T.C.
İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

ZAMAN SERİSİ BİRİM KÖK TESTLERİ VE BİR UYGULAMA

YÜKEK LİSANS TEZİ

DANIŞMAN
DOÇ. DR. FATMA ZEREN

HAZIRLAYAN
CEMİLE İZOLLUOĞLU

MALATYA-2019

T.C.
İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

ZAMAN SERİSİ BİRİM KÖK TESTLERİ VE BİR UYGULAMA

YÜKEK LİSANS TEZİ

Cemile İZOLLUOĞLU

Danışman
Doç. Dr. Fatma ZEREN

MALATYA-2019

T.C.

İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ

SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

ZAMAN SERİLERİ BİRİM KÖK TESTLERİ VE BİR UYGULAMA

YÜKSEK LİSANS TEZİ

DANIŞMAN	HAZIRLAYAN
DOÇ. DR. FATMA ZEREN	**CEMİLE İZOLLUOĞLU**

Jürimiz 16.09.2019 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda Yüksek Lisans Tezi (oy birliği) ile başarılı bulunarak Ekonometri Ana Bilim dalında Yüksek Lisans Tezi olarak kabul edilmiştir.

Jüri Üyelerinin Adı Soyadı	**İmza**
1. Prof. Dr. Mehmet GÜNGÖR	....
2. Doç. Dr. Fatma ZEREN	....
3. Dr. Öğr. Üyesi Özge KORKMAZ	....

İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Yönetim Kurulunun .... tarih ve ....sayılı kararıyla bu tezin kabulü onaylanmıştır.

....

Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürü

ONUR SÖZÜ

Doç. Dr. FATMA ZEREN'in danışmanlığında yüksek lisans tezi olarak hazırladığım "ZAMAN SERİLERİ BİRİM KÖK TESTLERİ VE BİR UYGULAMA" isimli çalışmamın, bilimsel ahlak ve geleneklere ters düşmeyecek şekilde yardıma başvurmaksızın tarafımdan yazıldığını ve faydalandığım tüm yapıtların hem metin içinde hem de kaynakçada usulüne uygun şekilde gösterildiğini beyan eder, bunu onurumla doğrularım.

Tarih:

Ad-Soyad:

İmza:

TEŞEKKÜR

Hazırladığım tez çalışmam boyunca bilgisini ve yardımını esirgemeyen tez danışmanım Sayın Doç. Dr. Fatma ZEREN'e

Kapısı öğrencilerine her daim açık olan bölüm başkanımız Sayın Prof. Dr. Mehmet GÜNGÖR'e,

Bana olan inancı, desteği ve dostluğu ile her daim yanımda olan Sayın Dr. Esra CANPOLAT'a

Takıldığım her konuda yardımlarını esirgemeyen Ekonometri bölümündeki tüm hocalarım ve arkadaşlarıma,

Canım kardeşim Kübra AKBEY'e

Biricik kızım Begüm'e,

Hayat boyu öğrenme aşkını yüreğime yerleştiren anne ve babama,

En içten teşekkürlerimi sunuyorum.

ÖZET

Ekonometrik çalışmalar yaparken kullandığımız zaman serileriyle doğru sonuçlara ulaşabilmemiz ve isabetli öngörülerde bulunabilmemiz için durağanlık sınamaları oldukça önemlidir. Çünkü serilerin durağanlık varsayımını sağlamadan yapacağımız çalışmalar sahte regresyon ve benzer bazı sorunlara neden olarak bizleri yanıltıcı çıkarımlara götürecektir. Durağanlık sınamalarında kullandığımız yöntemlerden biri olan birim kök testleri son 20 yılda oldukça önem kazanmıştır. Zaman serilerinin özelliklerine ve inceleme yapılan dönemde meydana gelen önemli olayların seride neden olacağı yapısal kırılmaların analizlere dahil edilme şekillerine göre birim kök testlerinin gelişimi ve çeşitliliği artan bir ivmeyle devam etmektedir.

Çalışmamızda birim kök testlerinin temelini oluşturan ve ilk geliştirilen birim kök testi olan Dickey-Fuller testinden başlanarak günümüze kadar gelen farklı özelliklerdeki zaman serileri birim kök testlerine yer verilmiştir. Dickey-Fuller testinin de içinde bulunduğu geleneksel birim kök testleri anlatıldıktan sonra yapısal kırılmalı birim kök testlerine geçilmiştir. Yapısal kırılmalı birim kök testleri geleneksel birim kök testlerinde yer verilmeyen ve seride ani değişimlere neden olan şok olarak da isimlendirilen kırılmaların modele dâhil edilmesiyle elde edilmiştir. Bu testlerden sonra doğrusallık varsayımını sağlamayan yani doğrusal olmayan birim kök testleri tanıtılmıştır. Son olarak da yapısal kırılmaların sayısını ve tarihini modele fourier fonksiyonu olarak dâhil eden fourier birim kök testlerinden bahsedilmiştir. Çalışmada teorik olarak incelenen birim kök testleri Türkiye'nin 1960-2015 yılları arasındaki enerji tüketimi serisine uygulanarak birim kök testlerinin sonuçlarının karşılaştırılmasına yer verilmiştir. Elde elde edilen sonuçlar iktisadi olarak yorumlanarak çalışma sonlandırılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Zaman Serisi, Doğrusal Olmayan Birim Kök, Yapısal Kırılma, Enerji.

ABSTRACT

Stability tests are very important in order to reach accurate results with time series and make accurate predictions when we use econometric studies. Because the studies we will do without providing the stasis assumption of the series will lead to misleading inferences by causing false regression and some similar problems. Unit root tests, which is one of the methods used in stasis tests, have gained considerable importance in the last 20 years.The development and diversity of unit root tests continue with an increasing acceleration according to the characteristics of time series and the ways in which the structural breaks caused by the important events occurring in the examined period are included in the analyzes.

In our study, the unit root tests which have different characteristics starting from Dickey-Fuller test, which is the first unit root test which is the basis of unit root tests, are included. After the traditional unit root tests including Dickey-Fuller test, the unit root tests with structural breaks were introduced. Structural rupture unit root tests were obtained by incorporating the fractures that are not included in the traditional unit root tests and which also called shock changes causing series changes. After these tests, nonlinear unit root tests which do not provide the assumption of linearity are introduced. Finally, fourier unit root tests, which include the number and history of structural breaks as a fourier function, are mentioned. The study examined theoretically unit root tests applied to Turkey's energy consumption series between the years 1960-2015 unit root tests are given of the results of the comparison. The results obtained were interpreted as economic and the study was concluded.

Key Words: Time Series, Nonlinear Unit Root, Structural Fracture, Energy.

İÇİNDEKİLER

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK TESTLERİ

BEŞİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİLERİNDE FOURİER BİRİM KÖK TESTLERİ

ALTUNCI BÖLÜM

UYGULAMA

KISALTMALAR

ABD : Amerika Birleşik Devletleri
ADF : Genişletilmiş Dickey-Fuller
AIC : Akaike Bilgi Kriteri
AR : Otoregresif Süreç
ARMA : Otoregresif Hareketli Ortalamalar Süreci
CADF : Yatay Kesit Bağımlılığı Durumu İçin Genişletilmiş ADF
CIPS : Yatay Kesit Bağımlılığına Genişletilmiş IPS
DF : Dickey Fuller
EKK : En Küçük Kareler
ESTAR : Üstel Dağılım Fonksiyonlu Yumuşak Geçişli Otoregresif Süreç
GLS : Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
GSYİH : Gayri Safi Yurt İçi Hasıla
KKT : Kalıtı Kareler Topluluğu
KPSS : Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin
LM : Lagrange Çarpanı
LSTAR : Lojistik Dağılım Fonksiyonlu Yumuşak Geçişli Otoregresif Süreç
MA : Hareketli Ortalamalar Süreci
MIC : Modifiye Edilmiş Bilgi Kriteri
MTAR : Momentum Eşik Değerli Otoregresif Süreç
OLS : En Küçük Kareler
PP :Phillips-Perron
SETAR : Kendinden Uyarımlı Eşik Otoregresif Süreç
SIC : Schwarz Bilgi Kriteri
STAR : Yumuşak Geçişli Otoregresif Süreç
TAR : Eşikli Otoregresif Süreç

TABLOLAR LİSTESİ

GİRİŞ

Günümüz dijital dünyasında verilerin farklı tasnif yöntemleriyle sıralanması veya dönüştürülmesi ile elde edilen serileri ekonometrik analizler yapma sürecinde farklı şekillerde kategorize edebilmekteyiz. Çalışmamız boyunca bu veri türlerinden zaman serisi verilerini inceleyeceğiz. Zaman serilerini iktisadi, sosyal, eğitimsel vb. olayların değişim sürecinin bir zaman periyodu boyunca incelenmesi olarak belirtebiliriz. Bu periyod ilgilendiğimiz alanın ve veri türünün özelliklerine göre saat, gün, ay, yıl veya mevsim olabilmektedir. Örneğin; Türkiye'nin günlük döviz kuru fiyatları, aylık enflasyon oranları, yıllık ithalat ve ihracat miktarları, mevsimlik turizm gelirleri vb. zaman serisi verileridir.

Ekonometrik çalışmalar yaparken modellemelerimizi belirli varsayımlar altında yaparız. Zaman serileriyle yaptığımız analizler belirli varsayımlar üzerine temellendirilmiş zaman serisi veri setlerinin modellenmesiyle oluşturulmaktadır. Zaman serisi verileri kullanılarak yapılan analizlerin en temel varsayımlardan birisi serinin durağan olduğunun kabul edilmesidir. İlk olarak Yule 1926 yılında durağan olmayan zaman serileriyle yapılan analizlerin 'sahte regresyon' içerdiğini belirtmiştir. 1974 yılında Granger ve Newbold ise sahte regresyonun sonuçlarını içeren 'Ekonometride Sahte Regresyon' adlı çalışmalarını geliştirmişlerdir. Sahte regresyon içeren serilerle yapılan analizler yanıltıcı sonuçlar verebilmektedir. Bu sorunun ortadan kaldırılması için de serilerin durağan hale getirilmesi şarttır. Nelson ve Plosser 1982 yılında birçok makro ekonomik zaman serisinin durağan olmayan bir süreç izlediği sonucuna vararak durağanlık sınamalarının önemini arttıran bir çalışma ortaya koymuşlardır.

Zaman serilerinde durağanlık varsayımın sağlanamaması birçok yanıltıcı sonuca varılmasına neden olmaktadır. Durağan olmayan veriler ile kurulan regresyon modelleri ile yapılan çalışmalarda; R^2, Durbin-Watson testi ve t istatistikleri yanıltıcı (sahte) değerler alabilmekte böylece ekonomistlerin regresyon değişkenleri arasında anlamlı bir ilişki olduğu sonucuna varmasına neden olabilmektedir. Durağan olmayan değişkenlerin sonsuz bir değişkenliği olduğundan, sıradan en küçük kareler (OLS) kullanımı geçersiz ve hatalı sonuçların benimsenmesine neden olmaktadır(Kennedy, 2008: 296).

Zaman serileri durağan olmadığında ilk olarak seride trend olup olmadığına bakılması gerekiyor. Şayet seride trend varsa durağanlık sınamasından önce serinin trendden arındırılması gerekmektedir. Bu trend, doğrudan çıkarma veya farklılaşma ile giderilebilir. y_t bir zaman serisi olmak üzere serinin trendden arındırılması için birinci farkı $(y_t - y_{t-1})$, ikinci farkı $\{(y_t - y_{t-1}) - (y_{t-1} - y_{t-2})\}$, vb. şekilde alınabilmektedir(Amemiya, 1985:159-160). Trendden arındırılan zaman serisi için durağanlık sınamaları farklı yöntemlerle yapılmaktadır. Teknolojinin gelişmesiyle bu yöntemlerden biri olan birim kök testlerinin kullanımı hızlı bir ivme kazanmıştır.

Çalışmamızın birinci bölümünde öncelikle zaman serisi kavramına değinilmiş, zaman serilerinde durağanlığın tanımı yapılarak sahte regresyon kavramı açıklanmıştır. Durağan olmayan serileri tespit etmek için kullanılan yöntemlerden biri olan birim kök kavramı açıklanarak birinci bölüm tamamlanmıştır. İkinci bölümde geleneksel birim kök testleri incelenmiştir. Üçüncü bölümde seride yapısal değişimlere izin veren yapısal kırılmalı birim kök testlerine değinilmiştir. Dördüncü bölümde doğrusallık varsayımını içermeyen doğrusal olmayan birim kök testleri anlatılmıştır. Beşinci bölümde yapısal kırılmaların zamanını ve sayısını modele eklenen Fourier fonksiyonu ile yakalamaya çalışan Fourier birim kök testleri tanıtılmıştır. Altıncı bölümde ise Türkiye'nin 1960-2015 yılları arasındaki enerji tüketimi durağanlık sınaması birim kök testleri ile yapılarak sonuçlar karşılaştırılmıştır.

BİRİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİSİ

Zaman serisi, değişkenlerin gün, ay, yıl vb. düzenli zaman birimleri boyunca izlendiği serilerdir. Zaman serileri analizi ise belirli ekonometrik varsayımlar altında zaman serisini oluşturan veri setlerinin modellenmesiyle oluşturulmaktadır. Örneğin; bir ülkenin günlük hisse senedi fiyatları, aylık enflasyon veya işsizlik oranları, yıllık ithalat ve ihracat miktarları vb. zaman serisi verileridir.

Zaman serisi verileri stokastik yani rassal olarak belirlenebilir. Zaman serilerinde stokastik süreç gözlemlerin belirli bir olasılık dağılımına göre oluşturulduğu istatistiksel bir süreçtir. Y rassal değişkeni için stokastik süreç genellikle $\{Y_t\}_{-\infty}^{+\infty}$ olarak gösterilir. Bunun gerçekleşmesi $t = 1, 2, \ldots., T$ olmak üzere $\{y_t\}_1^T$ şeklinde ifade edilir. Stokastik süreç birden fazla gerçekleşmesi olan bir süreçtir ve rassal değişkenlerin nasıl üretileceği ile ilgili olasılık yasasına tabidir (Yavuz,2015:69).

Zaman serisi verileri kullanılarak yapılan analizlerin en temel varsayımlardan birisi serinin durağan olduğunun kabul edilmesidir.

1.1. Zaman Serilerinde Durağanlık

Ekonometrik modellerin kurulması için gerekli olan örneklem büyüklüğünün bilgisayar programlarının gelişmesiyle birlikte ciddi boyutlarda artması; saatlik, günlük, haftalık, aylık, yıllık vb. farklı zaman birimleri ile yapılan zaman serisi analizlerinin önem kazanmasını sağlamıştır.

Zaman serisi analizi Box ve Jenkins'in 1970 yılında yaptığı çalışması ile hızlı bir gelişim evresine girmiştir. Bu çalışmada zaman serisi analizi ile serilerin zaman boyutu boyunca izledikleri yol ve serilerin geçmiş değerlerinden hareketle geleceğe dair yapılan tahminler ve farklı yöntemler anlatılmıştır. Box ve Jenkins'in geleneksel zaman serisi analizlerine alternatif olarak geliştirdiği stokastik zaman serisi modelleri stokastik süreçlere, pür rassal sürece ve otokorelasyon fonksiyonlarına dayanmaktadır(Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010:45). Zaman serisi analizlerinde öngörülerin isabetli sonuçlar verebilmesi için gerekli varsayımlardan biri serinin durağan bir süreç izlemesidir.

Bir zaman serisi modeli geliştirilmesiyle elde edilen seri durağan değilse yani stokastik sürecin niteliği zaman periyodu boyunca değişim gösteriyorsa, serinin geçmiş ve gelecek yapısını basit bir cebirsel model ile ifade edemeyiz. Şayet stokastik süreç zaman periyodu boyunca sabit ise serinin geçmiş değerleri kullanılarak seriye ait sabit katsayılı bir model oluşturarak seri durağandır diyebiliriz(Kutlar,2009).

Nelson ve Plosser (1982) çalışmalarında ABD için uzun tarihsel zaman serileri kullanarak bu serilerin durağan olmayan stokastik bir süreç izlediğini ortaya koymuşlardır. Bu bilgiden hareketle makroekonomik zaman serilerinin tamamına yakınının durağan olmadığı sonucuna varmışlardır(Nelson, Plosser,1982).

Serinin bir parametresindeki değişmeler kendi geçmiş değerleri ile açıklanırken parametrenin artan veya azalan bir trende sahip olması stokastik trend olarak adlandırılır. Stokastik trend içeren seride zaman değişkeni yoktur. Deterministik trend de ise bir parametredeki değişmeler, zaman değişkeninin katsayısının sıfırdan farklı olması koşuluyla katsayının işaretine göre bağımlı değişkenin azalma veya artma eğilimi göstermesi durumunda oluşur(Bozkurt,2007).

Durağan olmayan zaman serilerinde öncelikle serinin trend içerip içermediğine bakmalıyız. Zaman serisi trend içeriyorsa öncelikle trendden arındırmalıyız sonrasında durağanlık sınaması yapmalıyız. Bir zaman serisi deterministik bir trend içeriyorsa serinin zaman ya da trend değişkenine göre regresyonu alınarak durağan hale gelmesi sağlanır ve böylece regresyondan elde edilen kalıntılar trend içermez. Fakat seri stokastik bir trend içeriyorsa seri farkı alınarak durağan hale getirilir(Gujarati,2016:319-340).

Durağanlığı; zaman serilerinin ortalaması ve varyansı sabit kalıyorken, iki dönem arasında hesaplanan kovaryansın hesaplandığı döneme değil de iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olmasını içeren stokastik bir süreç olarak tanımlayabiliriz. Bu şekilde tanımlanan durağanlığa zayıf durağan, olasılıklı veya kovaryans durağan süreç de denmektedir. Durağan zaman serilerinin en temel özelliği serinin ortalamasının zamanla değişmeyeceğidir ki bu seride art arda gelen iki değer arasındaki farkın zaman teriminin kendisinden kaynaklanmaması, sadece zaman birimleri arasındaki mesafeden kaynaklanması sonucunu ortaya çıkarmaktadır. Zaman serisi analizi yapılırken seçilen gerçek dünyadaki iktisadi seriler sıklıkla durağan olmamakta, serinin ortalaması zamanla değişebilmekte ve artan yada azalan bir trend izleyebileceği gibi serilerdeki dalgalanmalardan kaynaklanan kırılmalar da durağanlığı ortadan kaldırabilmektedir(Kutlar, 2017: 4).

Y_t, aşağıdaki özellikleri taşıyan bir zaman serisi ise:

Ortalama: $E(Y_t)=\mu$ (1.1)

Varyans: $Var(Y_t)= E(Y_t- \mu)^2=\sigma^2$ (1.2)

Ortak varyans $\gamma_k=E[(Y_t-\mu)(Y_{t+k} - \mu)]$ (1.3)

Denklemlerde; μ, ortalama; γ_k, Y_t ile Y_{t+k} arasındaki k dönem fark olan ortak varyanstır. Durağan bir zaman serisinin; ortalaması, varyansı ve farklı gecikmelerdeki ortak varyansı ölçüm yaptığımız her zaman periyodunda aynı kalır. Yukarıdaki varsayımları sağlayamayan zaman serisi durağan olmayan zaman serisi adını alır (Gujarati, 2011: 713).

Durağan olmayan zaman serileri kullanılarak yapılan ekonometrik analizlerde ilişkili olmayan serilerin ilişkiliymiş gibi göründüğü sahte regresyon sorunu ile karşı karşıya kalınabilmektedir. Aralarında ilişki olmayan değişkenler ile kurulan regresyon modelinin, değişkenlerdeki durağan dışılık yüzünden aralarında bir ilişki varmış gibi sonuç vermesi şeklinde tanımlanan sahte regresyon kavramı ilk defa Yule (1926) tarafından ifade edilmiştir(Yule, 1926: 1-64).

Durağan olmayan serilerle oluşturulan regresyon analizlerinde, değişkenler arasında herhangi bir ilişki olmadığı durumlarda bile yanıltıcı boyutlarda anlamlı regresyon sonuçları elde edilebilmektedir. Bu durumda katsayıların anlamlılık sınamalarında kullanılan t ve F testlerine dayanan istatistik sonuçları yanıltıcı olduğu gibi belirlilik katsayısı olan R^2 de oldukça yüksek çıkarak sahte regresyon problemini ortaya çıkarmaktadır(Granger, Newbold, 1974: 111-120).

Zaman serilerinde durağanlığın sınanması için farklı ve birbirini tamamlayıcı yöntemler mevcut olmakla birlikte ilk olarak serinin grafiğinin çizilmesi durağanlık hakkında ön bilgi edinmemizi sağlar. Serilerin grafiğinin çizilmesi ile durağanlık ile ilgili edinilen bilgi biçimsel bir bilgidir ve sistematik bir süreç içermez. Durağanlık ile ilgili daha sistematik bilgi içeren sınamalar elde etmek için seriye korelogram testi veya birim kök testini uygulamamız gerekir. Bu çalışmada durağanlığın birim kök testleri ile sınanması üzerinde durulmuştur.

1.2. Zaman Serilerinde Birim Kök Kavramı

Ekonometrik çalışmalarımızda genellikle iktisadi olaylara ait zaman serileri ile çalışırız ve bu iktisadi zaman serileri çoğunlukla birim kök içermektedir.

Zaman serilerinin kendi geçmiş dönem değerlerini de içermesiyle oluşan otoregresif zaman serilerinde durağanlık serinin karakteristik denkleminin köklerine bağlı olmaktadır. Karakteristik denklemin köklerinden en az bir tanesi mutlak değerce 1 veya 1 den büyük ise seri durağan değildir. Karakteristik denklemin bütün kökleri mutlak değerce 1 den küçük ise seri durağandır. Öte yandan köklerin mutlak değerce 1 olması durumu literatürde Birim Köklü Zaman Serileri olarak isimlendirilir ve oldukça sık karşımıza çıkmaktadır(Akdi,2003:216).

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \tag{1.4}$$

Klasik doğrusal regresyon modelinde olduğu gibi (1.4) nolu denklemdeki u_t stokastik bir hata terimi olup, $E(u_t)$=0 sıfır ortalamalı; $Var(u_t) = \sigma_u^2$ sabit varyanslı ve $Kov(u_t u_{t-s}) = 0\,, s \neq 0$ şeklinde ifade edilir. Zaman serisi analizinde birbirinden bağımsız normal dağılımlı böyle bir hata terimi Beyaz Gürültü Hata Terimi olarak adlandırılır. Bu sürece de Beyaz Gürültü Süreci adı verilir. Birinci dereceden otoregresif (1.4) nolu modelde $\rho = 1$ ise zaman serisi birim kök içermektedir denir. Böylece Y_t serisi durağan değildir ve Y_t stokastik değişkeni birim köke sahiptir. Zaman serisi analizinde birim kök içeren bir zaman serisi Tesadüfi (Rastsal) Yürüyüş Zaman Serisi olarak kabul edilir ve tesadüfi yürüyüş zaman serisi modelleri durağan değildir(Ertek,1996:386).

Birinci dereceden otoregresif bir süreç olan (1.4) nolu modelde $\rho = 1$ olmasıyla birim kök probleminin ortaya çıkması durumunda t artarken varyansta sonsuz büyüklükte artacaktır. Seri durağan olmadığı için serinin önceki dönemlerde ortaya çıkan şokların etkisi altında olduğu varsayılacaktır. Şokların kalıcı olması zaman serisinin trendinin stokastik(olasılıklı) bir trend içerdiğini ve durağan olmadığını gösterecektir(Dikmen,2009:288-289).

İKİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİSİ GELENEKSEL BİRİM KÖK TESTLERİ

Özellikle ekonomik verilerle oluşturulan zaman serileri analizinde ekonometrik modeller kurulurken seriye ait varsayımlardan biri serinin durağan olması yani birim kök içermemesidir. Zaman serilerinde birim köklerin varlığını araştıran ilk birim kök testi 1979 yılında Dickey ve Fuller tarafından geliştirilmiştir. Birinci dereceden bir birim kökün varlığının ve trendin anlamlılığının birlikte araştırılmasında kullanılmaktadır. Dickey ve Fuller (1979) geliştirdikleri testin model oluşturma sürecinde; sabitsiz ve trendsiz; sabitli ve trendsiz; sabitli ve trendli model olmak üzere üç farklı test modeli oluşturmuşlardır. Oluşturdukları bu modeller için tau test istatistiklerini elde ederek hipotez testi sürecinde kullanmışlardır. Dickey-Fuller (1979) testi hata terimlerinin istatistiki olarak bağımsız ve sabit varyansa sahip olduklarını yani otokorelasyonsuz oldukları varsayımını kabul etmektedir. Dickey ve Fuller (DF) testlerinde hata terimlerinde genellikle var olan otokorelasyon problemini gidermek için 1981 yılında Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF) testi oluşturulmuştur. Oluşturulan ADF testinde modele uygun gecikmeli değerler eklenerek DF testi otokorelasyon problemine karşı yeniden düzenlenmiştir. Phillips Perron birim kök testi hata teriminin zayıf deredecede bağımlı olmasına ve heterojen olarak dağılmasına izin vererek otokorelasyon sorununun giderilmesini sağlamaktadır(Enders,2004: 229). Phillips Perron (1988) testi parametre bağımlılığı problemini asimtotik olarak bertaraf etmek için geleneksel test istatistiklerini (t) dönüştürerek Z istatistiklerini kullanmıştır. Oluşturulan test ile DF testinin limit dağılımları aynı olduğundan Z istatistikleri için de DF testi ile aynı kritik değerleri kullanarak parametrik olmayan bir birim kök testi geliştirmiştir. PP testi özellikle trend içeren serilerde, hareketli ortalama(MA) süreçlerinin pozitif olması durumunda diğer testlere göre daha güçlüdür. Bu test negatif MA süreci sergileyen modeller için kullanışlı olmadığından ADF testinin kullanılması daha uygundur(Phillips ve Perron,1988:345).

Standart birim kök testleri olarak adlandırılan bu testlerden sonra Kwiatkowski, Phillips ve Schmidt ve Shin 1992 yılında standart birim kök testlerinin sıfır hipotezini durağanlık vardır şeklinde değiştirerek yeni bir test geliştirmiştir. Bu testin amacı serinin durağan olmasını sağlamak için gözlenen serideki deterministik trendi arındırmaktır. Sıfır hipotezi altındaki durağanlık varsayımı trend durağanlığı ifade etmektedir.

Elliot, Rotherberg, ve Stock(1996) tarafından geliştirilen ADF-GLS testi küçük örneklemlerde standart Dickey-Fuller testine göre boyut ve güç açısından daha iyi sonuçlar ortaya koyabilmektedir. İki aşamalı olarak geliştirilen bu testin ilk aşamasında serideki sabit ve trendi hesaplamak için genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi kullanılır. İkinci aşamada ise seri trendden arındırıldıktan sonra otoregresif birim kökün varlığı için standart Dickey-Fuller testi uygulanmaktadır(Sümer,2013:284-285).

Ng-Perron (2001) çalışmasıyla özellikle Phillip Perron testinin hata terimindeki boyut bozulması problemini bertaraf eden bir test geliştirmiştir. Çalışmalarında modifiye edilmiş M testlerini kullanmıştır.

Zaman serilerinde durağanlık sınamaları yaparken kullanılan birim kök testlerinin her birinin birbirlerine göre avantaj ve dezavantajları bulunmaktadır. Ekonomik değişkenlerle oluşturacağımız modellerdeki parametrelerin büyüklükleri (makro veya mikro düzeyde), yapıları vb. gibi faktörler hangi birim kök testini kullanmamızın daha tutarlı sonuçlar vereceği konusunda belirleyici olmaktadır.

2.1. Dickey Fuller Birim Kök Testi (1979)

Dickey ve Fuller'in 1979 da geliştirdikleri Dickey Fuller (DF) Birim Kök Testi zaman serilerinin durağanlığını test etmek için geliştirilen birim kök testlerinin temelini oluşturmaktadır. Dickey ve Fuller (1979) T gözlemden oluşan ve gözlem değerleri Y_1, $Y_2, Y_3 \ldots, Y_t$ şeklinde olan Yt zaman serisini otoregresif bir süreç olarak şu şekilde göstermiştir:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \qquad t = 1,2,3, \ldots \qquad (2.1)$$

Burada $e_t \sim NID(0,\sigma^2)$ yani $\{e_t\}$ ortalaması sıfır, varyansı sabit bağımsız normal dağılımlı bir seri, ρ gerçek bir sayı ve $Y_0=0$ dır. Şayet $|\rho| = 1$ ise zaman serisi durağan değildir. Böylece Y_t'nin varyansı σ^2'dir. $\rho=1$ ise böyle bir zaman serisi "rastsal yürüyüş" olarak adlandırılır. $|\rho| > 1$ olan bir zaman serisi durağan değildir ve bu serinin varyansı t arttıkça artar. Şayet $|\rho| < 1$ ise Y_t zaman serisi $t \to \infty$ iken durağan bir zaman serisine yaklaşmaktadır. Gözlem sayısı n olan $Y_1, Y_2, \ldots, Y_n$ de ρ'nun maximum olabilirlik tahmincisi en küçük kareler tahmincisine eşittir ve şöyle hesaplanır:

$$\hat{\rho} = (\sum_{t=1}^{n} Y_{t-1}^2)^{-1} \sum_{t=1}^{n} Y_t Y_{t-1}. \tag{2.2}$$

(2.1) modelinin her iki tarafından Y_{t-1} çıkartılırsa model aşağıdaki şekilde yazılabilir:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + e_t \tag{2.3}$$

$$\Delta Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + e_t \tag{2.4}$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t. \tag{2.5}$$

Hipotez sınamaları yapılırken hesaplamalarda kolaylık sağlanması için (2.1) nolu denklemdeki ρ =1 hipotezi (2.5) nolu denklemdeki δ=0 hipotezi şeklinde sınanmaktadır. DF birim kök hipotezleri şu şekildedir:

H_0: ρ =1 veya δ=0 (Seri durağan değildir, birim kök vardır)

H_0: ρ <1 veya δ<0 (Seri durağandır, birim kök yoktur).

Modelde en küçük kareler yöntemi kullanılarak tahmin edilen ρ'nun en küçük kareler tahmincisi normal dağılıma uymadığından anlamlılık sınamasında t-dağılımı kullanılamamaktadır. Bu nedenle Dickey ve Fuller (1979) yeni tablo değerleri oluşturmuşlardır.

Dickey ve Fuller'in 3 farklı model türü ve test istatistikleri şu şekilde ifade edilmiştir:

Model a: $Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \qquad t = 1,2, \ldots$ (2.6)

Model b: $Y_t = \mu + \rho Y_{t-1+} e_t \qquad t = 1,2, \ldots$ (2.7)

Model c: $Y_t = \mu + \beta t + \rho Y_{t-1+} e_t \qquad t = 1,2, \ldots$ (2.8)

Dickey ve Fuller (1979) bu modellerde geleneksel t-dağılımı kullanılamaması nedeniyle her bir model için sırasıyla $\tau, \tau_\mu, \tau_\tau$ olmak üzere test istatistikleri üretmişlerdir.

Büyük örneklemlerde t-dağılımına uymayan τ (tau) istatistiğinin Dickey ve Fuller tarafından tablolaştırılan kritik değerleri Mac Kinnon (1990) tarafından yeniden düzenlenmiştir.

Tau tablo değeri, hesaplanan tau istatistiği ile karşılaştırılır. Sol kuyruk testine göre uygun hipotez reddedilir.

2.2. Genişletilmiş Dickey Fuller Birim Kök Testi (1981)

Dickey ve Fuller (1979) da geliştirdikleri birim kök testinde otokorelasyon problemini gözardı etmişlerdi. Daha sonra geliştirdikleri Dickey ve Fuller (1981) birim kök testinde ise modelde bulunan hata terimlerinin otokorelasyonlu olduğu kabul edilir ve otokorelasyon problemini gidermek için bağımlı değişkenin gecikmeli terimleri modele eklenir. Dickey ve Fuller 1981 de genişlettikleri birim kök testinde (ADF), Dickey ve Fuller (1979) birim kök testinde kullandıkları kritik değerleri, hipotezleri kullanmışlardır. Test istatistiklerini kullanırken genişletilmiş testteki uygun gecikmeli terim sayısına karar vermek için Akaike bilgi kriteri ya da Schwarz bilgi kriteri gibi kriterlerden yararlanmışlardır. AIC bilgi kriteri sonlu örneklemlerde daha güçlü sonuçlar verirken büyük örneklemlerde SIC bilgi kriteri daha güvenilir sonuçlar vermektedir.

Otokorelasyon problemini aşmak için ADF birim kök testinde AR(p) süreçli aşağıdaki denklemleri geliştirmişlerdir:

$$Y_t = Y_{t-1} + Z_t \qquad t=2,3,\dots \qquad (2.9)$$

$$Z_t = \theta_1 Z_{t-1} + \theta_2 Z_{t-2} + \cdots + \theta_p Z_{t-p} + e_t \qquad (2.10)$$

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i (Y_{t-i} - Y_{t-1-i}) + e_i \qquad (2.11)$$

$$Y_t = \alpha + \beta\left[t - \tfrac{1}{2}(n-p+1)\right] + \rho Y_{t+p-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i Z_{t+p-i} + e_{t+p}. \qquad (2.12)$$

2.3. Phillips Perron Birim Kök Testi (1988)

Phillips ve Perron (1988), zaman serilerinin durağanlığının analizinde DF ve ADF testinin zayıflığına karşı geliştirilmiş bir birim kök testidir. Trend içeren zaman serisi durağanlık analizlerinde DF ve ADF birim kök testlerinden daha güçlü sonuçlar veren bir testtir. Phillips ve Perron (1988) çalışmalarında hata terimleri arasındaki otokorelasyonu düzelten non-parametrik bir test ortaya koymuşlardır.

Phillips ve Perron testinde modeller otoregresif-hareketli ortalamalar süreci (ARMA) kullanılarak oluşturulmuştur.

Phillips Perron testi için şu iki denklem oluşturulmuştur:

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{u}_t \tag{2.13}$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta}\left(t - \tfrac{1}{2}T\right) + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \tilde{u}_t \tag{2.14}$$

Denklemlerde T gözlem sayısını, u_t hata terimini, $(\hat{\mu}, \hat{\alpha})$ ve $(\tilde{\mu}, \tilde{\beta}, \tilde{\alpha})$ en küçük kareler (EKK) regresyonu katsayılarını belirtmektedir.

Denklem (2.13) ve (2.14)' de gösterilen modellere sıfır olmayan bir sabit eklendiğinde veri oluşturma süreci, t-istatistikleri ve katsayılar aynı kalacağı için şöyle gösterilir:

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t \qquad (t=1,2,\ldots). \tag{2.15}$$

Phillips ve Perron (1988), parametre bağımlılığı sorununu asimptotik olarak elimine etmek için (2.13) ve (2.14) nolu regresyonlardan elde edilen geleneksel test istatistiklerini dönüştürerek aşağıdaki Z istatistiklerini tanımlamışlardır:

(2.13) numaralı model için elde edilen test istatistikleri şöyledir:

$$Z(\hat{\alpha}) = T(\hat{\alpha} - 1) - \hat{\lambda}/\bar{m}_{yy}, \qquad Z(t_{\hat{\alpha}}) = (\hat{s}/\hat{\sigma}_{Tl})t_{\hat{\alpha}} - \hat{\lambda}'\hat{\sigma}_{Tl}/\bar{m}_{yy}^{\frac{1}{2}}, \tag{2.16}$$

$$Z\left(t_{\hat{\mu}}\right) = (\hat{s}/\hat{\sigma}_{Tl})t_{\hat{\mu}} - \hat{\lambda}'\hat{\sigma}_{Tl} m_y/\bar{m}_{yy}^{\frac{1}{2}} m_{yy}^{\frac{1}{2}}. \tag{2.17}$$

(2.14) numaralı model için elde edilen test istatistikleri şöyledir:

$$Z(\tilde{\alpha}) = T(\tilde{\alpha} - 1) - \tilde{\lambda}/M, \qquad Z(t_{\tilde{\alpha}}) = (\tilde{s}/\tilde{\sigma}_{Tl})t_{\tilde{\alpha}} - \tilde{\lambda}'\tilde{\sigma}_{Tl}/M^{\frac{1}{2}} \tag{2.18}$$

$$Z\left(t_{\tilde{\mu}}\right) = (\tilde{s}/\tilde{\sigma}_{Tl})t_{\tilde{\mu}} - \tilde{\lambda}'\tilde{\sigma}_{Tl} m_y/M^{\frac{1}{2}}\left(M + m_y^2\right)^{\frac{1}{2}} \tag{2.19}$$

$$Z\left(t_{\tilde{\beta}}\right) = (\tilde{s}/\tilde{\sigma}_{Tl})t_{\tilde{\beta}} - \tilde{\lambda}'\tilde{\sigma}_{Tl}(\tfrac{1}{2}m_y - m_{ty})/(M/12)^{\frac{1}{2}}\bar{m}_{yy}^{\frac{1}{2}}. \tag{2.20}$$

Burada;

$$m_{yy} = T^{-2} \sum y_t^2 \,, \tag{2.21}$$

$$\bar{m}_{yy} = T^{-2} \sum (y_t - \bar{y})^2 \,, \tag{2.22}$$

$$m_y = T^{-3/2} \sum y_t \,, \tag{2.23}$$

$$m_{ty} = T^{-5/2} \sum t y_t \,, \tag{2.24}$$

$$M = (1 - T^{-2}) m_{yy} + 12 m_{ty}^2 + 12(1 + T^{-1}) m_{ty} m_y - (4 + 6T^{-1} + 2T^{-2}) m_y^2 \tag{2.25}$$

$$\hat{\lambda} = \frac{1}{2}(\hat{\sigma}_{Tl}^2 - \hat{s}^2) \tag{2.26}$$

$$\hat{\lambda}' = \hat{\lambda} / \hat{\sigma}_{Tl}^2 \tag{2.27}$$

$$\tilde{\lambda} = \frac{1}{2}(\tilde{\sigma}_{Tl}^2 - \tilde{s}^2) \tag{2.28}$$

$$\tilde{\lambda}' = \tilde{\lambda} / \tilde{\sigma}_{Tl}^2 . \tag{2.29}$$

Phillips ve Perron (1988), parametre bağımlılığı problemini asimptotik olarak bertaraf etmek için geleneksel test istatistiklerini dönüştürerek Z istatistiklerini kullanmışlardır. Bu test DF testi ile aynı limit dağılımına sahip olduğundan Z istatistikleri için DF kritik değerleri ve hipotezleri kullanılır.

H_0: ρ =1 veya δ=0 (Seri durağan değildir, birim kök vardır)

H_1: ρ <1 veya δ<0 (Seri durağandır, birim kök yoktur).

2.4. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Durağanlık Testi (1992)

Kwiatkowski, Phillips ve Schmidt ve Shin 1992’ de yaptıkları çalışmada, standart birim kök testlerinin sıfır hipotezinin reddedilmesi ve alternatif hipotezin kabul edilmesinin güçlü bir kanıt bulunmadıkça mümkün olmadığını belirtmişlerdir. Bu nedenle, sıfır hipotezinin reddetme konusundaki yaygın başarısızlığın nedenini standart birim kök testlerini oluşturan hipotezlere bağlamışlardır.

Kwiatkowski vd. (1992) çalışmalarında ele aldıkları model şu şekildedir:

$$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t \tag{2.30}$$

Burada; ε_t durağan bir rastsal terim, t deterministik trend ve $r_t = r_{t-1} + u_t$ şeklindeki rastsal yürüyüş sürecini gösteren değişkendir.

Kwiatkowski vd. (1992) çalışmalarında hipotezleri aşağıdaki şekilde yeniden düzenlemişlerdir:

H_0: $\sigma_u^2 = 0$ (Seri durağandır)

H_1: $\sigma_u^2 \neq 0$ (Seri durağan değildir).

Hipotezlerdeki σ_u^2; u_t hata teriminin varyansıdır. Sıfır hipotezi kabul edildiğinde yani hata teriminin varyansı sıfıra eşit olduğunda r_t ve dolayısıyla y_t durağan olacaktır.

Kwiatkowski vd. (1992) nin yaptıkları çalışmalarında hipotezleri test etmek için kullandıkları kritik değerler Lagrange çarpanı kullanılarak üretilmiştir. Test istatistiği aşağıdaki şekilde elde edilir.

Hatalar yani e_t, zaman trendi ve sabit üzerine regres edilen y regresyonundan elde edilir. e_t=1,2,…,T olarak tanımlanır. Bu regresyondan elde edilen hata varyansının tahmini $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ şeklinde gösterilir.

Hataların kısmi toplamları şöyledir:

$$S_t = \sum_{i=1}^{t} e_i \qquad t=1,2,\ldots,T. \tag{2.31}$$

LM test istatistiği aşağıdaki şekilde ifade edilir:

$$LM = \sum_{t=1}^{T} S_t^2 / \hat{\sigma}_e^2. \tag{2.32}$$

Yukarıdaki LM test istatistiği hata terimlerinin bağımsız ve aynı dağılımlı olduğu varsayımının geçerli olduğu durumlar da kullanılır. Bu varsayımın sağlanmadığı durumlarda $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ yerine σ^2 kullanılır.

$$\sigma^2 = \lim_{T \to \infty} T^{-1} E(S_T^2). \tag{2.33}$$

$s^2(l)$ yani σ^2 'nin tutarlı tahmincisi şöyledir:

$$s^2(l) = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^{l} w(s,l) \sum_{t=s+1}^{T} e_t\, e_{t-s}. \tag{2.34}$$

Burada, l gecikmeyi ve w(s,l) ağırlık fonksiyonunu ifade eder. Test istatistiği ise şöyledir:

$$\hat{\eta} = T^{-2} \sum \frac{S_t^2}{s^2(l)} \tag{2.35}$$

Kwiatkowski vd. (1992) standart birim kök testlerinin yaptığı gibi iktisadi zaman serisi analizlerinde birim kökün varlığını aramak yerine; zaman serisinin durağanlığını sınamayı seçmişlerdir. Test istatistiği, kritik değerden küçük olduğunda sıfır hipotezi kabul edilmekte ve serinin durağan olduğuna karar verilmektedir.

2.5. DF – GLS Birim Kök Testi (1996)

Elliott vd. (1996) özellikle küçük örneklemlerde serinin bilinmeyen bir ortalama veya doğrusal bir eğilime sahip olması durumunda, daha fazla geliştirilmiş güce sahip olan Dickey-Fuller t testinin değiştirilmiş bir versiyonunu geliştirmişlerdir. Testin gücünü Monte Carlo simülasyonu ile değiştirilmiş testin küçük örneklemlerinde deneyerek ortaya koymuşlardır . DF_GLS birim kök testi ile seride deterministik trend veya sabit bulunduğu durumlarda uygulama yapılabilmektedir. Testin uygulanabilmesi için seride öncelikle trend arındırma işlemi yapılmalıdır.

Testin veri oluşturma algoritması şöyledir:

$$y_t = d_t + u_t \tag{2.36}$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + \upsilon_t. \tag{2.37}$$

Modellerde d_t deterministik bileşeni gösterirken; $\{\upsilon_t\}$ sıfır ortalamaya sahip, durağan ve sıfır frekansında pozitif spektral yoğunluk fonksiyonlu hata sürecini göstermektedir. Temel ve alternatif hipotezler şöyledir:

H_0: $\alpha = 1$ (Seri birim köklüdür/Seri birinci dereceden bütünleşiktir)

H_1: $\tilde{\alpha} = |\alpha| < 1$(Seri birim köklü değildir/Seri sıfırıncı dereceden bütünleşiktir).

Hipotezlerde $\tilde{\alpha} = 1 + \bar{c}\ /T$ formülüyle hesaplanır. Seride sadece kesme varsa sabit ortalama için $\bar{c}\ = -7{,}0$; kesme ve trend varsa doğrusal eğilim durumu için $\bar{c} =$ 13,5 alınır. DF-GLS birim kök testinin uygulanabilmesi için serinin kesme ve trendden arındırılması işlemi yapılmalıdır.

d_t terimi bilinirken u_t gözlemlenebilir ve logaritmik olabilirlik fonksiyonu şöyledir:

$$L(\alpha) = [\Delta u - (\alpha - 1)u_{-1}]'\Sigma^{-1}[\Delta u - (\alpha - 1)u_{-1}]. \quad (2.38)$$

Modelde $\Delta u = (u_1, u_2 - u_1, \dots, u_T - u_{T-1})'$, $u_{-1} = (0, u_1, \dots, u_{T-1})'$ ve Σ $v_1, \dots v_T$ için tekil olmayan varyans kovaryans matrisini ifade etmektedir. Burada temel hipotez α=1'e karşın $\alpha = \bar{\alpha}$ alternatif hipotezi test edilmektedir. L($\bar{\alpha}$)-L(1) işlemi benzerlik oran istatistiğini vermektedir. Bu durumda dejenere olmayan dağılım elde etmek için uygun oran T^{-1}'dir. $c = T(\alpha - 1)$ şeklinde ifade edilir; böylece $\bar{c} = T(\bar{\alpha} - 1)$ olur.

$$L(\bar{\alpha}) - L(1) = \bar{c}^2 T^{-2} u'_{-1}\Sigma^{-1}u_{-1} - 2\bar{c}T^{-1}u'_{-1}\Sigma^{-1}\Delta u. \quad (2.39)$$

y_t serisi yerine kullanılan trendden arındırılmış seri y_t^d'dir. DF-GLS testi yapılırken $y_t^d = y_t - \hat{\beta}' z_t$ olmak üzere $z_t = (1, t)'$ şeklinde hesaplanır(z_t 1' ler ve deterministik trendden oluşan vektörü göstermektedir). Seride trendin olmadığı sadece kesmenin olduğu durumda bu vektör $z_t = (1)'$ şeklindedir. Olağan En Küçük Kareler(OEKK) yöntemi ile tahmin edilen model şöyledir:

$$\tilde{y}_t = y_t - \beta' z_t \quad (2.40)$$

DF-GLS testinde $S\,(\bar{\alpha})$ kalıntı kareleri toplamını göstermek üzere model şöyledir:

$$P_T = [S\,(\bar{\alpha}) - \bar{\alpha}S(1)]/S_{AR}^2 \quad (2.41)$$

Modelde $S(1)$, α=1 temel hipotezi tahmin edildikten sonra oluşturulan kalıntı kareleri toplamını ifade etmektedir. β''yı bulmak için $\tilde{y}_t$üzerine $\tilde{z}_t$ regres edilmektedir. $\tilde{y}_t$ ve $\tilde{z}_t$ şöyle tanımlanmaktadır:

$$(\tilde{y}_1, \tilde{y}_2, \dots \dots, \tilde{y}_t) = (y_1, (1 - \tilde{\alpha}L)y_2, \dots, (1 - \tilde{\alpha}L)y_t) \quad (2.42)$$

$$(\tilde{z}_1, \tilde{z}_2, \dots \dots, \tilde{z}_t) = (z_1, (1 - \tilde{\alpha}L)z_2, \dots, (1 - \tilde{\alpha}L)z_t) \quad (2.43)$$

Trendden ve kesmeden arındırılmış y_t^d serisine standart DF testi yapılır(Elliott vd., 1996).

2.6. Ng ve Perron Birim Kök Testi (1996)

Philips-Perron (1988) testinde ortaya çıkan boyut bozukluğunu düzeltmek ve testin gücünü artırmak için Ng ve Perron yeni bir test önermişlerdir. Philips-Perron testinde serilerde negatif hareketli ortalama yapısı bulunduğunda çoğunlukla hata teriminde boyut dağılım çarpıklığı problemi ortaya çıkmaktadır. Fakat Dickey-Fuller birim kök testlerinde bu durum çok fazla bir sorun oluşturmamaktadır.

Testte; $\{u_t\}$, $(0,\sigma_u^2)$ ile bağımsız ve özdeş dağılım göstermek üzere veri oluşturma algoritması şöyledir:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + u_t. \tag{2.44}$$

Normalleştirilmiş en küçük kareler istatistiğini White (1958)'te T($\hat{\alpha}$-1) şeklinde göstererek; $\hat{\alpha}$ için test istatistiğini şöyle oluşturmuştur:

$$t_{\hat{\alpha}} = (\hat{\alpha} - 1)/\left[\mathrm{s_u}(\textstyle\sum_{\mathrm{t=1}}^{\mathrm{T}} \mathrm{y}_{\mathrm{t-1}}^2)^{-\frac{1}{2}}\right], \tag{2.45}$$

$$s_u^2 = T^{-1} \textstyle\sum_{t=1}^{T} \hat{u}_t^2. \tag{2.46}$$

Perron ve NG (1996); Philips(1987) ve Phillips ve Perron(1988) çalışmalarındaki test istatistiklerini dönüştürerek elde ettikleri ve M testleri olarak tanımladıkları aşağıdaki test istatistiklerini geliştirmişlerdir:

$$MZ_\alpha = (T^{-1} y_T^2 - s^2)(2T^{-2} \textstyle\sum_{t=1}^{T} y_t^2)^{-1} \tag{2.47}$$

(2.47) nolu model aşağıdaki şekilde de ifade edilebilir:

$$MZ_\alpha = Z_\alpha + (T/2)(\hat{\alpha} - 1)^2, \tag{2.48}$$

$$MZ_t = Z_t + (1/2)(\textstyle\sum_{t=1}^{T} y_{t-1}^2 / s^2)^{1/2} (\hat{\alpha} - 1)^2. \tag{2.49}$$

Standart varsayımlar altında $Z_\alpha$ve MZ_α; $Z_t$ve MZ_t asimptotik olarak birbirine eşit olduğundan MZ_α istatistiğinin asimptotik kritik değerleri ile Z_α aynıyken, MZ_t istatistiğinin asimptotik kritik değerleri ise Z_t ile aynı olmaktadır.

İkinci bir istatistik olarak Perron ve NG (1996), Sargan ve Bahargava (1983) ve Bhargava (1986)'nın ortaya koydukları test istatisiğini düzenleyerek MSB istatistiğini oluşturmuşlardır:

$$MSB = (T^{-2} \sum_{t=1}^{T} y_{t-1}^2 / s^2)^{1/2}. \quad (2.50)$$

Stock (1990) çalışmasında bu test istatistiği için kritik değerleri verilmiştir. PP test istatistikleri ile MSB test istatistiğinin ilişkisi şöyledir:

$$Z_t = MSB.Z_\alpha. \quad (2.51)$$

Perron ve NG (1996) ise var olan bu ilişkinin üzerine temellendirdikleri M testleri için aşağıdaki ilişkiyi yazmışlardır:

$$MZ_t = MSB.MZ_\alpha\ . \quad (2.52)$$

Dönüştürülmüş bu test istatistiklerinin yanı sıra NG ve Perron (2001) yaptıkları çalışmada MP_T^{GLS} olarak isimlendirdikleri test istatistiklerini oluşturmuşlardır. Seride sadece sabit ve hem sabit hem trend olma durumunda test istatistiği şöyledir:

Sadece sabitli seri için model:

$$MP_T^{GLS} = [\bar{c}^2 T^{-2} \sum_{t=1}^{T} \tilde{y}_{t-1}^2\ \bar{c} T^{-1} \tilde{y}_T^2]/S_{AR}^2. \quad (2.53)$$

Sabitli ve trendli seri için model:

$$MP_T^{GLS} = [\bar{c}^2 T^{-2} \sum_{t=1}^{T} \tilde{y}_{t-1}^2\ (1-\bar{c}) T^{-1} \tilde{y}_T^2]/s_{AR}^2. \quad (2.54)$$

Modellerde;

$$s_{AR}^2 = \hat{\sigma}_k^2 / \left(1 - \hat{\beta}(1)\right)^2 \quad (2.55)$$

(2.55) nolu modelde $\hat{\sigma}_k^2 = (T-k)^{-1} \sum_{t=k+1}^{T} \hat{e}_{tk}^2$ ve $\hat{\beta}(1) = \sum_{i=1}^{k} \hat{\beta}_i$'dir. Modellerdeki $\hat{\sigma}_k^2$ ve $\hat{\beta}_i$ aşağıda verilen otoregresyondan elde edilen EKK tahmincileri ve d_t deterministik bileşendir.

$$\Delta Y_t = d_t + \beta_0 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \beta_j \Delta Y_{t-j} + e_{tk}. \quad (2.56)$$

M testleri için NG-Perron testinde temel hipotezler MZ_t ve MZ_α için birim kökün olduğunu MSB ve MP_t test istatistikleri için ise birim kökün olmadığını ifade eder.

NG ve Perron (2001) Akaike ve Schwarz bilgi kriterlerini modifiye ederek aşağıdaki gibi yeni bilgi kriteri elde etmişlerdir:

$MIC(k) = \ln(\sigma_k^2) + \frac{C_T(\tau_T(k)+(k))}{T-k_{max}}.$ (2.57)

Modelde $\tau_T(k) = (\hat{\sigma}_k^2)^{-1}\hat{\beta}_0^2 \sum_{t=k_{max}+1}^{T} \tilde{y}_{t-1}^2$ ve $\hat{\sigma}_k^2 = (T-k_{max})^2 \sum_{t=k_{max}+1}^{T} \hat{e}_{tk}^2$, $k_{max} = int(12(T/100)^{1/4})$ olarak belirtilmiştir.

Schwarz bilg kriteri için yapılan dönüşüm MBIC ve Akaike bilgi kriteri için yapılan dönüşüm MAIC olarak isimlendirilmiştir. MIC dönüşümünde c_t=2 olursa MAIC, c_t=ln(T-k_{max}) olursa MBIC ifadeleriyle belirtilmiştir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

ZAMAN SERİLERİNDE YAPISAL KIRILMALI BİRİM KÖK TESTLERİ

Zaman boyunca gözlenen ekonomik verilerin derlenmesiyle oluşturulan zaman serilerine uygulanan geleneksel birim kök testleri; zaman serilerinde şok adı verilen yapısal kırılmalara neden olan kriz, ekonomik buhran vb. gibi durumları göz ardı etmektedir. Geleneksel birim kök testleri zaman serileri üzerinde dalgalanmalara neden olan bu şokların etkisini geçici olarak kabul etmektedir. Nelson ve Plosser 1982 yılında bu yapısal kırılmaların seriler üzerindeki etkilerinin kalıcı olabileceğini ileri sürmüşlerdir. Perron, 1989 yılında yapısal kırılma noktasının bir tane olduğu ve bu noktanın bilindiği varsayımı ile yeni bir birim kök testi geliştirmiştir. Perron'un geliştirdiği bu birim kök testi yapısal kırılmalı birim kök testlerinin temelini oluşturmaktadır. Perron 1990 yılında da temel ve alternatif hipotez altında serilerin ortalamasında değişikliğe izin veren yeni bir test stratejisi ortaya koymuştur. Perron yaptığı çalışmalarda yapısal kırılmayı dışsal olarak belirlemiş ve oluşturduğu modellere bu şekilde eklemiştir. Zivot Andrews, 1992 deki çalışmasında Perron'un yapısal kırılma tarihini modele dışsal olarak eklemesini eleştirerek yeni bir birim kök testi geliştirmiştir.

Zivot Andrews'in 1992 yılında geliştirdiği birim kök testinde yapısal kırılma veri oluşturma süreci içerisinde rassal bir şekilde yani içsel olarak belirlenmektedir. Daha sonra Perron(1997), yapısal kırılmanın içsel olarak belirlendiği ve tek bir kırılmaya izin veren birim kök testi geliştirerek bu testin Perron (1989) testinin tamamlayıcısı olduğunu savunmuştur. Lumsdaine Papell(1997) ise geliştirdikleri testte içsel olarak belirledikleri iki kırılma noktasını dikkate almışlardır. Lee-Strazicich 2003 yılındaki çalışmalarında temel hipotezin yapısal kırılma içermemesi durumunu eleştirerek hem temel hem de alternatif hipotezlere yapısal kırılmayı dâhil ederken 2004 yılında geliştirdikleri testte yapısal boyut bozulmalarından etkilenmeyen bir test ortaya koymuşlardır. Bu aşamaya kadar araştırmacılar en fazla iki yapısal kırılmayı modellerine dâhil ederken Carrion-i Silvestre vd.(2009) beş kırılmaya kadar izin veren çoklu yapısal kırılmalı test geliştirmişlerdir. Son olarak Narayan ve Popp(2010) çift kırılmalı ADF tipi bir test geliştirmişlerdir.

Zaman serilerinin durağanlık sınamalarında kullanılan ve yapısal kırılmaları modele dahil eden bahsettiğimiz birim kök testleri yapacağımız çalışmanın niteliklerine göre uygulama alanı sağlayan yapıdadırlar.

3.1. Perron Birim Kök Testi (1989)

Ekonomik süreçlerde ortaya çıkan iktisadi kriz, büyük buhran, doğal afetler vb. gibi olayların zaman serilerinde oluşturduğu şoklara yapısal kırılma adı verilmektedir. Klasik birim kök testleriyle durağanlık incelemesi yapılan özellikle makro ekonomik serilerde yapısal kırılmalar göz ardı edilebiliyordu. Nelson ve Plosser (1982) yaptıkları çalışma ile klasik birim kök süreçlerinde etkisi geçici olarak nitelendirilen şokların zaman serileri üzerinde kalıcı etkilere sebep olabileceğini öne sürmüşlerdir. Ayrıca çalışmalarında klasik birim kök testleriyle durağan çıkmayan bir veri setinin; kırılmalı bir trend etrafında durağan çıktığını savunmuşlardır. Nelson ve Plosser'dan sonra Perron 1989' da yaptığı çalışmasıyla yapısal kırılmalı birim kök testlerinin temelini oluşturan bir birim kök testi geliştirmiştir. Bu çalışmasında makro ekonomik değişkenler üzerinde kalıcı bir etkiye sebep olan iki önemli olaydan bahsetmiştir. Bu olaylar 1929' daki Büyük Buhran ve 1973'teki Petrol Krizidir. Yapısal kırılma olarak belirlediği bu iki olayı dışsal olarak ele almıştır. Yani Perron'un birim kök testinde kırılma tarihleri ve kırılma sayıları önsel olarak bilinmektedir.

Perron (1989) birim kök testinde üç temel model belirlemiştir. Bu modeller sabitte (Model A), trendde(Model B) ve hem sabitte hem de trendde(Model C) kırılmaya izin veren modellerdir. Modellerde tek kırılma ele alınmakta ve bu kırılma da dışsal olarak belirlenmektedir. Oluşturulan üç modelde de temel hipotez fark durağan süreci, alternatif hipotez ise trend durağan süreci belirtmektedir. Model A trend doğrusunda meydana gelen tek kırılmayı, Model B trend doğrusunun eğimindeki bir kırılmayı ve Model C de aynı anda trend doğrusunun sabitinde ve eğimindeki tek kırılmanın eş zamanlı olduğu durumlarda kullanılmaktadır. Perron çalışmasında Büyük Buhranın(1929) neden olduğu yapısal kırılmayı Model A, petrol krizinin(1973) neden olduğu yapısal kırılmayı Model B ile ortaya koymuştur.

Model A: $$y_t = \mu + dD(TB)_t + y_{t-1} + e_t \quad (3.1)$$

Model B: $$y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (3.2)$$

Model C: $y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t.$ (3.3)

Burada,

$$\mathrm{D(TB)} = \begin{cases} 1, & \mathrm{t = T_B + 1} \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \quad \mathrm{DU_t} = \begin{cases} 1, & \mathrm{t > T_B} \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}.$$

Olası üç model için alternatif hipotezler şu şekilde ifade edilmektedir:

Model A: $y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$ (3.4)

Model B: $y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t$ (3.5)

Model C: $y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t$ (3.6)

Burada,

$$DT_t^* = \begin{cases} t - T_B, & t > T_B \\ 0, & diğer\ durumlarda \end{cases} \quad DT_t = \begin{cases} t, & t > T_B \\ 0, & diğer\ durumlarda \end{cases}.$$

Modellerdeki T_B kırılma zamanını göstermektedir. $D(TB)_t$, DU_t ve DT_t^*kırılmalar için oluşturulan kukla değişkenleri ifade etmek için kullanılmaktadır.

Model A için oluşturulan alternatif hipotezde kırılma zamanında meydana gelen trend fonksiyonunun sabitindeki değişim $\mu_2 - \mu_1$ ile gösterilmektedir. Model B için oluşturulan alternatif hipotezde kırılma zamanında trend fonksiyonunun eğiminde olan değişimi $\beta_2 - \beta_1$ ile belirtmektedir. Model C için oluşturulan alternatif hipotezde ise hem trend fonksiyonunun sabitteki değişimini belirten $\mu_2 - \mu_1$ ile hem de trend fonksiyonunun eğiminde olan değişim ise $\beta_2 - \beta_1$’dir.

Perron (1989), aşağıdaki ADF modeline kukla değişkenleri ilave ederek 3 farklı model kurmuştur.

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} t + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \tilde{c}_i y_{t-i} + \tilde{e}_t, \quad (3.7)$$

Bu modeller şöyledir:

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t + \hat{\beta}^A t + \hat{d}^A D(TB)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t \quad (3.8)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\theta}^B DU_t + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t \quad (3.9)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t + \hat{d}^C D(TB)_t + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t \ . \quad (3.10)$$

Model A, B, C'nin oluşturulması için yukarıdaki modellere ait temel hipotezler için oluşturulan kısıtlar aşağıdaki şekildedir:

Model A: $\alpha^A = 1, \beta^A = 0, \theta^A = 0$ (sabitte kırılmalı hipotez)

Model B: $\alpha^B = 1, \gamma^B = 0, \beta^B = 0$ (eğimde kırılmalı sabitte kırılmasız hipotez)

Model C: $\alpha^C = 1, \gamma^C = 0, \beta^C = 0$ (hem sabitte hem eğimde kırılmalı hipotez).

Alternatif hipotezler trend durağan süreci belirtmektedir. Model A,B,C için kurulan alternatif hipotezler şu şekilde oluşturulmuştur:

Model A: $\alpha^A < 1, \beta^A \neq 0, \theta^A \neq 0$

Model B: $\alpha^\beta < 1, \beta^B \neq 0, \gamma^B \neq 0$

Model C: $\alpha^C < 1, \beta^C \neq 0, \gamma^C \neq 0, \theta^C \neq 0.$

Perron (1989) birim kök testinin test denklemi aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur.

$$\tilde{Y}_t^i = \rho^i \tilde{Y}_{t-1}^i + \tilde{\varepsilon}_t \qquad i = A, B, C \qquad t = 1, 2, ..., T \quad (3.11)$$

Denklemlerde yer alan Y_t^i (3.8), (3.9), (3.10) numaralı modellerden elde edilmiş olan kalıntıları ifade etmek için kullanılmıştır. Çalışma yaptığımız değişkenlerde otokorelasyon sorunu varsa kullanılacak denkleme bağımlı değişkenin gecikmeli fark değerleri eklenerek sürece devam edilir:

$$\tilde{Y}_t^i = \rho^i \tilde{Y}_{t-1}^i + \sum_{j}^{k} \beta_j \Delta \tilde{Y}_{t-j}^i + \tilde{\varepsilon}_t \ . \quad (3.12)$$

Hipotezler aşağıdaki şekilde belirtilmektedir:

$$\begin{aligned} H_0 &: \tilde{\rho}^i = 1 \\ H_1 &: \tilde{\rho}^i < 1 \end{aligned} \quad (3.13)$$

Test istatistiği $\tau = \frac{\tilde{\rho}^i - 1}{S_{\tilde{\rho}^i}}$ şeklinde ifade edilmektedir. Bu test istatistiği Perron (1989) tarafından oluşturulan kritik değerlerle karşılaştırılarak durağanlığın olup olmadığına karar verilir.

3.2. Perron Birim Kök Testi (1990)

Perron birim kök testi (1990), zaman serisi ile trendleri göz önüne alan Perron'un (1989) da yapmış olduğu çalışmayı tamamlayıcı nitelikte kabul edilmektedir. Perron'un (1990)' daki çalışmasında zaman serisindeki birim kök süreci ortalama düzeyindeki yapısal kırılma ile birlikte test edilmektedir. Perron (1990), DF testinden daha tutarlı sonuçlar elde etmek için zaman serinin ortalamasındaki değişime izin veren bir model geliştirmek için hata teriminin otokorelasyonsuz olduğu ve kırılmanın olmadığı aşağıdaki regresyon denklemini oluşturmuştur:

$$\tilde{y}_t = \tilde{\alpha}\tilde{y}_{t-1} + \tilde{e}_t \qquad t=1,\ldots,T. \qquad (3.14)$$

Denklemdeki $\tilde{\alpha}$; α'nın en küçük kareler tahmincisini ifade etmektedir. Perron (1990) yapısal kırılma ve otokorelasyonun olduğu, serinin ortalamasında değişime izin veren yeni bir model geliştirmiştir.

Temel hipotez altında, T+1 adet gözleme sahip $\{y_t\}$ serisi, bir birim kök ile karakterize edilmiş bir zaman serisi sürecinin gerçekleşmesini göstermektedir. Zaman serisinin kırılma noktasını belirten T_B ($1<T_B<T$) serinin tek bir noktasında tek bir kırılmaya izin veren bir modeli ifade etmektedir. Bu modelin temel hipotezi aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir:

$$y_t = \gamma D(TB)_t + y_{t-1} + w_t, \qquad t=1,\ldots, T \qquad (3.15)$$

$$D(TB)_t = \begin{cases} 1, & t = T_B + 1 \\ 0, & diğer\ durumlarda \end{cases}.$$

Bu modelde $D(TB)_t$ gölge değişken, $y_0 = y(0)$, ya sabit ya da rassal bir değişkendir. w_t ise sonlu mertebeden ARMA(p,q) sürecinden elde edilmiştir. Temel hipotez altında y_t serisinin ortalaması; y_0 başlangıç gözleminden T_B zamanına kadar y_0, bu zamandan sonra ise $y_0 + \gamma$' dır.

Birim kök içeren alternatif hipotez ise şu şekilde ifade edilmektedir:

$$y_t = \mu + \gamma DU_t + e_t \qquad \text{t=1,…, T} \tag{3.16}$$

$$DU_t = \begin{cases} 0, & t \leq T_B \\ 1, & diğer\ durumlarda \end{cases}$$

DU_t gölge değişken ve $\{e_t\}$ise ARMA(p+1, q) sürecinden türetilmiştir.

Perron bu çalışmalarına ek olarak serinin ortalamasında meydana gelen ani değişimi sapan zaman değeri olarak belirttiği T_B zamanını toplamsal sapmalı model; sonrasında bu ani değişimin kademeli olduğu durumları da kademeli sapmalı modeller şeklinde oluşturduğu çalışmalarla geliştirmiştir.

Perron (1990) yılında önerdiği toplamsal sapmalı model için aşağıdaki dönüştürülmüş test istatistiklerini kullanmıştır:

$$Z(\tilde{\alpha}) = T(\tilde{\alpha} - 1) - T^2(\tilde{\sigma}^2 - \tilde{\sigma}_e^2)/(2S_*^2) \tag{3.17}$$

$$Z(t_{\tilde{\alpha}}) = (\tilde{\sigma}_e/\tilde{\sigma})t_{\tilde{\alpha}} - T^2(\tilde{\sigma}^2 - \tilde{\sigma}_e^2)/(2S_*^2). \tag{3.18}$$

Kademeli sapmalı birim kök test sürecinin tahmin edilmesi için de aşağıdaki modelle tahmin yapılmaktadır:

$$Y_t = \mu + \gamma DU_t + dD(TB)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} c_j \Delta Y_{t-j} + v_t. \tag{3.19}$$

3.3. Zivot-Andrews Birim Kök Testi (1992)

Zivot ve Andrews 1992'de yaptıkları çalışma ile makro ekonomik serilerin durağanlık sınamalarını etkileyen yapısal kırılmaların dışsal olarak belirlenmesini eleştirmişlerdir. Bu çalışma ile alternatif hipotez altında trend fonksiyonlarındaki kırılmaların tahmin edilerek belirlenlenmesini önermişlerdir. Kırılma zamanı dışsal olarak belirlenirse hipotez testlerinin sonuçlarının temel hipotezin lehine bir değişim göstereceğini vurgulamışlardır.

Zivot-Andrews (1992), Perron'un 1989'da kullandığı üç modelden hareket ederek fakat kırılma zamanını dışsal olarak değil, veri setinden faydalanarak içsel olarak belirleyerek modellere dahil ettiği üç model için aşağıdaki temel modelleri kullanmıştır:

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (3.20)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (3.21)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (3.22)$$

$$DU_t(\lambda)\begin{cases} 1, & t > T\lambda \\ 0, diğer\ durumlarda \end{cases}, \quad DT_t^*(\lambda)\begin{cases} t - T\lambda, & t > T\lambda \\ 0, & diğer\ durumlarda \end{cases}.$$

Burada $\hat{e}_t$ otokorelasyonsuz ve normal dağılımlı hata terimini; Δ, fark operatörünü; $DU_t(\lambda)$, sabitteki kırılmayı; $DT_t^*(\lambda)$, trenddeki kırılmayı gösteren kukla değişkenleri ifade etmektedir. Denklemlerin sağ tarafına Δy_{t-j} terimi eklenerek hata teriminin otokorelasyonsuz olması sağlanmaya çalışılmıştır. Üç modelde de α'nın t istatistik değerinin minimize edildiği nokta λ olarak belirlenerek uygun kırılma noktası tespit edilir. Hesaplanan t istatistiği Zivot -Andrews kritik değerleriyle karşılaştırılır. Zivot-Andrews'in hesaplamış olduğu kritik değer, hesaplanan t istatistiğinden büyükse birim kökün varlığını belirten temel hipotez kabul edilir, yapısal kırılmayla birlikte serinin durağan olduğu sonucuna varılır.

3.4. Perron Birim Kök Testi (1997)

Perron (1997) birim kök testi, Perron'un 1989'da geliştirmiş olduğu kırılma zamanının dışsal olarak belirlendiği birim kök testinin üzerine temellendirilmiştir. Bu çalışmada kırılma tarihinin içsel olarak belirlendiği ve tek bir kırılmanın olduğu varsayılmaktadır. Kırılma noktası seçiminde olası kırılma noktalarından birim kök sıfır hipotezi testi için hesaplanan t- istatistiği en küçük olan seçilir. Aynı şekilde trend fonksiyonunda da kullanılan kukla değişkenlerin parametreleri için alternatif kırılma zamanlarında hesaplanan bütün olası t-istatistikleri içinde minimum olan kırılma zamanı olarak tespit edilir. Perron(1989) ve Zivot-Andrews(1992) çalışmalarında olduğu gibi gecikme uzunluğunun tespiti Perron(1997) çalışmasında da fazlasıyla önem arz etmektedir. Bu test içinde yine Model A, Model B ve Model C olmak üzere üç model dikkate alınır.

Model A:

$$y_t = \mu + \theta.DU_t + \beta t + \delta D(T_B)_t + \alpha.y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i.\Delta y_{t-i} + e_t \quad (3.23)$$

Modelde kukla değişkenler:

$$DU_t = \begin{cases} 1 & t > T_B \\ 0 & d.d. \end{cases} \quad ; \quad D(T_B)_t = \begin{cases} 1 & t = T_B + 1 \\ 0 & d.d. \end{cases}$$

Model A'da sıfır ve alternatif hipotez altında trend fonksiyonunun sadece düzey değişimi dikkate alınır. Bu değişimin değerlendirilmesi Kademeli Sapmalı Artırılmış Dickey-Fuller modeli kullanılarak birim kök $\alpha = 1$ için hesaplanan t-istatistiğine göre yapılır.

Model B:

$$y_t = \mu + \theta.DU_t + \beta t + \gamma.DT_t + \delta.D(T_B)_t + \alpha.y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i.\Delta y_{t-i} + e_t \qquad (3.24)$$

$$DT_t^* = \begin{cases} 1 & t > T_B \\ 0 & d.d. \end{cases}$$

Model B trend fonksiyonunun sabitinde ve eğiminde tek değişime izin verir. T_B kırılma noktasını göstermek üzere regresyonda $\alpha = 1$ şeklindeki birim kök temel hipotezi t-istatistiğini kullanmaktadır.

Model C:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma.DT_t^* + \tilde{y}_t \qquad (3.25)$$

$$DT_t^* = \begin{cases} 1 - T_B & t > T_B \\ 0 & d.d. \end{cases}$$

Model C; Perron'un 1989'daki yaklaşımındaki Toplamsal Aykırı Değer(AO) modeline uymaktadır. Model trend fonksiyonunun eğiminde tek değişime izin vermektedir. Trend fonksiyonunun iki kısmı yani kırılma öncesi ve sonrası kırılma zamanında birleştirilerek iki aşamalı bir metod kullanılır. Birinci aşamada seri trendden arındırılır. İkinci aşamada kurulan model EKK yöntemi ile tahmin edilerek artık terimler belirlenir. $\tilde{y}_t$ ile simgelenen artıklar trendden arındırılmış seriyi göstermektedir. Elde edilen aşağıdaki regresyon modelinde $\alpha = 1$ şeklindeki birim kök temel hipotezi t-istatistiği ile test edilir.

$$\tilde{y}_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \, \Delta\tilde{y}_{t-1} + e_t \qquad (3.26)$$

Model A, Model B ve Model C'de kırılma zamanını gösteren T_B'nin ve gecikme uzunluğunu gösteren k'nın bilinmediği varsayılmaktadır. Perron(1997) çalışmasında AIC gibi bilgi kriterleri yerine 'genelden özele' yöntemi kullanmıştır.

3.5. Lumsdaine Papell Birim Kök Testi (1997)

Lumsdaine ve Papell (1997) içsel olarak belirledikleri iki kırılma noktasını dikkate alarak Nelson ve Plosser (1982) çalışmaları üzerine temellendirdikleri yeni bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Bu testin temel hipotezi seride yapısal kırılmanın olmadığını; alternatif hipotez ise serinin trend fonksiyonunda iki ayrı zaman periyodunda ortaya çıkan kırılmayla trend durağan olduğunu sınamaktadır. Lumsdaine Papell(1997) testlerinde ortalamada iki kırılmaya izin veren AA modeli, trend fonksiyonunun aynı anda sabitinde ve eğiminde çift kırılmaya izin veren ise CC modelidir. TB1 ve TB2 kırılma zamanlarını göstermek üzere CA modeli; TB1 zamanı için sabitte ve eğimde kırılmaya TB2 zamanı içinse sadece sabitte kırılmaya izin vermektedir. Lumsdaine Papell (1997) testine ait üç model şöyledir:

AA Modeli:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \omega DU2_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (3.27)$$

CA Modeli:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (3.28)$$

CCModeli:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + +\psi DT2_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (3.29)$$

t = 1, ... , T ; DT1 ve DT2 trendde meydana gelen kırılmaları ifade eden kukla değişkenler; DU1 ve DU2 serinin ortalamasında meydana gelen kırılmaları ifade eden kukla değişkenler aşağıdaki gibi gösterilmiştir:

$$DU1_t = \begin{cases} 1, & t > TB1 \\ 0, & t \leq TB1 \end{cases} \qquad DU2_t = \begin{cases} 1, & t > TB2 \\ 0, & t \leq TB2 \end{cases},$$

$$DT1_t = \begin{cases} 1, & t > TB1 \\ 0, & t \leq TB1 \end{cases} \qquad DT2_t = \begin{cases} 1, & t > TB2 \\ 0, & t \leq TB2 \end{cases}.$$

Optimal gecikme uzunluğunun tespit edilmesi için t anlamlılık metodunun tercih edilmesi tavsiye edilmiştir. Kırılma tarihinin tespiti için ise muhtemel tüm kırılma çiftleri denenerek α'nın t istatistiğini minimum yaptığı değerler belirlenir.

CC Modelinden DU2 ve DT2 değişkenleri çıkarıldığında Zivot-Andrews Testinin C modeli, bunlara ek olarak DT1 çıkarıldığında A modeli, DU1 çıkarıldığında B modeli bulunur.

Lumsdaine ve Papell (1997) çalışmalarıyla durağanlık sınamalarında birim köklerle yapılan testlerin yapısal kırılmaların sayısına ne kadar duyarlı olduğunu ortaya koymuşlardır. Aynı zamanda içsel olarak belirlenen iki kırılmanın önceden yapılan birim kök testlerinin sonuçlarını çok defa tersine çevirdiğini ortaya koymuşlardır.

3.6. Lee-Strazicich İki Kırılmalı Birim Kök Testi (2003)

Lumsdaine-Papell (1997) temel hipotezinin yapısal kırılma içermemesi durumunu eleştiren Lee ve Strazicich 2003'de geliştirdikleri birim kök testinin temel ve alternatif hipotezlerine yapısal kırılmayı dahil etmişlerdir. Lee ve Strazicich(2003) çalışmalarının testin gücünü artırdığını savunmuşlardır. Perron (1989)'da tanımlanan A, B ve C modellerinin üzerine temellendirdikleri Lee ve Strazicich testinin veri üreten algoritma şöyledir:

$$y_t = \delta' Z_t + e^t \qquad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t. \tag{3.30}$$

Modellerde $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma^2)$ ve Z_t, dışsal değişkenler vektörü olmak üzere Lee Strazicich A ve C modellerini kullanmıştır.

A modeli $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$ olarak tanımlanan Z_t değişkeni düzeyde yalnızca iki kırılmaya izin verecek şekilde oluşturulur. Kırılmanın oluştuğu zamanki zaman periyodunu T_{Bj} göstermek üzere D_{1t} ve D_{2t} kukla değişkenleri şöyle tanımlanır:

$$D_{jt} \begin{cases} 1, & t \geq T_{Bj} + 1 \\ 0, & diğer\ durumlarda \end{cases} \qquad \text{j=1,2.}$$

C modeli $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ olarak tanımlanır ve trendde iki değişimi içerecek şekilde oluşturulur. Kukla değişkenler DT_{1t} ve DT_{2t} şöyle tanımlanır:

$DT_{jt} \begin{cases} t - T_{Bj} & t \geq T_{Bj} + 1 \\ 0, diğer\ durumlarda \end{cases}$, j=1,2.

Temel hipotez ($\beta = 1$) ve alternatif hipotez ($\beta < 1$) kırılma içermektedir.

A modeli için; υ_{1t} ve υ_{2t} durağan hata terimler, $B_{jt} \begin{cases} 1, & t = T_{Bj} + 1 \\ 0, diğer\ durumlarda \end{cases}$, j=1,2 ve $d = (d_1, d_2)'$ olmak üzere temel ve alternatif hipotezler şöyledir:

Temel Hipotez: $$y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + y_{t-1} + \upsilon_{1t} \quad (3.31)$$

Alternatif Hipotez: $$y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + \upsilon_{2t}. \quad (3.32)$$

Modellere B_{jt} terimi test istatistiklerinin asimptotik dağılımının değişmemesi için eklenmiştir.

C modeli için kurulan modeller temel ve alternatif hipotezler altında şöyledir:

Temel Hipotez: $$y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + d_3 D_{1t} + d_4 D_{2t} + y_{t-1} + \upsilon_{1t} \quad (3.33)$$

Alternatif Hipotez: $$y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + DT_{1t} + DT_{2t} + \upsilon_{2t}. \quad (3.34)$$

$\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, t=2,…,T; $\tilde{\delta}$, Δy_t'nin ΔZ_t üzerine kurulan regresyonundan elde edilen katsayılar olmak üzere; $\tilde{\psi}_x$, $y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ ile şeklinde; y_1 ve Z_1; y_t ve Z_t'nin ilk gözlemleri olmak üzere genel LM prosedürü kullanılarak iki kırılmalı LM birim kök test istatistiği aşağıdaki regresyon tahmin edilerek geliştirilmiştir:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t. \quad (3.35)$$

Birim kök temel hipotezi $\phi = 0$ ile ifade edilir ve LM test istatistiği şöyledir:

$$\tilde{\rho} = T\tilde{\phi} \tag{3.36}$$

$\tilde{\tau} = \phi = 0$ temel hipotez testinin t-istatistiğini göstermektedir.

$\lambda = T_B/T$ 'dir. T gözlem sayısı T_B ise kırılma zamanı; T_{Bj} minimum LM birim kök testinde kırılma noktaları olmak üzere içsel olarak aşağıdaki sistem kullanılarak oluşturulur:

$$LM_\rho = inf\tilde{\rho}(\lambda), \qquad LM_\tau = inf\tilde{\tau}(\lambda). \tag{3.37}$$

Lee ve Strazicich (2003) çalışmalarında kritik değerleri üretmişlerdir.

3.7. Lee-Strazicich Tek Kırılmalı Birim Kök Testi (2004)

Lee ve Strazicich (2003)'te ortaya koydukları teorik bulgulardan yararlanarak yapısal bozulmalardan etkilenmeyen, kırılmanın içsel olarak belirlendiği, trendde ve sabitte tek kırılmaya izin veren Lagrange Çarpanı (Lagrange Multiplier-LM) birim kök testini iki kırılma için genişleterek yeni bir test ortaya koymuşlardır. Lee ve Strazicich (2004) birim kök testinde temel hipotezin reddedilmesi, serinin trend durağan bir sürece sahip olduğunu güçlü bir şekilde göstermektedir.

Testin veri üretme süreci; Z_t, dışsal değişkenleri göstermek üzere şöyledir:

$$y_t = \delta' Z_t + X_t, \tag{3.38}$$

$$X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t. \tag{3.39}$$

Birim kök testine ilişkin hipotez β=1 değişkeninin test edilmesine dayanmaktadır. Lee ve Strazicich (2004) yapısal değişimler için alternatif hipotez altında sabitte bir zaman değişimine izin veren "crash" model olarak bilinen Model A ile alternatif hipotez altında trendde ve sabitte bir değişime izin veren Model C olmak üzere iki model dikkate almışlardır.

$D_t \begin{cases} 1, & t \geq T_B + 1 \\ 0, diğer\ durumlarda \end{cases}$, kukla değişkenler olmak üzere Model A' nın tanımı;

$\mathrm{Zt} = [1, \mathrm{t}, \mathrm{D_t}]'$ şeklindedir.

$DT_t \begin{cases} t - T_B, & t \geq T_B + 1 \\ 0, diğer\ durumlarda \end{cases}$, kukla değişkenler olmak üzere Model C'nin tanımı;

$\mathrm{Zt} = [1, \mathrm{t}, \mathrm{D_t}, \mathrm{DT_t}]'$ şeklindedir.

$\mathrm{DT}_t^* \begin{cases} t, & t \geq T_B + 1 \\ 0, diğer\ durumlarda \end{cases}$, kukla değişkenler olmak üzere Model B'nin tanımı;

$\mathrm{Zt} = [1, \mathrm{t}, \mathrm{D_t}, \mathrm{DT_t^*}]'$ şeklindedir.

Lee ve Strazicich (2004) çalışmalarında Model A ve Model C'yi çoğu iktisadi seriyi açıklamada daha yeterli bulmuşlardır. Bu yüzden Model B'yi kullanmamışlardır.

LM prosedürüne göre birim kök test istatistikleri aşağıdaki regresyondan elde edilerek oluşturulmaktadır:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t. \qquad (3.40)$$

Modelde; Δ birinci fark operatörü, t=2,…,T; $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t\tilde{\delta}$; $\tilde{\delta}$, Δy_t'nin ΔZ_t üzerine regresyonundan elde edilen katsayı ve $\tilde{\psi}_x$, $Y_1 - Z_1\tilde{\delta}$ ' dir.

Serinin birim kök içermesi durumunda t testi ile sınanan temel hipotez $\phi = 0$, alternatif hipotez ise $\phi < 0$ olarak ifade edilmektedir. LM test istatistiği şöyledir:

$$\tilde{\rho} = \tau\tilde{\Phi}\ ; \quad \tilde{\tau} = \phi = 0\ temel\ hipotezinin\ t - istatistiği. \qquad (3.41)$$

Otokorelasyon hatalarını düzeltmek için standart ADF testine $\Delta\tilde{S}_{t-j} = 1, \dots, k$ terimleri eklenir. Lee ve Strazicich optimal kırılma zamanını belirlemek için Ng ve Perron (1995)'un çalışmalarında önerdikleri genel belirleme prosedüründen kullanmışlardır. Bu prosedürde kırılma zamanını mümkün olan tüm kırılma noktaları içinde en minimum yapan test istatistiği seçilmektedir. Test istatistiği şöyledir:

$$Inf\tilde{\tau}(\tilde{\lambda}) = Inf\tilde{\tau}(\lambda), \tag{3.42}$$

$$\lambda = T_B/T\text{'dir.} \tag{3.43}$$

Lee ve Strazicich (2004) testinin kritik değerleri çalışmalarına eklenmiştir.

3.8. Carrion-i Silvestre vd. Birim Kök Testi (2009)

Geleneksel birim kök testleri yapısal kırılmaları dikkate almadığı için tutatlı ve güçlü test sonuçları elde etmek için yapısal kırılmalı birim kök testleri geliştirilmiştir. İlk geliştirilen yapısal kırılmalı birim kök testleri en fazla bir veya iki kırılmayı dikkate alıyordu. Oysa iktisadi zaman serileri çok sayıda yapısal kırılma içerebilmekteydi. Carrion-i Silvestre vd. (2009) temel ve alternatif hipotezde birden fazla kırılmaya izin veren çoklu yapısal kırılmalı bir birim kök testi geliştirdiler. Carrion-i Silvestre vd. (2009) geliştirdikleri bu testte en fazla beş kırılmaya kadar izin verilmektedir. Küçük örneklemlerde de güçlü sonuçlar elde edilmektedir. İlk olarak bu testte yapısal kırılma noktalarının belirlenmesi için Bai ve Perron(2003) algoritması tercih edilmiştir. Sonrasında Elliott, Rothenberg ve Stock (1996) tarafından önerilen sözde genelleştirilmiş en küçük kareler trendden arındırma yöntemi kullanılmıştır. En son NG ile Perron (2001)'un analizlerini yaptığı M-testleri sınıfı kullanılarak birim kök testlerine üç farklı boyut kazandırılarak test istatistikleri elde edilmiştir. Testteki $\{u_t\}$ gözlenemeyen sıfır ortalamalı bir süreç olmak üzere veri oluşturma algoritması şöyledir:

$$y_t = d_t + u_t\ , \tag{3.44}$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t, \qquad t=0,\ldots,T. \tag{3.45}$$

$\sum_{i=1}^{\infty}|\gamma_i| < \infty$ ve $\{\eta_t\}$ bir fark dizisi bandı filtrelemesi olmak üzere hata terimi olan v_t, $v_{t=}\sum_{i=1}^{0}\gamma_i\eta_{t-i}$ şeklinde elde edilir. Testin hipotezleri şöyledir:

H_0: Yapısal kırılmalar altında birim kök vardır.

H_1: Yapısal kırılmalar altında birim kök yoktur.

Bu hipotezleri test etmek için gerekli olan kritik değerler bootstrap ile elde edilir. Temel hipotezin reddedilebilmesi için hesaplanan test istatistiğinin kritik değerden küçük olması gerekmektedir.

Carrion-i Silvestre vd. (2009), seviyede değişime (crash) müsaade eden Model 0, eğimde değişime izin ver Model I, hem eğimde hem seviyede değişime izin veren Model II olmak üzere üç model oluşturmuştur. $T_j^0 = [T\lambda_j^0]$ eşitliği j. kırılma tarihini göstermek üzere kukla değişkenler şöyledir:

$$DU_t(T_j^0) = \begin{cases} 1, & t > T_j^0 \\ 0, diğer\ durumlarda \end{cases}, \qquad DT_t^*(T_j^0) = \begin{cases} t - T_j^0, & t > T_j^0 \\ 0, & diğer\ durumlarda \end{cases}.$$

d_t deterministik bileşen ve $z_t'(\lambda^0)$=$[z_t'(T_0^0), \dots, z_t'(T_m^0)]'$ ve $\psi = (\psi_0', \dots, \psi_m')'$ olmak üzere model şöyledir:

$$d_t = z_t'(T_0^0)\psi_0 + z_t'(T_1^0)\psi_1 + \cdots + z_t'(T_m^0)\psi_m = z_t'(\lambda^0)\psi. \tag{3.46}$$

Deterministik bileşenler ve bu bileşenlerle ilişkili katsayılar sırasıyla şöyledir: $z_t = (T_0^0) \equiv z_t(0) = (1, t)'$

Deterministik bileşenler aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$z_t(T_j^0) = \begin{cases} DU_t(T_j^0), & model\ 0\ için \\ DT_t^*(T_j^0), & model\ I\ için \\ \left(DU_t(T_j^0), DT_t^*(T_j^0)\right)', & model\ II\ için \end{cases}, \qquad 1 \le j \le m.$$

Burada Model 0'da $\psi_j = \mu_j$, Model I'de $\psi_j = \beta_j$, Model II'de $\psi_j = (\mu_j, \beta_j)'$ şeklinde ifade edilir.

Carrion-i silvestre vd. (2009) çalışmalarında kullandıkları beş farklı test istatistiğinden birincisi Perron ve Rodriquez (2003) test istatistiğidir:

$$P_T^{GLS}(\lambda^0) = \{S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha}S(1, \lambda^0)\}/s^2(\lambda^0). \tag{3.47}$$

Modelde υ_t'nin sıfır frekansındaki spectral yoğunluğunun tahmini $s^2(\lambda^0)$'dır. $s(\lambda^0)^2 = s_{ek}^2/\left(1-\sum_{j=1}^{k}\hat{b}_j\right)^2$ ve $s_{ek}^2 = (T-k)^{-1}\sum_{t=k+1}^{T}\hat{e}_{t,k}^2$ ve $\{\hat{b}_j, \hat{e}_{t,k}\}$ aşağıdaki regresyon modelinden elde edilmiştir:

$$\Delta\tilde{y}_t = b_0\tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} b_j\Delta\tilde{y}_{t-j} + e_{t,k}. \qquad (3.48)$$

Perron ve Rodriquez (2003) tarafından önerilen ve Ng ve Perron (2001)'un analiz yaptığı M-sınıf testleri kullanılarak hesaplanan bu testte kullanılan diğer dört test istatistiği şöyledir:

$$MZ_{\alpha}^{GLS}(\lambda^0) = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2)(2T^{-2}\sum_{t=1}^{T}\tilde{y}_{t-1}^2)^{-1}, \qquad (3.49)$$

$$MSB^{GLS}(\lambda^0) = (s(\lambda^0)^{-2}T^{-2}\sum_{t=1}^{T}\tilde{y}_{t-1}^2)^{1/2}, \qquad (3.50)$$

$$MZ_{t}^{GLS}(\lambda^0) = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2)(4s(\lambda^0)^2T^{-2}\sum_{t=1}^{T}\tilde{y}_{t-1}^2)^{-1/2}, \qquad (3.51)$$

$$\tilde{y}_t = y_t - \hat{\psi}'^{z_t}(\lambda^0). \qquad (3.52)$$

$$MP_{T}^{GLS}(\lambda^0) = [\bar{c}^2T^{-2}\sum_{t=1}^{T}\tilde{y}_{t-1}^2 + (1-\bar{c})T^{-1}\tilde{y}_T^2]/s(\lambda^0)^2. \qquad (3.53)$$

$MP_T^{GLS}(\lambda^0)$ önemlidir; çünkü bu test istatistiğinin limit dağılımı uygun noktaya ait optimal testin limit dağılımı ile uyumlu olmaktadır.

Carrion-i Silvestre vd.(2009) birim kök testinde kritik değerler tablolar halinde verilmiştir.

3.9. Narayan ve Popp Birim Kök Testi (2010)

Narayan ve Popp (2010) trendin seviyesinde çift kırılmaya izin veren birinci model ile hem trendin eğiminde hem de seviyesinde iki kırılmaya izin veren ikinci model olmak üzere çift kırılmalı ADF tipi birim kök testi geliştirmişlerdir. Yapısal kırılmaların zamanının bilinmediği ön savı altında kırılmalar kademeli olarak belirlenmiştir. Narayan ve Popp (2010) tarafından; (u_t) stokastik bileşen ve (d_t)

deterministik bileşen olmak üzere iki bileşenden oluşan y_t veri oluşturma algoritması şöyledir:

$$y_t = d_t + u_t, \tag{3.54}$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t, \tag{3.55}$$

$$\varepsilon_t = \psi^*(L)e_t = A^*(L)^{-1}B(L)., \tag{3.56}$$

Modellerde $e_t \sim iid(0, \sigma_e^2)$ olarak tanımlanmaktadır. $A^*(L)$ ve B(L) gecikme polinomlarının kökleri kabul edilir, dereceleri p ve q olup; birim kök dışındadırlar. Narayan ve Popp (2010) testindeki sabitte çift kırılmaya izin veren birinci model (M1), sabitte ve trendde iki yapısal kırılmaya izin veren ikinci model (M2)'dir. Testin regresyon modelleri aşağıdaki şekildedir:

$$d_t^{M1} = \alpha + \beta t + \psi^*(L)(\theta_1 DU'_{1,t} + \theta_2 DU'_{2,t}), \tag{3.57}$$

$$d_t^{M2} = \alpha + \beta t + \psi^*(L)(\theta_1 DU'_{1,t} + \theta_2 DU'_{2,t} + \gamma_1 DT'_{1,t} + \gamma_2 DT'_{2,t}), \tag{3.58}$$

$$DU'_{i,t} = 1\ (t > T'_{B,i}), \qquad DT'_{i,t} = 1(t > T'_{B,i})(t - T'_{B,i}), \qquad \text{i=1,2.} \tag{3.59}$$

Birinci ve ikinci model için deterministik bileşen d_t' nin tanımına göre farklılık göstermektedir. Modellerde θ_1 ve $\gamma_1$parametreleri eğim ve seviyedeki kırılmaların büyüklüğünü gösterirken $T'_{B,i}$, i=1,2 doğru kırılma tarihlerini vermektedir. Modellerden (3.57) ve (3.58)'e dahil edilen $\psi^*(L)$ zaman içerisinde oluşan yumuşak kırılmaların gerçekleşmesine izin vermektedir. Testin hipotezleri şöyledir:

H_0: ρ=1 (Seride birim kök vardır temel hipotezi)

H_1: ρ<1 (Seride birim kök yoktur alternatif hipotezi).

Testin kritik değerleri Monte Carlo simülasyonlarıyla hesaplanmakta ve hesaplanan test istatistiği kritik değerlerden yüksek olduğunda seride birim kökün varlığını test eden temel hipotez reddedilmektedir.

Vogelsang ve Perron (1998) inovasyon süreci için daha spesifik olarak e_t' ye yansıyan şoklara karşın, serilerin trend fonksiyonundaki şoklara tepki verdiği varsayım süreci IO model olarak bilinmektedir.M1 ve M2 modellerinin birim kök hipotezlerini sınamak için IO-tipi test regresyonları (3.54)-(3.58) nolu yapısal modeller birleştirilerek yeniden türetilir.

M1 modeli için test denklemi şöyledir:

$$y_t^{M1} = \rho y_{t-1} + \alpha_1 + \beta^* t + \theta_1 D(T_B')_{1,t} + \theta_2 D(T_B')_{2,t} + \delta_1 DU_{1,t-1}' + \delta_2 DU_{2,t-1}' + \sum_{j=1}^{k} \beta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (3.60)$$

$\psi^*(1)^{-1}$ ortalama gecikmeyi ifade etmektedir.

Burada,

$$\alpha_1 = \psi^*(1)^{-1}[(1-\rho)\alpha + \rho\beta] + \psi^*(1)^{-1}(1-\rho)\beta, \quad (3.61)$$

$$\beta^* = \psi^*(1)^{-1}(1-\rho)\beta \qquad \phi = \rho - 1, \quad \delta_i = -\phi\theta_i \quad (3.62)$$

$$D(T_B')_{i,t} = 1\left(t = T_{B,i}' + 1\right), \quad i = 1,2. \qquad \text{‘dir.} \quad (3.63)$$

IO-tipi test regresyonu için M2 modeli şöyledir:

$$y_t^{M2} = \rho y_{t-1} + \alpha^* + \beta^* t + \kappa_1 D(T_B')_{1,t} + \kappa_2 D(T_B')_{2,t} + \delta_1^* DU_{1,t-1}' + \delta_2^* DU_{2,t-1}' + \gamma_1^* DT_{1,t-1}' + \gamma_2^* DT_{2,t-1}' + \sum_{j=1}^{k} \beta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (3.64)$$

$$\kappa_i = (\theta_i + \gamma_i), \delta_i^* = (\gamma_i - \phi_i) \text{ ve } \gamma_i^* = -\phi\gamma_i, \qquad \text{i=1,2.} \quad (3.65)$$

$\rho = 1$ birim kök temel hipotezini $\rho < 1$ alternatif hipotezine karşı sınamak için (3.60) ve (3.64) nolu modellerde $\hat{\rho}$'nun t-istatistiği kullanılmıştır ve test istatistiği $t_{\hat{\rho}}$ olarak belirtilmiştir.

Doğru kırılma tarihlerinin bilinmediği varsayımı altında (3.60) ve (3.64) modellerinde kırılma tarihlerinin yerine onların tahmini olan $\hat{T}_{B,i}'$ tercih edilmektedir. F-istatistiğinin anlamlı ve maksimum olduğu tarihleri seçmek için optimal kırılma tarihleri seçilirken tüm mümkün ($T_{B,1}$, $T_{B,2}$) kombinasyonları denenmektedir. Bu kombinasyonlar şöyledir:

$$\left(\hat{T}_{B,1}, \hat{T}_{B,2}\right) = \begin{cases} \arg \underset{T_{B,1},\, T_{B,2}}{mak} F_{\hat{\theta}_1,\hat{\theta}_2}\left(T_{B,1}, T_{B,2}\right), & M1\ için \\ \arg \underset{T_{B,1},\, T_{B,2}}{mak} F_{\hat{k}_1,\hat{k}_2}\left(T_{B,1}, T_{B,2}\right), & M2\ için \end{cases}. \tag{3.66}$$

Birinci adımda tek kırılma olması durumunda M1 modelinde θ_1 parametresinin maksimum t-değeri bulunur. M1 modeli için $\theta_2 = \delta_2 = 0$ ve M2 için $\kappa_2 = \delta_2^* = \gamma_2^* = 0$ kısıtları altında kırılma tarihleri şöyle tanımlanmaktadır:

$$\hat{T}_{B,1} = \begin{cases} \arg \underset{T_{B,1}}{mak} \left|t_{\hat{\theta}_1}(T_{B,1})\right|, & M1\ için \\ \arg \underset{T_{B,1}}{mak} \left|t_{\hat{\kappa}_1}(T_{B,1})\right|, & M2\ için \end{cases}. \tag{3.67}$$

Birinci kırılma için $\hat{T}_{B,1}$ kullanılarak, ikinci kırılma tarihi olarak $\hat{T}_{B,2}$ parametresi tahmin edilir.

$$\hat{T}_{B,1} = \begin{cases} \arg \underset{T_{B,2}}{mak} \left|t_{\hat{\theta}_2}(\hat{T}_{B,1}, T_{B,2})\right|, & M1\ için \\ \arg \underset{T_{B,2}}{mak} \left|t_{\hat{\kappa}_2}(\hat{T}_{B,1}, T_{B,2})\right|, & M2\ için \end{cases}. \tag{3.68}$$

Narayan ve Popp(2010) çalışmalarıyla Monte Carlo simülasyonlarını da kullanarak doğru boyutta, kararlı bir güce sahip yapısal kırılmaları doğru bir şekilde tespit ettiklerini göstermişlerdir.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK TESTLERİ

Geleneksel ve yapısal kırılmalı birim kök testleri doğrusallık varsayımı altında geliştirilen birim kök testleridir. Zaman serileriyle yaptığımız çalışmalarda bu bölüme kadar doğrusal zaman serilerinden bahsettik. Fakat seriler her zaman doğrusal bir yapı izlemeyebilir. Doğrusal olmadığı halde doğrusallık varsayımı altında zaman serileriyle kurduğumuz modeller spesifikasyon hatası içerdiği için elde edilen tahminler isabetli sonuçlar vermeyebilmektedir. Özellikle durağanlığı sınadığımız birim kök testlerinin gücünü artırmak için serilerin doğrusal olup olmaması durumuna dikkat etmemiz gerekmektedir.

Doğrusal olmayan süreç aşağıdaki şekilde gösterilebilir:

$$x_t = g(F_{t-1}) + \sqrt{h(F_{t-1})\varepsilon_t}. \tag{4.1}$$

(4.1) modelinde h(.)>0 dır ve g(.) fonksiyonu doğrusal değilse model ortalamada doğrusal olmayan model, h(.) zamanla değişiyorsa varyansı doğrusal olmayan model olarak tanımlanır(Tsay,2002:127). Bu çalışmada ortalamada doğrusal olmayan modeller incelenmiştir. Doğrusal olmayan birim kök testlerini incelerken genel olarak rejim değişim modelleri olarak adlandırılan yapılardan yararlanılmıştır. Farklı yapılar içeren bu rejim değişim modellerinden Eşik Otoregresif Modeller(TAR), Momentum Eşik Değerli Otoregresif Modeller (MTAR), Kendinden Uyarımlı Eşik Değerli Otoregresif Modeller (SETAR), Yumuşak Geçişli Otoregresif Modeller (STAR), Lojistik Dağılım Fonksiyonlu Yumuşak Geçişli Otoregresif Model (LSTAR) ve Üstel Dağılım Fonksiyonlu Yumuşak geçişli Otoregresif Modeli (ESTAR) kullanacağız. Doğrusal olmayan birim kök testlerinden bahsederken rejim değişim modellerinden bahsedilecektir.

4.1. Enders ve Granger Birim Kök Testi (1998)

Enders ve Granger (1998), momentum eşik değerli otoregresif süreç adı verilen kısaca MTAR olarak isimlendirilen model yapısını kullanarak doğrusal olmayan birim kök testini geliştirmişlerdir. Momentum eşik değerli otoregresif modelin (MTAR) serideki keskin hareketleri daha iyi yakalayacağını düşünmüşlerdir. Testte sıfır hipotezi birim kök vardır savını sınarken alternatif hipotez asimetrik düzeltme ile birlikte durağanlığı sınamaktadır. Enders ve Granger (1998), bu hipotezler altında yeni kritik değerler belirlemişlerdir. Birim kök için kullanılan MTAR modeli aşağıdaki gibidir:

$$\Delta y_t = I_t p_1 y_{t-1} + (1 - I_t) p_2 y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (4.2)$$

Modelde y_{t-1} 'in parametresi olan I_t gösterge fonksiyonunu ifade etmektedir.

$$I_t = \begin{cases} 1, & \Delta y_{t-1} \geq 0 \\ 0, & \Delta y_{t-1} < 0 \end{cases}. \quad (4.3)$$

Doğrusal olmama yapısını kendi içinde sınayabilen serinin hipotezleri şöyledir:

$H_0: p_1 = p_2 = 0$ (Birim kök vardır) (4.4)

$H_1: p_1 \neq p_2 \neq 0.$ (Seri durağandır). (4.5)

Gösterge fonksiyonu oluşturmak için y_t serisi kullanılır. $\hat{a}_0$, $\{y_t\}$ serisinin tahmin edilen örneklem ortalaması olmak üzere aşağıdaki model tahmin edilir:

$$\Delta \hat{y}_t = I_t p_1 (\hat{y}_{t-1} - \hat{a}_0) + (1 - I_t) p_2 (\hat{y}_{t-1} - \hat{a}_0) + \varepsilon_t. \quad (4.6)$$

Bu modeldeki F istatistikleri $\phi_\mu$olarak adlandırılır ve parametrelerin anlamlılığı F sınaması ile yapılır. Enders Granger (1998) elde ettiği kritik değerlerle test istatistiği karşılaştırılarak karar verilir. Test istatistiği kritik değerden büyükse, temel hipotez reddedilerek serinin durağan olduğu sonucuna varılır.

4.2. Leybourne, Newbold ve Vougas Birim Kök Testi (1998)

Leybourne, Newbold ve Vougas(1998), lojistik dağılım fonksiyonunun modele dahil edilmesiyle geliştirilmiş bir yaklaşımdır. STAR model yapısına lojistik dağılım fonksiyonun eklenmesiyle oluşan LSTAR model yapısını kullanmaktadır. Test süreci üç farklı model yapısına dayanmaktadır. α; otonom parametreyi, *S*; lojistik dağılım fonksiyonunu göstermek üzere modeller aşağıdaki şekildedir:

$$Model\ A: y_t = \alpha_1 + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad (4.7)$$

$$Model\ B: y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad (4.8)$$

$$Model\ C: y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_t(\gamma,\tau) + \beta_2 t S_t(\gamma,\tau) + v_t. \tag{4.9}$$

Burada, T örneklem büyüklüğü ve $S_t(\gamma,\tau) = [1 + \exp\{-\gamma(t - \tau T)\}]^{-1}$ ise geçiş fonksiyonudur. İlk olarak modeller doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilir ve hata terimleri hesaplanır. Daha sonra v_t ile gösterilen sıfır ortalamalı durağan hata terimleri elde edilir.

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\gamma},\hat{\tau}) \tag{4.10}$$

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\gamma},\hat{\tau}) \tag{4.11}$$

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\gamma},\hat{\tau}) - \hat{\beta}_2 t S_t \hat{\gamma},\hat{\tau}. \tag{4.12}$$

Temel ve alternatif hipotezler şöyledir:

$$H_0: y_t = \mu_t,\ \mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t,\ \mu_0 = \psi \tag{4.13}$$

$H_1: Model\ A, Model\ B, Model\ C,$

ve ya;

$$H_0: y_t = \mu_t,\ \mu_t = K + \mu_{t-1} + \varepsilon_t,\ \mu_0 = \psi \tag{4.14}$$

$H_1: Model\ B\ veya\ Model\ C.$

Test istatistiği için aşağıdaki model tahmin edilir ve p parametresinin anlamlılığı test edilir:

$$\Delta\hat{v}_t = \hat{p}\hat{v}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \hat{\delta}\Delta\hat{v}_{t-i} + \hat{n}_t. \tag{4.15}$$

Hesaplanan p parametresinin test istatistiği Leybourne, Newbold ve Vougas'ın çalışmalarında yer alan kritik değerler ile karşılaştırılır.

4.3. Caner ve Hansen Birim Kök Testi (2001)

Caner ve Hansen'in 2001 yılında geliştirdikleri bu test durağanlığı ve doğrusal olmama durumunu eş zamanlı olarak sınayabilmektedir. Bu testte, kendinden uyarımlı eşik değerli otoregresif model yani kısaca SETAR tipi model yapısına dayanmaktadır. SETAR tipi model yapısında eşik değer (threshold) kendi geçmiş değerlerinden seçiliyordu ve rejimler arası keskin geçişler içeriyordu. Eşik değerli otoregresif model $x_{t-1} = (y_{t-1} r_t' \Delta \mathrm{y}_{\mathrm{t-1}} \dots \Delta \mathrm{y}_{\mathrm{t-k}})'$ olmak üzere şöyledir:

$$\Delta y_t = \theta_1' x_{t-1} I_{\{Z_{t-1}<\lambda\}} + \theta_2' x_{t-1} I_{\{Z_{t-1}\geq\lambda\}} + e_t. \qquad (4.16)$$

(4.16)'da $I_{\{.\}}$, gösterge fonksiyonu; e_t, bağımsız eş dağılımlı hata terimi; $Z_t = y_t - y_{t-m}$, $r_{\ t}$ deterministik unsurları; λ ise eşik değeri göstermektedir. Eşik değer $\lambda \in \wedge = [\lambda_{\ 1}, \lambda_2]$ aralığında $P(Z_t \leq \lambda_1) = \pi_1 > 0$ ve $P(Z_t \leq \lambda_2) = \pi_2 < 1$ olasılık değerlerini almaktadır ve bilinmemektedir.

Modelde yer alan θ_1 ve θ_2'nin gösterimi şöyledir:

$$\theta_1 = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \beta_1 \\ p_1 \end{pmatrix} \qquad \theta_2 = \begin{pmatrix} \mu_2 \\ \beta_2 \\ p_2 \end{pmatrix}.$$

y_{t-1}'in eğim parametresi μ_1 ve μ_2; deterministik değişkenlerin eğim parametreleri β_1 ve β_2; $\Delta \mathrm{y}_{\mathrm{t-1}}$ ... ... ifadesinin eğim parametreleri p_1 ve p_2'dir.

EKK ile (4.16)'da ki eşik değerli otoregresif modelin tahmini yapılmaktadır:

$$\Delta y_t = \hat{\theta}_1(\lambda)' x_{t-1} I_{\{Z_{t-1}<\lambda\}} + \hat{\theta}_2(\lambda)' x_{t-1} I_{\{Z_{t-1}\geq\lambda\}} + \hat{e}_t(\lambda) \qquad (4.17)$$

$$\hat{\sigma}^2(\lambda) = T^{-1} \textstyle\sum_1^T \hat{e}_t(\lambda)^2$$

$$\hat{\lambda} = \arg \min_{\lambda \in \wedge} \hat{\sigma}^2(\lambda)$$

Model tahmini bu şekilde yapıldıktan sonra modelin doğrusal olup olmama durumu sınanmaktadır. Bu test için temel hipotez şöyledir:

$$H_0 = \begin{cases} \mu_1 = \mu_2 \\ p_1 = p_2 \end{cases}$$ ve doğrusal model spesifikasyonunu belirtmektedir.

Testin istatistiği; $\hat{\sigma}_0^2$ doğrusal model hata terimi varyansını, $\hat{\sigma}^2$ ise eşik değerli modelin varyansını göstermek üzere şöyledir:

$$supW_t(\lambda) = \mathrm{supT}\left(\frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda}) - 1}\right) \qquad (4.18)$$

Birim kökün varlığını sınayan hipotezler şöyledir:

$H_0: p_1 = p_2 = 0$ (Seride birim kök vardır) (4.19)

$H_1: p_1 < 0,\ p_2 < 0$ (Seri durağandır). (4.20)

Alternatif hipotez serinin birinci ve ikinci rejiminin durağan olduğunu belirtmektedir. Serinin tamamı için birim kök sınamasını H_0'ı H_1'e göre test ederek buluyoruz. Bu test için alternatif hipotezi aşağıdaki şekilde de gösterebiliriz:

$$H_2: \begin{cases} p_1 < 0,\ p_2 = 0 \\ p_1 = 0,\ p_2 < 0 \end{cases}. \tag{4.21}$$

H_2 hipotezi rejimlerden birinin durağan, diğerinin durağan olmama durumunu göstermektedir. Yani durağan olmama durumunun hangi rejimden kaynaklandığını bu alternatif hipotezle sınayabiliriz.

H_0 hipotezine karşı H_1hipotezinin testi için hesaplanan standart Wald test istatistiği şöyledir:

$$R_{1T} = t_1^2 I_{(\hat{p}_1<0)} = t_2^2 I_{(\hat{p}_1<0)}. \tag{4.22}$$

H_2 hipotezi için hesaplanan standart Wald test istatistiği ise aşağıdaki gibidir:

$$R_{2T} = t_1^2 = t_2^2 \quad . \tag{4.23}$$

Model tahmininde EKK kullanılarak elde edilen $\hat{p}_1$ ve $\hat{p}_2$ katsayılarının t istatistikleri t_1 ve t_2 parametreleri ile gösterilmiştir. Caner ve Hansen (2001) birim kök testi kritik değerlerini bootstrap tekniği ile kendi yaratır. Test istatistiklerini bu kritik değerlerle karşılaştırarak sınama yapılmaktadır.

4.4. Kapetanios, Shin ve Snell Birim Kök Testi (2003)

Kapetanios, Shin ve Snell (2003) STAR tipi birim kök testidir. İlk defa üstel(exponential) fonksiyonların olduğu ESTAR tipi model kullanıldığı için önemlidir. Model genel formda aşağıdaki şekildedir:

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} F(\theta; y_{t-1}) + \varepsilon_t \qquad t=1,\ldots,T \tag{4.24}$$

$$F(\theta; y_{t-1}) = 1 - \exp\{-\theta(y_{t-1} - c)^2\} \tag{4.25}$$

$c = 0$ varsayımı yapılmıştır. Modelde θ düzgünleştirme parametresi, c ise eşik değeri(threshold) ifade etmektedir. Geçiş fonksiyonunun üstel olduğu model şöyledir:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1}\left[1 - e^{\left(-\theta y_{t-1}^2\right)}\right] + \varepsilon_t. \tag{4.26}$$

Kurulan model için oluşturulan hipotezler şöyledir:

$H_0: \theta = 0 \; (durağan\ olmama)$

$H_1: \theta > 0 \; (doğrusal\ olmayan, ortalamaya\ dönen\ durağanlık)$ (4.27)

Temel hipotez kapsamında bu sınamayı gerçekleştirmek mümkün olmadığı için γ belirlenememektedir. Bu nedenle (4.26) fonksiyonunun Taylor açılımı kullanılarak dengi aşağıdaki şekilde bulunmuştur:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + error \tag{4.28}$$

$$\Delta y_t = \sum p_j \Delta y_{t-j} + \delta y_{t-1}^3 + error \tag{4.29}$$

Modeller kullanılarak elde edilen ve asimptotik standart normal dağılıma sahip olmayan test istatistiği şöyledir:

$$t_{NL} = \frac{\hat{\delta}}{sh(\hat{\delta})}. \tag{4.30}$$

Kapetanios, Shin ve Snell (2003), geliştirdikleri testin kritik değerlerini çalışmalarında belirtmişlerdir.

4.5. Sollis Birim Kök Testi (2004)

Sollis (2004), LSTAR tipi yumuşak geçişi lojistik dağılımla sağlayan bir testtir. Çalışmasında Leybourne, Newbold ve Vougas (1998) tarafından kullanılan yumuşak geçiş metodolojisini, Enders ve Granger (1998) 'in TAR metodolojisi ile birleştirilmiştir. Bu şekilde alternatif hipotez altında deterministik doğrusal trendler arasında yumuşak geçiş için izin veren bir birim kök testini geliştirmiştir. Sollis(2004) testinde birim kök temel hipotezi; deterministik doğrusal trendler arasında yumuşak bir geçişle asimetrik düzeltmeli durağanlığa izin veren alternatif hipotez altında geliştirilerek elde edilmiştir. LNV testinde ki LSTAR modelinin hata terimleri ile serinin durağanlığı test etmek için y_t serisi için aşağıda österilen 3 farklı yumuşak geçişli modeli ele alınmıştır:

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \tag{4.31}$$

$$y_t = \alpha_1 + +\beta_1 t + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \tag{4.32}$$

$$y_t = \alpha_1 + +\beta_1 t + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + \beta_1 t S_t(\gamma, \tau) + v_t. \tag{4.33}$$

$S_t(\gamma, \tau)$ t örneklem boyutu için lojistik fonksiyonu ve v_t sıfır ortalamalı durağan bir süreci ifade etmektedir. $\gamma > 0$ ve τ geçişin orta noktası olmak üzere $S_t(\gamma, \tau) = (1 + \exp\{-\gamma[t - \tau T]\})^{-1}$ dir. Modeller doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilerek elde edilen doğrusal olmayan kalıntılar ile aşağıdaki TAR modeli oluşturulur:

$$\Delta v_t = I_t p_1 v_{t-1} + (1 - I_t) p_2 v_{t-1} + \eta_t \tag{4.34}$$

$$I_t = \begin{cases} 1, & v_{t-1} \geq 0 \\ 0, & v_{t-1} < 0 \end{cases}. \tag{4.35}$$

Otokorelasyon olması halinde aşağıdaki genişletilmiş TAR modeli kullanılır:

$$\Delta \hat{v}_t = I_t p_1 \hat{v}_{t-1} + (1 - I_t) p_2 \hat{v}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \phi_i \Delta \hat{v}_{t-i} + \eta_t. \tag{4.36}$$

$p_1 = p_2 = 0$ olduğunda y_t serisi birim köklüdür. $p_1 = p_2 < 0$ iken simetrik düzeltmeli yumuşak geçişli durağan TAR süreci; $p_1 < 0, p_2 < 0$ ve $p_1 \neq p_2$ olduğunda ise asimetrik düzeltmeyi ifade eden yumuşak geçişli durağan TAR süreci geçerli olacaktır.

Test istatistik sınamaları t ve F testleri kullanılarak yapılır. Test istatistiğini karşılaştıracağımız kritik değerlerleri ise monte karlo simülasyonu ile hesaplanarak bulunmaktadır.

4.6. Pascalau Birim Kök Testi (2007)

Pascalau (2007), doğrusal olmayan fakat küresel durağan lojistik yumuşak geçişli otoregresif süreçlerin varlığını tespit etmek için bir test prosedürü önermektedir. Bu test prosedürü, Kapetanios ve ark. (2003), özellikle küresel durağan ESTAR sürecinin alternatifini barındırmaktadır. Taylor açılımını farklı şekilde ele alan bu test literatüre farklı katkılarda bulunmaktadır. İlk olarak, önerilen testin standart olmayan asimtotik dağılımını belirler. İkinci olarak bu test Monte Carlo simülasyonları aracılığıyla küresel durağan bir LSTAR işleminin alternatif olarak düzgün bir geçiş rejimi içerdiğinde bu yeni testin standart bir Dickey-Fuller testinden daha iyi bir güce sahip olduğunu ortaya koymuştur. Pascalau (2007)'nin model yapısı şöyledir:

$$\Delta y_t = \gamma 1 y_{t-1}^2 + \gamma 3 y_{t-1}^4 + \sum_{j=1}^{p} p_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t. \quad (4.37)$$

Testin temel hipotezi kareli ifadenin dördüncü kuvvetli ifadeye eşit olup olmayacağını F testine göre sınamaktadır. Hipotezler şöyledir:

$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0 \quad (Birim\ k\ddot{o}kl$ü)

$$H_1: \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 < 0 \quad (4.38)$$

4.7. Chong, Hinich, Liew ve Lim Birim Kök Testi(2008)

Chong, Hinich, Liew ve Lim (2008), yakınsama ve yakalama hipotezini aynı anda test ediyorlar. Yakınsama hipotezinde durağanlık yeterli iken yakalama hipotezinde trend değişkeninin anlamlı olması gerekiyor. Chong vd. yakınsama ve yakalama ayrımını doğrusal olmayan modellere uygulamak istemişler. Trendin anlamlı olup olmaması yakınsama ile yakalamayı ayırt edebilmek için gereklidir. Geliştirdikleri test için KSS modeline otonom parametre ve trend değişkeni eklemişlerdir.

Test için kullanılacak model şöyledir:

$$\Delta y_t = \mu + \phi G(Trend) + \delta y_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^{p} p_j \Delta y_{t-j} + \xi_t. \quad (4.39)$$

Model için oluşturulan temel ve alternatif hipotezler ise aşağıda belirtilmiştir:

$H_0: \delta = 0 \quad (Birim\ k\ddot{o}kl$ü).

$$H_1: \delta < 0 \quad (Durağan). \quad (4.40)$$

Chong, Hinich, Liew ve Lim (2008), kritik değerleri tablolaştırmışlardır. Hesaplanan test istatistiği bu kritik değerlerle karşılaştırılır.

4.8. Sollis Birim Kök Testi(2009)

Asimetrik üstel yumuşak geçişli model olan AESTAR model yapısını kullanmaktadır. Çalışma seri durağandır sonucuna varıldıktan sonra pozitif ve negatif şoklara farklı tepkiler veren asimetrik etkiyi F testi kullanarak sınamaktadır. Seri durağan değil ise asimetrik sınaması yapılamamaktadır. Test için kullanılan model şöyledir:

$$\Delta y_t = \phi_1 y_{t-1}^3 + \phi_2 y_{t-1}^4 + \sum_{i=1}^{k} k_i \Delta y_{t-i} + \eta_i \qquad (4.41)$$

Modelde yer alan dördüncü kuvvetli terim asimetrik etkiyi ölçmektedir. Temel hipotez aşağıdaki gibidir:

$H_0: \phi_1 = \phi_2 = 0$ (Birim köklü) (4.42)

Temel hipotez reddedildiğinde yani seri durağan ise aşağıdaki hipotezler F testi ile sınanır:

$H_0: \phi_2 = 0$ (Birim kök var, asimetrik etki yoktur.)

$H_0: \phi_2 \neq 0$ (Durağan, ESTAR tipi asimetrik etki vardır). (4.43)

4.9. Kruse Birim Kök Testi (2011)

Kruse (2011) birim kök testi KSS testindeki c=0 kısıtını ortadan kaldırmak için geliştirilmiştir. Yani eşik değerinin etkisinin sıfıra eşit olmadığı durumu kullanan modeldir. Wald testinin modifiye edilmiş halidir. ESTAR sürecini dikkate alan model şöyledir:

$$\Delta y_t = \delta_1 y_{t-1}^3 + \delta_2 y_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^{p} \varphi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (4.44)$$

Temel ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir:

$H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0 \quad (Birim\ kök\ var)$

$H_1: \delta_1 < 0,\ \delta_2 \neq 0 \quad (Durağan).$ (4.45)

Geliştirilen test için kritik değerler Kruse (2011) çalışmasında tablolaştırılmıştır.

4.10. Cuestas ve Ordonez Birim Kök Testi (2014)

Cuestas ve Ordonez (2014), STAR tipi yaklaşıma lojistik fonksiyonların eklenmesiyle oluşturulan LSTAR tipi bir modeldir. Geliştirilen yeni test deterministik trende ve asimetriye izin veren bir birim kök testidir. Serideki doğrusal dışılığın iki nedeni olan yapısal değişimleri ve ortalamaya dönüşün asimetrik hızını dikkate alan bir test geliştirmişlerdir. Test aşağıdaki y_t serisinin hata terimlerine KSS testini uygulamıştır:

$$y_t = g(t) + \epsilon_t. \tag{4.46}$$

Modelde $g(t) = g_1 + g_2 t + g_3 L_t(\gamma) + g_4 t L_t(\gamma)$ şeklinde ifade edilen zamanın sabit olmayan bir fonksiyonu ve $L_t(\gamma) = 1/(1 + e^{-\gamma t})$, lojistik yumuşak geçiş fonksiyonudur.

$$\in_t = y_t - g(t) \tag{4.47}$$

$$\Delta\widehat{\in}_t = \alpha\widehat{\in}_{t-1} + \vartheta\, \widehat{\in}_{t-1}\,(1 - e^{-\theta \widehat{\in}_{t-1}}) + \in_t \tag{4.48}$$

$$\Delta\widehat{\in}_t = \delta\widehat{\in}_{t-1}^3 + \eta_t \tag{4.49}$$

Testin birim kök temel hipotezi şöyledir:

$$H_0 = \in_t = \mu_t,\ \mu_t = \mu_{t-1} + \in_t \tag{4.50}$$

Burada, $\in_t$ sıfır ortalamalı durağan bir süreçtir.

BEŞİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİLERİNDE FOURİER BİRİM KÖK TESTLERİ

Zaman serilerinde durağanlık sınamaları yapmak için ilk olarak geleneksel birim kök testleri geliştirilmiştir. Bu testleri iktisadi süreçlerde meydana gelen yapısal kırılma adı verilen şokların ekonometrik modellere dâhil edilmesiyle elde edilen yapısal kırılmalı birim kök testleri takip etmiştir. Uygulamalarda yapısal kırılmalı birim kök testlerinden kırılma sayısının tek veya daha fazla olduğu ya da kırılma tarihlerinin bilindiği farklı çeşitlilikteki birim kök testlerinden uygun olanların tercih edilmesiyle çalışmalar sürdürülmüştür. Fakat yapısal kırılmalı birim kök testleriyle yapılan çalışmalarda yapısal kırılmaların ani ya da kademeli olması veya kırılma sayısının bilinmemesi durumlarında birim kök testlerinin gücü zayıflamaktadır. Bahsedilen süreçlerde güçlü durağanlık sınamaları elde etmek için kırılma yapısı ve sayısı bilgisine sahip olmadan da uygulanabilen frekans bileşeni seçimi temelli fourier birim kök testleri geliştirilmiştir. Fourier testlerinin arkasındaki temel fikir kurulan ekonometrik modellere trigonometrik terimleri ekleyerek yapısal kırılmaların sayısını ve tarihini yakalamaya çalışma çabasından vazgeçmektir.

5.1. Enders ve Lee Fourier Birim Kök Testi (2004)

Enders ve Lee (2004) nin geliştirdikleri birim kök testinde yapısal kırılma sayısı bilinmeden de durağanlık sınamaları yapılabilmektedir. Enders ve Lee (2004) kırılma tarihi, kırılma yapısı ve kırılma sayısı gibi sorunsalları tahmin denklemine ekledikleri uygun frekans bileşeni kullanarak gidermişlerdir. Bilinmeyen sayıda kırılmaya izin veren bu test kırılma içeren serilerin davranışının genellikle bir Fourier yaklaşımının tek bir frekans bileşeni kullanılarak yakalanabileceği gerçeğine dayanmaktadır. Cosünüs ile sinüsün doğrusal bileşimi olan Fourier fonksiyonu kullanılmaktadır. Yani önceden kırılma sayısının ve tarihinin bilinmesine gerek yoktur. Enders ve Lee geliştirdikleri birim kök testinin yumuşak geçişli yani ani olmayan kırılmalarda daha güçlü sonuçlar verdiğini belirtmişlerdir. Test kırılmalar düzgün olduğunda daha iyi çalışmaktadır. Ayrıca klasik birim kök testlerinde olduğu gibi kırılma için bir tarih varsaymamıza gerek yoktur. Testin amacı bilinmeyen doğrusal olmayan deterministik terim formlarının birim kökü test etmedeki etkisini kontrol etmektir.

Bu test için veri üretme süreci şöyledir:

$$y_t = a_0 + \gamma t + a_1 \sin(2\pi kt/T) + a_1 \cos(2\pi kt/T) + e_t \quad (5.1)$$

$$e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (5.2)$$

Testin hipotezleri aşağıdaki şekildedir:

H_0: $\beta = 1$ (Birim kök vardır)

H_1: $\beta < 1$ (Seri durağandır).

Enders ve Lee (2004) hipotezleri sınamak için ilk olarak Lagrange Multiplier (LM) testini ikinci olarak da Dickey Fuller (DF) test prosedürünü takip etmişlerdir.

$$\Delta y_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta \sin(2\pi kt/T) - \tilde{\delta}_2 \cos(2\pi kt/T) + u_t. \quad (5.3)$$

Trendden arındırılarak tahmin edilen seri aşağıdaki gibi modellenmiştir:

$$\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi} - \tilde{\delta}_0 t - \tilde{\delta}_1 \sin(2\pi kt/T) - \tilde{\delta}_2 \cos(2\pi kt/T), \quad t=2,\ldots,T. \quad (5.4)$$

Denklemde y_t serisinin ilk gözlemi $\tilde{\psi} = y_1 - \tilde{\delta}_0 - \tilde{\delta}_1 \sin(2\pi kt/T) - \tilde{\delta}_2 \cos(2\pi kt/T)$ ve y_1 dir. Başlangıç değerin etkisini kontrol etmek için ψ, y_t'den çıkartılır.

Regresyon denklemi ikinci adımda aşağıdaki gibi tahmin edilir:

$$\Delta y_t = \phi \tilde{S}_{t-1} + d_0 + d_1 \Delta \sin(2\pi kt/T) - \tilde{d}_2 \Delta \cos(2\pi kt/T) + \varepsilon_t. \quad (5.5)$$

$\phi = 0$ temel hipotezi serinin durağan olmadığını ifade etmektedir. $\phi = 0$ temel hipotezi altında LM test istatistiği τ_{LM} şeklinde ifade edilir. $\phi = 0$ temel hipotezini sınamak için t test istatistiği kullanılır. Enders ve Lee (2004) kritik değerleri simülasyon ile elde ederek tablolaştırmışlardır.

Dickey-Fuller test prosedürü için aşağıdaki model kullanılmıştır:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin(2\pi kt/T) - c_4 \cos(2\pi kt/T) + e_t. \quad (5.6)$$

Frekans sayısını gösteren k ve örneklem boyutunu gösteren T; DF tipi test istatistiğininin bağlı olduğu unsurlardır. Testin doğrudan uygulanması için k nın 1 olarak seçilmesi gerekmektedir.

1.Adım:

(5.6) modeli $1 \leq k \leq 5$ aralığındaki bütün değerler için tahmin edilir. Uygun $\hat{k}$ değeri olarak tüm değerler için tahmin edilen bütün regresyonlardan minimum kalıntı kareler toplamı (KKT) değerine sahip regresyonun frekans değeri bulunur. Seride otokorelasyon olması halinde modele Δy_t'nin gecikmeli değerleri eklenerek otokorelasyon problemi giderilmeye çalışılır.

2.Adım:

F-testi; $c_3 = c_4 = 0$ temel hipotezi için uygulanır. Enders ve Lee (2004)'nin çalışmalarında ki kritik değerler tablo ile gösterilmektedir. Doğrusal trend temel hipotezi reddedilemezse yani F değeri, kritik değerden küçükse klasik Dickey-Fuller testi uygulanır.

3.Adım:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin(2\pi kt/T) - c_4 \cos(2\pi kt/T) + e_t. \quad (5.7)$$

Buradaki τ_{DF}, $\rho = 0$ temel hipotezinin t-istatistiğidir ve k'nın tahmin edilen bütün değerleri için kritik değerler tablo olarak verilmiştir.

Enders ve Lee'nin 2004'te geliştirdikleri test bilinmeyen fonksiyonel formlarla bilinmeyen sayıda yapısal kırılmaya izin veren tek bir frekans olduğu gerçeğine dayanmaktadır.

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

Perron'un (1989) yılındaki makalesi, bir birim kök testinde yapısal kırılmaları düzgün bir şekilde modellemenin önemini açıkça ortaya koymuştur. Zaman serileriyle yapılan çalışmalarda veri üretme sürecinde var olan herhangi bir yapısal kırılmanın doğası yanlış bir şekilde belirlediğinde, durağanlık ve birim kök testlerinin sonuçları geçersiz olabilmektedir. Önemli makroekonomik değişkenler bilinmeyen sayı, süre ve formda çok çeşitli yapısal kırılmalar içerebilmektedir. Bu yüzden bir serinin durağan olup olmadığından emin olamayan bir araştırmacının olası kırılmaları modellemenin uygun yolunu bilmesi pek mümkün değildir. Örneğin; 1929'daki borsa çöküşü ve 1970'lerin petrol fiyatlarındaki şoklar gibi makroekonomik kırılmaların gerçekleşme anı ile etkilerinin görülmesinin eş zamanlılık göstermediğini belirtmişlerdir. Becker vd.(2006) testi bilinmeyen bir form ve sayıdaki kırılmaları kontrol etme problemini azaltmak için geliştirilmiştir. Bu testte seçilen bir frekans aracılığı ile modeldeki deterministik bileşenler yaklaşık olarak belirlenmektedir. Geliştirdikleri testteki fonksiyonun kendisi periyodik olmasa bile genellikle bilinmeyen bir fonksiyonun davranışını yakalayabildiğini savunmuşlardır. Becker, Enders ve Lee 2006'da geliştirdikleri birim kök testinin metodolojisi keskin kırılmaları tespit edebilmesine rağmen, kırılmalar kademeli olduğunda en iyi sonucu verecek şekilde tasarlanmıştır. Böylece yapısal kırılmaların kademeli olduğu yani ani olmadığı durumlarda geliştirdikleri test sonuçlarının daha güçlü sonuçlar ortaya koyduğunu savunmuşlardır. Bu test temel hipotezin zayıf durağanlığı gösterdiği ve veri yapısının sürekli olduğu KPSS tipi bir durağanlık testi özellikleri taşımaktadır. Ayrıca bu test Bierens (1997) ve Enders ve Lee (2004) 'nin çalışmalarını temel alarak geliştirmiştir.

Test için veri yaratma süreci aşağıdaki gibi modellenmiştir:

$$y_t = X_t'\beta + Z_t'\gamma + r_t + \varepsilon_t \tag{5.8}$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t. \tag{5.9}$$

Denklemlerde ε_t durağan hataları ; u_t, σ_u^2 varyansla bağımsız özdeş dağılımlı hata sürecini göstermektedir. $X_t=[1]$ y_t'nin seviyede durağan olduğunu ifade ederken $Xt = [1, t]'$ trend durağan bir sürecin ifadesi olarak kullanılmıştır. Seçilmiş fourier yapısı $Z_t = [\sin(2\pi kt/T), \cos(2\pi kt/T)]'$ şeklindedir. Modelde ki T örneklem boyutunu ve k ise frekans sayısını göstermektedir. $\alpha(t)$ kırılmaların bilinmeyen sayısının ve bilinmeyen yapısının bir fonksiyonudur. Bu bilgilerle Fourier yakınsama modeli aşağıdaki şekilde ifade edilmiştir:

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} a_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} b_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right); \quad n<T/2. \tag{5.10}$$

Denklemde k özel bir frekans sayısını , n ise yakınsama için belirlenebilecek mümkün bütün frekansların sayısını göstermektedir. $\alpha(t)$ nin mükemmel uyumu için n=T/2 olmalıdır. Tek frekans bileşeni eklenerek kurulan model aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur:

$$\alpha(t) \cong Z_t'\gamma = \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right). \tag{5.11}$$

Test istatistiği oluşturmak için regresyon modelleri aşağıdaki şekilde formülize edilmiştir:

$$y_t = \alpha + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \tag{5.12}$$

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t. \tag{5.13}$$

Yukarıda (5.12) denklemi seviyede durağanlık temel hipotezini test etmek için kullanılırken, (5.13) denklemi ise trend durağanlık temel hipotezini test etmektedir. $\tau_\mu(k)$ (5.12) nolu denklemin ve $\tau_\tau(k)$ ise (5.13) nolu denklemin test istatistiğini belirtmektedir.

$$\tau_\mu(k)\ veya\ \tau_\tau(k) = \frac{1}{T^2}\frac{\sum_{t=1}^{T}\tilde{S}_t(k)^2}{\tilde{\sigma}^2}. \tag{5.14}$$

Denklemde (5.12) ve (5.13) nolu regresyonlardan elde edilen EKK hataları $\tilde{S}_t(k) = \sum_{j=1}^{t}\tilde{e}_j$ ve $\tilde{e}_j$; $\tilde{\sigma}^2$ uzun dönem varyansının parametrik olmayan tahminini ifade etmektedir.

Gecikme parametresi $\tilde{\sigma}^2$; l ve w_j ağırlıkları kullanılarak aşağıdaki şekilde formüle edilirse:

$$\tilde{\sigma}^2 = \tilde{\gamma}_0 + 2\sum w_j\,\tilde{\gamma}_j. \tag{5.15}$$

Burada (5.12) ve (5.13) nolu denklemlerinden elde edilen $\tilde{e}_t$ kalıntılarının j. otokovaryansları $\tilde{\gamma}_j$ dir. 1'den 5'e kadar frekans değerleri eşitlik (5.12) ve eşitlik (5.13) için denenerek optimal frekans sayıları belirlenmektedir. Minimum kalıntı kareleri toplamını veren değer uygun frekans değeri olarak saptanır.

Veri üretme sürecinde trendin doğrusal olup olmadığı sınanmalıdır. Veri üretme sürecinde doğrusal olmayan trend mevcut değilse daha fazla güç elde etmek için standart KPSS testi kullanılmaktadır. Temel hipotez $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ şeklinde gösterilir ve doğrusal olmayan trendin varlığını ifade eden alternatif hipoteze karşı sınanır. Bu hipotez standart F test istatistiği kullanılarak test edilir. Bir k frekansında F-test istatistiği aşağıdaki şekilde bulunur:

$$F_i(k) = \frac{(KKT_0 - KKT_1(k))/2}{KKT_1(k)/(T-q)}, \qquad i = \mu, \tau. \tag{5.16}$$

Denklemde q, regresörlerin sayısını ifade ederken; $KKT_1(k)$, (5.12) veya (5.13) regresyon denklemlerinden elde edilen kalıntı kareleri toplamını belirtmektedir. Trigonometrik terimler olmadan elde edilen kalıntı kareler toplamını ise KKT_0 belirtmektedir. Kritik değerler Becker vd. (2006) tarafından tablolaştırılmıştır.

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

Zaman serileriyle kurduğumuz modellerle çalışma yaparken parametreleri serinin doğrusal olduğu varsayımı üzerinden belirleriz. Yaptığımız çalışma doğrusallık varsayımını sağlamıyor fakat biz doğrusal birim kök testleri uyguluyorsak bu durum spesifikasyon hatasına neden olacaktır. Bu nedenle modelleme yaparken doğrusallık varsayımının sağlanıp sağlanmadığına dikkat etmemiz gerekmektedir. Doğrusal olmayan modellerin altında yatan temel fikir, koşullu ortalamanın zamanla bazı basit parametrik doğrusal olmayan fonksiyonlara göre değişmesine izin vermektir. Son zamanlarda, hesaplama olanakları ve yöntemlerindeki ilerlemelerden dolayı doğrusal olmayan serilerle yapılan çalışmalar ivme kazanmıştır(Tsay,2002). Bu çalışmada birçok farklı özelliğe göre değişkenlik gösteren doğrusallık boyutunun sadece ESTAR modeli ile ilgili bölümleri ele alınacaktır.

Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010), hem yapısal kırılmaları hem de yukarıda bahsettiğimiz doğrusal olmama durumu söz konusu olduğunda yapılan düzeltmeleri modele dâhil eden birim kök testi ortaya koymuşlardır. Bu testte, yapısal kırılmaları sürekli olmayan yumuşak ortalama değişimlerine izin veren Fourier fonksiyonuyla; doğrusallık varsayımının sağlanamadığı durumlarda ki düzeltmeleri ise ESTAR modeli kullanılarak modellenebilmektedir.

y_t olasılıksal parametre olmak üzere model aşağıdaki şekildedir:

$$y_t = \delta(t) + v_t. \tag{5.17}$$

Zamanla değişen deterministik bileşen $\delta(t)$ ve $\nu_t \sim N(0,\sigma)$ dir. Deterministik bileşen $\delta(t)$ için Fourier modellemesi ise aşağıdaki gibidir:

$$\delta(t) = \delta_0 + \sum_{k=1}^{G} \delta_1^k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{G} \delta_2^k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right). \qquad (5.18)$$

Modelde Fourier fonksiyonunun frekans sayısı k, zaman terimi t, örneklem boyutu T ve $\pi = 3.1416$'dır. Minimum kalıntı kareler toplamını veren değer k değeri; k=1,…,G şeklinde oluşturulur. Öncesinde tek bir frekansın Fourier yaklaşımı için yeterli olduğu gösterildiğinden Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) tek frekanslı modellemeyi aşağıdaki şekilde göstermişlerdir:

$$\delta(t) = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right). \qquad (5.19)$$

Bu yönde (5.17) nolu veri yaratma süreci aşağıdaki gibi modellenebilir:

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \nu_t. \qquad (5.20)$$

Temel hipotez aşağıdaki şekilde formülize edilmiştir:

$$H_0: \nu_t = \mu_t,\ \mu_t = \mu_{t-1} + h_t \qquad (5.21)$$

Sıfır ortalamalı durağan süreç; h_t ile ifade edilmektedir. Test istatistikleri üç aşamalı bir prosedür ile hesaplanır ve aşağıdaki şekilde uygulanır:

Adım 1: İlk adım optimal frekans olan k'yı bulmayı içerir. (5.20) nolu modelin hata kareler toplamını minimum yapan k değerini bulmak için (5.20) nolu modele 1'den 5'e kadar değerler verilerek uygun k değeri saptanır. (5.20) nolu modelin OLS(sıradan en küçük kareler) kalıntılarına birim kök testi yapılır.

$$\hat{\nu}_t = y_t - \hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \hat{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right). \qquad (5.22)$$

Adım 2: İkinci adımda, birinci adımda elde edilen OLS artıkları üzerindeki bir birim kökü test ediliyor.

$$\Delta\nu_t = \alpha_1 \nu_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \Delta\nu_{t-j} + u_t \qquad (5.23)$$

Model (5.23) standart ADF regresyonudur ve Fourier ADF (FADF) olarak isimlendirilir. FADF modeli için birim kök temel hipotezi $H_0: \alpha_1 = 0,\ H_1: \alpha_1 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı sınanmaktadır.

$$\Delta\nu_t = \rho\nu_{t-1}(1 - \exp(-\theta\Delta\nu_{t-i}^2)) + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \Delta\nu_{t-j} + u_t\ , \quad \text{i=1,2,…L,} \tag{5.24}$$

Model (5.24) Kilic ve Jong (2006) tarafından geliştirilen bir birim kök testidir.

$$\Delta\nu_t = \lambda_1 \nu_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \Delta\nu_{t-j} + u_t. \tag{5.25}$$

Model (5.25) birim kök testi ise Fourier KSS (FKSS) olarak adlandırılmaktadır ve Kapetanios vd. (2003) tarafından geliştirilmiştir.

Modellerde u_t beyaz gürültü hata terimi ve $\theta > 0$ dır. Model (5.24) ve model (5.25) de düzelme hızı doğrusal değildir. Üstel Yumuşak Geşişli Otoregresif (ESTAR) sürece uyum göstermektedirler. Her iki model doğrusal dışılık alternatif hipotezine karşın birim kök temel hipotezini test etmektedir.

Adım 3: Birim kök temel hipotezi ikinci adımda reddedilirse üçüncü adımda (5.20) nolu model için $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ temel hipotezi $H_1: \delta_1 = \delta_2 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı F testi $F_\mu(\tilde{k})$ ile test edilir. Şayet temel hipotez reddedilirse serinin kırılmalı deterministik bir fonksiyon etrafında durağan olduğunu belirtebiliriz. Tüm modellerde, deterministik bileşendeki kırılmalar giderildikten sonra, orijinal seriye bu birim kök testinin uygulanmasına izin verir. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) birim kök testi için kritik değerler Becker vd. (2006) tarafından tablolaştırılarak oluşturulmuştur.

5.4. Christopoulos ve Leon-Ledesma Fourier Birim Kök Testi (2011)

Christopoulos ve Leon Ledesma (2011), 1900-2008 dönemi için ABD’ye göre 14 ülke için çıktı yakınsaması konusunda seride bilinmeyen sayıda kırılma ve asimetrik yakınsama hızına izin veren fourier birim kök testini geliştirmişlerdir. Kırılmalar, bir zaman serisinin deterministik kısmına eklenen bir Fourier fonksiyonu ile ifade edilir ve asimetriler teori tahminleriyle eşleşen yumuşak bir geçiş işlevi olarak modellenir. Testlerin sonlu örneklem özelliklerinin iyi olduğu gösterilmiştir. Sonuçlar, 1920'lerin krizi ve 2. Dünya Savaşı çevresinde bir kırılmanın yakınsama varlığını desteklemektedir. Geliştirilen bu testlerin arkasındaki temel fikir, değişkenin deterministik terimlerindeki kırılmaları veya doğrusal dışılığı yakalamak için trigonometrik değişkenleri modele eklemek ve deterministik trendde asimetrik düzeltmeye izin veren yumuşak geçiş fonksiyonlarını kullanmaktır. Bu testler, düzeltme hızında asimetrilere izin veren Perron (1990), Zivot-Andrews (1992) ve Bai ve Perron'a (1998) alternatif olarak uygulanabilir. Testlerin ek bir avantajı da kırılmaların kalıcı mı yoksa geçici mi olduğunu çok basit bir şekilde analiz etmemize izin vermeleridir. Christopoulos ve Leon Ledesma (2011) de yaptıkları çalışmada doğrusal dışılığı ifade etmek için 2010 yılında kullandıkları ESTAR modeli yerine LSTAR modelini kullanmışlardır.

Test için kullanılan model aşağıdaki gibidir:

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \nu_t. \tag{5.26}$$

Temel hipotez ise şöyledir:

$$H_0 : \nu_t = \mu_t, \quad \mu_t = \mu_{t-1} + h_t \tag{5.27}$$

Sıfır ortalamalı durağan süreci h_t ile ifade edilmiştir. Test istatistikleri üç aşamalı bir prosedür ile hesaplanır ve aşağıdaki şekilde uygulanır:

Adım 1: Optimal k frekans sayısının tespit edilmesi için (5.26) nolu model için k=[0.1, 0.2, 0.3, …, 5] aralığındaki bütün değerler denenir. En küçük Bayesyen bilgi kriteri değerini veren frekans değeri uygun frekans olarak belirlenir.

$$\hat{\nu}_t = y_t - \left[\hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \hat{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)\right]. \tag{5.28}$$

Adım 2: Birinci adımdaki OLS artıkları üzerine bir birim kök testi uygulanır. Kalıntıların birim kök testi için iki farklı doğrusal ve doğrusal olmayan model belirlenmiştir.

$$\Delta\nu_t = \alpha_1 \nu_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \Delta\nu_{t-j} + u_t \tag{5.29}$$

Model (5.29) standart ADF regresyonudur; Fourier ADF (FADF) olarak isimlendirilir. FADF modeli için birim kök temel hipotezi $H_0 : \alpha_1 = 0$, $H_1 : \alpha_1 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı sınanır ve standart t-testi uygulanır.

$$\Delta\nu_t = \rho \nu_{t-1} (1 + \exp(\theta \nu_{t-i}))^{-1} + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \Delta\nu_{t-j} + u_t. \tag{5.30}$$

Model (5.30) Park ve Shintani (2005) tarafından geliştirilen bir birim kök testi olmakla birlikte ayar hızının asimetrik olduğunu varsayar ve Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif (LSTAR) bir süreci takip eder. Bu modelde doğrusal dışılık alternatif hipotezine karşın birim kök temel hipotezi test edilir.

Modelde $\theta > 0$ iken; beyaz gürültü hata terimini u_t ifade etmektedir.

Adım 3: Üçüncü adımda (5.26) nolu model için $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ temel hipotezinin $H_1: \delta_1 = \delta_2 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı sınanması için ikinci adımda birim kök temel hipotezinin reddedilmiş olması gerekir ve F testi $F_\mu(\tilde{k})$ kullanılarak öngörülerde bulunulur. Şayet temel hipotez reddedilirse; değişkenin kırılmalı deterministik bir fonksiyon etrafında durağan bir değişken olduğunu belirtebiliriz. Farklı k değerleri için gerekli kritik değerler, Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) çalışmasında tablo halinde oluşturulmuştur.

5.5. Enders ve Lee Dickey Fuller Tipi Fourier Birim Kök Testi (2012)

Perron 1989 yılında standart bir Dickey-Fuller (DF) testinin önceden belirlenmiş bir değişim noktasında tek bir yapısal kırılmaya izin verecek şekilde nasıl değiştirileceğini göstererek geniş ve önemli bir literatürün temelini atmıştır. Araştırmacılar, bilinmeyen tarihlerde ortaya çıkan birkaç potansiyel kırılma içeren serilerle karşılaştıklarında, çoklu endojen kırılmaları içeren yeni birim kök testlerini de literatüre kazandırmışlardır. Bununla birlikte, Lee ve Strazicich (2003)' deki çalışmalarında ikiden fazla yapısal kırılmayı dikkate alan birçok endojen kırılmalı bir testin çok fazla güce sahip olmayacağını belirtmişlerdir. Sonrasında Prodan (2008), özellikle kırılmalar zıt işaretliyken, çoklu kırılmaların sayısını ve büyüklüklerini doğru şekilde tahmin etmenin oldukça zor olabileceğini çalışmalarıyla ortaya koymuştur. Aynı şekilde doğrusallık durumunun sağlanamadığı yani doğrusal dışı durumlarda Leybourne ve arkadaşlarının (1998) ve Kapetanios ve arkadaşlarının (2003) yaptıkları çalışmalar çoklu pürüzsüz kırılmalara izin vermenin umut verici görünmediğini savunmuşlardır. Bu tür sorunları aşmak için Enders-Lee (2004) ve Rodrigues-Taylor (2012); Gallant'ın (1981) Esnek Fourier Formu (FFF) değişkenine dayanan yeni bir Fourier birim kök testi önermişlerdir. Becker ve arkadaşları da (2004, 2006) bir veya daha fazla yapısal kırılmaya sahip bir serinin temel özelliklerinin, Fourier yaklaşımından elde edilen az sayıda düşük frekanslı bileşen kullanılarak yakalanabileceğini göstermişlerdir. Bu testlerin en önemli özelliği kırılma tarihlerini bir öncül olarak varsaymak yerine kırılma tarihleri, sayıları ve kırılma şekillerinin bilinmediği durumlarda ortaya çıkan spesifikasyon problemini çözmek için modele uygun bir frekans bileşeni dahil edilerek giderilmesi üzerine temellendirilmiştir.

Enders ve Lee (2012); Enders-Lee (2004) ve Rodrigues-Taylor'un(2012) çalışmalarını genişleterek Dickey-Fuller tipi bir regresyon çerçevesinde yeni bir Fourier birimi kök testi önermişlerdir. Deterministik teriminin α (t) ile gösterildiği ve zamana bağlı bir fonksiyon olduğu Dickey-Fuller testini dikkate aldığımızda y_t için veri yaratma süreci aşağıdaki gibidir:

$$y_t = \alpha(t) + \rho y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t. \tag{5.31}$$

Modelde α(t), t'nin deterministik bir fonksiyonunu ve ε_t, σ_ε^2 varyansla durağan bir hata terimini göstermektedir. Burada amaç $\rho = 1$ için birim kök temel hipotezini sınamaktır. Fakat α(t)'nin yapısı bilinmediği zaman yanlış modelleme problemi oluşacağından Enders ve Lee (2012), α(t) yapısı için bir Fourier modellemesini önermişlerdir:

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \sin(2\pi kt/T) + \sum_{k=1}^{n} \beta_k \cos(2\pi kt/T)\ ;\ n \le T/2. \tag{5.32}$$

Modelde T gözlem sayısını, n frekans sayısını k ise özel bir frekansı temsil eder. Şayet $\alpha_1 = \beta_1 = \cdots = \alpha_n = \beta_n = 0$ ise süreç doğrusal olacağı için geleneksel birim kök testlerini kullanabiliriz. Enders ve Lee (2012) seride bir kırılma veya doğrusal olmayan bir trend varsa, veri oluşturma sürecinde en az bir Fourier frekansı bulunması gerektiğini belirtmişlerdir. Gallant'ın (1981) de belirttiği gibi, çoğu Taylor serisi gibi yaklaşımlar, örneklem alanındaki belirli bir noktada geçerlidir. Fourier yaklaşımının önemli bir avantajı, lokal yaklaşımdan ziyade global bir yaklaşım olmasıdır. Regresyon çerçevesinde n'nin büyük bir değerini kullanmak mümkün değildir. Birçok frekans bileşeninin ve serbestlik derecesinin kullanılması aşırı güçlendirme sorununa yol açabilmektedir. Bu nedenle modele dahil etmek için α (t) 'nın uygun frekansını seçmek önem arzetmektedir. Şimdilik, sadece tek bir frekans k kullandığımızı varsayalım ve test regresyonunu bu şekilde oluşturalım:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin(2\pi kt/T) + c_4 \cos(2\pi kt/T) + e_t. \quad (5.33)$$

Yukarıdaki model için $\rho = 0$ temel hipotezi için t istatistiğini τ_{DF_t} olarak belirtmiştir. Birim kök temel hipotezi için kritik değerler diğer test versiyonlarında olduğu gibi hem frekans sayısı k'ya hem de örneklem boyutu T'ye bağlı olmaktadır. Fakat bu kritik değerler Fourier terimlerinin katsayılarına veya diğer deterministik terimlere bağlı değildirler. Lee ve Enders (2012) çalışmalarında simülasyon yaparak τ_{DF_t} kritik değerlerini tablo haline getirmişlerdir. Şayet frekans değeri k tahmin edilerek hesaplanmak istenirse takip edilecek adımlar Enders ve Lee (2012)'nin çalışmalarında gösterilmiştir.

5.6. Enders ve Lee LM Tipi Fourier Birim Kök Testi (2012)

Perron (1989) da gösterildiği gibi, veri üretme sürecinde mevcut yapısal kırılmalar göz ardı edilirse, geleneksel birim-kök testleri güç kaybeder. Yapısal kırılmaların bitiş tarihi biliniyorsa, bu birim kök testleri seviyedeki ve trenddeki değişiklikleri yakalamak için kukla değişkenler dahil edilerek yeniden modellenebilir. Yapısal kırılmaların dahil edilmesiyle geliştirilen ilk testlerde bir serideki yapısal kırılmaların etkisinin gerçekleştiği anda ve kendiliğinden eşzamanlı olarak ortaya çıktığı varsayılmaktaydı. Fakat daha sonraki çalışmalar yapısal kırılmanın bir serinin seviyesi veya eğimi üzerindeki etkilerinin kademeli olabileceğini ortaya koymuşlardır. Enders ve Lee (2012), özellikle kırılmaların bilinmeyen doğasını kontrol etmek için Gallant'ın (1981) de geliştirdiği esnek Fourier formunu kullanmışlardır. Fourier yaklaşımı, çok sayıda parametre tahmin etme ihtiyacını azaltmakta ve bu nedenle, uygun boyut ve güç özelliklerine sahip kademeli kırılmaları sınayan bir test ortaya koymaktadır. Enders ve Lee (2012) hem LSTAR hem de ESTAR kırılmaların olduğu durumunda testin gücünün yüksek olduğunu tespit etmişlerdir.

d(t) ile gösterilen deterministik terime izin veren Dickey Fuller tipi modelleme türünü Enders ve Lee (2012) aşağıdaki şekilde belirtmişlerdir:

$$y_t = d(t) + \rho y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t. \quad (5.34)$$

Modelde d(t), t'nin deterministik bir fonksiyonu ve ε_t, σ_ε^2 varyansla durağan bir hata terimini göstermektedir. Şayet d(t)'nin fonksiyonel formu biliniyorsa geleneksel birim kök testleri ile $\rho = 1$ birim kök temel hipotezi doğrudan test edilebilir. Fakat d(t) nin formunun bilinmediği durumlarda modellemeyi doğru yapabilmek için Enders ve Lee (2012) d(t) için aşağıdaki Fourier modelini kullanmışlardır:

$$d(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \sin(2\pi kt/T) + \sum_{k=1}^{n} \beta_k \cos(2\pi kt/T); \quad n \leq T/2. \qquad (5.35)$$

Modelde T gözlem sayısı, k özel bir frekansı ve n frekans sayısını göstermektedir. Enders ve Lee (2012) Gallant (1981), Davies (1987), Gallant ve Souza (1991) ve Bierens (1997) tarafından kanıtlandığı gibi, az sayıda frekans bileşeni kullanan bir Fourier yaklaşımının bilinmeyen bir işlevsel formun temel özelliklerini daha iyi yakalayabileceğini savunmuşlardır.

Enders ve Lee (2012) geliştirdikleri birim kök testin veri üretme algoritmasını şöyle ifade etmişleridir:

$$y_t = \alpha_0 + \gamma t + \alpha_k \sin(2\pi kt/T) + \beta_k \cos(2\pi kt/T) + e_t \,; \quad k \leq T/2 \qquad (5.36)$$

$$e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t. \qquad (5.37)$$

Modellerde $\rho = 1$ birim kök temel hipotezine karşın, $\rho < 1$ alternatif hipotezi test edilmektedir. Enders ve Lee (2012), burada Lagrange Multiplier test sürecini takip etmişlerdir. İlk aşamada aşağıdaki ilk farklar modeli test edilir.

$$\Delta y_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta\sin(2\pi kt/T) + \delta_2 \Delta\cos(2\pi kt/T) + u_t. \qquad (5.38)$$

Tahmin edilen katsayılar $\tilde{\delta}_0, \tilde{\delta}_1\ ve\ \tilde{\delta}_2$ kullanılarak trendden arındırılmış seriler aşağıdaki şekilde modellenebilir:

$$\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi} - \tilde{\delta}_0 \mathrm{t} - \tilde{\delta}_1 \sin(2\pi kt/T) - \tilde{\delta}_2 \cos(2\pi kt/T)\,, \ \ \mathrm{t}=2,\ldots,\mathrm{T}. \qquad (5.39)$$

y_t serisinin ilk gözlemi; $\tilde{\psi} = y_1 - \tilde{\delta}_0 - \tilde{\delta}_1 \sin(2\pi kt/T) - \tilde{\delta}_2 \cos(2\pi kt/T)$ ve y_1'dir. Trendden arındırılmış seri kullanılarak aşağıdaki regresyon modeli kurularak sınanır:

$$\Delta y_t = \phi \tilde{S}_{t-1} + d_0 + d_1 \Delta\sin(2\pi kt/T) + d_2 \Delta\cos(2\pi kt/T) + \varepsilon_t. \qquad (5.40)$$

$\phi = 0$ olması serinin durağan olduğunu ifade eder ve LM test istatistiği şöyledir:

$\tau_{LM} = \phi = 0$ temel hipotezi için t-istatistiği.

Enders ve Lee (2012) çalışmalarında τ_{LM} test istatistiği için kritik değerler tablolaştırılmıştır.

5.7. Rodrigues ve Taylor GLS Fourier Birim Kök Testi (2012)

Rodrigues ve Taylor (2012), Elliott, Rothenberg ve Stock (1996)'ın geliştirdikleri süreç üzerine temellendirdikleri bilinmeyen deterministik bileşenler için Fourier yaklaşımının kullanıldığı birim kök testini ortaya koymuşlardır. Test için oluşturulan veri yaratma algoritması şöyledir:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \alpha_3 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + x_t, \qquad t=1,\ldots,T \tag{5.41}$$

$$x_t = \phi x_{t-1} + u_t. \tag{5.42}$$

Modellerde; $O_p(1)$ rastsal değişken, hata terimi $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$ ve başlangıç koşulu x_0 olmak üzere Fourier frekansı k, sabit bir değer almaktadır. (5.42) regresyonu için testin birim köklü temel hipotezi H_0: $\phi = 1$ ve durağanlık alternatif hipotezi ise H_1: $|\phi| < 1$ şeklinde oluşturulmuştur.

Gösterimin kolaylığı için z_t: $(1, t)$, α: $(\alpha_0, \alpha_1)'$ olsun.

$f_t(k) = \left(\sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)\right)'$ ve $\varphi = (\varphi_1, \varphi_2)'$ olarak gösterilmek üzere (5.41) nolu model aşağıdaki şekilde yeniden gösterilmiştir:

$$y_t = z_t'\alpha + f_t(k)'|\varphi + x_t, \qquad t=1,\ldots,T. \tag{5.43}$$

Vektör formundaki model ise şöyle ifade edilmektedir:

$$y=Z\alpha+f(k)\,\varphi+x. \tag{5.44}$$

Vektörel modelde; **y** ve **x** T X 1 boyutlu vektörler, Z: $(z_1', \ldots, z_T')$ ve f(k):$(f_1(k)', \ldots, f_T(k)')'$ olarak ifade edilmektedir.

(5.41) ve (5.42) modelleri için birim kök testi sorunsalını GLS trendden ayrıştırma yaklaşımı üzerine temellendirmek üzere Rodriguez ve Taylor (2012) iki adımdan oluşan aşağıdaki yöntemi izlemişlerdir. İlk adımda EKK modelleri aşağıdaki gibi oluşturulur:

$$\boldsymbol{y}_{\bar{c}_{k,\zeta}} = \left(y_1, y_2 - \left(1 + \frac{\bar{c}_{k,\zeta}}{T}\right) y_1, \ldots, y_T - \left(1 + \frac{\bar{c}_{k,\zeta}}{T}\right) y_{T-1}\right)' \tag{5.45}$$

$$\boldsymbol{v}_{\bar{c}_{k,\zeta}} = \left[v_1, v_2 - \left(1 + \frac{\bar{c}_{k,\zeta}}{T}\right) v_1, \ldots, v_T - \left(1 + \frac{\bar{c}_{k,\zeta}}{T}\right) v_{T-1}\right]'. \tag{5.46}$$

Modellerde $v_t = (z_t', f_t(k)')'$ ve $\theta = (\alpha', \varphi')'$ parametre vektörlerini elde edebilmek amacıyla tahmin edilir. Bu tahminler $\hat{\theta}_{\bar{c}_{k,\zeta}} = (\hat{\alpha}'_{\bar{c}_{k,\zeta}}, \hat{\varphi}'_{\bar{c}_{k,\zeta}})'$ vasıtasıyla oluşturulur. Model (5.41) daki deterministik bileşenin yapısına bağlı olan Lokal GLS trendden arındırma parametresinin değeri $\bar{c}_{k,\zeta}$'dir ve $\zeta = \mu, \tau$ olarak gösterilir. Modelde; k fourier frekansını; μ, z_t=1 sabit durumunu; τ, zt = $(1, \mathrm{t})'$ doğrusal trend durumunu belirtmektedir. k=0 olduğunda sabitli durumda $\bar{c}_{0,\mu} = -7$, doğrusal trendli olması halinde ise $\bar{c}_{0,\mu} = -13.5$ şeklinde bulunur.

İkinci adımda ise lokal GLS trendden arındırılmış serilerin üzerine kurularak oluşturulan regresyona birim kök testi yapılırsa:

$$\Delta y_t^{\bar{\bar{c}}_{k,\zeta}} = \phi y_{t-1}^{\bar{\bar{c}}_{k,\zeta}} + u_t\ , \qquad \text{t=2,…,T.} \tag{5.47}$$

Test istatistiği; $t_{\phi}^{ERS_f^{\zeta}}$ şeklinde gösterilir. Rodrigues ve Taylor'ın (2012) yılında yaptıkları çalışmalarında kritik değerler yer almaktadır.

5.8. Furuoka Fourier Birim Kök Testi (2016)

Furuoka (2016) yılında FADF-SB olarak isimlendirdiği yeni bir birim kök testi geliştirmiştir. Geliştirdiği birim kök testinin temel hipotezi aşağıdaki şekildedir:

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t. \tag{5.48}$$

Alternatif model için oluşturulan model ise şöyledir:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma_1 sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta DU_t + \theta D(T_B)_t + \varepsilon_t. \tag{5.49}$$

FADF-SB modeli adı verilen Frouko (2016) birim kök testi şöyle modellenmiştir:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \gamma_1 sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta DU_t + \theta D(T_B)_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t. \tag{5.50}$$

Burada, k fourier yapısı için frekans sayısı; β trend eğim parametresi; γ trigonemetrik terimlerin eğim parametresi; T gözlem sayısı; t, deterministik trend ve $\pi = 3.1416$'dır.

δ yapısal kırılma kukla değişkeninin eğim parametresini ve θ zamanda meydana gelen yapısal kırılma kukla değişkeninin eğim parametresini göstermektedir. Modeldeki T_B yapısal kırılmanın gerçekleştiği kırılma noktasını göstermek üzere kukla değişkenler için yapılan tanımlama şöyledir:

$$DU_t = \begin{cases} 1, & t > T_B \\ 0, & diğer\ durumlarda \end{cases}, \tag{5.51}$$

$$D(T_B)_t = \begin{cases} 1, & t = T_B \\ 0, & diğer\ durumlarda \end{cases}. \tag{5.52}$$

Enders ve Lee (2012) tarafından uygun frekans sayısı k, model için minimum kalıntı karesi toplamını (KKT) veren değer olarak saptanır. Kırılma tarihini bulmak için optimal kırılma konumu $(\tilde{\lambda})$'nın saptanması gerekir. Uygun kırılma konumu olarak FADF-SB modeli için minimum ADF test istatistiğini veren değer saptanır.

Kırılma konumu ve uygun frekans sayısı şöyle ifade edilir:

$$\tau_{FADF-SB}(\tilde{\lambda}, \tilde{k}) = inf \tau_{FADF-SB}(\lambda, k). \tag{5.53}$$

Enders ve Lee (2012) tarafından yapılan çalışmada F testinin kritik değerleri belirlenmiştir. FADF-SB modelinin trigonometrik terimlerinin anlamlılığı F testi ile yapılır . Trigonometrik terimlerin anlamlı olduğu durumlarda Fourier Birim Kök testi; anlamlı olmadığı durumlarda genelleştirilmiş birim kök testi kullanılır.

5.9. Güriş Fourier Birim Kök Testi (2018)

Güriş (2018), geleneksel birim kök testlerinin yapısal kırılma ve doğrusal olmama durumlarında durağan olma eğilim göstermesi problemini ortadan kaldırmak için yeni bir esnek Fourier formunda doğrusal olmayan bir birim kök testi önermiştir. Çalışmada yapısal kırılmalar bir Fourier fonksiyonu ile doğrusal olmama durumu üssel yumuşak geçişli eşik değerli otoregresif (ESTAR) model ile modellenmiştir. Güriş (2018), Kruse (2011) testini Fourier dönüşümü ile KSS testiyle birleştiren yeni bir testtir. Çalışmada kullanılan ESTAR modeli şöyledir:

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1}[1 - exp\{-\theta(y_{t-1} - c)^2\}] + \varepsilon_t. \tag{5.54}$$

KSS (2003)'ün aksine, Kruse (2011) çalışması, gerçek dünya örneklerinde sıfır olmayan konum parametresi (c ≠ 0) ihtimalinin yakın olduğunu göstermiştir (Anoruo ve Murthy 2014). Buna dayanarak, Kruse (2011) çalışmasında Taylor yaklaşımı kullanılarak denklem aşağıdaki gibi değiştirilmiştir:

$$\Delta y_t = \delta_1 y_{t-1}^3 + \delta_2 y_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^{p} \varphi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t. \qquad (5.55)$$

Kruse (2011) burada birim kökünün temel hipotezine ($H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$) karşı ($H_1: \delta_1 < 0, \delta_2 \neq 0$) alternatif hipotezini test etmek için bir τ testi sunuyor. τ test istatistiği şöyledir:

$$\tau = t_{\delta_2^{\perp}=0}^2 + 1(\hat{\delta}_1 < 0) t_{\delta_1=0}^2, \qquad (5.56)$$

Güriş (2018), test prosedürünü Christopoulos and Leon-Ledesma(2010) çalışmasına benzer şekilde oluşturmuştur:

Doğrusal olmayan deterministik bileşen ilk aşamada belirtilir.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \nu_t. \qquad (5.57)$$

Modelde *k*'ya birden beşe kadar değerler verilerek optimal frekans değeri olan *k* elde edilir. Sonra OLS kullanılarak denklem tahmin edilir. Denklemden elde edilen hata terimlerini minimize eden değerler bulunur. Tahmin edilen denklemin hata terimleri için aşağıdaki model kullanılır:

$$v_t = y_t - \alpha_0 - \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) \qquad (5.58)$$

Birinci aşamada elde edilen hata terimlerine ait test istatistiğini elde etmek için aşağıdaki model kullanılır:

$$\Delta v_t = \delta_1 v_{t-1}^3 + \delta_2 v_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^{p} \varphi_j \Delta v_{t-j} + \varepsilon_t. \qquad (5.59)$$

Burada kullanılan hipotezler Kruse(2011) testi ile aynı olup aşağıdaki gibidir:

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = 0 \ (birim \ köklü)$$

$$H_1: \alpha_1 = \alpha_2 \neq 0 \ (durağan). \qquad (5.60)$$

Eğer temel hipotez reddedilirse, değişkenin kesin bir deterministik fonksiyon etrafında durağan olduğu sonucuna varabiliriz. Bu testin kritik değerleri Becker, Enders ve Lee (2006) 'da tablo halinde verilmiştir. Simülasyon sonuçları, önerilen birim kök testinin özellikle küçük örneklemlerde Kruse ve KSS testlerinden daha güçlü olduğunu göstermektedir.

ALTUNCI BÖLÜM

UYGULAMA

6.1. Enerji ve Enerji Tüketimi

Türk Dil Kurumu Sözlüğünde ‘Maddede var olan ve ısı, ışık biçiminde ortaya çıkan güç’ olarak tanımlanan enerjinin farklı bilim dallarında farklı tanımları mevcuttur. Doğal bilimlerde enerji, iş yapabilme yeteneği olarak tanımlanabilmektedir. Bu iş, bir maddeyi kaldırmak, indirmek, yavaşlatmak, ısıtmak vb. şekillerde olabilir. İktisadi anlamda enerji maddenin, makinenin veya maddelerin oluşturduğu sistemin iş yapabilme kabiliyeti olarak tanımlanmaktadır(Berberoğlu,1982: 9). Diğer bir iktisadi tanımda ise enerji, bir işi yapmayı mümkün kılan ve yapısında fiziksel enerji barındıran tüm kaynaklar ve mallar olarak tanımlanabilir(Sweeney, 2002).

Evrenin varoluşundan bu yana en büyük enerji kaynağı olan güneş enerjisi Dünya’daki yaşamında kaynağıdır. İnsanoğlunun Güneşle başlayan enerji tüketimi yolculuğu yeni enerji kaynaklarının keşfedilmesiyle devam etmiştir. Dünya da canlı yaşamının devam etmesinin kaynağı enerjidir(Smith, 1994: 125). Ateşin bulunmasından günümüze kadar çok çeşitli enerji kaynakları kullanılmıştır. İnsanoğlunun tarım toplumundan sanayi toplumuna ardından da bilgi toplumuna evrilen yaşam deneyiminde enerji tüketimine olan bağımlılığı giderek daha fazla artmakta ve vazgeçilmez olmaktadır. Teknolojinin hızla gelişmesi ve teknolojik aletlerin yaşamın her alanına yayılması enerji tüketimimizi ciddi boyutlarda arttırmıştır. Tüketimin artması farklı enerji kaynağı bulma arayışını desteklerken bulunan yeni enerji kaynaklarının kullanıma sunulmasını da sağlamıştır.

Enerji kaynakları elde ediliş şekillerine, yenilenebilir olup olmalarına, tükenip tükenmemelerine vb. olmak üzere birçok farklı şekilde sınıflandırılabilmektedir. Enerji kaynakları niteliklerinin değiştirilme formuna göre birincil ve ikincil enerji kaynakları olarak kategorize edilebilir. Birincil enerji kaynakları; petrol, kömür, doğalgaz, su vb. gibi dönüşüme uğramamış doğada bulundukları halde olan kaynaklardır. Birincil enerji kaynaklarının dönüştürülmesiyle elde edilen en önemli ikincil enerji kaynağı elektrik enerjisidir (Berberoğlu,1982:10-15).

Enerji yoğunluğu ve kişi başına düşen enerji tüketimi enerji ile ilgili önemli gösterge unsurlarındandır. Tüm dünyada kullanılan ve Gayri safi milli hasıla başına tüketilen birincil enerji miktarını gösteren enerji yoğunluğu ekonomik gelişim sürecinin başında artan bir seyir izlemektedir. Enerji talebini belirleyen unsurlardan biri yaşam standardı iken diğeri ekonomik büyüme hızıdır(Medlock ve Soligo, 2001:82).

Enerji tüketimi değişkeni iktisadi olarak çok önemli bir gösterge olduğu için enerji üzerine yapılan uygulamalı iktisat çalışmaları günümüzde de güncelliğini korumaktadır. Enerji tüketimi serisinin izlediği süreç iktisadi modelleme yapılırken araştırmacılara ve karar vericilere ekonominin yönü ile ilgili yol göstermektedir. Enerji tüketiminin iktisadi büyüme, finansal gelişmişlik, GSYH vb. gibi iktisadi aktörler ile olan ilişkisi önemli araştırma konuları arasında yer almakta ve politika yapıcıların enerji ve ekonomik politikaları oluşturabilmeleri açısından oldukça büyük öneme sahip olabilmektedir. Bu yüzden enerji tüketimi serisinin zaman serisi özellikleri sıklıkla incelemeye tabi tutulur. Enerji tüketimi serisinin zaman içerisinde değişmeyen bir ortalama ve varyansa sahip olması demek enerji tüketiminin meydana gelebilecek şoklardan kalıcı olarak etkilenmediğini şokların etkisinin geçici olduğunu göstermektedir. Bu durumda enerji tüketimi değişkeni ile yapılabilecek tahminlerin sonuçlarına güvenilebilir, gelecek değerleri doğru şekilde öngörülebilir ve karar vericiler enerji politikalarını belirlerlerken enerji tüketimi değişkenini güvenilir bir değişken olarak kullanabilirler. Ancak enerji tüketimi değişkeninin zaman içerisinde ortalama ve varyansı değişiyorsa meydana gelen şokların etkisi kalıcı olacaktır. Bu durumda öngörülere, tahmin sonuçlarına güvenilemez. Enerji tüketimi verisinin zaman içerisinde izlediği süreçte meydana gelen şokların etkisinin kalıcı olup olmadığı birim kök testleri ile incelenebilmektedir.

Literatürde enerji tüketimi durağanlığını sınayan pek çok çalışma yer almaktadır. Bu çalışmalar genellikle enerji tüketimi ile diğer iktisadi değişkenler arasındaki ilişkiyi ortaya koyamaya çalışırken enerji tüketimi durağanlığının da sınandığı çalışmalar olmaktadır. Dünya çapında yapılan çalışmalar incelendiğinde bu sınamaların ilklerinden olan 1947-1974 periyodunda ABD için yapılan ve büyümeden enerji tüketimine doğru tek yönlü bir ilişki bulgusu ortaya koyan Kraft ve Kraft (1978) çalışmasıdır. 1992 yılında Hwang ve Gum Tayvan için 1961-1990 periyodunda enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü ilişki bulgusuna ulaşmışlardır. Masih and Masih (1996) yaptıkları çalışmada; Hindistan, Pakistan, Malezya, Singapur, Endonezya ve Filipinlerin 1955-1990 yılları arasındaki yıllık enerji tüketimi durağanlığını ADF ve PP birim kök testleri ile sınamışlardır. 1997 yılında Cheng ve Lai Tayvan'ın 1955-1993 yılları arasındaki enerji tüketimi durağanlığını yıllık olarak PP birim kök testleri ile sınarken yine aynı yıl Chan ve Lee Çin'in 1953-1994 yılları arasındaki enerji tüketimini ADF birim kök testi ile sınamıştır. Yapılan bu çalışmalar da enerji tüketiminin durağan bir süreç izlemediği sonucuna ulaşmışlardır. 2007 yılında Chen ve Lee 104 ülke için ve Narayan ve Smyth ise 182 ülke için yaptıkları çalışmalarda enerji tüketiminin durağan bir süreç izlediği sonucuna ulaşmışlardır(Bolat vd.,2013:81-82).

Enerji tüketimi ile finansal gelişmişlik arasındaki ilişkiyi; Dan ve Lijun (2009) Çin Guandang Eyaleti için, Sadorsky(2010) içinde Türkiye'nin de bulunduğu 22 gelişmekte olan ülke için, Islam vd.(2011) Malezya için, Al-Mulali ve Sab (2012) seçilmiş 19 ülke için, Shahbaz vd.(2013) Çin için, Mallick ve Mahalik (2014) Hindistan ve Çin için, Tang ve Tan (2014) Malezya için, Zeren ve Koç(2014) Türkiye'nin de içinde olduğu 7 ülke için, Furuoka(2015) 12 Asya ülkesi için, Ziaei (2015) 13 Avrupa, 12 Doğu Asya ve Okyanusya ülkeleri için, Kakar(2016) Pakistan ve Malezya için incelemişlerdir (Korkmaz vd., 2017:128-129).

Türkiye de enerji tüketimi ve iktisadi değişkenler arasındaki ilişki ortaya koyulurken incelenen enerji tüketimi durağanlığı için Soytaş ve Sarı'nın 2003 yılında Türkiye'nin de aralarında bulunduğu G-7 ülkelerinde ekonomik büyüme ve enerji tüketimi arasındaki ilişkiyi sınadıkları Türkiye için tek yönlü bir nedensellik ilişkisini ortaya koydukları çalışma gösterilebilir. Altınay ve Karagöl 2004 yılında Türkiye'nin 1950-2000 periyodu için yaptıkları ekonomik büyüme ve enerji tüketimi arasındaki ilişkiyi ortaya koyan çalışmalarında enerji tüketiminin durağan bir süreç izlediği bulgusuna ulaşmışlardır. Jobert ve Karanfil 2007 yılındaki çalışmalarında Türkiye'nin 1960-2003 yılları arasında enerji tüketimi ve GSYİH arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin var olduğunu göstermişlerdir. 1970-2003 periyodunda Türkiye için enerji tüketimi ve GSYH arasında iki yönlü bir nedensel ilişkinin varlığını Lise ve Montfort 2007'deki çalışmalarında tespit etmişlerdir. Erdal, Erdal ve Esengül 2008 yılındaki çalışmalarında Türkiye de 1970-2006 yılları arasında ekonomik büyüme ve enerji tüketimi arasında çift yönlü tersine nedensellik ilişkisi bulmuşlardır. Kıran ve Güriş, 2009 yılındaki çalışmalarında Türkiye için 1968-2005 periyodunda GSYH ve elektrik tüketimi arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu ortaya koymuşlardır. Yapraklı ve Yurttançıkmaz, 2012 deki çalışmalarında Türkiye'nin 1970-2010 periyodu için elektrik tüketimi ve ekonomik büyüme arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir(Karakaya,2017:28-30). Lebe ve Akbaş 2015 yılındaki çalışmalarında Türkiye'deki enerji tüketimi üzerinde kentleşmenin fazla bir etkisi olmazken, sırasıyla ekonomik büyüme, sanayileşme ve finansal gelişmenin etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Keskingöz ve İnançlı'nın 2016 yılındaki çalışmalarında finansal gelişme ve enerji tüketimi arasında uzun vadeli nedensellik ilişkisi olmadığına; finansal gelişme göstergelerinden banka mevduatları ve enerji tüketimi arasında kısa vadeli çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Sadeghieh 2016 yılındaki çalışmasında finansal gelişmeden enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmiştir(Korkmaz vd., 2017:129-130). Bu çalışmalar yapılırken isabetli sonuçlara ulaşılabilmesi için öncelikle enerji tüketimi serilerinin durağanlık varsayımını sağlayıp sağlamadığı sınanmalıdır. Durağan olmayan serilerin durağanlık varsayımı sağlandıktan sonra çalışmaların sürdürülmesi tercih edilmelidir. Dünya ve Türkiye için enerji tüketiminin; ekonominin gelişmişlik aktörleri olarak bilinen ekonomik büyüme, finansal gelişmişlik, kalkınma, GSYH vb. gibi göstergelerle olan ilişkisine dair yapılan çalışmalarda bu göstergeler arasında pozitif, negatif, tek veya çift yönlü ilişkilerin var olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Bu çalışmada Türkiye'nin Enerji Tüketimi serisinin durağanlığı farklı birim kök testleri yapılarak sınanmıştır ve sonuçlar karşılaştırılmıştır. Veri seti ve bulgular alt bölümlerde verilmiştir.

6.2. Veri Seti

Bu çalışmada Türkiye'nin 1960-2015 yılları arasındaki enerji tüketimi serisinin durağanlığı incelenmiştir. Türkiye'ye ait enerji tüketimi serisine Dünya Bankası veri tabanından erişilmiştir.

6.3. Ampirik Bulgular

Türkiye'nin 1960 ve 2015 yılları arasındaki enerji tüketimi durağanlığı öncelikle geleneksel birim kök testleri ile sınanmıştır. Türkiye'nin Enerji Tüketimi serisi E_t olarak tanımlanmıştır. E_t serisi için yapısal kırılmalı, doğrusal olmayan ve fourier birim kök testleri ile durağanlık sınamaları yapılmıştır. Elde edilen sonuçlar tablolaştırılarak aşağıdaki bulgulara ulaşılmıştır.

Tablo 6.1. Geleneksel Birim Kök Testlerinin Uygulamaları

	ADF Birim Kök Testi					**Philips-Perron Birim Kök Testi**				
	Test İstatistiği	Prob	Test İstatistiği	Prob	Karar	AIC	Prob	SCI	Prob	Karar
Sabitli	0.7981	0.993	0.798	0.993	Durağan Değ.	2.275	0.999	2.275	1	Durağan Değ.
Sabitli ve Trendli	-2.285	0.434	2.285	0.435	Durağan Değ.	-2.252	0.452	-2.252	0.452	Durağan Değ.

KPSS Birim Kök Testi		
LM-İstatistik		
KPSS test statistic	0.900701	
Kritik Değerler		Karar
1%	0.739	Birim Köklüdür
5%	0.463	Birim Köklüdür
10%	0.347	Birim Köklüdür

DF-GLS Birim Kök Testi		
	t-İstatistik	
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test istatistik	2.519169	
Kritik Değerler		Karar
1%	-2.607686	Birim Köklüdür
5%	-1.946878	Durağandır
10%	-1.612999	Durağandır

NG-PERRON Birim Kök Testi						
	Mza	MZt	Karar	MSB	MPT	Karar
Ng-Perron Test istatistik	2.448	2.99771		1.22455	130.826	
1%	-13.8	-2.58	Birim Köklüdür	0.174	1.78	Birim Köklüdür
5%	-8.1	-1.98	Birim Köklüdür	0.233	3.17	Birim Köklüdür
10%	-5.7	-1.62	Birim Köklüdür	0.275	4.45	Birim Köklüdür

Türkiye'nin enerji tüketimi durağanlığının sınandığı bu uygulama da geleneksel birim kök testleri ile elde edilen bulgular genel olarak serinin durağan olmadığını yani birim köklü olduğunu ortaya koymuştur. ADF ve PP birim kök testlerini sabitli, sabitli ve trendli şekilde yaptığımızda her iki durumda da enerji tüketimi serisi birim köklü çıkmıştır. Bu doğrultuda ADF ve PP birim kök testlerinin birinci farkları alındığında farkı alınan serinin durağan bir süreç izlediği görülmüştür. ADF ve PP birim kök testleri düzey değerlerinde durağan değilken birinci farklarında durağan hale gelmiştir sonucuna ulaşılmıştır. Serinin durağan olduğu temel hipotezine sahip olan KPSS birim kök testi uygulamasında enerji tüketimi serisinin düzey değerlerinde durağan olmadığı yani temel hipotezin reddedildiği sonucuna ulaşılmıştır. DF-GLS birim kök testi sınamalarında %1 anlamlılık düzeyinde enerji tüketimi serisi birim köklü çıkarken %5 ve %10 anlamlılık seviyelerinde durağan çıkmıştır. Yine serinin birinci farkı alındığında bütün anlamlılık düzeylerinde seri durağan hale gelmiştir. NG-Perron birim kök testi uygulandığında da da enerji tüketimi serisi birim köklü çıkmıştır.

Tablo 6.2. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri

Zivot-Andrews Birim Kök Testi						
	Kritik Değerler			Kırılma Tarihi	Test İstatistiği	Karar
	%1	%5	%10			
Model A	-5,34	-4,93	-4,58	2006	-4,31	Birim köklü
Model B	-4,80	-4,42	-4,11	2003	-4,16	%1 ve %5 birim köklü %10 Durağan
Model C	-5,57	-5,08	-4,82	2001	-4,61	Birim köklü

Lumsdaine-Papell Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi		
Kritik Değerler		Karar
1%	-7.19	Birim Köklü
5%	-6.75	Birim Köklü
10%	-6.48	Birim Köklü
Test istatistiği	-6.35	Kırılma Tarihi
Sabit Terim	-0.708	1978 2000

Lee ve Strazicich Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi					
Kritik Değerler(Tek Kırılmalı)		Karar	Kritik Değerler(İki Kırılmalı)		Karar
1%	-4.63	Birim Köklü	1%	-4.63	Birim Köklü
5%	-4.06	Birim Köklü	5%	-4.06	Durağan
10%	-3.78	Durağan	10%	-3.78	Durağan
Test istatistiği	-3.92	Kırılma Tarihi(1)	Test istatistiği	-4.56	Kırılma Tarihi(2)
Sabit Terim	-0.46	2005	Sabit Terim	-0.59	1977 2006

Yapısal kırılmalı birim kök testleri ile yapılan ilk test uygulaması modelde sadece tek kırılmaya izin verdiği için eleştirilen ve kırılma tarihinin içsel olarak belirlendiği Zivot-Andrews birim kök testidir. Sabitli model olan Model A da kırılma tarihi Dünya ekonomisinin hızla büyüdüğü 2005 yılından sonraki yıl olan 2006 yılıdır ve seri birim köklü olarak tespit edilmiştir. Trendli model olan Model B de kırılma tarihi ABD'nin Irak'a müdahale ettiği 2003 yılı iken seri %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde birim köklü ve %10 anlamlılık düzeyinde durağandır bilgisine ulaşılabilmektedir. Hem sabitli hem de trendli model olan Model C de kırılma tarihi 2001 ekonomik krizine denk geliyorken seri birim köklüdür sonucuna ulaşılabilmektedir.

Yapısal kırılmaların içsel olarak belirlendiği ve iki kırılmaya izin veren birim kök testi olan Lumsdaine Papel (1997) birim kök testi seride 1978 ve 2000 yıllarına ait iki kırılma belirlemiş ve seri birim kök içermektedir. Lumsdaine Papel birim kök testinde belirlenen kırılma tarihlerinden 1978 yılı, 1978 ekonomik krizini ifade ederken, 2000 yılı Türkiye de siyasi ve ekonomik olarak birçok sarsıcı olayın başlangıcı olan bir milat olarak kabul edilmektedir.

Lee ve Strazicich tek kırılmalı birim kök sınamasında kırılma tarihi olarak 2005 yılı belirlenmiştir. 2005 yılı, Dünya ekonomisinin artan bir ivmeyle büyümeye başladığı yıl olarak belirtilmektedir. Tek kırılmalı Lee ve Strazicich birim kök testinde %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde seri birim köklü iken, %10 anlamlılık düzeyinde durağandır bulgusuna ulaşılmıştır. 1977 ve 2006 yıllarında iki kırılma tarihi belirleyen Lee ve Strazicich birim kök testi ise %1 anlamlılık seviyesinde birim köklü iken, %5 ve %10 anlamlılık seviyelerinde durağandır sonucuna ulaşılabilmektedir. Kırılma tarihi olarak belirlenen 1977 yılı 1978 ekonomik krizine zemin hazırlayan süreci ifade edebiliyorken, 2006 yılı ise Dünya ekonomisinin hızla büyüdüğü 2005 yılının devamıdır şeklinde bir çıkarımda bulunulabilmektedir(Darıcan, 2015: 39-46).

Yapısal kırılmalı birim kök test sınamaları enerji tüketimi durağanlığı serisinin yine ağırlıklı olarak birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmasını sağlamıştır. Yapısal kırılmaların seriye eklenmesi yapılan çalışmaların sonuçlarını daha geçerli kılabilmektedir. İktisadi şoklar olarak da adlandırılabilen yapısal kırılmalar zaman serisinin seyri üzerinde ciddi boyutlarda etkiye sahip olabilmektedir.

Tablo 6.3. Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri

Enders ve Granger (1998)					
Model None		Model Constant		Model Both	
Test İstatistiği	0.505	Test İstatistiği	0.695	Test İstatistiği	1.007
Prob	0.477	Prob	0.404	Prob	0.315
Karar	Birim Köklüdür	Karar	Birim Köklüdür	Karar	Birim Köklüdür

Leybourne, Newbold and Vougas (1998)								
Hata 1			Hata 1			Hata 1		
Test İstatistiği		Prob	Test İstatistiği		Prob	Test İstatistiği		Prob
t-istatistiği	**0.5571**	0.8235	**t-istatistiği**	**-4.1354**	0.0001	**t-istatistiği**	**-4.1872**	0.0001
Kritik Değerler			Kritik Değerler			Kritik Değerler		
1%		22.4	1%		-2.607	1%		22.4
5%		17.27	5%		-1.946	5%		17.27
10%		14.97	10%		-1.612	10%		14.97
Karar		Durağan Değildir	Karar		Durağan Değildir	Karar		Durağan Değildir

Kapetanios, Shin ve Snell(2003)					
Case 1		Case 2		Case 3	
Test İstatistiği	0.839	Test İstatistiği	0.04	Test İstatistiği	-1.308
Uygun Gecikme Uz.	10	Uygun Gecikme Uz.	10	Uygun Gecikme Uz.	10
Karar	Birim Köklüdür	Karar	Birim Köklüdür	Karar	Birim Köklüdür

Sollis(2004)							
Kırılma Sayısı	1	Katsayı		Kırılma Sayısı	1	Katsayı	
T-Max	-2.686	Above	-0.6151	T-Max	-2.7038	Above	-0.6151
Phi	7.1804	Below	-0.4662	Phi	9.1725	Below	-0.4662
Equality	0.0232	DY(1)	0.2205	Equality	0.4326	DY(1)	0.2205
Karar	Durağan Değildir			Karar	Durağan Değildir		

Paccalau(2007)								
Case 1			Case 2			Case 3		
Test İstatistiği		Prob	Test İstatistiği		Prob	Test İstatistiği		Prob
F-istatistiği	**1.246**	0.3007	**F-istatistiği**	**1.033**	0.3669	**F-istatistiği**	**1.258**	0.2973
Ki Kare	2.492	0.2876	Ki Kare	2.067	0.3557	Ki Kare	2.571	0.284
Uygun Gecik. Uz.		10	Uygun Gecik. Uz.		10	Uygun Gecik. Uz.		10
Karar		Durağan Değildir	Karar		Durağan Değildir	Karar		Durağan Değildir

Chong, Hinich, Liew ve Lim(2008)							
Değişkenler	t-istatistiği		Prob	Değişkenler	t-istatistiği		Prob
ENERGY(-1)^3	**0.104**		0.9177	ENERGY(-1)^3	**0.287**		0.7759
D(ENERGY(-6))	-2.094		**0.0426**	D(ENERGY(-10))	1.707		**0.0981**
Uygun Gecikme Uz.	6	Karar	Durağan Değildir	Uygun Gecikme Uz.	6	Karar	Durağan Değildir

Sollis(2009)								
Case 1			Case 2			Case 3		
Test İstatistiği		Prob	Test İstatistiği		Prob	Test İstatistiği		Prob
F-istatistiği	**0.904**	0.4147	**F-istatistiği**	**0.126**	0.8815	**F-istatistiği**	**1.221**	0.3082
Ki Kare	1.808	0.4049	Ki Kare	0.253	0.8811	Ki Kare	2.443	0.2952
Uygun Gecikme Uz.		10	Uygun Gecikme Uz.		10	Uygun Gecikme Uz.		10
Karar		Birim Köklü	Karar		Birim Köklü	Karar		Birim Köklü
Asimetrik Etki Test Edilemez			Asimetrik Etki Test Edilemez			Asimetrik Etki Test Edilemez		

Kruse(2011)								
Case 1			Case 2			Case 3		
Test İstatistiği		Prob	Test İstatistiği		Prob	Test İstatistiği		Prob
F-istatistiği	1.397	0.2614	F-istatistiği	0.804	0.4558	F-istatistiği	1.554	0.2263
Ki Kare	**2.795**	0.2472	**Ki Kare**	**1.609**	0.4473	**Ki Kare**	**3.109**	0.2112
Uygun Gecikme Uz.		10	Uygun Gecikme Uz.		10	Uygun Gecikme Uz.		10
Karar		Durağan Değildir	Karar		Durağan Değildir	Karar		Durağan Değildir

Cuestas and Ordonez(2014)										
AIC Bilgi Kriterleri										Test İstatistik
1.Gecikme	10.18	4.Gecikme	10.3	7.Gecikme	10.42	10.Gecikme	10.49	13.Gecikme	10.67	-2.23
2.Gecikme	10.21	5.Gecikme	10.35	8.Gecikme	10.48	11.Gecikme	10.55	14.Gecikme	10.72	Karar
3.Gecikme	10.24	6.Gecikme	10.41	9.Gecikme	10.55	12.Gecikme	10.58	15.Gecikme	10.82	Durağan Değildir

Enerji tüketimi durağanlığının incelendiği zaman serisi doğrusal olmayan birim kök testleri ile sınandığında da çoğunlukla serinin durağan olmadığı yani birim kök içerdiği sonucuna ulaşılabilmektedir.

Tablo 6.4. Fourier Birim Kök Testleri

Enders & Lee (2012) Fourier ADF Birim Kök Testi	
Frekans	5
Min SSR	80650.81
Fourier ADF	
F test istatistiği	2.507
Karar	
Fourier Terimler Anlamsızdır	

Becker et al (2006) Fourier KPSS Durağanlık Testi	
Frekans	1
Min SSR	3218446.01
Fourier KPSS	0.442368
F test istatistiği	33.0861
Karar	
Fourier Terimler Anlamlı	Birim Köklüdür

Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) Fourier ADF Birim Kök Testi			
Uygun Frekans Sayısı		1	
Minimum Kalıntı Kareler Toplamı		3218445.68	
F test İstatistiği		33.0861	
Uygun Gecikme Uzunlugu	10	Test İstatistiği	-0.24
Karar			
Fourier Terimler Anlamlı		Birim Köklüdür	

Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) Kesirli Frekanslı Fourier ADF Birim Kök Testi			
Uygun Frekans Sayısı		0.5	
Minimum Kalıntı Kareler Toplamı		302071.787	
F test İstatistiği		608.3644	
Uygun Gecikme Uzunlugu	10	KFFADF Test İstatistiği	-2.63
Karar			
Fourier Terimler Anlamlı		Birim Köklüdür	

Güriş (2018) Birim Kök Testi					
Sabit			Eğim ve Sabit		
Seçilen k		1	Seçilen k		1
F-istatistiği		**33.086**	**F-istatistiği**		**19.391**
Gecikme Uzunluğu		1	Gecikme Uzunluğu		0
Güriş (2018) Test İstatistiği		**8.366**	**Güriş (2018) Test İstatistiği**		**9.751**
Karar	Fourier Terimler Anlamlı	Durağan Değildir	Karar	Fourier Terimler Anlamlı	Durağan Değildir

Enerji tüketimi durağanlığının incelendiği zaman serisi fourier birim kök testleri ile sınandığında da çoğunlukla serinin birim kök içerdiği sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 6.5. Farklı Anlamlılık Düzeylerinde Birim Köklü ve Durağan Sonuçları Veren Birim Kök Testleri

BİRİM KÖK TESTLERİ	% 1 Anlamlılık Düzeyi	%5 Anlamlılık Düzeyi	% 10 Anlamlılık Düzeyi
DF-GLS Geleneksel Birim Kök Testi	Birim Köklü	Durağan	Durağan
Zivot-Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi	Birim Köklü	Birim Köklü	Durağan
Lee ve Strazicich Yapısal Tek Kırılmalı Birim Kök Testi	Birim Köklü	Birim Köklü	Durağan
Lee ve Strazicich Yapısal İki Kırılmalı Birim Kök Testi	Birim Köklü	Durağan	Durağan

SONUÇ

Ekonometrik çalışmalar yapılırken kullanılan yöntemlerin varsayımları ulaşılacak sonuçlar üzerinde çok etkilidir. Bir model ne kadar çok varsayım üzerine kurulursa o kadar çok sınırlandırılmış olabilir. Teknolojinin ilerlemesiyle birlikte esnek varsayımlara sahip karmaşık yöntemler de hızlı ve kolay şekilde uygulanabilmektedir. Ekonometrik model kurarkan en temel varsayım olan durağanlık varsayımının sınanması konusunda da zamanla daha etkin ve yetkin sonuçlar elde edilebilmesi için yeni yöntemlere yönelinmiştir. Özellikle durağanlık sınamasında ki birim kök testleri her geçen gün geliştirilerek güçlü tahminler ortaya koyulması amaçlanmıştır. Birim kök testlerinin geliştirilmesi ilk etapta seri de yapısal kırılmanın olmadığı ve serinin doğrusal olduğu varsayımı üzerine temellendirilmişken zamanla yapısal kırılmalar ve doğrusal olmama durumunu da modele dahil eden birim kök testleri geliştirilmiştir. Birim kök testleri sınamalarında gelinen son nokta yapısal kırılmaların tarihinin, konumunun ve sayısının önceden bilinmesi gerekliliği olmayan fourier fonksiyonlarını içeren fourier birim kök testleridir. Fourier birim kök testleri seride meydana gelen yumuşak geçişleri daha hassas şekilde yakalayabilmektedir. Serinin doğrusal olma ve doğrusal olmama özelliklerine göre farklı fourier birim kök testleri geliştirilmiştir.

Birim kök testleri her serinin yapısal özelliklerini dikkate alan ve her durumu kendi içinde farklı alternatifler üreterek çözmeye çalışma prensibi üzerine kurgulanmıştır. Şöyle ki ekonometrik modeli kurarken seçilen varsayımlar zaman serisinin özelliklerine uygun olarak belirlenmelidir. Doğrusal olmayan bir seriyi doğrusal kabul edip birim kök testleri uygulandığında elde edilen sonuçlar isabetli olmayabilmektedir. 1960 ve 2015 yılları arasında incelediğimiz Türkiye'nin enerji tüketimi durağanlığı için yapılan çalışmada serinin birim köklü olduğu sonucuna çoğunlukla ulaşılsa da serinin durağan olduğu bulgusuna ulaşılan birim kök testleri de gözlenilmiştir. Zaman serileriyle yapılan çalışmalarda kullanılan serinin doğrusal olup olmaması, yapısal kırılmaların sayısı ve tarihinin tespiti, kırılmaların modele uygun şekilde eklenip eklenmemesi oldukça fazla önem arz etmektedir. Son yıllarda geliştirilen fourier birim kök testleri bahsedilen bütün bu tespitleri modele dahil edilen fourier fonksiyonları ile gidererek oldukça isabetli sonuçlara ulaşmamızı sağlamaktadır.

KAYNAKÇA

Altinay, G. & Karagol, E. (2004). Electricity Consumption and Economic Growth: Evidence from Turkey. *Energy Economics*, 27(6), 849–856.

Amemiya, T., (1985). Advanced Econometrica. Harvard University Press Cambridge, Massachusetts

Anoruo, E., and V. N. Murthy. 2014. Testing nonlinear inflation convergence for the Central african economic and monetary community. International Journal of Economics and Financial Issues 4 (1):1–7.

Baltagi, (2005). *Econometric Analysis of Panel Data, Tird Edition, John Wiley &Sons, Ltd,* England

Berberoğlu, C. N. (1982). Türkiye'nin Ekonomik Gelişmesinde Elektrik Enerjisi Sorunu. Eskişehir: E.İ.T.İ.A. Yayınları.

Bolat, S. vd., (2013). The statıonarıty of Electrıcıty Consumptıon ın Selected European Countrıes. European Scientific Journal. Edition vol.9, No.19

Caner, M., & Hansen, B. E. (2001). Threshold autoregression with a unit root. *Econometrica*, *69*(6), 1555-1596.

Cao, C. Q., & Tsay, R. S. (1992). Nonlinear time-series analysis of stock volatilities. *Journal of Applied Econometrics*, *7*(S1).

Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D., & Perron, P. (2009). GLS-based unit root tests with multiple structural breaks under both the null and the alternative hypotheses. *Econometric theory*, *25*(6), 1754-1792.

Chan, H.L., Lee, S.K. (1997). Modelling and Forecasting the Demand for Coal in China. *Energy Economics*, 19(3), 271–287.

Chong, T. T., Hinich, M. J., Liew, V. K., Lim, K., (2008). Time series test of nonlinear convergence and transitional Dynamics. Economics Letters, 100, 337–339

Christopoulos, D. K., & 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.

Christopoulos, D. K., & Leon-Ledesma, M. A. (2011). International output convergence, breaks, and asymmetric adjustment. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, *15*(3).

Cuestas, J. C., & Ordóñez, J. (2014). Smooth transitions, asymmetric adjustment and unit roots. *Applied Economics Letters*, *21*(14), 969-972.

Darıcan, M. F., ' Ekonomik Krizler ve Türkiye', *İstanbul Aydın Üniversitesi Dergisi*,2015/17,39-46; <http://dergipark.gov.tr/download/article/319382> (28.06.2019)

Dickey, D. A., & 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., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1057-1072.

Elliott, Graham, T. J., Rothenberg, J. H. Stock (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, *64*(4), 813-836.

Enders, W., (2010). Applied Econometric Time Series. 3th Edition, John Wiley & Sons, ss. 53-54.

Enders, W., & Granger, C. W. J. (1998). Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, *16*(3), 304-311.

Enders, W., & Lee, J. (2004, April). Testing for a unit root with a nonlinear Fourier function. In Econometric Society. Far Eastern Meetings (Vol. 457).

Enders, W., & Lee, J. (2009). *The Flexible Fourier Form and Testing for Unit Roots: an Example of the Term Structure of Interest Rates. Department of Economics, Finance and Legal Studies*. University of Alabama Working Paper, AL, USA.

Enders, W., & Lee, J. (2012). The flexible Fourier form and Dickey–Fuller type unit root tests. *Economics Letters*, *117*(1), 196-199.

Enders, W., & Lee, J. (2012). A unit root test using a Fourier series to approximate smooth breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 74*(4), 574-599.

Gallant, A. R. (1981). On the bias in flexible functional forms and an essentially unbiased form: the Fourier flexible form. *Journal of Econometrics*, *15*(2), 211-245.

Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. Journal of econometrics, 2(2), 111-120.

Gujarati, D. N., Porter, D. Ç., Şenesen, Ü., & Günlük-Şenesen, G. (2011). *Temel Ekonometri*. Literatür Yayıncılık, ss. 713.

Gujarati, D. N., Ç., Bolatoğlu, N., (2016). *Örneklerle Ekonometri*. BB101 Yayınları, ss. 43

Güriş, S. (2018). A new nonlinear unit root test with Fourier function. Communications in Statistics - Simulation and Computation.

Güriş, S. (2018). *Uygulamalı Panel Veri Ekonometrisi*. 1. Baskı, Der Yayınları, İstanbul

Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data.* Second Edition, Cambridge Universitiy Press, pp. 311

Hwang, B. K., ve Gum B. (1992), "The Causal Relationship Between Energy and GNP: The Case of Taiwan", *Jornal of Energy and Development*, 16(2), ss. 219–226.

Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. Journal of econometrics, 112(2), 359-379.

Kennedy, P., (2008). *A Guide To Econometrics*.Sixth Edition, Blackwell Publishing.

Kıran, B., ve Güriş, B. (2009), "Relationship Between Electricity Consumption And Gdp In Turkey", *Problems and Perspectives in Management*, Vol:7, No:1, s.166-171.

Korkmaz Ö., S.Karaca, S. Güngör , Y. Benli, ‘Küresel Gelişmeler Bağlamında Enerjide Dışa Bağımlı Gelişmekte Olan Ülkelerde Birincil Enerji Tüketimiyle Finansal Gelişme Arasındaki İlişki’ *Maliye Finans Yazıları,* 2017(108), ss.128-130

Kraft, J., ve Kraft A, (1978), “On the Relationship Between Energy and GNP”, *Journal of Energy and Development*, 3, ss. 401-403.

Kruse, R., (2011). A new unit root test against ESTAR based on a class of modified statistics. Stat Papers, 52:71–85

Kutlar, A. (2017). *Ekonometrik Zaman Serileri: Teori ve Uygulama Eviews ve GiveWin2 (PcGive).* 2. Baskı, Umuttepe Yayınları, Kocaeli

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of econometrics*, *54*(1-3), 159-178.

Leybourne, S. J., & McCabe, B. P. (1994). A consistent test for a unit root. *Journal of Business & Economic Statistics*, *12*(2), 157-166.

Leybourne, S., Newbold, P., & Vougas, D. (1998). Unit roots and smooth transitions. *Journal of time series analysis*, *19*(1), 83-97.

Ludlow, J., & Enders, W. (2000). Estimating non-linear ARMA models using Fourier coefficients. International Journal of Forecasting, 16(3), 333-347

Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *The review of economics and statistics*, *79*(2), 212-218.

MacKinnon, J. G. (1990). Critical values for cointegration tests (pp. pp-267). San Diego: Department of Economics, University of California.

Masih, A. M.M., ve Masih, R. (1996), “Energy Consumption, Real Income and Temporal Causality: Results From a Multi-Country Study based on Cointegration and Error-Correction Modelling Techniques”, *Energy Economics***,** Vol: 18, No: 3, s. 165-183.

Medlock, K. B., ve Solıgo, R. (2001), “Economic Development and End-Use Energy Demand”, *The Energy Journal*, 22(2), ss. 77- 105.

Narayan, P. K., & 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.

Nelson, C. R., & Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconmic time series: some evidence and implications. *Journal of monetary economics*, *10*(2), 139-162.

Pascalau, R., (2007). Testing for a Unit Root in the Asymmetric Nonlinear Smooth Transition Framework. (pp.1-27). USA: Department of Economics, Finance and Legal Studies University of Alabama

Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1361-1401.

Perron, P. (1990). Testing for a unit root in a time series with a changing mean. *Journal of Business & Economic Statistics*, *8*(2), 153-162.

Rodrigues, P. & Taylor, A. R. (2012). The flexible Fourier form and local GLS de-trending unit root tests. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 74, 5, 737-759.

Sevüktekin, M. & Çınar, M. (2014). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*. 4. Baskı, Dora Yayıncılık, Bursa.

Sevüktekin, M. & Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*: EViews Uygulamalı 3. Baskı, Nobel Yayıncılık, Bursa.

Smith, Z. A. (1994) The Environmental Policy Paradox, Prentice Hall, Second Edition, New Jersey. (pp.125)

Sollis, R. (2004). Asymmetric adjustment and smooth transitions: a combination of some unit root tests. Journal of time series analysis, 25(3), 409-417.

Sollis, R. (2009). A simple unit root test against asymmetric STAR nonlinearity with an application to real exchange rates in Nordic countries. Economic Modelling 26, 118–125

Soytas, U., & Sari, R. (2003). Energy Consumption and GDP: Causality Relationship in G-7 Countries and Emerging Markets. *Energy Economics*, 25(1), 33–37.

Sweeney, J. L. (2002) Economics of Energy, http://www.stanford.edu/~jsweeney/paper/ Energy%20Economics.PDF (ErişimTarihi:16 Temmuz 2019)

Tsay, R.S. (2002). Analysis of Financial Time Series. John Wiley and Sons.

Tsay, R.S. (2010). Analysis of Financial Time Series. Third Edition, John Wiley&Sons.

Türk Dil Kurumu < http://www.sozluk.gov.tr > (10.07.2019)

Yapraklı, S., ve Yurttançıkmaz, Z. Ç. (2012), Elektrik Tüketimi İle Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik: Türkiye Üzerine Ekonometrik Bir Analiz, *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt 13, s.2, ss.200.

Yavuz, N.Ç. (2015). Finansal Ekonometri. Der Yayınları.

Yılancı, V. (2009). Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye için İşsizlik Histerisinin Sınanması. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, *10*(2), 324-335.

Yılancı, V. & Eris, Z.A. (2012). Are Tourism markets of Turkey converging or not? A Fourier statisonary analysis. An International Journal of Tourism and Hospitality Researcy, *23*(2), 207-216.

Yule, G.U. (1926). Why Do We Sometimes Get Nonsense Correlations Between Time Series, *Journal of the Royal Statistical Society*, 89, 1-64.