t=1, \dots, T} E|\bar{\xi}_t|^r < \infty$ veya $\max_{t=1, \dots, T} E|\underline{\xi}_t|$ ve $\max_{t=1, \dots, T} E|\bar{\xi}_t|$ of $O_p(T^{\frac{1}{2}})$.

4. $\frac{\underline{b} - \theta' \delta_t}{\lambda T^{\frac{1}{2}}} = \underline{c} + o(1)$ burada $\frac{\bar{b} - \theta' \delta_t}{\lambda T^{\frac{1}{2}}} = \bar{c} + o(1)$ $\underline{c} \leq \bar{c}$ $\lambda^2 = \psi(1)^2 \bar{\omega}^2$ uzun dönem varyansını gösterir.

A varsayımının 1. varsayımı, u_t 'nin sabit olduğunu ve değişen varyansın bulunmadığını ifade eder. A varsayımının 2. varsayımı z_t hata terimlerinin sırasını bir fark dizisi olarak ayarlamaktadır. Bu varsayımlar, zaman serilerini ekonometri literatüründe oldukça standart

ifadelerdir. A varsayımının 3. varsayımı ve 4. varsayımı uygun bir analiz yapmak için sınırların karşılaması gereken koşulları göstermektedir. Aynı zamanda 3. varsayım, sınırlarda X_t aşırı sıçramalarını yasaklayan kısıtlayıcı bir koşula işaret etmektedir. Üstelik 4. varsayım, sınırların mevcudiyeti altında serinin rastgele yürüme kısmının $\sim T^{\frac{1}{2}}$ sırasının korunduğunu belirtir (Granger ve Hyung, 2004).

Açıklama 2. A varsayımı 1. maddesi ışığında, $\psi(z)^{-1} = : \alpha(z) = 1 - \sum_{j=1}^{\infty} \alpha_j z^j$ iyi tanımlanmıştır. $\underline{\xi}_t^* := \alpha(L)\underline{\xi}_t$ ve $\bar{\xi}_t^* := \alpha(L)\bar{\xi}_t$ 'ye yer vererek şu sonuca varılmaktadır:

$$\varepsilon_t = \psi(L)v_t + \underline{\xi}_t - \bar{\xi}_t = \psi(L)v_t^*, \quad v_t^* = v_t + \underline{\xi}_t^* - \bar{\xi}_t^* \quad (2.6)$$

Bu nedenle $\Delta\varepsilon_t$, LP gösterim formunda $\Delta\varepsilon_t = \psi(L)v_t^*$ şeklinde yazılabilir.

Açıklama 3. A varsayımı 4. varsayımının yardımıyla \underline{b} ve \bar{b} sınırlarının konumu T örneklem büyüklüğüne bağlıdır. Granger (2010), I(1) işleminin şimdi ve uzak geçmiş arasında güçlü bir ilişki olduğunu, yani herhangi bir k için $(X_t, X_{tk}) = 1$. A varsayımının 4. varsayımıyla bu özelliğin aralık kısıtlamaları varlığında korunmasına izin vermektedir. Ayrıca, bu varsayım, aralık kısıtlamaları varlığında birim kök test istatistiklerinin sınırlayıcı dağılımlarının elde edilmesine izin vererek sınırlar civarında X_t 'nin davranışına parametrik varsayımlar yüklemekten uygun birim kök testleri geliştirmektedir.

Açıklama 4. Cavaliere ve Xu'nun (2014) çalışmasının ardından, X_t 'yi şu şekilde ayrıştırılabilir:

$$X_t = \theta' \delta_t + C(1) \sum_{i=1}^t v_t + \sum_{i=1}^t (\underline{\xi}_t - \bar{\xi}_t) + \bar{v}_0 - \bar{v}_t \quad (2.7)$$

İşlem (2.7), $I(1)$ sürecinin durağan olmayan kısmının rastgele bir yürüyüşe, $\sum_{i=1}^t v_t$ ve $\sum_{i=1}^t (\xi_t - \bar{\xi}_t)$ kümülatif düzenleyicileri göstermektedir. 4. varsayım, bu iki terimin sırasının aynı olduğunu ifade etmektedir. Sonuç olarak düzenleyicilerin X_t 'nin hem kısa hem de uzun vadeli dinamiklerini etkilemesine izin vermektedir.

Birim kök süreçlerinde ani değişimleri ve farklı varyansları yakalamak için aşağıdaki varsayım verilmiştir:

Varsayım. B

Değişim terimi $\sigma_t, \sigma_{[sT]} := \omega(s)$ tüm $s \in [0; 1]$, burada $\omega(.) \in D$ stokastik değildir ve kesinlikle pozitifdir. $t < 0$, için, $\sigma_t \leq \sigma < \infty$

Bu varsayım değişen varyans dinamiklerinin genel bir çerçevede ele alınmasına izin veren kritik varsayımdır. Bu varsayım altında, hata teriminin varyansının yalnızca sınırlandırılması ve sayılabilir miktarda ani değişim sergilemesi gerekir. Bu nedenle, geniş bir volatilité süreci dizisine izin verilebilir. Birim kök testi literatüründe yapılan geleneksel değişen varyans varsayımı, $\sigma_t = \sigma$ tüm t için, aynı zamanda bu varsayımı karşılamaktadır.

Asimptotik analizde durağan olmayan oynaklığı yakalamak için temel bir nesneye ihtiyaç vardır. Bu nesne, işlem 2.8'de aşağıdaki işlevle karakterize edilir:

$$\eta(s) = \left(\int_0^1 \omega(r)^2 dr \right)^{-1} \int_0^s \omega(r)^2 dr \quad (2.8)$$

İşlem (2.8)'de tanımlanan nesne, gözlenen oynaklığın zaman serisi modeline göre inşa edildiğinden, zaman serilerinin varyansının üretken olmadığı anlamını taşımaktadır. Ayrıca Cavaliere ve Taylor (2007), $\int_0^s \omega(r)^2 dr = \bar{\omega}^2$ 'nin $T^{-1} \sum_{i=1}^T \sigma_t^2$, sınırı olduğunu, burada $\bar{\omega}^2$ 'nin hata teriminin asimptotik ortalama varyansını temsil ettiğini göstermektedir.

Açıklama 5. Volatilite fonksiyonunun $\omega(\cdot)$ belirleyici olduğu varsayımı teorik kurulumu basitleştirmek için verilmiştir. Ancak bu varsayım z_t ve $\omega(\cdot)$ hata terimlerinin stokastik olarak bağımsız olduğu durumlara izin verilerek gevşetilebilir. Aslında bu gibi durumlarda, volatilite sürecinin örnek yolları $\omega(\cdot)$ B varsayımını karşılırsa, bu bölümde elde edilen sonuçlar $\omega(\cdot)$ 'nin gerçekleştirilmesine koşullu olarak imkân tanımaktadır.

2.2.Varyansı Dönüştürülmüş Birim Kök Testi

Varyansı dönüştürülmüş birim kök testi, hem vade kısıtlamalarının hem de kalıcı oynaklık varlığının asimptotik çerçeveyi nasıl değiştirdiğini göstermektedir. Bu nedenle birim kök dağılımı zamanla dönüştürülmüş sınırlı birim kök durumuna genelleştirilecektir.

İlk olarak, volatilite modelinin asimptotik teori üzerindeki etkisine bakılması gerekmektedir. Bu durumda, sınırlayıcı dağılımlardaki kilit rollerden biri Cavaliere ve Taylor (2007)'de tanımlanan $B_\eta(s) = B(\eta(s))$, tarafından ele alınmıştır. $B(\cdot)$ ve $\eta(\cdot)$ standart bir varyans dönüşüm hareketidir $\eta(0) = 0$ ve $\eta(1) = 1$ ile artan bir süreçtir. Sonuç olarak, $\{B_\eta(\cdot)\}$, varyans dönüşümü olarak anılmaktadır.

İkincisi, zaman serilerinin sınırlı doğasını açıklamak için bu makalenin ana dökümanlarını açıklamada çok önemli olan Harrison (1985)'ten aşağıdaki sonucu da göz önünde bulundurmak gerekir:

Açıklama 1. Sınırları sabitleyen $[\underline{c}, \bar{c}]$ ile $c > 0$ ve C tüm sürekli fonksiyonların uzayı olsun. C_0 'ı $x \in C$ tüm fonksiyonlarının kümesi olarak tanımlansın, öyle ki $x_0 \in [\underline{c}, \bar{c}]$. Sonra, her $x \in C_0$, için $I_t = \sup_{0 \leq s \leq t} (x_s - q_s)^-$ ve $q_t = \sup_{0 \leq s \leq t} (\bar{c} - x_s - l_s)^-$ önemini sağlayan benzersiz bir sürekli fonksiyon çifti (I, q) vardır. Bu aynı çift aşağıdaki özellikleri karşılamaktadır:

1. I_t ve q_t süreklidir ve artar $h_t = \underline{c}$ ve $h_t = \bar{c}$ 'i sağlar
2. $h_t = (x_t + l_t - q_t) \in [\underline{c}, \bar{c}]$ tüm $t \geq 0$
3. l_t ve q_t yalnızca sırasıyla $h_t = \underline{c}$ ve $h_t = \bar{c}$ olduğunda artar.

Cavaliere ve Taylor (2007), varyansın dönüşüm hareketini $B_\eta(\cdot) \in C$ 'ye dönüştürdüğünü göstermektedir. Bu özellik açıklama 1'in kalıntıları ile birleştiğinde $L(\cdot)$ ve $Q(\cdot)$ gibi bir fonksiyon çifti bulunabileceğini söylemektedir. $B_\eta(\cdot) + L(\cdot) - Q(\cdot)$ düzenlenmiş bir süreçtir. Şimdi, aşağıdaki temel tanıma bakılırsa:

$B_\eta(t)$ C üzerinde tanımlanan varyans kaydırılmış dönüşüm hareketi olsun (bkz. Cavaliere ve Taylor (2007)). \underline{c} ve \bar{c} sınırlarını sabitleyen. $B_\eta(0) \in C[\underline{c}, \bar{c}]$, daha sonra $B_\eta^{\underline{c}, \bar{c}}(t) = B_\eta(t) + L(t) - Q(t) \in [\underline{c}, \bar{c}]$ şeklinde açıklama 1'in koşullarını sağlayan sürekli fonksiyonlardır. $L(t)$ ve $Q(t)$ fonksiyonları düzenleyiciler olarak adlandırılır $[\underline{c}, \bar{c}]$ ve $B_\eta^{\underline{c}, \bar{c}}(\cdot)$ fonksiyonu sınırlarıyla varyansı dönüştürülmüş hareket olarak adlandırılmaktadır.

Bir sonraki adımda, Cadlag uzayı $D[0; 1]$ orijinal serisini kesikli çizgi süreciyle aşağıdaki gibi X_t sürecine dönüştürmektedir.

$$Y_T(s) = (\lambda^2 T)^{-\frac{1}{2}}(Y_{[Ts]} - Y_0), s \in [0, 1] \quad (2.9)$$

Bu işlemin ana sonucu şimdi aşağıdaki teoremden özetlenmektedir:

Y_T , ile sınırları $[\underline{b}, \bar{b}]$ $D[0, 1]$ tek tip değişimi ve $Y_0 \in [\underline{c}, \bar{c}]$ sonra $Y_T(s) \rightarrow^\omega B_\eta^{\underline{c}, \bar{c}}(s)$ sürecini açıklamaktadır.

2.3. Birim Kök Testlerinde Büyük Örneklem

İyi bilinen birim kök testleri için sınırlı zamanla dönüştürülmüş birim kök dağılımının uygulamaları bu başlık altında sunulmaktadır. Buna göre, şokların zamanla değişen varyanslarının, seri düzenlendiği zaman Artırılmış Dickey-Fuller (ADF) ve Ng-Perron birim kök testlerinin asimptotik dağılımları üzerindeki etkisi tartışılmaktadır.

Verilen örnek $\{X_t\}_{t=0}^T$, için ADF istatistikleri EKK (En Küçük Kareler) yöntemi regresyonuna dayanır:

$$\hat{X}_t = \alpha \hat{X}_{t-1} + \sum_{t=1}^k \alpha_t \Delta \hat{X}_{t-1} + \varepsilon_{t,k} \quad (2.10)$$

ve olarak tanımlanır.

$$ADF_a = \frac{T(\hat{\alpha} - 1)}{\hat{\alpha}(1)}$$

$$ADF_t = \frac{\hat{\alpha} - 1}{s(\hat{\alpha})}$$

burada $\hat{\alpha}(1) = 1 - \sum_{t=1}^k \hat{\alpha}_t$, 'nin EKK tahmin edicisini, $s(\hat{\alpha})$ ve α_t nin EKK standart hatasını göstermektedir. Aynı zamanda $\hat{X}_t = X_t - \hat{\theta} \delta_t = Y_t - (\hat{\theta} - \theta)' \delta_t$ ise olacak şekilde δ_t üzerindeki X_t 'nin EKK kalıntısını ifade etmektedir.

M birim kök istatistikleri ise şu şekilde tanımlanır:

$$MZ_a = \frac{T^{-1} \hat{X}_T^2 - T^{-1} \hat{X}_0^2 - s_{AR}^2(k)}{2T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{X}_{t-1}^2} \quad (2.11)$$

$$MSB = (T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{X}_{t-1}^2 / s_{AR}^2(k))^{1/2}$$

$$MZ_t = MZ_a \times MTB$$

burada $s_{AR}^2(k)$, (ε_t) 'nin yoğunluk frekansı sıfır için otoregresif bir tahmincidir. Özellikle,

$$s_{AR}^2(k) = \hat{\sigma}^2 / \hat{\alpha}(1)^2 \quad (2.12)$$

$\hat{\alpha}(1)$ yukarıdaki tanımlandığı gibidir ve $\hat{\sigma}^2$, 2.12 regresyonundaki EKK'nın varyans tahmin edicisidir. Yukarıda belirtilen testler için Lewis ve Reinsel'i (1985) takip ederek, gecikme kesme parametresinin aşağıdaki varsayımı karşıladığı bilinmektedir:

$$C As T \rightarrow \infty, \frac{1}{k} + \frac{k^2}{T} \rightarrow 0 \quad (2.13)$$

Aşağıdaki Teoremdede, aralık kısıtlamaları ve durağan olmayan oynaklık varlığında İşlem 2.13'de bahsedilen test istatistiklerinin sınırlayıcı boş dağılımları için temsilleri sunulmaktadır:

$\{X_t\}_{t=0}^T$, İşlem 2.13'de olduğu gibi $p = 1$ ile geliştirilsin. A ve B varsayımları altında,

$$\begin{aligned}
s_{AR}^2(k) &\rightarrow^P \bar{\omega}^2 C (1)^2 \\
ADF_a, MZ_a &\rightarrow^\omega 0,5(B_{\eta,j}^{\underline{c},\bar{c}}(1)^2 - B_{\eta,j}^{\underline{c},\bar{c}}(0)^2 - 1) \left(\int_0^1 B_{\eta,j}^{\underline{c},\bar{c}}(s)^2 ds \right)^{-1} \\
MSB &\rightarrow^\omega \left(\int_0^1 B_{\eta,j}^{\underline{c},\bar{c}}(s)^2 ds \right)^{1/2} \\
ADF_t, MZ_t &\rightarrow^\omega 0,5(B_{\eta,j}^{\underline{c},\bar{c}}(1)^2 - B_{\eta,j}^{\underline{c},\bar{c}}(0)^2 - 1) \left(\int_0^1 B_{\eta,j}^{\underline{c},\bar{c}}(s)^2 ds \right)^{-\frac{1}{2}} \quad (2.14)
\end{aligned}$$

burada $B_{\eta,j}^{\underline{c},\bar{c}}(s)$ Açıklama 2'de olduğu gibi tanımlanır.

ADF ve M birim kök testlerinde kullanılan sınırlayıcı dağılımlar İşlem 2.14'de standart bütünleşik I(1) asimptotiklerinden farklıdır. Sınırlama sürecinin örnek yolları \underline{c} ve \bar{c} arasında sınırlandırılmıştır ve süreç $\eta(\cdot)$ yönlendirilerek dönüştürülür. I(1) sürecinin iyi bilinen durumu, \underline{c} ve \bar{c} 'yi ve $\eta(s) = s$ 'ye eşit olarak ayarlayarak sınırlara sahip olmamasıdır.

2.4. Birim Kök Testlerinin Sınırları ve Tahminleri

Şu aşamaya kadar tartışıldığı gibi, geleneksel birim kök çıkarımı sınırların ve kalıcı oynaklık değişimlerinin varlığından etkilenmektedir. Bu nedenle, sık kullanılan test

istatistiklerinin sınırlayıcı boş dağılımları standart dışı hale gelmiştir. Sınırlı varyansı dönüştürülmüş süreçler için önerilen birim kök testlerinin uygulanması, üç adımın kullanılmasını gerektirmektedir. İlk olarak, varyans $\eta(s)$ 'nin tutarlı tahminini sunmaktadır. İkinci olarak, parametreler \underline{c} ve \bar{c} 'nin tutarlı tahmin edicilerini belirlemektedir. Son olarak, sınırlar ve durağan olmayan oynaklık durumunda asimptotik olarak geçerli birim kök testleri elde etmek için gerçekleştirilebilecek simülasyon tabanlı testlerin kullanılması ve geliştirilmesidir (Cavaliere ve Taylor, 2007).

2.5.Varyansın Tahmin Edilmesi

Cavaliere ve Taylor (2007)'de tanımlanan varyans tahmin edicisi ele alınmaktadır. \hat{X}_t , gözlenen X_t serisinin trendinin küçültülmüş versiyonu olsun o zaman bakıldığında;

$$\hat{\eta}(s) = \frac{\sum_{t=1}^{[sT]} (\Delta \hat{X}_t)^2 + (sT - [sT]) (\Delta \hat{X}_{[sT]+1})^2}{\sum_{t=1}^T (\Delta \hat{X}_t)^2} \quad (2.15)$$

Aşağıdaki açıklamada, $\hat{\eta}(\cdot)$ 'nin sınırların varlığında varyansın $\eta(\cdot)$ için tekdüze tutarlı bir tahminci olduğunu genelleştirerek gösterilmektedir.

Cavaliere ve Taylor (2007) teoremi İşlem 2.15'in günümüz bakış açısıyla yorumlanması ise;

A ve B varsayımları altında, $\hat{\eta}(s) \rightarrow^P \eta(s)$ tüm $s \in [0, 1]$ olduğu gibi gösterilebilir.

2.6.Dickey-Fuller (DF) 1979 Birim Kök Testi

Dickey-Fuller (1979) tarafından geliştirilen ve zaman serisi verilerinin durağanlığını sınamada birçok ilgili veri tarafından kullanılan birim kök testi diğer birim kök testlerinin geliştirilmesine katkı sağlamıştır. Bu test birinci mertebeden otoregresif sürecin tahmin edilmesine dayanmaktadır.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim IIN(0, \sigma^2) \quad (2.16)$$

Birinci mertebeden otoregresif bir süreç olarak bilinen ve 2.16'daki denklemde yer alan ρ parametresi bire eşit olduğu durumda birim kökün varlığının olduğu sonucuna ulaşılır modeli ise aşağıda gösterildiği gibidir;

$$\rho = 1 \text{ olursa}$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ şeklini alır.} \quad (2.17)$$

Bu bir önceki dönemde meydana gelen iktisadi değişken tanımlamasının ve bu sebeple o dönemde etkisinde kaldığı şokun yansımalarının sistemde kalmasını ifade etmektedir. Bu şokların kalıcı etki bırakması serinin durağan olmamasına ve seri üzerinde zaman içinde gösterdiği stokastik sürecin olduğu anlamına gelir.

$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$ denklemi aşağıdaki şekilde olduğu gibi belirtilebilir.

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ ve } (\rho - 1) \text{ yerine } \delta \text{ yazıldığında,}$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ şeklinde olacaktır.}$$

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \text{ formülde gösterildiği anlam ile aynıdır.} \quad (2.18)$$

Bu formül sıfır hipotezi $\delta = 0$ olarak ifade edilir ve ilgili hipotezin durağan olmadığı anlamına gelir. $\rho = 1$ ise $\delta = 0$ olur.

Dickey-Fuller testinde birbirinden farklı üç model bulunmaktadır:

$$\text{Sabit terimsiz model:} \quad \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Sabit terimli model:} \quad \Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Sabit terimli ve trendli model} \quad \Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.19)$$

2.19'da yer alan modellerde t zaman veya genel eğilimi göstermektedir. Dickey-Fuller birim kök testinde sıfır hipotezin test edilmesi için kullanılan tau sınavının kritik değerleri, kullanılan 2.19'daki modelin özelliğine göre farklılık göstermektedir. Dickey-Fuller testinde, hata teriminde otokorelasyonun bulunması halinde zaman serileri birinci mertebeden

otoregresif süreçle tahmin edilmemektedir. Böyle bir durumda, birim kökün varlığının tespit edilmesi için Genişletilmiş Dickey- Fuller birim kök testi geliştirilmiştir.

2.7.Genişletilmiş Dickey- Fuller (ADF) 1981 Birim Kök Testi

Dickey-Fuller (1981), testinin uygulamasında hata terimi ε_t 'nin otokorelasyonsuz olduğu ve Y_t zaman serisinin AR(1) modeline uygunluk sergilediği varsayılmaktadır. Bunun yanında zaman serilerinde AR(1) dışında farklı mertebeden otoregresif süreçlerde olabilmektedir. Gerçekte AR(p) sürecini izleyen Y_t zaman serisi, AR(1) modeli ile ifade edildiğinde, hata terimleri otokorelasyonlu olması beklenir. Otokorelasyonlu olan hata terimleri ise, ε_t 'nin beyaz gürültülü olduğu varsayımında olan Dickey-Fuller dağılımlarını geçersiz hale getirir (Çil, 2018). Dickey-Fuller (1981), hata terimleri arasındaki otokorelasyonu ortadan kaldırmak için, DF testinde kullanılan modellerin (2.18) sağ tarafına bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerin eklenmesinden oluşan (2.20) modelleri önermiştir.

Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) regresyon denklemleri aşağıda gösterildiği gibidir;

$$\text{Sabit terimsiz model:} \quad \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^k \Delta Y_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Sabit terimli model:} \quad \Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^k \Delta Y_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad (2.20)$$

$$\text{Sabit terimli ve trendli model:} \quad \Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^k \Delta Y_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

ADF testinin uygulanma aşamasında karşılaşılan güçlüklerden birisi ADF denklemlerindeki gecikme uzunluğunun (ρ) tespit edilmesidir. Modeldeki bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri seride otokorelasyonu ortadan kaldırmak dâhil edildiğinden gecikme uzunluğunun doğru tespiti önemlidir. Gecikme uzunluğu doğru tespit edilmeyip olduğundan küçük seçildiğinde ve test ile ilgili modelin tahmini gerçekleştirildiğinde, hatalarda yer alan otokorelasyon sorunu giderilemeyecektir. Test tahmininin eğilimli olması beklenmektedir. Bununla birlikte bu kez gecikme uzunluğu olması gerekenden fazla belirlenirse, modelde tahmininde bulunan parametre sayısını arttırarak serbestlik derecesinin azalmasına sebep olacaktır. Bu sebeple testin gücünün zayıf olması beklenir. Bunun yanında gecikme sayısının olması gerekenden az olması doğru hipotezin reddedilmesine sebebiyet verebilir.

Dickey-Fuller testlerinde hatalar, bağımsız ve sabit varyanslı olduğu varsayılır. Nitekim veri oluşturma sürecinde şuan için gerçek veri hakkında kesin bilgiye ulaşmak mümkün olmadığı için birçok söz konusu bilinmeyen vardır. Yukarıda bahsedilen modelde zaman trendi varlığının bulunmaması ve gecikme uzunluğunun doğru tespit edilmesinin yanında başka bilinmeyenlerde bulunmaktadır. Dickey-Fuller testi AR (1) modeline dayandığı ve AR (1) modelinde bir adet karakteristik kök bulunduğu için, gerçekleştirilen birim kök testi sadece tek bir birim kökün varlığını dikkate alan tahminde bulunmaktadır. Ancak ρ . dereceden otoregresif bir sürecin bulunduğu durumda ρ sayıda karakteristik kökün var olduğu bilinmektedir. Bu sebeple modelin, n sayıda birim kökü varsa durağanlığı tespit etmek için n kez kökünün alınması gerekmektedir. Bu durumdan hareketle gerçek veri üretme süreci hem otoregresif hem de hareketli ortalama bileşenlerini içeriyor olabilir. Bu durumdan hareketle hareketli ortalama sürecinin derecesi doğru belirlemeli ve doğru modelinin kurulması gerekmektedir (Çil, 2018).

2.8. Phillips-Perron (1988) Birim Kök Testi

Phillips-Perron (1988), Dickey-Fuller tarafından oluşturulan modeli geliştirerek, hataların dağılımı konusunda daha ılımlı bir yol belirleyen yeni bir yöntem geliştirmiştir. Phillips-Perron testi, veri oluşturma süreci AR(1) olmadığında ortaya çıkması muhtemel otokorelasyonu dikkate alan bir test ortaya koymaktadır. Standart Dickey-Fuller t-istatistiğinin parametrik olmayan bir modeli olarak da ifade edilebilir. Phillips-Perron MA terimlerini dikkate almak için, veri oluşturma sürecinde AR terimlerine MA terimlerinin eklenmesi yerine, test istatistiğinde değişikliğe gitmiştir (Çil, 2018). Phillips-Perron birim kök testi, ADF testinin değişime uğramasına ve bu değişim parametrenin bağımlılığını asimptotik olarak ortadan kaldırılmasını sağlar. Bu işlemi gerçekleştirirken parametrik olmayan bir süreçten faydalanır. Phillips-Perron yaklaşımında Dickey- Fuller modelindeki regresyon eşitlikleri yanı sıra test istatistiğine dönüşüm gerçekleştirilmiştir (Çabuk ve Balcılar, 1998).

Phillips-Perron birim kök testi gerçekleştirilirken aşağıdaki model dikkate alınır;

$$y_t = \alpha_0^* + \alpha_1^* y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$y_t = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 y_{t-1} + \tilde{\alpha}_2 \left(t - \frac{T}{2} \right) + \varepsilon_t \quad (2.21)$$

Bu modelde bulunan T gözlem sayısını ve ε_t beyaz gürültü sürecini ifade etmektedir. Yöntemde beklenen değerin sıfır olduğu ($E(\varepsilon_t)=0$) varsayılır. Bunun yanında Phillips-Perron testi hataların yeteri kadar güçlü bir dağılım elde etmesini güçleştirmektedir. Bu nedenle DF t-istatistiklerinin düzeltilmiş hali olarak kabul edilen PP test istatistiklerindeki hata sürecinin DF testine göre daha az sınırlayıcı olduğu düşünülmektedir (Çil, 2018).

2.9. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri

Uygulanan zaman serilerinde, veri serilerinin eşbütünleşme özelliklerinin test edilmesi uzun dönemli ilişkileri modellemek için bir ön koşuldur. Birim kök testinin önemi, iktisat teorisi ile de yakın bağlantılara sahiptir. Uygulamalı ekonometri literatüründe, satın alma gücü paritesi (Grilli ve Kaminsky, 1991; Narayan, 2005, 2006), işsizlik histerisi, sürdürülebilirlik ile ilgili birim kök hipotezinin birkaç testi vardır. Buradan daha iyi istatistiksel özelliklere sahip yeni birim kök testlerinin ortaya çıkması için geliştirilen testlerin ekonomik teoride güçlü temellere dayanak oluşturulduğu anlaşılmaktadır.

Tek bir yapısal kırılmaya izin veren Perron (1989) eksojen (değeri modele dışarıdan verilen değişkendir) birim kök testi en yaygın olarak kullanılan test olmuştur. Zivot ve Andrews (ZA, 1992) Perron testini geliştirerek bir endojen yapısal kırılma durumuna gelmiştir. Daha sonra, yapısal kırılmanın endojen (değeri modelin içerisinde belirlenip açıklanan değişkendir) yapısı nedeniyle, ZA testi popüler hale gelmiştir. ZA, Lumsdaine ve Papell (LP, 1997) ve Lee ve Strazicich (LS, 2003) tarafından iki endojen yapısal kırılmaya izin verecek şekilde daha da genişletilmiştir. Başarılı bir şekilde uzun zaman serileri verilerinin kullanıldığı uygulamalı araştırmalarda LP ve LS testlerinin daha popüler hale geldiği görülmektedir.

2.9.1. Zivot-Andrews (1992) Birim Kök Testi

Yapısal kırılmalı testlerden Perron (1989)'da kırılma tarihi önsel olarak tahmin edilmektedir. Zivot-Andrews (1992), Perron(1989)'un dışsallık varsayımını dikkate alarak eleştirmiş ve testin gelişim noktası bu dışsallık varsayımıyla oluşturulmuştur. Bu sayede geliştirilen ZA birim kök testi, Perron (1989)'un verilerini kullanmış ve kırılma tarihini içsel olarak tahmin etmiştir. Zivot-Andrews birim kök testinde, kırılma zamanının içsel olarak tahmin edilmesi, önceki gözlemlerle olan ilişkisine dayandırılmamasından dolayı veri kaybının

önüne geçtiği görülmektedir. Bu nedenle geliştirilen bu testin, Perron (1989) testine göre daha güçlü bir yöntem olduğu düşünülmektedir.

Zivot-Andrews (1992) testinde kırılma sayısı önceden bilinmemektedir. Zivot-Andrews testinin uygulanması temel olarak ADF birim kök testi yöntemine dayanmaktadır. Testin bilinmeyen bir zaman noktasında düzeyde ve trendde (eğimde) bir kırılmalı trendde durağan alternatif hipotezine karşılık olarak birim kök sıfır hipotezi test edilmektedir. ZA testinin uygulamasında tahmini gerçekleştirilen üç farklı model bulunmaktadır. Bu modellerden ilki, Model A sabitte yani ortalamada kırılmayı ifade eder. İkincisi Model B eğimde kırılmayı göstermektedir. Son olarak Model C ise seride yaşanması muhtemel yapısal bir kırılmanın hem sabit hem de trendi değiştirdiğini ifade etmektedir.

$$\text{Model A} \quad \Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta_t + \theta_t DU_t(\lambda) + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Model B} \quad \Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta_t + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.22)$$

$$\text{Model C} \quad \Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta_t + \theta_1 DU_t(\lambda) + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Yukarıdaki modellerde, t zamanı (t=1,...,T) göstermektedir. TB kırılma noktası olup, $\lambda = \frac{TB}{T}$ ve modelde yer alan kukla değişkenleri ise 2.23'de görüldüğü gibi açıklamaktadır.

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1, & \text{ise } t > TB \\ 0, & \text{aksi durumda} \end{cases}$$

$$DT_t(\lambda) = \begin{cases} t - TB, & \text{ise } t > TB \\ 0, & \text{aksi durumda} \end{cases} \quad (2.23)$$

Kırılma noktası TB'de sıfır hipotezin test edilmesi için, t-istatistiği minimum değere sahip olması gerekir. ZA testine göre birim kökün tespiti, y_{t-1} 'in katsayısının istatistiksel olarak anlamlılığını test eder. Eğer t-istatistiği Zivot-Andrews testinin kritik değerinden mutlak değerce daha büyük ise, ilgili değişkenin durağan olmadığı yani birim köklü olduğu sıfır hipotez reddedilir. Bu nedenle serinin trend fonksiyonunda meydana gelen bir kırılma ile trend durağan olduğu sonucuna varılır (Çil, 2018).

ZA testinin uygulama aşamasında öncelikle Model C'nin tahmini gerçekleştirilir. DU ile DT kukla değişkenlerine ait parametrelerin anlamlılığına göre uygun model tespit edilir. DU ve DT kukla değişkenlerinin her ikisi de istatistiksel olarak anlamlı olması durumunda Model C, sadece DU kukla değişkeninin anlamlı olduğu durumda Model A ve DT kukla değişkeninin

anlamli olduđu durumda ise Model B'nin tahminin dođru olacađına karar verilir. Bu üç model arasında bir üstünlük bulunmamasıyla birlikte uygulama konusunda daha çok Model A ve Model B kullanılmaktadır.

2.9.2.Lee-Strazicich (2003) Birim Kök Testi

Perron (1989) seride yapısal kırılma noktasının bilindiđi varsayımı ile geliřtirdiđi ADF birim kök testi sınaması serinin bir birim köklü olup olmadıđını incelemektedir. Bu testteki yapısal kırılma noktasının önceden bilindiđi varsayımını dikkate alan ve eleřtiren Zivot-Andrews (1992) testi ise yapısal kırılma noktasının dıřsal olarak deđil de içsel olarak tahmin edilmesine dayanan ilk yapısal kırılmalı birim kök testini geliřtirmiřtir. Bu geliřmelerden yola çıkarak Lee-Strazicich (2003) birim kök testi de hem tek hem de iki yapısal kırılmayı yakalamaya olanak tanıyan birim kök testi sınamasını geliřtirmiřtir.

Lee-Strazicich (2003) testi Schmidt ve Phillips (1992) tarafından geliřtirilen Lagrange çarpanını (LM) temel alan iki yapısal kırılmalı birim kök testini geliřtirmiřtir.

Lee-Strazicich testi, Perron (1989)'da tanımlanan Model A, Model B ve Model C'yi esas almıř ve veri üretme sürecini 2.24'de görüldüđü gibi oluřturmuřtur;

$$y_t = \delta'Z_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = \beta\varepsilon_{t-1} + \mu_0 \quad (2.24)$$

2.24'deki denklemde yer alan Z_t dıřsal bir deđiřken vektörünü olup veri yaratma sürecini ifade etmektedir. Modeldeki birim kök testi $\beta = 1$ parametresinin test edilmesine dayanmaktadır. Alternatif hipotez ise tek bir zamanlı kırılmaya izin veren Model A için $Z = [1, t, D_t]$ olarak oluřturulmuřtur. $t \geq T_B + 1$ için $D_t = 1$ diđer durumlar için sıfır olacak řekilde tanımlanmıřtır. T_B yapısal kırılma zamanı ve $\delta' = (\delta_1, \delta_2, \delta_3)$ olarak tanımlanmıř parametreler vektörünü ifade etmektedir. Model C ise, alternatif hipotezin düzeyde kayma ve trend eđiminde deđiřime neden olan C modelinde, $Z = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]$ olarak ifade edilmekte ve $t \geq TB_i + 1$ için $D_t = t - TB_i$ ve diđer durumlar için sıfır olacak řekilde tanımlanmıřtır.

Lee-Strazicich (2003), birim kök testi ařađıdaki gibidir:

$$Z = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}] \quad \varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma^2) \quad (2.25)$$

(ε_t) beyaz gürültü özelliklerine sahip hata terimidir.

$$Z = [1, t, D_{it}, D_{it}],$$

$$D_{it} = \begin{cases} 1, t \geq TB + 1 \text{ ise} \\ 0, \text{aksi durumda} \end{cases} \quad i = 1, 2, \text{ için}$$

$$Z = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}],$$

$$D_{it} = \begin{cases} t - TBi, t \geq TBi + 1 \text{ ise} \\ 0, \text{aksi durumda} \end{cases} \quad i = 1, 2, \text{ için}$$

Lee- Strazicich testinde, LM birim kök test istatistiğini hesaplamak için kullanılan regresyon model 2.26'da gösterildiği gibidir;

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta \tilde{S}_{t-1} + \mu_t \quad t = 2, \dots, T \text{ olur.} \quad (2.26)$$

$$\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\Psi} - Z_t \tilde{\delta}$$

2.26'da elde edilen modelde trendden arındırılmış seriler oluşturulur. Bu denklemden $\tilde{\delta}$, Δy_t 'nin ΔZ_t üzerine elde edilen katsayılarıdır, $\tilde{\Psi}$ değişkeni, $y_t - Z_t \tilde{\delta}$ eşitliğinden hesaplanır. $\Delta \tilde{S}_{t-1}$ ise ($i=1, \dots, k$) otokorelasyonu ortadan kaldırmak amacıyla seri de gerekli olduğu durumlarda eklenmesi gerekir.

LM birim kök testindeki kritik değerler, iki yapısal kırılmalı birim kök testlerinde Lee-Strazicich (2004)'ten hesaplanırken, tek yapısal kırılmalı birim kök testlerinde ise Lee-Strazicich (2003)'ten elde edilir. Hesaplanan test istatistiği, tablodaki kritik değerden küçük olduğu durumda yapısal kırılmalı birim kök testinin sıfır hipotezi kabul edilir.

2.9.3. Becker, Enders ve Lee (2006) Fourier Fonksiyonlu Durağanlık Sınaması

Becker vd. (2006) testi önceki gerçekleştirilen testlerin zayıf oldukları noktaları tespit ederek bu eksiklikleri gidermek üzere geliştirilmiştir. Bu test, modelin deterministik bileşenlerinin tahmin edilmesinde Fourier terimlerden yararlanmaktadır. Modelin seçilmiş frekans bileşenlerini kullanarak durağanlık sınaması gerçekleştirmektedir. Fourier tahminini gerçekleştirirken, bilinmeyen bir fonksiyonun davranışı konusunda genel itibarıyla güçlü sonuçlar ortaya koymakta ve davranışı yakalayabilmektedir. Becker vd. (2006) testi, yapısal kırılmaların kademeli olması halinde en güçlü tahmini ortaya koyacak şekilde düzenlenmiştir.

Doğabilecek doğrusal dışı durumları tespit etmek üzere trigonometrik terimlerden yararlanılmaktadır.

Becker vd. (2006) veri üretme sürecini 2.27’de gösterildiği gibi ifade etmektedir;

$$Y_t = \delta'_t \beta + Z'_t \gamma + r_t + \varepsilon_t, \quad (2.27)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t,$$

ε_t ’ler durağan hata terimini ifade etmekte ve u_t ’ler bağımsız ve özdeş dağılıma sahip sabit varyanslıdır. (δ_u^2) . $X'_t = [1]$, Y_t ’nin düzey durağan süreci, $X'_t = [1, t]$ ise trend-durağan süreci için hesaplanmaktadır. Deterministik terimde yaşanacak bir kırılma, hata kareleri toplamını minimize eden optimal frekans sayısına eşittir. T ise örneklem büyüklüğü iken $Z_t = [\sin(\frac{2nkt}{T}), \cos(\frac{2nkt}{T})]$ ile ifade edilmektedir. Sıfır hipotezi $\delta_u^2 = 0$ altında durağan olacaktır. Dolayısıyla bu eşitliğin daha açık gösterilmiş hali 2.28’deki gibi olmaktadır:

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2nkt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2nkt}{T}\right) + e_t \quad (2.28)$$

Serinin durağan olduğuna dair temel hipotezin kritik değerleri sadece frekans sayısı olan k’ya ve T gözlem sayısına bağlıdır. β_t terimi modelde trend içerme durumuna göre yer almaktadır.

2.9.4. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) Fourier ADF Birim Kök Testi

Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) tarafından geliştirilen ve birim kök literatürüne kazandırılan yöntemde yapısal kırılma tarihleri, adetleri ve biçimleri önceden tahmin edilmemektedir. Fourier terimlerin kullanıldığı bu yöntemde yumuşak geçişlere izin verilmektedir. Bu testin diğer testlerden en büyük avantajı keskin yapısal kırılmaların önceden tespit edilmesine gerek olmamasıdır. Christopoulos ve Leon-Ledesma birim kök testi denklemi 2.29’da gösterilmektedir.

$$y_t = \alpha + \beta_1 \sin\left(\frac{2nkt}{T}\right) + \beta_2 \cos\left(\frac{2nkt}{T}\right) + e_t \quad (2.29)$$

Modelde t trendi, T gözlem sayısını, α sabit terimi, β_1 , β_2 trigonometrik terimlerin katsayılarını ve e_t hata terimini ifade etmektedir. k, 1 ile 5 arasında belirlenen özel frekans

değerini temsil eder. Uygun k değeri en küçük kalıntı kareler değeri (KKT) hesaplamasıyla elde edilir. Fourier terimlerin modelde kullanılmasının sebebi ise, y_t cinsinden bilinmeyen sayıda keskin yapısal kırılma sayısını güçlü bir şekilde yakalayabilmesine dayanmaktadır. En uygun k değeri tespit edildikten sonra, model 2.30'da gösterilen En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edilmektedir. Yöntem 2.29'da elde edilen kalıntılar yöntem 2.30'daki hesaplanmayla oluşturulmaktadır.

$$\hat{e}_t = y_t - \left[\alpha + \widehat{\beta}_1 \sin\left(\frac{2n\hat{k}t}{T}\right) + \widehat{\beta}_2 \cos\left(\frac{2n\hat{k}t}{T}\right) \right] \quad (2.30)$$

Bu aşamadan sonra yöntem 2.31 veya yöntem 2.32'deki regresyonlardan birisi kullanılarak ilk aşamanın En Küçük Kareler kalıntıları üzerinden bir birim kök testi sınaması gerçekleştirilir.

$$\Delta e_t = \beta_1 e_{t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta e_{t-j} + u_t \quad (2.31)$$

$$\Delta e_t = \theta_1 e^3_{t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta e_{t-j} + u_t \quad (2.32)$$

Denklemlerde u_t beyaz gürültülü hata terimini ifade etmektedir. \hat{k} 'nın frekans değerine bağlı olarak istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığının değerlendirilmesi Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) tablo kritik değerleri bakılarak gerçekleştirilir.

Bu işlemler tamamlandıktan sonra trigonometrik terimlerin anlamlılığı sınanır. Bu sınanma için H_0 hipotezine göre $\beta_1 = \beta_2 = 0$ eşitliği geçerli olur. Fourier terimlerinin anlamlı olup olmadığı F-testi yardımıyla belirlenir. F-testine ait kritik tablo değerleri Becker vd. (2006)'dan hesaplanır. Sıfır hipotezine göre trigonometrik terimler modelde anlamsızdır, kurulan model doğrusaldır ve bu terimler modelden çıkarılmalıdır. Alternatif hipoteze göre ise trigonometrik terimler model için anlamlıdır, kurulan model doğrusal değildir ve Fourier terimlerin modelde bulunması gerekmektedir.

3. BÖLÜM: UYGULAMA

Çalışmanın bu bölümünde Türkiye'ye ait bazı makroekonomik değişkenlerin zaman serileri, birim kök testleri ile incelenmiştir. Yapısal kırılmalar altında bu makroekonomik serilerin durağanlığının sınanması amaçlanmıştır. Bu nedenle, serilerin birim köklü olup olmadıkları ve bu serilerde trend fonksiyonunda meydana gelen dalgalanmaların birim kök sürecine olan etkisi araştırılmıştır.

3.1.Araştırmada Kullanılan Değişkenler

Uygulama aşamasında çeyreklik olarak Reel Efektif Döviz Kuru (REDK), Sanayi Üretim Endeksi (SUE), Tüketici Güven Endeksi (TGE) ve son olarak Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) değişkenleri 2005:01 – 2020:02 dönemi için ele alınmıştır. Ortak olarak bu dönemler tüm değişkenler için en uzun dönemi oluşturduğu için bu tarih aralığı belirlenmiştir. Analizde kullanılması planlanan değişkenler Türkiye'nin önemli makroekonomik değişkenleri olarak literatürde sıkça yer almaktadır. Bu değişkenler kısaca;

- **Reel Efektif Döviz Kuru;** Ülke para biriminin en gerçekçi değerini bulmada kullanılan bir veri yapısını teşkil etmektedir. Ülkelerin yabancı ülke para birimlerine göre satın alma güçlerini ifade eder. Burada analizde kullanılmasındaki esas etken ise Türkiye'nin diğer ülkelerle yaptığı ticaretin rekabet gücü hakkında bilgiler sunan bir değişken olmasıdır. Bir diğer ifadeyle ülkenin yabancı ülkelerle yapmış oldukları ticaretteki satın alma güçlerinin ortalamalarını gösteren bir değişkendir.
- **Tüketici Güven Endeksi;** Ülkede yaşayan hane halklarının ekonomik güç eğilimlerinin belirlenmesi amacıyla oluşturulan soru anketi dizilerine verilen cevapların istatistiksel analize tabi tutularak hesaplanan bir endekstir. Hane halkının sosyo-ekonomik olarak; gelir, gider, tasarruf, yatırım ve kazanç durumlarının tespit edilmesinin tespitinde kullanılan Türkiye için önemli bir makroekonomik değişkendir. Türkiye'de bulunan bireylerin ülkelerindeki

ekonomiye duyduğu güven yâda şüphe iktisat ilmi için çok değerli olduğundan dolayı bu değişkenin önemi oldukça fazladır.

- **Sanayi Üretim Endeksi;** Bir ülkedeki ekonomik durumu doğrudan etkileyen en önemli verilerden biridir. Bu veriler gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde sanayi sektörü ekonomiler için çok büyük bir itici güçtür. Sanayinin ilgili ülkedeki bulunduğu pozisyonu saptamak amacıyla kullanılan sanayi üretim endeksi bütün ülke ekonomileri için çok değerli bir veri kaynağıdır. Endeksin hesabının yapılması için sanayi sektörünün alt kollarında yer alan birimler ayrı ayrı şekilde yaptıkları üretimlerle hesaba katılır. Bu nedenle yapılan analizde makroekonomik olarak olması gerektiği düşünülen bir seridir.
- **Tüketici Fiyat Endeksi;** Türkiye’de bulunan bireylerin ortalama tüketim alışkanlıkları hakkında bilgiler verecek şekilde seçilen mal ve hizmetlerden oluşan bir sepetin belirli bir dönem (zaman) içerisindeki fiyat değişimini ifade etmektedir. Ülkedeki enflasyon değerini göstermektedir. Bu makroekonomik değişkenler açısından önemli olan değişken analiz kapsamında kullanılması düşünülmüştür.

Veriler TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) alınmıştır. Kullanılan tüm değişkenlerin birim kök sürecinde izlenen yol öncelikle geleneksel birim kök testleri (ADF ve PP) ile incelenmiş devamında yapısal kırılmaları dikkate alan testler ile noktalanmıştır. Serilerde meydana gelen yapısal değişimleri incelemede ilk olarak tek zamanlı kırılmaların birim kök sürecinde ki etkisini Zivot ve Andrews testi ile incelenmiştir. Daha sonra trend üzerinde birden çok yapısal kırılmaları dikkate alan Lee ve Strazicich testi ile süreç ilerletilmiştir. Bunların yanında Fourier terimleri kullanarak yapısal kırılmaları dikkate alan ve trend fonksiyonundaki en ufak farklılıkları yakalayan fourier birim kök testleri kullanılmıştır. Bu trigonometrik terimlerin içerisinde yer aldığı fourier birim kök testleri; Becker vd. (2006) ve Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) testleri ile seriler son olarak incelenmiş ve birim kök sürecinde incelemelerde bulunulmuştur. Uygulama aşamasında Eviews 10 ve WinRats 9.0 paket programları kullanılmıştır.

3.2.İlgili Çalışmalar

Lee ve Strazicich (2003) yılında yaptıkları çalışmalarında Lumsdaine ve Papell (1997)'in temel hipotez altında kırılma meydana gelmediği varsayımını eleştirerek temel hipotez altında da iki kırılmanın var olduğunu varsayan minimum Lagrange Çarpanına (LM) dayalı güncel bir yöntem geliştirmişlerdir. Bu yöntem ile Nelson-Plosser'in verileri incelenmiştir. Yapılan analizlerin sonuçları gözlemlendiğinde, 14 değişkenin 4'ünde birim kök sıfır hipotezi Lumsdaine-Papell testine kıyaslandığında daha güçlü sonuçlar ortaya koymuştur.

Hayashi (2005) yılında gerçekleştirdiği çalışmasında Japonya'nın 13 makroekonomik değişkeni üzerinde yapısal kırılmalar altında durağanlığını sınınamıştır. Seçilen değişkenlerden 8'i aylık olarak alınırken 5 değişken dönemlik olarak analizde kullanılmıştır. Tüm değişkenlerin geneli için 1955-1999 yılları dönemi için analizde bulunulmuştur. Gerçekleştirilen analizlerden geleneksel olarak ADF ve PP testleri, yapısal kırılmaları dikkate alan testlerden ise Yamamoto (1996) tarafından geliştirilen Chow-Yamamoto testi test aşamasında değerlendirilmiştir. Elde edilen bulgulara göre kullanılan 13 makroekonomik değişkenden 7'sinin birim kök temel hipotezi reddedilmiştir.

Narayan ve Smyth (2005) çalışmalarında ise Avusturalya ekonomisine ilişkin 1960-2004 dönemini içeren 16 makroekonomik değişken kullanılmıştır. Birim kök süreçlerinin test edildiği bu çalışmada ADF, Zivot-Andrews (1992), Lee-Strazicich (2003,2004), Lumsdaine-Papell (1997) testlerinin durağanlığı yakalamaları kıyaslanmıştır. Çalışmanın elde edilen bulgularına göre yapısal kırılmaları dikkate alan testlerin 16 değişken üzerinden 7 tanesinde yapısal kırılmalar etrafında serilerin durağan olduğu sonucuna varılmıştır.

Glynn, Perera ve Verma (2007) yaptıkları araştırmalarında Hindistan'ın 1950-2005 yıllarını kapsayan yıllık olarak seçilen GSYİH, yatırımlar ve tasarruf değişkenlerinin birim kök süreçleri incelenmiştir. Analiz kapsamında ADF, Perron (1997) ve Lee-Strazicich (2003) testlerinden yararlanılmıştır. Çalışma sonucunda tüm testler için durağan sonucu elde edilirken bir tek GSYİH serisinin ADF testinde birim kökün varlığı tespit edilmiştir. Bu sonuçla geleneksel birim kök testinde birim kökün varlığı bulunurken yapısal kırılmaları dikkate alan testlerin yapısal kırılmalar etrafında makroekonomik serininin birim köklü olmadığı sonucu elde edilmiştir.

Yılancı (2009) çalışmasında Türkiye'de histeri konusunu araştırmak için ele almış olduğu işsizlik değişkenin 1923-2007 yıllarındaki işsizlik oranı serisini kullanmıştır. Histeri

etkisini sınamak için seçilmiş olan seri üzerinde Perron, Zivot-Andrews, Lumsdaine-Papell ve Lee-Strazicich testleri incelenmiştir. Gerçekleştirilen analiz sonucunda işsizlik serisi değişkeninin birim köklü olduğu yani histeri etkisinin varlığı tespit edilmiştir.

Pascalau (2010) çalışmasında daha önceki çalışmalarda benzer olarak kullanılan Nelson-Plosser veri setini kullanmıştır. Bu seri üzerinde Enders ve Lee (2006) ile Becker vd. (2006) Esnek Fourier birim kök ve durağanlık testlerini sınamıştır. Gerçekleştirilen analiz sonucunda Nelson-Plosser serisi üzerinde incelenen testlerden bir tek işsizlik oranı değişkeni durağan çıkarken, genişletilmiş veri seti için ise endüstriyel üretim, işsizlik oranı ve stok fiyatlarının durağan olduğu tespit edilmiştir.

Narayan ve Popp (2010) çalışmalarında ADF tipi iki kırılmayı dikkate alan güncel bir birim kök testi oluşturmuşlardır. Bu çalışmada Nelson-Plosser ve yeni bir veri seti kullanılmıştır. Gerçekleştirilen analiz sonucunda Nelson-Plosser veri seti üzerinde yapılan analizde 3 serinin durağan olduğu sonucu ortaya çıkmıştır. Yeni veri setine uygulanan test sonucunda ise 32 makro iktisadi değişkenin 13'ünde durağanlık tespit edilmiştir.

Bozoklu ve Yılcı (2010) yaptıkları çalışmalarında gelişmekte olan 7 ülkenin 1995-2009 yıllarını kapsayan reel döviz kurlarının durağanlığını sınamışlardır. Güncel olarak SAGP'nin geçerli olup olmadığının sınıandığı bu çalışmada Lanne vd. (2002) ile Saikkonen ve Lütkepohl (2002) yapısal kırılmalı testleri kullanılarak SAGP test edilmiştir. Elde edilen bulgular sonucunda Çin ve Meksika haricindeki ülkelerin SAGP'nin geçerli bulunmadığı serilerin birim köklü olduğu bilgisi tespit edilmiştir.

İğde (2010) yılında yaptığı çalışmasında Türkiye'nin 1987-2009 yıllarını kapsayan makroekonomik değişkenleri üzerinde yapısal kırılmaların etkisi sınanmıştır. Seçilen 10 makroekonomik serinin birim köklü olup olmadığı incelenmiştir. Analiz sırasında Zivot-Andrews, Banerjee vd. (1992), Perron (1997) ve Lee-Strazicich (2004) testlerini kullanmıştır. Gerçekleştirilen testlerin bulguları incelendiğinde geleneksel birim kök testlerinde fark durağan çıkarken serilerin yapısal kırılmaları dikkate alan testlerdeki sonuçlarında durağan olduğu tespit edilmiştir.

Ekinci (2011) çalışmasında ise, Fransa, İngiltere, İrlanda, Avusturya, Afrika, Norveç, Tayland, Belçika, Hollanda, İsrail, Almanya, ABD, Avustralya, İsviçre, İtalya, Kanada, Danimarka, Güney Kore ve Yeni Zelanda ülkelerinin reel faiz oranlarının kalıcılığı sınanmıştır. Dönemlik olarak seçilen veriler üzerinde Dickey-Said (1984) ve Rapach-Wohar (2004)'ın ADF

tipi testleri yapısal kırılmaları dikkate alan bir teste dönüştürülmüş bu seriler üzerinde incelenmiştir. Gerçekleştirilen analiz sonucunda ise yapısal kırılmaları dikkate alan bu testte reel faiz oranlarındaki değişimde yaşanan kalıcılığın düşük seviyede de olsa var olduğu tespit edilmiştir.

Kula, Aslan ve Öztürk (2012) yaptıkları çalışmalarında OECD ülkelerindeki durağanlığı sınamak için kişi başına elektrik tüketimi verisini kullanmışlardır. Analiz kapsamında 23 yüksek gelire sahip OECD ülkesi için 1960-2005 yıllarını kapsayan kişi başına elektrik tüketimi verisi kullanılmıştır. Durağanlığının sınıdığı bu ülkelerin test aşamasında Lee ve Strazicich (2003;2004)'in bir ve iki yapısal kırılmayı dikkate alan testleri kullanılmıştır. Gerçekleştirilen analiz ile 21 ülkenin kişi başına elektrik tüketiminin durağan olduğu sonucuna varılırken 2 ülkenin durağan olmadığı sonucu ortaya çıkmıştır.

Hasanov ve Telatar (2014) yılındaki çalışmalarında 1980-2006 yılları için 178 ülkenin durağanlığını sınamak için enerji tüketimi verisini ele almışlardır. Analiz kapsamında ADF, KSS ve ST-TAR testleri kullanılmıştır. Gerçekleştirilen analiz sonucunda ise ADF testi sonucunda 55, KSS testi sonucunda 71 ve son olarak ST-TAR testi sonucunda ise 121 ülkede birim kök sıfır hipotezini reddeden sonuç elde edilmiştir.

3.3.Geleneksel Birim Kök Testleri

Birim kök süreci test edilen serilerin öncelikle ölçülmesi planlanan dönem için ilk olarak geleneksel birim kök testlerinden ADF ve PP testi uygulanmıştır. Bu uygulamalara ait tablolar Tablo 1. ve Tablo 2. de gösterilmiştir.

3.3.1.ADF Birim Kök Testi Sonuçları

ADF ve PP testlerinde temel hipotez serilerin durağan olmadığını, yani birim köklü olduğunu; alternatif hipotez ise serilerin birim köklü olmadığını yani durağan olduğunu ifade etmektedir. Geleneksel birim kök testleriyle elde edilen bulgular 0.05 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak değerlendirilmiştir.

Tablo 1. ADF Birim Kök Testi Sonucu

Değişkenler	Sabitli					Sabitli ve Trendli				
	Test İstatistiği	Kritik Değerler			Prob.	Test İstatistiği	Kritik Değerler			Prob.
		1%	5%	10%			1%	5%	10%	
REDK	-0,783	-3,542	-2,910	-2,592	0,816	-3,079	-4,115	-3,485	-3,170	0,120
REDK (1)	-8,481	-3,542	-2,910	-2,592	0,000	-8,533	-4,115	-3,485	-3,170	0,000
SUE	-1,328	-3,550	-2,913	-2,594	0,610	-1,868	-4,127	-3,490	-3,173	0,657
SUE (1)	-2,513	-3,550	-2,913	-2,594	0,117	-2,410	-4,127	-3,490	-3,173	0,016
TGE	-2,748	-3,542	-2,910	-2,592	0,071	-2,755	-4,115	-3,485	-3,170	0,219
TGE (1)	-8,036	-3,544	-2,910	-2,593	0,000	-7,969	-4,118	-3,486	-3,171	0,000
TUFE	6,884	-3,542	-2,910	-2,592	1,000	2,482	-4,115	-3,485	-3,170	1,000
TUFE (1)	-4,252	-3,544	-2,910	-2,593	0,001	-6,082	-4,118	-3,486	-3,171	0,000

ADF testi sonuçlarının gösterildiği Tablo 1’de serilerin düzeyde durağan olmadığı yani birim kök içerdikleri tespit edilmiştir. Araştırma neticesinde %5 anlamlılık düzeyinde tüm seriler düzeyde durağan çıkmamıştır. Bu duruma göre, 2005:01 – 2020:02 dönemi içerisinde, analizi gerçekleştirilen seriler 1.dereceden farkları alındıktan sonra (sabitli modelde SUE hariç) durağan hale geldiği görülmüştür.

3.3.2.PP Birim Kök Testi Sonuçları

Tablo 2. PP Birim Kök Testi Sonucu

Değişkenler	Sabitli					Sabitli ve Trendli				
	Test İstatistiği	Kritik Değerler			Prob.	Test İstatistiği	Kritik Değerler			Prob.
		1%	5%	10%			1%	5%	10%	
REDK	-0,783	-3,542	-2,910	-2,592	0,816	-3,018	-4,115	-3,485	-3,170	0,135
REDK (1)	-8,620	-3,544	-2,910	-2,593	0,000	-8,944	-4,118	-3,486	-3,171	0,000
SUE	-1,943	-3,542	-2,910	-2,592	0,310	-4,726	-4,115	-3,485	-3,170	0,001
SUE (1)	-18,34	-3,544	-2,910	-2,593	0,000	-17,61	-4,118	-3,486	-3,171	0,000
TGE	-2,762	-3,542	-2,910	-2,592	0,069	-2,785	-4,115	-3,485	-3,170	0,208
TGE (1)	-8,040	-3,544	-2,910	-2,593	0,000	-7,972	-4,118	-3,486	-3,171	0,000
TUFE	6,580	-3,542	-2,910	-2,592	1,000	2,538	-4,115	-3,485	-3,170	1,000
TUFE (1)	-4,252	-3,544	-2,910	-2,593	0,001	-6,104	-4,118	-3,486	-3,171	0,000

PP testi sonuçlarının gösterildiği Tablo 2’de serilerin düzeyde durağan olmadığı (sabitli ve trendli modelde SUE hariç) yani serilerin birim kök içerdikleri tespit edilmiştir. Yani araştırma neticesinde %5 anlamlılık düzeyinde tüm seriler düzeyde durağan çıkmamıştır. Bu duruma göre, 2005:01 – 2020:02 dönemi içerisinde, analizi gerçekleştirilen seriler 1.dereceden farkları alındıktan sonra durağan hale geldiği görülmüştür.

Makroekonomik olarak alınan değişkenlerin ele alındıkları dönem içerisinde Türkiye’de yaşanan yapısal kırılmalar dikkate alındığında serilerin vermiş oldukları sonuçlar ne kadar doğru tartışılabilir. Bu belirsizliği ortadan kaldırmak için güncel testler ve yapısal kırılmalı testlerin analizlerine daha çok güvenilmesi kaçınılmazdır. Bu sayede devam eden testlerde yapısal kırılmaları dikkate alan testlerin yapılması kaçınılmaz bir hal almıştır.

3.4.Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri

3.4.1.Zivot-Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

ZA yapısal kırılmalı birim kök testinin uygulamasında Model C kullanılmış bu şekilde serilere birim kök testi uygulanmıştır. Ele alınan her bir değişken sabitli ve trendli olarak ele alınmıştır. Yapılan analiz sonucu Tablo 3’de gösterilmiştir.

Tablo 3. Zivot-Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonucu

Değişken	Test İstatistiği	Kırılma Sayısı	Kırılma Tarihi	Sonuç
REDK	-4,34	1	2016:03	Birim Köklü
SUE	-2,87	1	2017:02	Birim Köklü
TGE	-3,48	1	2012:04	Birim Köklü
TUFE	-0,86	1	2015:03	Birim Köklü
Kritik Değerler				
	1%	5%	10%	
	-5.570	-5.080	-4.82	

ZA testinin sonuçları incelendiğinde kırılma tarihi test içinde içsel olarak belirlenmektedir. Hesaplanan test istatistiği %5 anlamlılık düzeyinde değerlendirilmiştir. Bu

test istatistikleri ZA testinde belirtilen kritik değerler ile karşılaştırılır. Hesaplanan değer %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden küçük olduğundan meydana gelen kırılma ile birlikte serinin durağan olduğunu söyleyen alternatif hipotez reddedilir. Bu nedenle seride birim kökün varlığını kabul eden temel hipotez kabul edilir.

REDK serisinde, 2016:03. çeyreğinde meydana gelen kırılma ile beraber serinin birim köklü olduğu görülmektedir. Aynı şekilde SUE (2017:02), TGE (2012:04) ve TÜFE (2015:03) serilerinin de meydana gelen kırılma ile durağan olmadığı yani birim köklü oldukları tespit edilmiştir. Yapılan ZA test sonuçları değerlendirilecek olunursa tüm serilerin tek kırılma etrafında birim köklü olduğu geleneksel birim kök testleriyle benzer sonuçlar gösterdiği belirlenmiştir. ZA testi için kırılma tarihi belirlemiş REDK (2016:03), SUE (2017:02), TGE (2012:04) ve TUFEE (2015:03) tabloda gösterilmektedir.

3.4.2.Lee-Strazcich Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Lee ve Strazcich (2003) kırılma tarihinin ZA testi gibi içsel olarak belirlendiği bu testin temel hipotezi ve alternatif hipotezinde iki kırılma dikkate alınarak uygulama gerçekleştirilmektedir. Bu iki yapısal kırılmalara izin veren testin sonuçları Tablo 4'te gösterilmiştir. Aynı şekilde LS testinin değerlendirmesinde de %5 anlamlılık düzeyi belirlenmiştir. Kritik hesap değerleri makalede ortaya koyulan kritik değerler ile karşılaştırılmıştır. Hesaplanan test istatistiği değeri tablo değerinden küçük ise kırılma tarihlerinde meydana gelen yapısal değişimle birlikte serinin durağan olduğunu söyleyen alternatif hipotez kabul edilir. Bu nedenle seride yapısal kırılmalar etrafında birim kök olduğunu ifade eden temel hipotez reddedilir.

Tablo 4. Lee-Strazcich Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonucu

Değişken	Test İstatistiği	Kırılma Sayısı	Kırılma Tarihi	Kritik Değerler			Sonuç
				1%	5%	10%	
REDK	-4,890	2	2009:03 2018:03	-6,821	-5,917	-5,541	Birim Köklü
SUE	-8,964	2	2008:03 2017:02	-6,821	-5,917	-5,541	Durağan
TGE	-4,631	2	2009:04 2018:04	-6,691	-6,152	-5,798	Birim Köklü
TUFEE	-4,200	2	2012:04 2017:03	-6,932	-6,175	-5,825	Birim Köklü

LS testi sonuçlarına göre REDK (2009:03 – 2018:03), TGE (2009:04 – 2018:04) ve TUFİ (2012:04 – 2017:03) deęişkenleri için meydana gelen kırılmalarla birlikte serilerin birim köklü olduęu sonucuna varılmıştır. Ancak SUE (2008:03 – 2017:02) deęişkeni için meydana gelen yapısal kırılmalar etrafında serinin duraęan olduęu sonucuna varılmıştır.

3.4.3. Becker, Enders ve Lee Fourier KPSS Birim Kök Testi (2006)

Makroekonomik serilerde çeşitli sayılarda yapısal kırılmalar meydana gelebilir. Bu sebeple serilerde yapısal kırılmaları dikkate alan testleri kullanılması öngörülmektedir. Becker vd. (2006) testinde kırılmalar deterministik deęişkenler aracılığıyla tahmin edilerek birim kök süreci test edilir. Yapılan analiz sonucuna ilişkin bulgular Tablo 5’te gösterilmiştir.

Tablo 5. Becker, Enders ve Lee Fourier KPSS Birim Kök Testi Sonucu

Deęişken	Frekans	Fourier KPSS	F Test İstatistięi			Sonuç		
REDK	1	0,395	37,182			Birim Köklü		
SUE	1	0,426	71,055			Birim Köklü		
TGE	3	0,128	14,878			Duraęan		
TUFİ	1	0,429	31,221			Birim Köklü		
		F Test İstatistięi Kritik Deęerler			Fourier KPSS Kritik Deęerler			
		1%	5%	10%	1%	5%	10%	Frekans
		6,730	4,929	4,133	0,269	0,172	0,131	1
					0,718	0,448	0,339	3

Buradaki test incelenirken iki aşamalı bir yöntem izlenmektedir. Öncelikle Fourier terimlerin anlamlılığı sınanmaktadır. Fourier KPSS test istatistięindeki F test istatistięi ise fourier fonksiyonunun anlamlılıęını sınamak için kullanılan bir deęerdir. Öncelikle makaledeki kritik deęerlere bakılarak serilerin Fourier anlamlılıęı sınanmaktadır.

- Temel hipotez trigonometrik terimlerin anlamsız olduęunu
- Alternatif hipotez ise trigonometrik terimlerin anlamlı olduęunu söylüyor.

F test istatistięi buradaki deęerlerden daha büyük olduęundan dolayı Fourier fonksiyonu anlamlıdır denilmektedir. Duraęanlıęı sınamak için tablonun üst kısmındaki frekans deęeri 1 olan serileri öncelikle tablo deęerleri ile sınanmaktadır. REDK, SUE ve TUFİ serileri için test istatistięi tablo kritik deęerlerinden büyük olduęu için temel hipotez reddedilir dolayısıyla

seriler birim köklüdür. Ancak TGE serisi 3 frekanslı tablo kritik değerlerine göre incelenmiştir. TGE değişkeni yapısal kırılmalı Fourier fonksiyonu dikkate alınarak uygulanan test sonucuna göre tablo kritik değerlerinden küçük olduğu için Fourier terimleri anlamlı olduğu ve serinin durağan olduğu sonucuna varılmıştır.

3.4.4.Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) Fourier ADF Birim Kök Testi

Christopoulos ve Leon Ledesma geliştirdikleri bu yapıyla seride tahmin edilmeyen sayıda kırılma ve asimetrik yakınsama hızına müsaade eden Fourier birim kök testini geliştirmişlerdir. Kırılmaları analizde kullanılan zaman serisinin fonksiyonuna deterministik terimlerini dâhil ederek geliştirilmiş bir Fourier fonksiyonu oluşturulmuştur. Yumuşak geçişlerin oldukça güçlü bir biçimde yakalandığı yaptıkları çalışmalarında ortaya koyulmuştur. Yapılan test sonuçlarına ilişkin bulgular Tablo 6’da gösterilmektedir.

Tablo 6. Christopoulos ve Leon-Ledesma Fourier ADF Birim Kök Testi Sonucu

Değişken	Frekans	Minimum KKT	F İstatistiği	Gecikme Uzunluğu	Test İst.	Sonuç	
REDK	1	6438,45	37,182	0	-2,028	Birim Köklü	
SUE	1	7251,57	71,055	4	-2,835	Birim Köklü	
TGE	3	1846,51	14,878	0	-3,640	Durağan	
TUFE	1	263363,2	31,221	4	-0,818	Birim Köklü	
F İstatistiği Kritik Değerler			Fourier ADF Kritik Değerler				
	1%	5%	10%	Frekans	1%	5%	10%
	6,730	4,929	4,133	1	-4,43	-3,85	-3,52
				3	-3,70	-3,06	-2,71

CL testi incelenirken aynı şekilde iki aşamalı bir yöntem izlenmektedir. Öncelikle Fourier terimlerin anlamlılığı sınanmaktadır. Fourier ADF test istatistiği serinin durağanlığını sınamak için kullanılan bir değerdir. Öncelikle makaledeki kritik değerlere bakılarak serilerin fourier anlamlılığı sınanmaktadır.

- Temel hipotez trigonometrik terimlerin anlamsız olduğunu
- Alternatif hipotez ise trigonometrik terimlerin anlamlı olduğunu söylüyor.

F test istatistiđi buradaki deđerlerden daha bűyűk olduđundan dolayı Fourier fonksiyonu anlamlıdır denilmektedir. Durađanlıđı sınamak iin tablonun űst kısmındaki Fourier ADF test istatistiđi deđerleri kullanılmaktadır. İlk olarak frekans deđerleri 1 ıkmıř olan serileri űncelikle tablo deđerleri ile sınanmaktadır. REDK, SUE ve TUF E serileri test istatistiđi tablo kritik deđerlerinden bűyűk olduđu iin seriler birim kűklűdűr. Ancak TGE serisi 3 frekanslı tablo kritik deđerlerine gűre incelenmiřtir. TGE (-3,640) deđiřkeni yapısal kırılmalı Fourier fonksiyonu dikkate alınarak %5 (-3,06) uygulanan test sonucuna gűre tablo kritik deđerlerinden kűűk olduđu iin Fourier terimleri anlamlı olduđu ve serinin durađan olduđu sonucuna varılmıřtır. Yani yapısal kırılmalar etrafında TGE serisi durađan ıkmıřtır.



SONUÇ

Durağanlık sınamaları zaman serisi literatüründe önemli bir yere sahiptir. Durağan olmayan serilerle yapılan analizlerde sahte regresyon problemi meydana gelebilmektedir. Bu durum ciddi bir problemdir. Doğal afetler, ekonomik krizler, savaşlar, politika değişimleri gibi birçok sebeple zaman serilerinde iniş ve çıkışlar meydana gelebilmektedir. Serinin seyrinde bu gibi sebeplerden dolayı meydana gelen değişimler yapısal kırılma veya yapısal değişim olarak adlandırılmaktadır. Geleneksel birim kök testleri serilerin birim kök süreçlerini sıarken yapısal kırılmaları dikkate almazlar. Sadece serinin zaman içerisinde izlediği süreçteki ortalama ve varyansındaki değişimleri göz önünde bulundurur. Sistemin dışında gerçekleşen krizler, şoklar ya da başka olağan üstü durumlarla ilgilenilmezler. Bu nedenle kırılmaların dikkate alınmaması yanıltıcı sonuçlara sebebiyet verebilmektedir. Yaygın olarak ekonometrik çalışmalarda kullanılan birim kök testleri ADF, PP ve KPSS vb. testlerdir. Bu testler kullanılarak Türkiye'nin önemli görülen makroekonomik değişkenlerinin birim kök testleri sıanmıştır. Literatürde yaygın olarak kullanılan bu testler serilerin trend fonksiyonunda meydana gelen yapısal kırılmaları dikkate almadan düzey değerde birim köklü olduğu sonucunu ifade etmektedir. Bu nedenle serilerin trend fonksiyonunda meydana gelen yapısal kırılmaları dikkate alan testler ile seriler incelenmiştir. Yapısal kırılmalı testlerin kullanıldığı analiz aşamasında ise ilk olarak bir yapısal kırılmaya dikkat eden ZA testi ile seriler test edilmiş ve serilerin tek yapısal kırılma etrafında düzey değerde birim köklü olduğu sonucu ortaya çıkmıştır. Daha sonra birden fazla yapısal kırılmaları dikkate alan LS testi ile seriler analiz edilmiş ve SUE değişkeninin 2008:03 – 2017:02 çeyreklerinde meydana gelen iki yapısal kırılmayla birlikte durağan olduğu REDK, TGE ve TÜFE değişkenlerinin birim köklü oldukları tespit edilmiştir. Akabinde Fourier birim kök testleri uygulanmıştır. BEL testinin uygulandığı REDK, SUE ve TUF E serilerinin birim köklü olduğu ancak TGE serisinin yapısal kırılmalı Fourier fonksiyonu dikkate alınarak uygulanan test sonucuna göre durağan olduğu belirlenmiştir. Devamında CL Fourier birim kök testi uygulanmış ve REDK, SUE ve TUF E serilerinin birim köklü olduğu tespit edilmiş, bununla birlikte TGE serisi BEL testi sonucuyla benzer olarak yapısal kırılmalar etrafında durağan çıkmıştır.

Gerçekleştirilen birim kök testi sonuçlarına bakıldığında geleneksel birim kök testleri ile yapılan analizlerde seriler düzey değerde durağan değilken, iki yapısal kırılmayı dikkate alan

LS testinde SUE deęişkeni, Fourier terimleri ile yapısal kırılmayı dikkate alan BEL ve CL testinde ise TGE serisi yapısal kırılmalar etrafında duraęan çıkmıştır. Perron (1989) yaptığı çalışmada özellikle iktisadi zaman serilerinde meydana gelen yapısal deęişimlerin serinin ortalamasını kalıcı olarak etkilediğini belirterek seride mevcut olan bir yapısal kırılmanın duraęan dışılıęa sebep olabileceğini ifade etmiştir. Yapısal kırılmaları dikkate almayan birim kök testlerinin, duraęan olan serilerin birim köklü olduęu sonucuna varılmasına neden olabileceği ve kurulan regresyon modellerinden elde edilen çıkarsama ve öngörülerin yanıltıcı sonuçlar verebileceği belirtilmektedir.



KAYNAKÇA

- Baillie, R. T. (1996). Long memory processes and fractional integration in econometrics. *Journal of econometrics*, 73(1), 5-59.
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometrics*, 4.bs., Berlin, Springer, s.356.
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. ve Stock, J. (1992). Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: Theory and International Evidence, *Journal of Business and Economic Statistics*, 19, 271-287.
- Becker, R., Enders, W. ve 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.
- Beran, J. (1994). *Statistic For Long Memory Process*, Germany, Chapman & Hall, s.59.
- Bollen, N. P., Gray, S. F. ve Whaley, R. E. (2000). Regime switching in foreign exchange rates: Evidence from currency option prices. *Journal of Econometrics*, 94(1-2):239/276.
- Bozoklu, Ş., ve Yılcı, V. (2010). Reel Döviz Kurlarının Durağanlığı: E7 Ülkeleri İçin Ampirik Bir İnceleme. *Maliye Dergisi*, 158, 587-606.
- Breitung, J. (2002). Nonparametric tests for unit roots and cointegration. *Journal of Econometrics*, 108:342/363.
- Cavaliere, G. (2005). Limited time series with a unit root. *Econometric Theory*, 21(5):907/945.
- Cavaliere, G. ve Taylor, A. R. (2007). Testing for unit roots in time series models with non-stationary volatility. *Journal of Econometrics*, 140(2):919/947.
- Cavaliere, G. ve Xu, F. (2014). Testing for unit roots in bounded time series. *Journal of Econometrics*, 178:259/272.
- Cavaliere, G. ve Xu, F. (2014). Testing for unit roots in bounded time series. *Journal of Econometrics*, 178:259/272.
- Chen, C., ve Tiao, G. C. (1990). Random level-shift time series models, ARIMA approximations, and level-shift detection, *Journal of Business & Economic Statistics*, 8(1), ss.85.
- Cheung, Y.-W. ve Chinn, D. (1996). Deterministic, stochastic and augmented trends in aggregate output: a cross-country analysis, *Oxford Economic Papers*, 48, 134-162.

- Christopoulos, D. K. ve León-Ledesma, M. A. (2010). Smooth breaks and non-linear mean reversion: Post-bretton woods real exchange rates, *Journal of International Money and Finance*, 29(6), 1076-1093.
- Cogley, T. (1990). International evidence on the size of the random walk in output, *Journal of Political Economy*, 96, 501-518.
- Çabuk, A. ve Balcılar, M. (1998), What Does A Unit Root Mean? The Statistical and Economic Interpretation Of Unit Root Processes With A Survey Of Unit Root Test, *Journal of the Faculty of Economics and Administrative Sciences, Cukurova University, Special Issue on Econometrics*, 8, 289-332.
- Çil, N. (2018). *Finansal Ekonometri*, Der Yayın, No:450.
- Del Barrio Castro, T., Osborn, D. R. ve Taylor, A. R. (2016). The performance of lag selection and detrending methods for hegy seasonal unit root tests. *Econometric Reviews*, 35(1):122/168.
- Del Barrio Castro, T., Osborn, D. R., ve Taylor, A. R. (2012). On augmented hegy tests for seasonal unit roots. *Econometric Theory*, 28(5):1121/1143.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a):427/431.
- Dickey, D. A. ve 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.
- Ekinci, Ç. (2011). Uluslararası Reel faiz Oranı Serisindeki Kalıcılığın Yapısal Kırılma Durumunda İncelenmesi. (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Ankara: Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Eroğlu, B. A., Göğebakan, K. Ç. ve Trokiç, M. (2018). Powerful nonparametric seasonal unit root tests. *Economics Letters*, 167:75/80.
- Glynn J., Perera N. ve Verma R., (2007). Unit Root Tests and structural Breaks: a Survey with Applications. *Revista de Métodos Cuantitativos Para la Economía y la Empresa*, 3 (June 2007), 63-79.

- Granger, C. ve Hyung, WJ. N. (2004). Occasional structural breaks and long memory with an application to the S&P 500 absolute stock returns. *Journal of empirical finance* 11.3, s.399-421
- Granger, C. W. (2010). Some thoughts on the development of cointegration. *Journal of Econometrics*, 158(1):3/6.
- Granger, C. W., ve Joyeux, R. (1980). An introduction to long-memory time series models and fractional differencing. *Journal of time series analysis*, 1(1), 15-29.
- Gregoir, S. (2006). Efficient tests for the presence of a pair of complex conjugate unit roots in real time series. *Journal of Econometrics*, 130(1):45/100.
- Grilli, V. ve Kaminsky, G. (1991). Nominal exchange rate regimes and the exchange rate: Evidence from the United States and Great Britain 1885-1986, *Journal of Monetary Economics*, 27, 191-212.
- Harrison, J. (1985). *Brownian motion and stochastic flow systems*. New York: Wiley.
- Hasanov, M., ve Telatar, E. (2011). A Re-examination of Stationarity of Energy Consumption: Evidence from New Unit Root Tests. *Energy Policy*, 39 (12), 7726-7738.
- Hayashi, N. (2005). Structural Changes and Unit Roots in Japan's Macroeconomic Time Series: Is Real Business Cycle Theory Supported?. *Japan and the World Economy*, 17 (2), 239-259.
- Hosking, J. R. M. (1981). Lagrange-multiplier tests of multivariate time-series models. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 43(2), 219-230.
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. ve Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44(1-2):215/238.
- İğde, E. (2010). Yapısal değişiklik altında birim kök testleri Ve bazı makro iktisadi değişkenler üzerine. (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Adana: Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Jansson, M. ve Nielsen, M. _ (2011). Nearly efficient likelihood ratio tests for seasonal unit roots. *Journal of Time Series Econometrics*, 3(1).
- Kapetanios, G., Shin, Y. ve Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework, *Journal of econometrics*, 112(2), 359-379.

- Kormendi, R. ve Meguire, P. (1990). A multicountry characterisation of the non-stationarity of aggregate output, *Journal of Money, Credit and Banking*, 22, 77-93.
- Kula, F., Aslan, A., ve Ozturk, I. (2012). Is Per Capita Electricity Consumption Stationary? Time Series Evidence from OECD Countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 16 (1), 501-503.
- Lau, E. ve Baharumshah, A. (2005). Mean-reverting behaviour of current account in Asian countries, *Economics Letters*, 87, 367-371.
- Lee, J. ve Strazicich, M. (2001). Break point estimation and spurious rejections with endogeneous unit root tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63, 535-558.
- Lee, J. ve Strazicich, M. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks, *Review of Economics and Statistics*, 85, 1082-1089.
- Lee, J. ve Strazicich, M. (2004). Minimum LM unit root test with one structural break, Working paper 04-17, Department of Economics, Appalachian State University.
- Lee, J., ve Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85 (4), 1082-1089.
- Lewis, R. ve Reinsel, G. C. (1985). Prediction of multivariate time series by autoregressive model_tting. *Journal of Multivariate Analysis*, 16(3):393/411.
- Leybourne, S., Newbold, P., ve Vougas, D. (1998). Unit roots and smooth transitions. *Journal of time series analysis*, 19(1), 83-97.
- Lumsdaine, R. ve Papell, D. (1997). Multiple trend break and the unit root hypothesis, *Review of Economics and Statistics*, 79, 212-218.
- Lütkepohl, H., Kräzig, M., ve Phillips, P. C. (2004). *Applied time series econometrics*, U.S.A., Cambridge University Press, s.27.
- Maddala, G. S. ve Kim, I. M. (1998). *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge, Cambridge University Press. s. 8
- Narayan, P. K., ve 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.
- Narayan, P. K., ve Popp, S. (2013). Size and power properties of structural break unit root tests. *Applied Economics*, 45(6), 721-728.

- Narayan, P. K., ve Smyth, R. (2005). Structural Breaks and Unit Roots in Australian Macroeconomic Time Series. *Pacific Economic Review*, 10 (4), 421-437.
- Narayan, P.K. (2005). New evidence on purchasing power parity from 18 OECD countries, *Applied Economics*, 37, 1063-71.
- Narayan, P.K. (2006). Are bilateral real exchange rates stationary? Evidence from Lagrange multiplier unit root tests for India, *Applied Economics*, 38, 63-70.
- Narayan, P.K. (2006). Are bilateral real exchange rates stationary? Evidence from Lagrange multiplier unit root tests for India, *Applied Economics*, 38, 63-70.
- Narayan, P.K. ve Popp, S. (2010). A new unit root test with two structural breaks in level and slope at unknown time, *Journal of Applied Statistics*, 37, 1425-1438.
- Nelson, C. R. ve Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10(2):139/162.
- Nielsen, M. (2009). A powerful test of the autoregressive unit root hypothesis based on a tuning parameter free statistic. *Econometric Theory*, 25(6):1515/1544.
- Nunes, L., Newbold, P. ve Kuan, C. (1997). Testing for unit roots with breaks: Evidence on the great crash and the unit root hypothesis reconsidered, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 435-448.
- Pascalau, R. (2010). Unit Root Tests with Smooth Breaks: An Application to The Nelson–Plosser Data Set. *Applied Economics Letters*, 17 (6), 565-570.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Perron, P. (1997). Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables, *Journal of Econometrics*, 80, 1997, s.355-385.
- Pesaran, M.H. (2015). *Time Series and Panel Data Econometrics*, Oxford, Oxford University Press, s.267.
- Rodrigues, P. M. ve Rubia, A. (2005). The performance of unit root tests under level-dependent heteroskedasticity. *Economics Letters*, 89(3):262/268.
- Rodrigues, P. M. ve Taylor, A. R. (2007). Efficient tests of the seasonal unit root hypothesis. *Journal of Econometrics*, 141(2):548/573.

- Romer, C. (1986). Spurious volatility in historical unemployment data. *Journal of Political Economy*, 94(1):1/37.
- Schmidt, P. ve P.C.B. Phillips, (1992). LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 257-287.
- Smith, R. J., Taylor, A. R., ve Del Barrio Castro, T. (2009). Regression-based seasonal unit root tests. *Econometric Theory*, 25(2):527/560.
- Taylor, A. R. (2005). Variance ratio tests of the seasonal unit root hypothesis. *Journal of Econometrics*, 124(1):33/54.
- Wei, William WS. (2006). *Time series analysis*, 2.bs, Boston, Pearson Addison Wesley, s. 57
- Yılancı, V. (2009). Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye İçin İşsizlik Histerisinin Sınanması. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10 (2), 324-335.
- Zivot, E. ve D. W. K. Andrews (1992). Further Evidence on the Great Crash, the OilPrice Shock and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 251-270.