T.C.

İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ

SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

KALINTILARLA GENİŞLETİLMİŞ YENİ BİR PANEL BİRİM KÖK TEST ÖNERİSİ: RALS-CIPS TESTİ

DOKTORA TEZİ

DANIŞMAN
DOÇ. DR. FATMA ZEREN

HAZIRLAYAN
GÖKHAN KONAT

MALATYA-2020

T.C.

İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ

SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

KALINTILARLA GENİŞLETİLMİŞ YENİ BİR PANEL BİRİM KÖK TEST ÖNERİSİ: RALS-CIPS TESTİ

DOKTORA TEZİ

Gökhan KONAT

Danışman

Doç. Dr. Fatma ZEREN

Malatya, 2020

KABUL ONAY SAYFASI

ONUR SÖZÜ

Doç. Dr. Fatma ZEREN'in danışmanlığında doktora tezi olarak hazırladığım **"KALINTILARLA GENİŞLETİLMİŞ YENİ BİR PANEL BİRİM KÖK TEST ÖNERİSİ: RALS-CIPS TESTİ"** başlıklı bu çalışmanın, bilimsel ahlak ve geleneklere aykırı düşecek bir yardıma başvurmaksızın tarafımdan yazıldığını ve yararlandığım bütün yapıtların hem metin içinde hem de kaynakçada yöntemine uygun biçimde gösterildiğini belirtir, bunu onurumla doğrularım.

Tarih:

Ad-Soyad:

İmza:

ÖNSÖZ

Tez çalışmam süresince desteğini esirgemeyen ve bu tezin oluşmasında büyük rol oynayan değerli hocam, danışmanım Doç. Dr. Fatma ZEREN'e,

Tezin uygulama kısmında bilgi ve öneri anlamında hiçbir zaman desteğini esirgemeyen değerli hocam Doç. Dr. Veli YILANCI'ya,

Tecrübesini benden esirgemeyen, bölümde çalıştığım süre boyunca sürekli destek olan çok değerli arkadaşım Arş. Gör. Dr. Esra CANPOLAT GÖKÇE'ye,

Katkı ve yardımlarından dolayı Ayşegül HAN'a, Arş. Gör. M. Fatih COŞKUN'a, Doç. Dr. Kadir KARAGÖZ'e, Prof. Dr. Tayfur BAYAT'a ve Prof. Andrea Cerasa'ya

Çalışmalarım sırasında bana yardımcı olan tüm arkadaşlarıma,

Öğrenim hayatım boyunca gelişimime katkı sağlayan tüm hocalarıma,

Hayatımın her alanında bana güç veren anneme ve babama,

Varlığıyla hep yanımda olduğunu hissettiren, her türlü desteği veren sevgili eşim Esma'ya ve tezimi geceleri yazmak zorunda bıraktıran biricik oğlum Ahmet Utku'ya

Sonsuz teşekkür ederim…

ÖZET

Makroekonomik değişkenlerin durağanlık sınaması önceleri zaman serisi grafiği, korelogram grafiği ya da otokorelasyon fonksiyonları vasıtası ile incelenmekteydi. Gelişen literatür ile birlikte artık makroekonomik değişkenlerin durağanlık sınamaları birim kök testleri ile yapılmaktadır. Bu sebeple gerek zaman serisi olsun gerekse de panel veri yapısı olsun birim kök sınaması çok önemli bir araçtır. Çünkü birim köke sahip değişkenler ile yapılan ekonometrik analizler sakıncalı olabilmekte, yanlış ve yanıltıcı sonuçlar doğurabilmektedir. Elde edilen t istatistiği anlamlı sonuçlar vermekte ve belirlilik katsayısı R^2 oldukça yüksek çıkmaktadır. Böyle durumlarda sahte regresyon sorunu ortaya çıkabilmektedir. Yani durağan olmayan iki seri arasında kurulacak olan bir regresyon ilişkisinde parametrelerin ilişkiliymiş gibi görünmesine rağmen, incelenen kuram ya da teori açısından anlamsız olmaktadır. Büyük örneklemlerde çalışmak bile bu sahte regresyon probleminin önüne geçememektedir.

Ekonometrinin temelini oluşturan regresyon analizinde en temel varsayımlardan biri de kalıntıların normal dağılım göstermesidir. Ama bu varsayımın ihlal edildiği ya da sağlanıp sağlanmadığı kimi zaman kontrol edilmemektedir. Normal dağılmama durumunda normal dağılım varsayımı altında analiz yapmak yanlı ve yanıltıcı sonuçlara neden olabilmektedir. Bu sebeple Pesaran (2007) tarafından önerilen CIPS test yapısında kalıntıların normal dağılmama bilgisi kullanılarak yeni bir test önerilmiştir. CIPS test sürecini oluşturan CADF regresyonuna hata terimlerinin ikinci ve üçüncü momentleri eklenerek RALS-CIPS olarak adlandırılan yeni bir test geliştirilmiştir. Burada önerilen test hata terimlerinin normal dağılmadığı durumlarında güçlü olan bir testtir.

Önerilen bu yeni RALS-CIPS testi ile ampirik bir uygulama çalışması da yapılmıştır. Bu amaçla 15 AB ülkesine ait kişi başına gayrisafi yurtiçi hâsıla serilerinde birim kökün varlığı araştırılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Durağanlık, Sahte Regresyon, Zaman Serisi Analizi, Birim Kök, Panel Veri, CADF, CIPS, RALS.

ABSTRACT

Stationarity testing of macroeconomic variables was previously analyzed by time series graph, correlogram graph or autocorrelation functions. With the developing literature, the stationarity tests of macroeconomic variables are now carried out by unit root tests. For this reason, whether it is time series or panel data structure, unit root testing is a very important issue. Because econometric analysis with non-stationary variables can be inconvenient and have false and misleading results. The obtained t statistics give meaningful results and the coefficient of determination R^2 is quite high. In such cases, a spurious regression problem may arise. In other words, although the parameters seem to be related in a regression relationship to be established between two non-stationary series, it is meaningless in terms of the theorem or theory examined. Even working in large samples cannot prevent this spurious regression problem.

One of the main assumptions in the regression analysis, which forms the basis of econometrics, is the normal distribution of residues. However, it is sometimes can't be controlled whether this assumption has been violated or not. In the case of non-normal distribution, analyzing under the assumption of normal distribution can cause biased and misleading results. For this reason, a new test process has been proposed, using the knowledge that residues in the CIPS test structure proposed by Pesaran (2007) do not distribute normally. A new test called RALS-CIPS has been developed by adding the second and third moments of the error terms to the CADF regression that constitutes the CIPS testing process. The test proposed in this study is a test that is powerful when error terms are not normally distributed.

An empirical application study has also been carried out with this new proposed RALS-CIPS test. For this purpose, the existence of unit root in the gross domestic product per capita of 15 EU countries was investigated.

Keywords: Stationarity, Spurious Regression, Time Series Analysis, Unit Root, Panel Data, CADF, CIPS, RALS.

İÇİNDEKİLER

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

PANEL VERİ MODELLERİ ve PANEL BİRİM KÖK

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

KALINTILARLA GENİŞLETİLMİŞ PANEL BİRİM KÖK TESTİ

BEŞİNCİ BÖLÜM

KİŞİ BAŞINA REEL GAYRİSAFİ YURTİÇİ HÂSILA (GSYİH) SERİSİNİN DURAĞANLIK SINAMASI

KISALTMALAR

AB	: Avrupa Birliği
ADF	: Genişletilmiş Dickey-Fuller
AIC	: Akaike Bilgi Kriteri
ALM	: Düzeltilmiş Lagrange Çarpanı
CADF	: Yatay Kesit Bağımlı Genişletilmiş Dickey-Fuller
CIPS	: Yatay Kesitsel Genişletilmiş Im, Pesaran ve Shin
DF	: Dickey-Fuller
EKK	: En Küçük Kareler
GMM	: Genelleştirilmiş Momentler Metodu
GSYİH	: Gayrisafi Yurtiçi Hâsıla
IPS	: Im, Pesaran ve Shin
KPSS	: Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin
LBI	: Yerel En İyi Değişmez
LLC	: Levin, Lin ve Chu
LM	: Lagrange Çarpanı
LR	: Olabilirlik Oranı
PP	: Phillips-Perron
RALS-CADF	: Kalıntılarla Genişletilmiş Fonkiyonlu CADF
RALS-CIPS	: Kalıntılarla Genişletilmiş Fonkiyonlu CIPS
SIC	: Schwarz Bilgi Kriteri

TABLOLAR LİSTESİ

EKLER LİSTESİ

GİRİŞ

Durağanlık sınamaları zaman serileri ve panel veri analizlerinde önemli bir yere sahiptir. Stock ve Watson (2011) durağanlık varsayımını, geleceğin geçmişteki gibi kalması olarak tanımlamaktadır. Klasik regresyon modelinin varsayımları, değişkenlerin durağan olmasını ve hataların sıfır ortalama ve sabit bir varyansa sahip olmasını gerektirmektedir. Eğer bu varsayım sağlanamaz ise, durağan olmayan seriler ile yapılan tahminler ve analizler hatalı sonuçlar verebilmektedir. Çünkü bu seriler arasındaki ilişkinin sahte olduğunu yani ilişki olmaması gerekirken ilişkiliymiş gibi olduğunu Granger ve Newbold (1974) çalışmalarında göstermişlerdir. Bu sahte ilişki durumunda, belirlilik katsayısı R^2'nin yüksek ve t-istatistiklerinin anlamlı olmasına rağmen parametre tahmin değerlerinin iktisadi açıdan anlamlı olmadığı ifade edilmektedir. Yani iyi gibi görünen regresyon çıktısının tahminleri tutarlı olmamakta ve sonuçların herhangi bir ekonomik anlam taşımadığı belirtilmektedir. Bu durumda da geleneksel istatistiksel anlamlılık testlerinin geçerli olmadığı vurgulanmaktadır (Enders, 2014: 195)

Serilerin durağanlığını incelemenin yollarından biri birim kök sınamasıdır. Serilerin durağan olması ya da olmaması arasında ciddi farklılıklar vardır. Durağan bir serinin uzun dönemde sabit bir ortalama etrafında sabit bir varyans ile dalgalandığı görülürken durağan olmayan bir serinin tam tersine ortalama ve varyansı ya da ikisinden birinin zamandan bağımsız hareket ettiği görülmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 317).

Zamanla değişme özelliği sergileyen birçok ampirik zaman serisi analiz yöntemi bulunmaktadır. Örneğin, finansal göstergeler ve makroekonomik değişkenler belirli stokastik (rassal) trend gösterme eğiliminde oldukları ve onların ilk momentlerinin de genellikle zamanla değiştiği belirtilmektedir (Tsay, 2014: 265).

Stokastik (rassal) süreç, rassal değişkenlerin zaman içerisindeki değişimini açıklamak için kullanılan ekonometrik ve istatistiksel bir terim olarak tanımlanmıştır. Durağanlık özelliği taşıyan bir zaman serisi verisinin ön koşulu stokastik yani rassal sürecin de durağan olmasını gerekmektedir. Yani sadece durağan stokastik sürece sahip yapılardan durağan zaman serilerinin elde edilebileceği söylenebilir (Yavuz, 2014: 69).

Panel veri analizinde farklı yatay kesitsel birim (mesela bir birey, firma, hane halkı, ülke vb.) zaman boyunca incelenmektedir. Kısacası, panel verinin zaman boyutu kadar birim boyutuna da sahip olduğu bilinmektedir. Panel veri setleri, karmaşık iktisadi olayları analiz etmek için ekonomide yaygın oranda kullanıldığı bilinmektedir.

Zaman boyutunun kayda değer ölçüde uygun olduğu panel veri yapılarında durağanlık araştırması gerekli görülmektedir. Bu amaçla literatüre birçok test kazandırılmıştır. Bunlardan bazıları; Harris ve Tzavalis (1999), Breitung (2000), Hadri (2000), Maddala-Wu (Fisher ADF) (2000), Choi (Fisher PP) (2001), Breuer vd. (2001,2002), Levin Lin ve Chu (2002), Im, Pesaran ve Shin (1992,2002), Phillips ve Sul (2003), Bai ve Ng (2004), Moon ve Perron (2004), Hadri ve Kurozumi (2012) ve Pesaran (2004,2007 ve 2013)'dir. Bu testlerin dışında literatüre kazandırılan pek çok birim kök testi mevcuttur. Bu testler, hem serilerin zaman boyutunu hem de yatay kesit boyutunu hesaba kattığı için daha fazla bilgi kullanmaktadır. Böylece panel birim kök testleri daha güçlüdür (Hsiao, 2007: 18).

Çalışmanın ilk bölümünde durağanlık kavramı ve birim kök süreci ele alınmıştır. İkinci bölümde literatürdeki birim kök testlerinin temeli kabul edilen yapısal kırılmaları dikkate almayan bazı zaman serisi birim kök testleri tanıtılmıştır. Ardından yapısal kırılmaları dikkate alan bazı öncü kabul edilen testlere değinilmiştir. Üçüncü bölümde ise panel veri modellerinden ve panel birim kök testlerinden bahsedilmiştir. Panel birim kök testleri yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ve dikkate almayan testler olarak incelenmiştir. Yani birinci kuşak birim kök testler ve ikinci kuşak birim kök testler olarak sınıflandırılmaktadır. Dördüncü bölümde hata terimlerinin normal dağılmama durumunda kullanılan, Im ve Schmidt (2008) tarafından önerilen kalıntılarla genişletilmiş en küçük kareler (Residual Augmented Least Square-RALS) yönteminden bahsedilmiştir. Normal dağılmayan hatalar durumunda daha güçlü sonuçlar veren RALS tahmincilerinin nasıl elde edildiği gösterilmiştir. Literatürde RALS temelli birim kök testlerinden birkaçı açıklanmıştır. Ardından normal dağılmama bilgisini kullanan RALS tahmincileri, Pesaran (2007) tarafında literatüre kazandırılan CADF ve CIPS panel birim kök testlerine eklenerek elde edilen yeni birim kök test süreci ile ilgili yapı anlatılmıştır. Böylelikle yeni bir ikinci nesil panel birim kök test önerilmesi amaçlanmaktadır. Daha sonra bu önerilen yeni birim kök testlerine (RALS-CADF ve

RALS-CIPS) ait Monte Carlo simülasyonları ile elde edilen kritik değerler verilmiştir. Ayrıca yeni oluşturulan model yapısına sabit gecikmeler eklenerek boyut ve güç özellikleri gösterilmiştir. Ayrıca hata teriminde otokorelasyon olup olmaması durumuna göre elde edilen boyut ve güç özellikleri de raporlanmıştır. Beşinci ve son bölümde ise gayrisafi yurtiçi hâsıla (GSYİH) serisinin 15 Avrupa Birliği ülkesi için durağan yapı izleyip izlemediği hem CADF ve CIPS hem de çalışmanın konusu olan RALS-CADF ve RALS-CIPS birim kök testleri ile sınanmıştır. Son bölümde ise literatüre kazandırılması amaçlanan RALS-CADF ve RALS-CIPS test sonuçlarının CADF ve CIPS test sonuçları ile karşılaştırılarak, bulgular yorumlanmış ve sonuç kısmı ile çalışma sonlandırılmıştır.

BİRİNCİ BÖLÜM

DURAĞANLIK KAVRAMI VE BİRİM KÖK SÜRECİ

1.1. Durağanlık

Bir zaman serisinde ortalama ve varyansın zamanla değişmemesi durağanlık şartı olarak kabul edilmektedir. Bir zaman serisinin durağanlık şartını sağlaması halinde ise uzun dönemde ortalama civarında dalgalandığı ve ortalamaya dönme eğiliminde olduğu ifade edilir. Serilere uygulanan bir birimlik şokun etkisi geçici ise, durağan olan serilerin ortalamaya dönme eğiliminde oldukları görülmektedir. Aslında anakütleye bakılarak ya da olası bütün örneklemler incelenerek ortalama ve varyansın zamanla değişip değişmediğini araştırmak mümkündür. Ancak uygulamada anakütleyi ya da olası bütün örneklemleri içeren veri setlerine ulaşmak imkân dışı olmakla birlikte zaman açısından da maliyetli bir süreç olacağı belirtilmektedir. Genellikle bu sebepten dolayı veri setinin ortalama ve varyansının zamanla değişmediği varsayılarak veri üretme sürecin geneli ile ilgili çıkarımlarda bulunulmaktadır. Durağan stokastik (rassal) bir süreç bütün t ve $t - s$ dönemleri için sonlu bir ortalama ve varyansa sahip kovaryans durağan bir süreç olarak tanımlanmaktadır (Enders, 2014: 52). Kovaryans durağan süreç;

$$E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu$$

$$E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_y^2, \left[var(y_t) = var(y_{t-s}) = \sigma_y^2\right]$$

$$E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E\left[\left(y_{t-j} - \mu\right)\left(y_{t-j-s} - \mu\right)\right] = \gamma_s$$

ya da

$$\left[cov(y_t, y_{t-s}) = cov\left(y_{t-j}, y_{t-j-s}\right) = \gamma_s\right]$$

şeklinde tanımlanmaktadır. Yukarıdaki eşitliklerde μ, σ_y^2 ve s'nin belirli değerleri için γ_s sabittir.

Özetle “bir zaman serisinin ortalaması ve bütün otokovaryansları zaman ile değişmiyorsa bu seri kovaryans durağandır” denir. Kovaryans durağanlık ibaresinin yerine literatürde “zayıf durağanlık”, “ikinci dereceden durağanlık” ve “genel anlamda durağanlık" gibi ifadeler de kullanılmaktadır (Enders, 2014: 53). Bu durumda zayıf durağanlık durumu varsa serilerin güçlü durağan olduğu durumlar da var mıdır sorusu da akla gelmektedir. Güçlü durağanlık, zaman serisinin dağılımının ortalama, varyans ve kovaryansının zaman içinde değişmemesinin haricinde serinin dağılımının da zaman içerisinde değişmediği yani serinin ortak dağılımının da zamandan bağımsız olduğu durumları kapsamaktadır. (Akgül, 2003: 6). Güçlü durağanlığın gerçekleşmesi oldukça zor bir varsayımdır. Ama güçlü durağanlığın sağlanıp sağlanmadığını anlamak için n sayıda gözlemin $Y_{t_1}, Y_{t_2}, \ldots, Y_{t_n}$ herhangi bir dizisinin bileşik dağılımı s sayıda gecikmesine bakıldığında bütün n ve s'ler için $Y_{t_1+s}, Y_{t_2+s}, \ldots, Y_{t_n+s}$ serisinin ortak dağılımına uyuyorsa stokastik süreç yani zaman serisinin güçlü durağan olduğu ifade edilmiştir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 66).

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t \tag{1.1}$$

(1.1) numaralı denklemdeki basit regresyon yapısında ε_t, hata teriminin serisel olarak korelasyonunu gösterebilir. Klasik regresyon modelinin varsayımları, hem $\{y_t\}$ hem de $\{x_t\}$ dizilerinin durağan olmasını ve hataların sıfır ortalama ve sınırlı bir varyansa sahip olmasını gerektirmektedir. Durağan olmayan değişkenlerin varlığında parametrelerin tahmin sonuçları ekonometrik ve istatistiksel açıdan anlam ifade etmemektedir. Granger ve Newbold (1974) çalışmasında bağımsız rassal yürüyüş modeline sahip $\{y_t\}$ ve $\{x_t\}$ gibi iki dizi için durağanlık varsayımını ihlal etmenin sonuçlarını ayrıntılı bir şekilde ele almışlardır.

$$y_t = y_{t-1} + e_{yt} \tag{1.2}$$

$$x_t = x_{t-1} + e_{xt} \tag{1.3}$$

Burada belirtilen e_{yt} ve e_{xt} birbirinden bağımsız beyaz gürültü süreçleridir. Granger ve Newbold (1974), bunun gibi birçok örneklem oluşturmuş ve (1.1) eşitliğindeki regresyon yapısını kullanarak her bir örneklem için tahminler elde etmişlerdir. $\{y_t\}$ ve $\{x_t\}$ dizileri birbirinden bağımsız olduğundan, (1.1) eşitliğindeki ilişkinin kesinlikle istatistiksel olarak anlamsız olduğunu ve iki değişken arasındaki herhangi bir ilişkinin sahte olduğunu ifade etmişlerdir. Şaşırtıcı bir şekilde, %5 anlamlılık düzeyinde, tahminlerin yaklaşık %75'inde sıfır hipotezi $(\beta_1 = 0)$

reddedilmiştir. %5 anlamlılık seviyesinde, doğru büyüklükte (boyutta) bir test, regresyon katsayılarının sadece %5'ini reddeceği belirtilmiştir. Dahası, sahte regresyonların genellikle çok yüksek R^2 değerlerine sahip olduğu ve tahmin edilen kalıntıların yüksek derecede otokorelasyonlu oldukları ifade edilmiştir (Granger ve Newbold, 1974: 111).

Ayrıca (1.1) numaralı denklemdeki regresyon yapısının kalıntıları $\{\varepsilon_t\}$ durağan değilse, bu regresyon ilişkisinin istatistiksel olarak anlamsız olduğu beliritilmektedir. Açıkçası, eğer $\{\varepsilon_t\}$ hata terimi dizisi stokastik (rassal) bir trende sahipse, t zaman periyodu içindeki herhangi bir hatanın asla kaybolmadığı ve böylece modeldeki herhangi bir sapmanın kalıcı olacağı ifade edilmiştir. Kalıcı hatalara sahip bir ekonomik ya da iktisadi modele herhangi bir önem atfetmek oldukça zordur. $\{\varepsilon_t\}$ dizisinin özelliklerini incelemek için en basit yol, β_0 sabit teriminden arındırmaktır ve bu durumda (1.1) eşitliği aşağıdaki gibi yeniden tanımlanmaktadır (Tarı, 2008: 381, Enders, 2014: 195-196):

$$\varepsilon_t = y_t - \beta_1 x_t \tag{1.4}$$

y_t ve x_t (1.2) ve (1.3) tarafından üretilirse, başlangıç koşulu için $y_0 = x_0 = 0$ olmak üzere;

$$\varepsilon_t = \sum_{j=1}^{t} e_{yj} - \beta_1 \sum_{j=1}^{t} e_{xj} \tag{1.5}$$

şeklindedir.

Hata terimi tüm $j \geq 0$ için $E_t \varepsilon_{t+j} = \varepsilon_t$'nin tüm değerleri için kalıcı bir bileşene sahip olmaktadır. Bu nedenle, bildik hipotez testleri varsayımları ihlal edilmiş ve herhangi bir t-testi, F testi veya R^2 değeri güvenilmez olduğu vurgulanmaktadır. Böylece sahte bir regresyondan tahmin edilen kalıntıların neden yüksek derecede otokorelasyona sahip olacağını görmek böylelikle kolaylaşmaktadır. β_1'in gerçek değeri sıfır olsa da, (1.1) eşitliğinin tahmin edileceği ve $\beta_1 = 0$ sıfır şeklindeki sıfır hipotezinin test edilmek istendiği varsayılsın. Bununla birlikte, hata teriminin bir birim kök süreci olduğu varsayımı, EKK'nın kullanımının altında yatan dağılım teorisi ile tutarsız olmaktadır. Büyük örnekleme sahip olunsa bile bu problemin ortadan kalkmayacağı belirtilmektedir (Enders, 2014: 196).

1.2. Birim Kök Süreci

En basit, birim kök içeren durağan olmayan zaman serisi aşağıdaki gibi yazılabilen tek değişkenli rassal yürüyüş modelidir:

$$w_t = w_{t-1} + u_t \qquad (1.6)$$

Burada $\{u_t\}$, sıfır ortalamalı ve bir σ^2 gibi sonlu varyanslı olan tesadüfi değişkenlerin bağımsız ve özdeş dağılan (iid) bir dizisidir. (1.6) eşitliğindeki model $\phi_1 = 1$ ile bir AR (1) modeli olarak aşağıdaki gibi yeniden ele alınmış ve aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$w_t = \phi_1 w_{t-1} + u_t\,, \qquad \phi_1 = 1 \qquad (1.7)$$

Bu özel modelin karakteristik denklemi $1 - x = 0$ olup, $x = 1$ şeklinde bir çözüme sahip olduğu belirtilmiştir. Sonuç olarak; rassal yürüyüş süreci w_t birim kök yapısı olarak adlandırılmıştır. $x = 1$ çözümü birim çemberin üzerinde olması nedeniyle w_t durağan bir seri olarak kabul edilmemektedir (Tsay, 2014:265).

Uygulamada, gözlemlenen bir zaman serisi w_t'nin rassal bir yürüyüş süreci sergilediğinin belirlenmesi ile ilgilenilmektedir. Bu amaçla aşağıdaki sıfır hipotezi test edilmektedir:

$$H_0: \phi_1 = 1$$

ve karşı hipotez ise;

$$H_1: \phi_1 < 1$$

şeklindedir. (1.7) numaralı denkleme ϕ_0 gibi sabit bir parametre eklendiği zaman model yapısı kayan rassal yürüyüş adını almaktadır. Bu ismin verilmesinin sebebi bu bu süreçte hem ortalamanın hem de varyansın zamana bağlı olarak büyümesindendir (Gujarati, 2012: 743). Kayan rassal yürüyüş süresi aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$w_t = \phi_0 + \phi_1 w_{t-1} + u_t \qquad (1.8)$$

Hipotezler yine rassal yürüyüş sürecindeki gibi olmaktadır. Bu yapılarda kurulan hipotezi test etme sürecine birim kök testi denmektedir.

(1.6) numaralı denklemde $w_0 = 0$ ve $\{u_t\}$, standart Gauss tesadüfi değişkenlerinin bir dizisi olarak kabul edilir. Yani, $u_t \sim N(0,1)$'dir. Bu da ortalaması sıfır ve varyansı bir ile normal dağılımı ifade etmektedir. (1.6) eşitliğinde w_{t-1}'in katsayısının gerçekten 1 olduğu doğrulanmak istenmektedir. Bu amaçla;

$$H_0: \phi_1 = 1$$

sıfır hipotezi sınanmaktadır. Burada $AR(1)$ modelinin katsayısı ϕ_1'dir.

$$w_t = \phi_1 w_{t-1} + e_t, \ t = 1,2,\dots,T \qquad (1.9)$$

u_t, hata terimini göstermektedir. ϕ_1'in sıradan en küçük kareler tahmini aşağıdaki gibidir.

$$\hat{\phi}_1 = \frac{\sum_{t=1}^{T} w_t w_{t-1}}{\sum_{t=1}^{T} w_{t-1}^2}$$

$\hat{\phi}_1$'nin 1'den sapması şöyle ifade edilmektedir:

$$\hat{\phi}_1 - 1 = \frac{\sum_{t=1}^{T} w_{t-1} u_t}{\sum_{t=1}^{T} w_{t-1}^2} \qquad (1.10)$$

Denklem (1.10) 'daki $\hat{\phi}_1 - 1$ istatistiğinin asimptotik özelliklerini anlamak için, w_t'nin ve (1.10) eşitliğindeki hem payın hem de paydanın sınırlayıcı özellikleri araştırılır (Tsay, 2014: 267).

(1.6) eşitliğinden $t = 1,2,\dots,T$ ve $w_0 = 0$ için aşağıdaki eşitlik elde edilir:

$$w_t = \sum_{j=1}^{t} u_j = u_1 + u_2 + \cdots + u_t \qquad (1.11)$$

Bu nedenle, $w_t \sim N(0,t)$ 'dır. Ayrıca;

$$w_t^2 = (w_{t-1} + u_t)^2 = w_{t-1}^2 + 2w_{t-1}u_t + u_t^2 \qquad (1.12)$$

ve

$$w_{t-1}u_t = \frac{w_t^2 - w_{t-1}^2 - u_t^2}{2} \qquad (1.13)$$

dır. $t = 1,2,\dots,T$ ve $w_0 = 0$ için;

$$\sum_{t=1}^{T} w_{t-1}\, u_t = \frac{w_T^2}{2} - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} u_t^2 \tag{1.14}$$

$w_t \sim N(0, T)$ olduğu için aşağıdaki dönüşüm yapılmıştır:

$$\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} w_{t-1}\, u_t = \frac{1}{2}\left[\left(\frac{w_T}{\sqrt{T}}\right)^2 - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} u_t^2\right] \tag{1.15}$$

Büyük Sayılar Kanunu göre, (1.15) eşitliğinin ikinci kısmı yani $\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} u_t^2$ terimi 1'e yakınsadığı belirtilmiştir. Bu da u_t'nin varyansıdır ve $\frac{w_T}{\sqrt{T}} \sim N(0,1)$'dir. Bu yüzden (1.10) eşitliğinin paydasının dağılımı;

$$\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} w_{t-1}\, u_t \Longrightarrow \frac{1}{2}(\chi_1^2 - 1) \tag{1.16}$$

şeklindedir. Burada χ_1^2, 1 serbestlik dereceli ki kare dağılımı olarak tanımlanır (Tsay, 2014:268).

İKİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİSİ BİRİM KÖK TESTLERİ

Durağanlık sınamaları önceleri zaman serisi grafiği, korelogram grafiği ya da otokorelasyon fonksiyonları aracılığı ile yapılmaktaydı. Bu yöntemler, serideki trend ya da mevsimsellik olgusunu ortaya çıkarmak için kullanılmaktadır ve parametrik olmayan testlerdir. Korelagram analizi neticesinde kısmen kesin olmayan sonuçlar olabilmektedir. Yani korelagramın birim köklü ya da durağan yapıda mı olup olmadığı hususunda bazen belirsizlikler yaşanabileceği ifade edilmiştir. Bu karmaşa yaklaşık birim kök sürecinin, hemen hemen birim kök sürecine benzer otokorelasyon fonksiyon değerlerine sahip olduğu zaman çözümünün zor olmasından kaynaklandığı belirtilmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 317-318). Bu sebeple birçok birim kök testi literatüre kazandırılmış ve durağanlık sınamalarında sıklıkla, önerilen birim kök testleri kullanılmaktadır.

Durağanlık sınamasında geliştirilen ilk birim kök testleri geleneksel birim kök testleri olarak adlandırılmaktadır. Bildik bu testlerde serinin zaman içerisinde ortalama ve varyansındaki değişimler dikkate alınmaktadır. Seride meydana gelme ihtimali olan yapısal değişimler dikkate alınmamaktadır. Yani seride meydana gelecek olan herhangi bir olağan dışı durum göz önünde bulundurulmamaktadır.

Fakat zaman serilerinde bazı dönemlerde rejim değişkliği ya da yapısal değişmeler olabilmektedir. Serilerde ki bu ani değişimlere savaşlar, doğal afetler, hükümet tarafından uygulanan politika değişiklikleri vb. kritik olaylar yol açmaktadır. Belirtilen bu davranış değişim zamanlarında, serilerde yapısal kırılma diye ifade edilen durum meydana gelebilmektedir. Yapısal kırılmayı dikkate alan ilk birim kök testi Perron (1989) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Yapısal kırılmalar dikkate alınmadan gerçekleştirilecek bir sınamada, durağan olabilecek bir serinin durağan değilmiş gibi davranması muhtemel olabilmektedir (Perron, 1989: 1362). Perron (1989)'un çalışmasının ardından yapısal kırılma ile ilgili birçok çalışma literatüre kazandırılmıştır. Bir yapısal kırılmaya izin veren Perron (1989) testinde kırılmanın dışsal olarak belirlenmesi eleştirilmiştir. Zivot ve Andrews (1992), Perron testini değiştirerek kırılma tarihinin içsel olarak belirlenmesini mümküm kılan bir test süreci önermişlerdir. Sonraki yıllarda yapısal kırılmanın içsel olarak belirlendiği test yöntemleri literatürde kabul görmüştür, fakat birden fazla kırılma olabilme ihtimaline karşılık Lumsdaine ve Papell (1997) ve Lee ve Strazicich (2003) tarafından iki içsel yapısal kırılmaya izin verecek şekilde yeni testler önerilmiştir. Ardından Kapetanios (2005) uygun kırılma sayısının ve kırılma tarihlerinin yine içsel olarak belirlendiği ve 5 kırılmaya kadar gerçekleşebilen test sürecini önermiştir. Şimdiye kadar bahsedilen yapısal kırılmalı testler kırılma zamanlarının ve sayılarının bilindiği, etkilerinin ani olduğu durumlar için geçerli olmaktadır.

Son zamanlarda bu yapısal değişimin etkilerinin ani değil de daha yumuşak ve aşamalı olabileceği durumu dikkate alınmaktadır. Yani kırılma yapılarının keskin olmadığı durumlar için doğrusal olmayan birim kök testleri literatüre kazandırılmıştır. Bu testler kırılma sayılarının ve yapısının önceden belirlenmesine ihtiyaç duyulmayan fourier fonksiyonları yaklaşımlarıdır. Bu yaklaşımda trigonometrik terimler kullanılarak bilinmeyen fonksiyonların hareketleri yakalanmaktadır (Yılancı, 2017: 55). Literatürdeki bazı fourier terimli testler şu şekildedir: Enders ve Lee fourier birim kök testi (2004), Becker, Enders ve Lee fourier birim kök testi (2006), Christopoulos ve Leon-Ledesma fourier birim kök testi (2010), Christopoulos ve Leon-Ledesma fourier birim kök testi (2011), Enders ve Lee Dickey Fuller tipi fourier birim kök testi (2012), Enders ve Lee LM tipi fourier birim kök testi (2012), Rodrigues ve Taylor GLS fourier birim kök testi (2012), Furuoka fourier birim kök testi (2016). Bu bölümde kırılmalı testlerden öncü kabul edilen bazıları açıklanacaktır. Çünkü bu çalışmada kırılmasız yeni bir test önerisi sunulacaktır.

2.1. Yapısal Kırılmayı Dikkate Almayan Birim Kök Testleri

Burada zaman serileri birim kök testlerinin temelini oluşturan ve geleneksel birim kök testleri olarak kabul edilen, yapısal değişimleri dikkate almayan birim kök testlerinin bir kaçından bahsedilecektir. Bunlar, Dickey ve Fuller (1979), Genişletilmiş Dickey ve Fuller (1981), Phillips Perron (1988), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1988) birim kök testleridir.

2.1.1. Genişletilmiş (Augmented) Dickey Fuller (ADF) Birim Kök Testi (1981)

Dickey ve Fuller tarafından 1979 yılında ilk birim kök testi (DF birim kök testi) olarak literatüre kazandırılan yöntem sonraki birçok birim kök testinin de temel dayanağını oluşturmuştur. DF birim kök testi birinci mertebeden otoregresif süreç olan AR(1) yapısının tahminine dayanmaktadır.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \,, \; t = 1,2,\dots,T \tag{2.1}$$

Burada Y_t serisi T gözlemden oluşmaktadır ve gözlem değerleri $Y_1, Y_2, \dots, Y_T$ şeklinde olan bir zaman serisidir. Ayrıca $Y_0 = 0$, ρ sabit bir sayı ve e_t ise 0 ortalamalı ve σ^2 varyanslı bağımsız normal tesadüfi hata değişkenlerinin bir dizisidir. Yani $e_t \sim N(0, \sigma^2)$'dir. Y_t zaman serisi eğer $|\rho| < 1$ ise durağan bir zaman serisine yakınsadığı ($t \to \infty$ olarak) belirtilmiştir. $|\rho| = 1$ ise zaman serisi durağan değildir ve Y_t'nin varyansı;

$$\begin{aligned} Var(Y_t) &= E(Y_t - E(Y_t))^2 \\ &= E(Y_0 + e_1 + e_2 + \dots + e_T - Y_0)^2 \\ &= E(e_1 + e_2 + \dots + e_T)^2 \\ &= E(e_1)^2 + E(e_2)^2 + \dots + E(e_T)^2 \\ &= \sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_T^2 \\ &= \mathrm{T}\sigma^2 \end{aligned} \tag{2.2}$$

dir. $\rho = 1$ olduğu durumda Y_t rassal yürüyüş sürecine uyar. Eğer $|\rho| > 1$ ise, zaman serisi durağan değildir ve zaman serilerinin varyansının, T arttıkça katlanarak büyüdüğü ifade edilmiştir (Dickey ve Fuller, 1979: 427).

$Y_1, Y_2, \dots, Y_T$ serisi verildiğinde, ρ'nin maksimum olabilirlik tahmincisi ile en küçük kareler tahmincisi özdeştir:

$$\hat{\rho} = \left(\sum_{t=1}^{n} Y_{t-1}^2\right)^{-1} \sum_{t=1}^{n} Y_t Y_{t-1} \tag{2.3}$$

$\hat{\rho}$ tahmin edicisinin, ρ'nun bütün değerleri için tutarlı bir tahmin edici olduğu Rubin (1950) tarafından gösterilmiştir.

DF birim kök testinde rassal yürüyüş modelini işaret eden $\rho = 1$ hipotezini test etmektense aşağıdaki şekilde bir dönüştürme izlenerek daha bildik bir hipotezin test edilmesi mümkündür. Çünkü zaman serilerinin farkı alınarak dönüştürmenin uygun olduğu hipotezine karşılık geldiği ifade edilmiştir. $\rho = 1$ hipotezini test etmek yerine sıfıra karşı bir hipotezi test etme daha pratik bir yaklaşımdır (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 321-322).

(2.1) eşitliğin her iki tarafında Y_{t-1} serisi çıkartılarak model şu şekilde yeniden yazılabilir:

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

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + e_t \qquad (2.5)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t \qquad (2.6)$$

(2.4) eşitliğindeki ρ =1 hipotezi ile (2.6) eşitliğindeki δ=0 sıfır hipotezini sınamak aynı şeyi ifade etmektedir. Ayrıca testin gücünü arttırmak için hipotez testi tek taraflı kurulmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 328). DF birim kök testinin hipotezleri;

H_0: $\rho = 1$ veya $\delta = 0$ (Seri durağan değildir, birim kök içermektedir)

H_1: $\rho < 1$ veya $\delta < 0$ (Seri durağandır, birim kök içermemektedir)

şeklindedir.

DF birim kök testi, (2.6) eşitliğindeki δ katsayısının sıfırdan farklılılığının istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını test etmeye dayanmaktadır. Dickey ve Fuller (1979), EKK yöntemi kullanarak tahmin ettiği modelde ρ'nun EKK tahmincisinin normal dağılıma uymadığını göstermiştir. δ'nın tahmininin dağılımı bildik t istatistiğine uymadığından yani normal dağılım sergilemediğinden anlamlılık sınamasında t −dağılımı kullanmamışlar, yeni kritik değerler üretmişlerdir. Sabitsiz ve trendsiz modelin haricinde, sabit terim içeren, sabit ve trend terimini birlikte içeren modeller için ayrı ayrı kritik değerler oluşturmuşlardır. Dickey ve Fuller'in oluşturduğu 3 farklı model yapısı ve test istatistikleri aşağıdaki gibidir (Enders, 2014: 206):

Model A (Sabitsiz ve Trendsiz): $Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \; t = 1,2, \ldots$ (2.7)

$$Y_0 = 0$$

Model B (Sabitli Model): $Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1+} e_t \; t = 1,2, \ldots$ (2.8)

$$Y_0 = 0$$

Model C (Sabitli ve Trendli): $$Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1+} e_t \; t = 1,2,\ldots \qquad (2.9)$$

$$Y_0 = 0$$

n gözlemli $Y_1, Y_2, \ldots, Y_n$ ve $(n-1)$ boyutlu vektörler için:

$$1' = (1,1,1,\ldots,1)$$

$$t' = \left(1 - \left(\frac{n}{2}\right), 2 - \left(\frac{n}{2}\right), 3 - \left(\frac{n}{2}\right), \ldots, n - 1 - \left(\frac{n}{2}\right)\right)$$

$$Y_t' = (Y_1, Y_2, Y_3, \ldots, Y_n)$$

$$Y_{t-1}' = (Y_1, Y_2, Y_3, \ldots, Y_{n-1})$$

Burada $U_1 = Y_{t-1}, U_2 = (1, Y_{t-1}), U_3 = (1, t, Y_{t-1})$ ve

$$(U_2' U_2)^{-1} \, U_2' Y_t \qquad (2.10)$$

vektördeki son eleman olarak $\hat{\rho}_\mu$ tanımlanmıştır. Aynı şekilde,

$$(U_3' U_3)^{-1} \, U_3' Y_t \qquad (2.11)$$

vektördeki son eleman olarak $\hat{\rho}_\tau$ olarak tanımlanmıştır:

$\rho = 1$ olan hipotezin testi için regresyon *t* istatistiklerine benzer istatistikleri aşağıdaki şekildedir:

$$\hat{\tau} = (\hat{\rho} - 1)(S_{e1}^2 c_1)^{-1/2} \qquad (2.12)$$

$$\hat{\tau}_\mu = (\hat{\rho}_\mu - 1)(S_{e2}^2 c_2)^{-1/2} \qquad (2.13)$$

$$\hat{\tau}_\tau = (\hat{\rho}_\tau - 1)(S_{e3}^2 c_3)^{-1/2} \qquad (2.14)$$

Burada S_{ek}^2 uygun regresyonun kalıntı kareler ortalamasıdır ve

$$S_{ek}^2 = (n - k - 1)^{-1} [Y_t' (I - U_k (U_k' U_k)^{-1} U_k') Y_t] \qquad (2.15)$$

şeklinde gösterilmiştir. Ayrıca c_k ise $(U_k' U_k)^{-1}$ matrisinin sağ en alttaki elemanıdır (Dickey ve Fuller, 1979: 428).

Dickey ve Fuller (1979) durağanlığı araştırmada oluşturdukları modellerin herbirinin katsayı anlamlılıklarını araştırmak için τ test istatistiklerini hesaplamışlardır. 1981'de yaptıkları çalışmada olabilirlik oran testi (LR) katsayıların birleşik anlamlılıklarını sınamak için test istatistikleri geliştirmişlerdir.

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + e_t \tag{2.16}$$

şeklindeki modeli ele almışlar ve sıfır hipotezi $(\alpha, \rho) = (0,1)$ olduğu söylemişlerdir. Test istatistiği ise;

$$\hat{\tau}_{\alpha\mu} = S_{\alpha\mu}^{-1} \hat{\alpha}_\mu \tag{2.17}$$

şeklindedir.

$$\hat{\alpha}_\mu = \bar{y}_{(0)} - \hat{\rho}_\mu \bar{y}_{(-1)} \tag{2.18}$$

$$\hat{\rho}_\mu = \left[\sum_{t=2}^{n} \left(Y_{t-1} - \bar{y}_{(-1)}\right)^2\right]^{-1} \sum_{t=2}^{n} \left(Y_t - \bar{y}_{(0)}\right)\left(Y_{t-1} - \bar{y}_{(-1)}\right) \tag{2.19}$$

$$S_{\alpha\mu}^2 = S_{e\mu}^2 \left[(n-1)^2 + \bar{y}_{(-1)}^2 \left\{\sum_{t=2}^{n} \left(Y_{t-1} - \bar{y}_{(-1)}\right)^2\right\}^{-1}\right] \tag{2.20}$$

$$S_{e\mu}^2 = (n-3)^{-1} \sum_{t=2}^{n} \left(Y_t - \hat{\alpha}_\mu - \hat{\rho}_\mu Y_{t-1}\right)^2 \tag{2.21}$$

dir. Bir diğer model;

$$Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + e_t \tag{2.22}$$

şeklindedir. Sıfır hipotez $(\alpha, \beta, \rho) = (0,0,1)$'dır. Test istatistiği ise;

$$\hat{\tau}_{\alpha\tau} = (C_{11} S_{e\tau}^2)^{-\frac{1}{2}}\ \hat{\alpha}_\tau \tag{2.23}$$

şeklindedir. Diğer model;

$$Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + e_t \tag{2.24}$$

şeklinde olup, temel hipotez $(\alpha, \beta, \rho) = (\ \alpha\ ,0,1)$'dır. Test istatistiği ise;

$$\hat{\tau}_{\beta\tau} = (C_{22} S_{e\tau}^2)^{-\frac{1}{2}}\ \hat{\beta}_\tau \tag{2.25}$$

şeklindedir. Burada

$$S_{e\tau}^2 = (n-4)^{-1} Y'[I - X(X'X)^{-1}X']Y \quad (2.26)$$

dır. Burada X , i. satırı $(1, i-1/2, Y_i)$ olan $(n-1)\times 3$ boyutlu matris ve $Y' = (Y_2, Y_3, \dots, Y_n)$ şeklindeki matristir. α, β ve ρ'nun EKK tahminci matrisi ise;

$$\hat{\theta}_\tau = \left(\hat{\alpha}_\tau, \hat{\beta}_\tau, \hat{\rho}_\tau\right)' = X(X'X)^{-1}X'Y \quad (2.27)$$

şeklindedir. (2.23) ve (2.25)'deki C_{ij} , $(X'X)^{-1}$ matrisinin ij. elemanıdır.

(2.16), (2.22) ve (2.24) numaralı modellerin aynı temel hipotezleri altında geliştirilen F test istatistikleri sırasıyla aşağıdaki gibidir (Dickey ve Fuller, 1981: 1057-1058):

$$\varphi_1 = \left(2S_{e\mu}^2\right)^{-1}\left[(n-1)\hat{\sigma}_0^2 - (n-3)S_{e\mu}^2\right] \quad (2.28)$$

$$\varphi_2 = (3S_{e\tau}^2)^{-1}[(n-1)\hat{\sigma}_0^2 - (n-4)S_{e\tau}^2] \quad (2.29)$$

$$\varphi_3 = (2S_{e\tau}^2)^{-1}\left[(n-1)\{\hat{\sigma}_0^2 - \left(\bar{y}_{(0)} - \bar{y}_{(-1)}\right)^2 - (n-4)S_{e\tau}^2\right] \quad (2.30)$$

Dickey ve Fuller (1981) tüm zaman serisi değişkenlerinin birinci dereceden otoregresif süreç $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \delta Y_{t-1} + e_t$ tarafından iyi temsil edilmesinin mümkün olmadığını belirtmişlerdir. Yüksek mertebeli eşitliklerde Genişletilmiş Dickey-Fuller (1981) testini (ADF) kullanmayı önermişlerdir. p mertebeden otoregresif süreç aşağıdaki gibidir:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \cdots + \alpha_{p-1} y_{t-p+1} + \alpha_p y_{t-p} + e_t \quad (2.31)$$

Yukarıda verilen $AR(p)$ süreci modeline $\alpha_p y_{t-p+1}$ terimi ekleyip çıkarılırsa;

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \cdots + \alpha_{p-2} y_{t-p+2} + \left(\alpha_{p-1} + \alpha_p\right) y_{t-p+1} - \alpha_p \Delta y_{t-p} + e_t$$

elde edilmektedir. Sonraki adımda da $(\alpha_{p-1} + \alpha_p) y_{t-p+2}$ terimi ekleyip çıkarılırsa;

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \cdots - \left(\alpha_{p-1} + \alpha_p\right) y_{t-p+2} - \alpha_p \Delta y_{t-p+1} + e_t$$

elde edilmektedir. Bu şekilde devam edilecek olursa;

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \gamma_i \Delta y_{t-i+1} + u_t \quad (2.32)$$

eşitliği elde edilmektedir (Enders, 2014: 215).

Burada $\delta = -(1 - \sum_{i=1}^{p} \alpha_i)$ ve $\gamma_i = \sum_{j=1}^{p} \alpha_j$'dir. (2.32) denklemi DF eşitliğinin bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin sisteme dâhil edilmesi ile genişletilmiş veya arttırılmış halini ifade etmektedir. Kısaca τ_μ istatistiğini göstermektedir. Dickey ve Fuller (1981), τ ve τ_τ istatistiklerinin denklemleri ise sırasıyla aşağıdaki gibi olduğu belirtilmişlerdir:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \gamma_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \qquad (2.33)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \gamma_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \qquad (2.34)$$

(2.32)'de ilgilenilen katsayı δ 'dır. Eğer $\delta = 0$ ise denklem tamamen birinci farklara sahiptir ve bu birim kökün varlığını göstermektedir. Yine DF istatistiği kullanılarak birim kökün varlığını test etmek mümkündür ve kullanım için uygun istatistik, regresyon denkleminde yer alan deterministik bileşenlere bağlıdır. Sabitsiz ya da trendsiz τ istatistiği kullanılmaktadır. Sadece sabitli ise τ_μ istatistiği kullanılmaktadır. Hem sabitli hem de trendli ise τ_τ istatistiği kullanılmaktadır. Bir fark denkleminin katsayıları toplamı 1 ise, en az bir karakteristik kök aynıdır. Burada, eğer $\Sigma\alpha_i = 1$ ise, $\delta = 0$ ve sistem birim köklü olarak ifade edilmektedir. DF testlerinin, hataların bağımsız olduğu ve sabit bir varyansa sahip olduğu varsayımına dayanmaktadır (Dickey ve Fuller, 1979: 428).

Gecikme Uzunluğu Seçimi; ADF testlerinde gecikmelerin doğru sayısının kullanılması önem taşımaktadır. Çok az gecikme, regresyon kalıntılarının beyaz gürültü süreçleri gibi davranmadığı anlamına gelmektedir. Model, gerçek hata sürecini uygun şekilde yakalamaz, böylece δ ve δ'nın standart hatası iyi tahmin edilemeyecektir. Çok fazla gecikme dâhil etme, bir birim kök sıfır hipotezinin reddedilmesine ve böylece testin gücünün azalmasına neden olmaktadır. Çünkü artan gecikme sayısı daha fazla parametrelerin tahmin edilmesine ve serbestlik derecesinin yitirilmesine sebep olmaktadır. Tahmin edilen parametrelerin sayısı arttığından ve kullanılabilir gözlemlerin sayısının azalmasından dolayı serbestlik derecesi azalmaktadır. Otoregresyonda yer alan her ek gecikme için bir gözlem kaybedilmektedir. Bu nedenle, gereksiz gecikmelerin varlığı, bir birim kökü saptamak için DF testinin gücünü azalttığı vurgulanmıştır (Ng ve Perron,1995: 270). Böyle durumlarda uygun gecikme uzunluğunun seçilmesinin birkaç yolu vardır. Bunlardan biri genelden özele yaklaşımdır. Buradaki temel nokta, nispeten uzun bir gecikme uzunluğu ile başlamak ve bildik t-testi ve F-testleri ile uygun modeli tahmin etmektir. Örneğin, bir p^* gecikme uzunluğu kullanılarak (2.32) denklemi tahmin edilebilir. Eğer p^* gecikmesindeki t-istatistiği, belirli bir kritik değerde önemsiz ise, $p^* - 1$ gecikme uzunluğu kullanılarak regresyon tekrar test edilir. Son gecikme sıfırdan önemli ölçüde farklı olana kadar işlem tekrarlanır. Mevsimsel veriler kullanıldığında, süreç biraz farklılık göstermektedir. Örneğin, üç aylık verileri kullanmada, 3 yıllık gecikmelerle başlanılabilir yani gecikme uzunluğu p, 12 alınabilir. Eğer 12. gecikmedeki t-istatistiği belirli bir kritik değerde önemsiz ise ve bir F testi 9–12 sayılarındaki gecikmelerde önemsiz olduğunu gösteriyorsa, 1–8 arasındaki gecikme sayılarına geçilebilir. Makul bir gecikme süresi belirlenene kadar 8 gecikme 5–8 arası gecikmeler için süreç tekrarlanmaktadır (Enders, 2014: 216).

Geçici gecikme süresi belirlendikten sonra, teşhis kontrolü yapılmasının gerekliliği belirtilmektedir. En önemli teşhis aracının ise kalıntıları çizmektir. Yapısal değişim veya serisel korelasyona dair güçlü bir kanıt olmaması gerekir. Ayrıca, kalıntıların korelogramının da beyaz gürültü sürecine benzemesinin gerekliliği vurgulanmıştır. Ljung-Box Q-istatistiği, kalıntılar arasında önemli herhangi bir otokorelasyon ortaya koymamalıdır. En cimri modelle başlamanın alternatif prosedürünü kullanmak ve ilk önemsiz gecikme bulunana kadar gecikmeler eklemeyi sürdürmek tavsiye edilmemektedir. Çünkü Monte Carlo çalışmaları, bu prosedürün gerçek değerden daha düşük bir p değerini seçmeye yanlı olduğu belirtilmiştir. Ayrıca normal olarak dağılmış hatalara sahip çok büyük örneklemlerde, yöntemlerin hepsinin aynı gecikme uzunluğunu seçmesinin gerekliliği vurgulanmaktadır (Enders, 2014:217).

F-testleri ve t-testlerinin kullanımına ek olarak, gecikme uzunluğunun, Akaike Bilgi Kriteri (AIC) veya Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) gibi bir bilgi kriteri kullanılarak belirlenmesi de mümkündür. Bu bilgi kriterleri uygun gecikme uzunluğunu belirleyebilmek için bir ceza fonksiyonu kullanarak gecikme sayısını aşağıdaki gibi belirlenmektedir:

$$IC(k) = T * In\hat{\sigma}^2(p) + p[f(T)] \qquad (2.35)$$

Burada $\hat{\sigma}^2(p)$, p gecikme de hesaplanan varyansı ve $p[f(T)]$ ifadesi ise birbirinden farklı gecikme sayıları için belirlenen ceza fonksiyonu olarak tanımlanmaktadır. Akaike Bilgi Kriteri (AIC) $f(T)$'yi 2 alırken, Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) $f(T)$'yi $\ln T$ olarak almaktadır. SIC büyük örneklemlerde daha doğru sonuçlar verdiği, AIC sonlu örneklemlerde daha güçlü sonuçlar verdiği ifade edilmektedir. Bu bilgi kriterlerinden hangisi kullanılırsa kullanılsın, kalıntıların beyaz gürültü sürecine sahip olması gerekmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 337-338).

2.1.2. Phillips ve Perron Birim Kök Testi

Phillips ve Perron (1988) tarafından literatüre kazandırılan bu testte, modellerin veri üretme sürecinde otoregresif-hareketli ortalama süreci (ARMA) kalıbı kullanılmıştır. Phillips-Perron (PP) testi hata terimindeki otokorelasyon probleminin üstesinden gelmek için ADF testindeki gibi gecikmeli fark değerleri kullanmamışlardır. Bunun yerine parametrik olmayan Newey-West hata düzeltme yöntemini kullanmayı önermişlerdir.

Ayrıca Phillips ve Perron (1988), DF ve ADF testinin varsayımlarından bağımsız ve sabit varyansa sahip hata terimi ile ilgili varsayımları esneterek kalıntıların değişen varyanslı olduğu durumda da kullanılabileceğini belirtmişlerdir. PP testi için aşağıdaki iki denklem göz önüne alınmaktadır:

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{u}_t \qquad (2.36)$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta}\left(t - \tfrac{1}{2}T\right) + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \tilde{u}_t \qquad (2.37)$$

Burada $(\hat{\mu}, \hat{\alpha})$ ve $(\tilde{\mu}, \tilde{\beta}, \tilde{\alpha})$, (2.36) ve (2.37) eşitliğindeki katsayıların EKK tahminleridir. T gözlem sayısını ve u_t hata terimini göstermektedir. Bu modeller için Phillips ve Perron (1988)'un tanımladıkları regresyonun t-istatistikleri şu şekildedir:

$$t_{\hat{\alpha}} = (\hat{\alpha} - \alpha)\{\sum (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2\}^{\frac{1}{2}}/\hat{s},\ t_{\hat{\mu}} = (\hat{\mu} - \mu)\{\sum (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2\}^{\frac{1}{2}}/\hat{s} \quad (2.38)$$

$$t_{\tilde{\mu}} = (\tilde{\mu} - \mu)/(\tilde{s}^2 c_1)^{\frac{1}{2}},\ t_{\tilde{\beta}} = (\tilde{\beta} - \beta)/(\tilde{s}^2 c_2)^{\frac{1}{2}},\ t_{\tilde{\alpha}} = (\tilde{\alpha} - \alpha)/(\tilde{s}^2 c_3)^{\frac{1}{2}} \quad (2.39)$$

Burada $\hat{s}$ ve $\tilde{s}$ (2.36) ve (2.37) eşitliğindeki standart hatalarını, c_i ise $(X'X)^{-1}$ matrisinin i. köşegen elemanı olarak tanımlanmaktadır ve $\bar{y}_{-1} = T^{-1} \sum y_{t-1}$'dir.

$t_{\hat{\alpha}}$ ve $t_{\tilde{\mu}}$, (2.36) ve (2.37) eşitliğindeki regresyon katsayılarının sınırlı dağılımları ve verilerin $y_t = \alpha y_{t-1} + u_t$ ve $\alpha = 1$ tarafından üretildiği hipotezi altındaki t istatistikleridir. Ayrıca testlerdeki katsayıların sıfır hipotezi değerleri $\alpha = 1$ ve $\mu = \beta = 0$'dır (Phillips ve Perron, 1988: 338). PP birim kök sınaması için oluşturulan hipotezler aşağıdaki gibidir:

$H_0: \alpha = 0$ Seri durağan değildir.

$H_1: \alpha < 0$ Seri durağandır.

Phillips ve Perron (1988) test istatistiklerinin limit dağılımları DF test istatistiklerinin limit dağılımları ile aynı olduğu için DF kritik değerleri kullanılır ve hesaplanan test istatistiği bu değerler ile karşılaştırılarak serinin birim köklü olup olmadığına karar verilir.

2.1.3. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Durağanlık Testi (1992)

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) tarafından geliştirilen KPSS durağanlık testi, gözlemlenebilir bir dizinin deterministik bir trend etrafında durağan olduğunu varsayan sıfır hipotezini test ettiği ifade edilmiştir. Ampirik kanıtlardan çıkarılan sonuç, birçok ekonomik zaman serisinin birim kök içerdiği şeklindedir. Nelson ve Plosser (1982) çalışmalarında ABD ekonomisi için yaptıkları analizlerde, bir dizi makroekonomik değişkenler için ADF sınaması yapmışlar ve serilerin hepsinin durağan olmadığını birim kök içerdiğini göstermişlerdir.

Seri, deterministik trend, rassal yürüyüş ve durağan hatanın toplamı olarak ifade edilmiştir ve test, rassal yürüyüşün sıfır varyansa sahip olduğunu varsayan hipotez için kullanılan LM testidir. Bu testin DF ve ADF türü testlerden farkı hipotezlerdeki varsayımlardan kaynaklandığı belirtilmiştir. Çünkü KPSS testindeki hipotez tam tersidir. İstatistiğin asimptotik dağılımı, serinin durağan olduğu sıfır hipotezi altında türetilmiştir. Standart birim kök testleri birçok ekonomik zaman serisi için, serinin durağan olmadığını ifade eden sıfır hipotezini reddetmediği iyi bilinmektedir. Bu nedenle, birim köklü sıfır hipotezi reddetmede ki yaygın başarısızlığın nedenleri, çoğu ekonomik zaman serisinin birim köklü yapıda olmadığı konusunda çok bilgilendirici olmaması ve standart birim kök testlerinin durağanlık alternatif hipotezine karşı çok güçlü olmaması şeklinde ifade edilmiştir. Burada klasik hipotez testinin gerçekleştirilme biçiminin, aksine güçlü bir kanıt sunulmadığı sürece sıfır hipotezinin red edilmesini güçleştirdiği belirtilmektedir (Kwiatkowski vd., 1992: 160). Burada, birim köke karşı serinin durağan olduğu şekildeki sıfır hipotezi test edilmektedir. Yani bu test birim kökü araştırırken serilerin durağanlığını incelemektedir. Bu nedenle bu test bir birim kök testi olarak değil de durağanlık testi olarak adlandırılmaktadır.

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) tarafından yapılan çalışmada model aşağıdaki gibidir:

$$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t \tag{2.40}$$

Burada t deterministik trend, $r_t = r_{t-1} + u_t$ şeklindeki rassal yürüyüş sürecini gösteren yapı olup, ε_t ise durağan bir rassal hata terimini ifade etmektedir. Ayrıca $u_t \sim \mathrm{iid}(0, \sigma_u^2)$ ve $\varepsilon_t \sim \mathrm{iidN}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ şeklindedir. Burada temel hipotez $\sigma_u^2 = 0$ yani durağanlığın var olduğu şeklindedir. Bu hipotez için KPSS test istatistiği olarak Nabeya ve Taraka'nın 1988'de yaptıkları çalışmadaki rassal katsayıların testi için kullandıkları Yerel En İyi Değişmez (Locally Best Invariant- LBI) test istatistiğini kullanmışlardır. Trend durağanlık hipotezi için LM test istatistiği, LBI'deki gibi olduğunu belirtmişlerdir (Kwiatkowski vd., 1992: 162).

KPSS test istatistiğinin hesaplanmasında ilk olarak y_t, kesme terim ve trend terimi ile regresyona tabi tutulmuştur. Daha sonra elde edilen kalıntılar için;

$$S_t = \sum_{t=1}^{T} \varepsilon_t \,, \qquad t = 1,2,\dots,T \tag{2.41}$$

şeklinde hataların kısmi toplamları elde edilmektedir. LBI yani LM test istatistiği:

$$LM = \sum_{t=1}^{T} S_t^2 / \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \tag{2.42}$$

şeklindedir (Kwiatkowski vd., 1992: 163). Burada $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$, ε_t'nin varyansıdır. $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \sum \varepsilon_i^2 / T$'dir.

Hata terimleri arasında otokorelasyon bulunması ihtimaline karşın $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$'in tutarlı bir tahminini $s^2(l)$ ile yeniden yazılmaktadır. (2.42) ifadesi;

$$LM = \sum_{t=1}^{T} S_t^2 / s^2(l) \tag{2.43}$$

şeklinde yeniden düzenlenmektedir.

$$s^2(l) = T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\varepsilon_t^2 + 2T^{-1}\sum_{s=1}^{l} w(s,l)\sum_{t=s+1}^{T}\varepsilon_t\,\varepsilon_{t-s} \tag{2.44}$$

olup, burada $w(s,l)$ opsiyonal ağırlıklandırılmış fonksiyondur. $w(s,l)$ spektral yoğunluk ile bulunup aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$w(s,l) = 1 - s/(l+1) \tag{2.45}$$

KPSS test istatistiği şu şekildedir:

$$\hat{\eta}_\mu = T^{-2}\sum S_t^2/s^2(l) \tag{2.46}$$

Burada kalıntılar iid olmadığı için test istatistiğinin T^{-2} ile normalize edildiği belirtilmiştir. Eğer burada bunun yerine deterministik kısım olursa bu durumda $\hat{\eta}_\mu$ yerine $\hat{\eta}_\xi$ değerinin hesaplanmasının gerekliliği vurgulanmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 378). Test istatistikleri için gerekli kritik değerler Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) tarafından simülasyon sonucunda elde edilmiş ve tablolaştırılmıştır. Tablo değeri test istatistiğinden küçük ise serinin durağan olduğunu gösteren temel hipotez reddedilmekte ve böylece serinin durağa bir yapıya sahip olmadığına karar verilmektedir.

2.2. Yapısal Kırılmayı Dikkate Alan Birim Kök Testleri

Perron (1989), çeşitli makroekonomik değişkenler üzerinde sadece 1929 Büyük Buhran ve 1973 Petrol Krizi olaylarının kalıcı etkisi olduğunu savunmuştur. Bu amaçla yapmış olduğu çalışma sonucunda çoğu makroekonomik zaman serisinin birim kökün varlığı ile karakterize edilemeyeceğini ve dalgalanmaların geçici olduğu sonucuna varmıştır. Serilerin bazı dönemlerinde bu gibi olayların yol açabileceği ani bir şekilde ortaya çıkan iniş ve çıkışlar olabileceğini bu gibi durumlarda zaman serisi değişkenlerinde yapısal kırılma meydana gelebileceğini ifade etmiştir. Bu yüzden birim kök sınamalarında yapısal kırılmaların dikkate alınmaması durumunda durağan bir serinin durağan dışıymış gibi görülebilme ihtimaline karşılık bu ani değişimleri dikkate alınması gerekmektedir. Yapısal değişimleri dikkate almadan yapılan sınamalar yanlış ve yanıltıcı sonuçlar verebilmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 413). Bu kısımda serilerin birim köklü bir yapı sergilemesine neden olabilen yapısal değişimleri dikkate alan bazı birim kök testlerinden bahsedilecektir.

2.2.1. Perron (1989) Birim Kök Testi

Perron (1989) tarafından önerilen test, bir yapısal değişime izin vermekte ve bu test değişim tarihini dışsal olarak belirlemektedir. Yani seride meydana gelen şokların tarihi kırılma olarak modele dâhil edilmektedir. Modelin sıfır hipotezi serinin yapısal değişim ile birlikte birim köke sahip olduğu yönündedir. Burada T_B kırılma zamanı olup $1 < T_B < T$'dir. Önerilen üç model yapısı aşağıdaki gibidir:

Model A: $$y_t = \mu + dD(TB)_t + y_{t-1} + e_t \quad (2.47)$$

Model B: $$y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (2.48)$$

Model C: $$y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t. \quad (2.49)$$

Model A, B ve C sırasıyla sabitte, trendde ve her ikisinde kırılma yapıları olarak ifade edilmiştir. Üç modeldeki kukla değişken $t = T_B + 1$ iken $D(TB) = 1$, diğer durumlarda 0 ve $t > T_B$ iken $DU_t = 1$, diğer durumlarda 0 olarak tanımlanmaktadır (Perron, 1989: 1364).

$A(L)e_t = B(L)v_t$ ve $v_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$'dir. *A(L)* ve *B(L)* sırasıyla *p.* ve *q.* dereceden polinomları ve L gecikme operatörünü temsil ettiği belirtilmektedir. Alternatif hipotez, y_t serisinin deterministik bir doğrusal trend etrafında durağan bir seri olduğu yönünde ifade edilmiştir. Karşı hipotez için yine oluşturulan üç model yapısı aşağıdaki gibidir:

Model A: $$y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (2.50)$$

Model B: $$y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t \quad (2.51)$$

Model C: $$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t \quad (2.52)$$

Bu modeller için kukla değişkenler $t > T_B$ için $DT_t^* = t - T_B$, diğer durumlar için 0 ve yine $t > T_B$ için $DT_t = t$, diğer durumlar için 0 şeklinde tanımlanmaktadır.

Alternatif hipotez ise y_t serisinin parametreleri zamanla değişmeyen deterministik bir doğrusal trend etrafında durağan bir seri olduğu yönünde ifade edilmektedir. Üç model için alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir:

Model A: $$y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \qquad (2.53)$$

Model B: $$y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t \qquad (2.54)$$

Model C: $$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t \qquad (2.55)$$

$$DT_t^* = \begin{cases} t - T_B, & t > T_B \\ 0, & di\breve{g}er\ durumlarda \end{cases} \qquad DT_t = \begin{cases} t, & t > T_B \\ 0, & di\breve{g}er\ durumlarda \end{cases}.$$

$D(TB)_t$, DU_t ve DT_t^* kırılmalar için oluşturulan kukla değişkenlerdir.

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta} t + \hat{\alpha} y_{t-1} + \textstyle\sum_{i=1}^{k} \hat{c}_i y_{t-i} + \hat{e}_t, \qquad (2.56)$$

Perron (1989), (2.56) nolu denkleme kukla değişkenler ekleyerek 3 farklı model oluşturmuştur.

$$y_t^A = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t + \hat{\beta}^A t + \hat{d}^A D(TB)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \textstyle\sum_{i=1}^{k} \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t \qquad (2.57)$$

$$y_t^B = \hat{\mu}^B + \hat{\theta}^B DU_t + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \textstyle\sum_{i=1}^{k} \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t \qquad (2.58)$$

$$y_t^C = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t + \hat{d}^C D(TB)_t + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \textstyle\sum_{i=1}^{k} \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t \qquad (2.59)$$

Model A, B, C'nin elde edilebilmesi için yukarıdaki modellere ait temel hipotezler şunlardır:

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 ifade eder. Model türleri için kurulan alternatif hipotezler şu şekildedir:

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) ham model için α'nın en küçük kareler tahmincisini aşağıdaki gibi göstermiştir ve $\hat{y}_t^i$ $i = A, B, C$ için (2.56) denklemindeki y_t'nin regresyonundaki kalıntıları olmak üzere;

$$\hat{y}_t^i = \hat{\alpha}^i \hat{y}_{t-1}^i + \hat{e}_t,\ i = A, B, C\ ve\ t = 1,2, \dots, T \quad (2.60)$$

şeklindedir. Otokorelasyon sorunu aşmak için ise modele farkların gecikmeli terimleri eklenir (Perron, 1989: 1365):

$$\hat{y}_t^i = \hat{\alpha}^i \hat{y}_{t-1}^i + \sum_{j=1}^{k} \beta_j \, \Delta\hat{y}_{t-j}^i + \hat{e}_t \quad (2.61)$$

Burada $\hat{\alpha}^i$ katsayısı sınanmaktadır ve hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$H_0: \hat{\alpha}^i = 1$$

$$H_1: \hat{\alpha}^i < 1$$

Hesaplanan test istatistiği Perron (1989) tarafından oluşturulan kritik değerler ile karşılaştırılıp serinin yapısal değişim ile birlikte durağan olup olmadığına karar verilmektedir.

2.2.2. Zivot-Andrews (1992) Birim Kök Testi

Zivot ve Andrews (1992), Perron (1989) testindeki kırılmanın dışsal olarak bilindiği varsayımına eleştiri getirerek, kırılma noktasının içsel olarak tahmin edildiği Zivot-Andrews (ZA) birim kök testini geliştirmişlerdir. Çünkü kırılma zamanı dışsal olarak alınırsa hipotez testlerinin sonuçları birim kökün reddi lehine değişeceğini belirtmişlerdir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 445). Perron (1989)'daki gibi üç model yapısını kullanmaktadırlar.

Model A: $y_t = \mu + \theta_1 DU(\lambda) + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \delta_j \Delta y_{t-j} + e_t$ (2.62)

Model B: $y_t = \mu + \theta_2 DT(\lambda) + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \delta_j \Delta y_{t-j} + e_t$ (2.63)

Model C: $y_t = \mu + \theta_1 DU(\lambda) + \theta_2 DT(\lambda) + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \delta_j \Delta y_{t-j} + e_t$ (2.64)

Kukla değişkenler $t > T_B$ iken $DU_t = 1$, diğer durumlarda 0 ve $t > T\lambda$ iken $DT_t = t - T_B$, diğer durumlarda 0'dır. T_B yine kırılma zamanını göstermektedir.

Zivot ve Andrews (1992), Perron (1989) düzeltilmiş Dickey-Fuller modelinden yararlanarak test istatistiği geliştirmişlerdir. Model (A), Model (B) ve Model (C) için oluşturduğu genelleştirimiş regresyonlar aşağıdaki şekildedir:

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t + \hat{\beta}^A t + \hat{d}^A D(T_B)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t, \quad (2.65)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t\ , \quad (2.66)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t. \quad (2.67)$$

Birim kökün varlığını test etmek için (2.65), (2.66) ve (2.67) nolu denklemlerden $\hat{\alpha}^i = 1$ için standart t istatistiği kullanılmaktadır. $\lambda = T_B/T$'dir ve kırılma noktası olarak tanımlanmaktadır (Zivot ve Andrews, 1992: 254). Sıfır hipotezi, serinin yapısal kırılma olmadan birim kök içerdiğini ifade etmektedir. Olası kırılma tarihleri arasında δ'nın t istatistiğinin en küçük olduğu nokta ise kırılma noktası olarak kabul edilmektedir. Tahmin edilen δ katsayısı ZA kritik değerleri ile karşılaştırılmakta ve serinin yapısal değişim ile birlikte durağan olup olmadığına karar verilmektedir.

2.2.3. Lumsdaine-Papell (1997) Birim Kök Testi

Lumsdaine ve Papell (1997) hem Perron (1989) hem de ZA (1992) testlerine yeni bir bakış açısı getiren ve değişimin içsel olarak iki kırılmalı bir şekilde olmasına izin veren bir test geliştirmişlerdir. Çünkü uzun dönemli makroekonomik değişkenlerin durağanlık sınamasında hatalı sonuçlar elde edilebilmekte ve değişkende iki kırılma olması halinde ZA testinin gücünde bir azalma olduğu belirtilmiştir (Yılancı, 2009: 328). Burada dikkate alınan istatistik tam bilinmeyen tarihleri belirlemede deterministik trendde iki kırılmaya izin veren yapıda kullanıldığı belirtilmektedir (Lumsdaine ve Papell, 1997: 212). Diğer kırılmalı testlerdeki gibi üç model önermektedirler:

Model AA: $\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \omega DU2_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$ (2.68)

Model CA: $\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$ (2.69)

Model CC: $\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + +\psi DT2_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$ (2.70)

$TB1$ ve $TB2$ kırılma zamanlarını göstermek üzere kukla değişkenler aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

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

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

$DU1$ ve $DU2$ ortalamada, $DT1$ ve $DT2$ trendde meydana gelme ihtimali olan kırılmaların kukla değişkenlerini temsil ettiği belirtilmiştir. Burada serinin sıfır hipotezi yapısal değişim olmadan birim kökü öne sürmektedir. ZA testindeki gibi kırılma tarihini belirlemek için olası bütün kırılma çiftleri denenerek α'nın t istatistiğini minimum yapan değerler kırılma tarihi olarak kabul edilmektedir. LP testinde en uygun model birim kök hipotezinin en güçlü reddettiği modele göre belirlenmektedir (Lumsdaine ve Papell, 1997: 217). Yine α katsayısının tahminine ilişkin t istatistik değerlerleri kritik değerler ile karşılaştırılmakta ve iki yapısal değişim ile birlikte serinin durağan olup olmadığına karar verilmektedir.

2.2.4. Lee-Strazicich (2003) Birim Kök Testi

Lee ve Strazicich (2003) tarafından literatüre kazandırılan bu test, diğer yapısal kırılmalı birim kök testlerinden farklı olarak sıfır hipotezinde yapısal kırılmayı dikkate almaktadır. Tek kırılmalı ve iki kırılmalı olmak üzere iki farklı versiyonu vardır. Lagrange Çarpanlarına (LM) dayalı bir birim kök testidir ve y_t serisi aşağıdaki gibi modellenmiştir:

$$y_t = \delta Z_t + e_t \tag{2.71}$$

$$e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t$$

Burada Z_t, açıklayıcı değişkenler vektörünü temsil etmektedir. $\varepsilon_t \sim iid\ N(0, \sigma^2)$ bağımsız ve özdeş dağılıma sahiptir. Kırılmaların sabitte ve/veya trendde olabileceği belirtilmektedir (Lee ve Strazicich, 2003: 1082-1083).

Sabitte tek kırılma için Model A, iki kırılma için Model AA ve hem sabittte hem de eğimde tek kırılma için Model C ve iki kırılma için Model CC tanımlamaları yapılmaktadır. T_B kırılma tarihini göstermek üzere Model A için $t \geq T_B + 1$ iken $D_t = 1$ diğer durumlarda 0 ve dışsal değişken $Z_t = [1, t, D_t]'$ şeklinde ve Model C için, $t \geq T_B + 1$ iken $DT_t = 1$ diğer durumlarda 0 ve dışsal değişken $Z_t = [1, t, D_t, DT_t]'$ şeklinde tanımlanmaktadır. Model AA için $t \geq T_{Bj} + 1$ ve $j = 1,2$ için $D_{jt} = 1$, diğer durumlarda 0 ve dışsal değişken $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$ şeklinde ve Model CC için ise, $t \geq T_{Bj} + 1$ ve $j = 1,2$ için $DT_{jt} = t - T_{Bj}$, diğer durumlarda 0 ve dışsal değişken $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ şeklinde tanımlanmaktadır (Lee ve Strazicich, 2003: 1083). Sıfır hipotezinde diğer kırılmalı birim kök testlerinden farklı olarak hem temel hipotezde hem de alternatif hipotezde yapısal kırılma bilgisi mevcuttur. Yani;

H_0: Seri yapısal kırılma ile birlikte birim köklü ($\beta = 1$)

H_1: Seri yapısal kırılma ile birlikte durağan ($\beta < 1$)

şeklindedir. LM prosedürüne göre, birim kök test istatistikleri aşağıdaki regresyondan elde edilmektedir:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \tag{2.72}$$

Burada $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, t=2,…,T; $\tilde{\delta}$, Δy_t'nin ΔZ_t üzerine kurulan regresyonundan elde edilen katsayılardır. $\tilde{\psi}_x$, $y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ ile elde edilmektedir. Birim kök temel hipotezi $\phi = 0$ ile gösterilmektedir (Lee ve Strazicich, 2003: 1084-1085). LM test istatistiği aşağıdaki gibidir;

$$\tilde{\rho} = T\tilde{\phi} \tag{2.73}$$

ϕ paramaetresine ait t istatsitiği $\tilde{\tau}$ şeklinde gösterilmektedir ve $\phi = 0$ altında hesaplanmıştır. Hesaplanan test istatistiği Lee ve Strazicich (2003) tarafından oluşturulan kritik değerler ile karşılaştırılarak serinin yapısal kırılma altında durağan olup olmadığına karar verilmektedir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

PANEL VERİ MODELLERİ ve PANEL BİRİM KÖK

Panel veri terimi haneler, ülkeler, firmalar gibi birimler için değişik zaman periyodlarına ilişkin yapılan gözlemlerin bir araya gelmiş halidir. Son yıllarda panel veri derleme imkânlarının gelişmesi, araştırmacılar için zengin bir bilgi kaynağı sağlamaktadır. Panel veri yardımı ile birimlerin zaman içerisinde özelliklerinde meydana gelen değişiklikler takip edilmektedir. Ayrıca, araştırmacıların yalnızca yatay kesit ya da zaman serisi verileriyle mümkün olandan daha karmaşık sorulara cevap vermelerini sağlamaktadır. Yani daha fazla bilgi ile analiz yapılabilmektedir. Panel verilerinden elde edilen bilgi, ekonomik modellerin tanımlanmasına yardımcı olmakta ve araştırmacıya, bireysel heterojenliğin etkilerinin daha iyi kontrol edilmesine olanak sağladığı belirtilmektedir. Panel verilerin bir diğer avantajı, özellikle zaman serisi verileriyle karşılaştırıldığında açıklayıcı değişkenler arasında çoklu doğrusallık probleminin azalmasına ve ekonometrik tahmincilerin etkinliğinin artmasına yardımcı olduğu ifade edilmektedir (Baltagi ve Raj, 1992: 85-87).

Panel verilerinin kullanımı, ekonometrik tahmin için büyük fayda sağlayabilmektedir. Bunlar: serbestlik derecelerini arttırmak ve verilerdeki olası çoklu doğrusallık sorununu azaltmak, çok yönlü ekonomik modelleri belirlemek ve çelişen hipotezler arasında ayrım yapmak, tahmin yanlılığını ortadan kaldırmak veya azaltmak, toplam veri analizi için mikro temeller sağlamak olarak belirtilmektedir (Hsiao, 2003: 311).

Panel verinin başlıca avantajlarından bir diğeri de tahmindeki hassasiyeti arttırmasıdır. Bu durum her bir birim için birçok zaman dönemine ait verinin bir araya getirilmesi veya havuzlanması yoluyla gözlem sayısındaki artıştan kaynaklanmaktadır. Bununla birlikte, geçerli bir istatistiksel çıkarsama için belirli bir birime ilişkin regresyon modeli hatalarının zaman içerisindeki muhtemel korelasyonun kontrol edilmesinin gerekliliği vurgulanmaktadır. Özellikle, havuzlanmış EKK regresyonundaki otokorelasyondan dolayı bilinen genel EKK standart hata formülü, bu hassasiyet kazançlarını büyütmekte ve bu nedenle standart hataların olduğundan küçük tahminlerine ve t-istatistiklerinin olduğundan büyük tahmin edilmesine yol açtığı belirtilmiştir. Ayrıca panel verinin bir diğer avantajı bir birimin dinamikleri hakkında tek bir yatay kesit verisinin sunabileceğinden daha fazlasını öğrenme imkânı vermesidir (Cameron ve Trivedi, 2005: 697-698).

Panel veri analizi, klasik doğrusal regresyon modeline ilişkin muhtemelen bir veya daha fazla varsayımların ihlal edilmesine yol açtığı için özel ekonometrik tahmin tekniklerinin kullanılmasının gerekliliğinden bahsedilmektedir. Panel veri, içerisinde zaman ve birim boyutlarını barındırdığı için genellikle yatay kesit verilerinde görülen heteroskedastisite (değişen varyans) ve zaman serileri verilerinde sıklıkla görülen otokorelasyon problemleri birlikte görülebilmektedir. Buna ek olarak, yatay kesit birimleri birbirlerine bağımlı coğrafi bölgelerden oluştuğunda, her bir yatay kesit biriminin hata terimleri her zaman karşılıklı olarak bağımsız olmayabilir. İkinci bir problem ise, regresyon modelinin kesme ve trend parametrelerinin tüm zaman periyodları ve tüm birimler için aynı olduğu varsayımının sağlanamadığı durumlarda ortaya çıkmaktadır. Birimler açıklayıcı değişkenlerin değişimlerine farklı tepkiler verebilmekte ve birimlerin reaksiyonu zamanla değişebileceği ifade edilmektedir. Panel verileriyle ilgili diğer problemler arasında örneklem seçme yanlılığı ve ölçüm hatalarıdır (Baltagi ve Raj, 1992: 87).

Bir panel veri seti, bir grup birimin belirli bir zaman içerisindeki verilerinden oluşmaktadır ve zaman içerisinde sıralı gözlemler sunmaktadır. Panel verilerin, birimler arası farklılıkların birimler içi farklılıklardan ayırt edilmesine olanak sağlamaktadır. Böylece panel veri yapısının, tek bir zaman serisinin veya yatay kesit verisinin izin veremeyeceği kadar karmaşık davranış modelleri oluşturmaya ve bunları test etmeye imkân tanımaktadır. Dahası, panel veri yapısı daha yüksek serbestlik derecesi sunmaktadır. Böylece dışlanan değişkenin yol açtığı sapmanın kontrol altına alınacağı ve çoklu doğrusallık probleminin azalacağı belirtilmektedir. Dolayısıyla parametre tahminlerinin güvenirliğini ve doğruluğunu arttırmaktadır. Bununla birlikte, panel verilerde esas vurgunun bireysel çıktılarla ilgili olduğu ve bu çıktıları etkileyen faktörlerin çok sayıda olduğu ifade edilmektedir. (Hsiao, 2001: 349-350).

Birden çok birimin ve zaman boyutunun bir araya gelmesi ile oluşan panel veri yapısında, bu birimlerin özelliklerini yansıtan ve zamana göre sabit olan faktörlere “birim etki”, zaman boyutunun özelliklerini yansıtan ve birimlere göre sabit olan faktörlere ise "zaman etkisi" adı verilmektedir (Tatoğlu, 2013: 5-6). Panel veri modellerinde bağımsız değişkenin hata terimlerinin aynı dönem itibari ile ilişkisiz olmasına zayıf dışsallık denir. Yani;

$$E(u_{it}X_{it}) = 0, t = 1,2,\dots,T$$

eğer bağımsız değişkenin geçmiş ve gelecek değerleri hata terimi ile ilişkisiz ise katı dışsallık söz konusu olur (Wooldridge, 2001: 267). Yani;

$$E(u_{it}|X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{it}) = 0, t = 1,2,\dots,T$$

dir. Panel veri yapısında birimler heterojendir ve bu heterojenlik dikkate alınan parametrelerin tutarsız tahminlerine neden olduğu ifade edilmiştir. Ayrıca birimler arasında korelasyon ya da yatay kesit bağımlılığı durumu sözkonusu olabilmektedir. Bu durumda modelin doğru tahmin edilmesi için yatay kesit bağımlılığı dikkate alınması gerekmektedir (Barbieri, 2005: 4).

Yatay-kesitsel birimler arasında zaman içindeki heterojenlik açıklayıcı değişkenler tarafından hata terimiyle gösterilmesine izin verilebilmekte veya katsayıların birimlerde ve/veya zaman içinde değişmesine izin verilebilmektedir. Örneğin, T zaman periyodunda N birimlik bir panel için doğrusal bir model kalıbı şu şekildedir:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_i\alpha + u_{it}, i = 1,2,\dots,N \; ve \; t = 1,2,\dots,T \qquad (3.1)$$

$c_i = z'_i\alpha$ için (3.1) denklemi aşağıdaki gibi yeniden yazılır.

$$y_{it} = x'_{it}\beta + c_i + u_{it}$$

Burada $E(u_{it}) = 0$ ve $Var(u_{it}) = \sigma_u^2$'dir. Burada hem x değişkeninin katsayıları hem de denklemin hatası birimler arasında ve zamanla değişiklik göstermektedir. Bununla birlikte, model (3.1)'in sadece tanımlayıcı değeri vardır. Her birim farklı olsa ve davranış kalıpları zamanla değişirse, genel hakkında çıkarım yapmak için β'nın tahmin edilemeyeceği veya kullanılamayacağı belirtilmektedir. Bunun için ek bilgiye ihtiyaç duyulur. Dolayısıyla tahmin edilen β'nın tutarlı olmayacağı ve β hakkında bir sorun olup olmadığının da bilinemeyeceği belirtilmektedir (Wooldridge, 2001: 246). Çünkü birimden birime farklılık göstermekte ve davranış biçimleri değişmektedir. Bu sebeple modeli tahmin edebilmek için sabit terim, eğim parametresi ve u hata terimi için bazı varsayımlar yapılmaktadır (Tatoğlu, 2013: 37). Bu varsayımlar doğrultusunda modeller oluşturulmuştur ve bu modeller şöyledir:

Klasik Model diye isimlendirilen, sabit ve eğim parametreleri birimlere ve zamana göre sabit olan model:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad (3.2)$$

Birim Etkiler Modeli diye isimlendirilen, sabit parametrenin birimlere göre değiştiği fakat eğim parametresinin sabit kaldığı model:

$$Y_{it} = \beta_{0i} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad (3.3)$$

Birim ve Zaman Etkiler Modeli diye isimlendirilen, sabit parametrenin hem birime hemde zamana göre değiştiği fakat eğim parametresinin sabit olduğu model:

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad (3.4)$$

Tüm parametrelerin birimlere göre değişken zamana göre sabit olduğu model:

$$Y_{it} = \beta_{0i} + \sum_{k=1}^{K} \beta_{ki} X_{kit} + u_{it} \quad (3.5)$$

Modeldeki tüm parametrelerin hem birime hemde zamana göre değiştiği model:

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_{kit} X_{kit} + u_{it} \quad (3.6)$$

Burada tüm modeller için $i = 1,2,\dots,N \; ve \; t = 1,2,\dots,T$'dir.

(3.3), (3.4) ve (3.5) nolu denklemler, değişken katsayılarının sabit veya rassal olarak kabul edilip edilmediğine bağlı olarak sınıflandırılabilir. (3.6) numaralı denklem durumda ise, çoğunlukla katsayıların rassal olduğu varsayılmaktadır (Judge vd., 1985: 515-516).

(3.3) ve (3.4) numaralı denklemler birimlere ve zamana göre değişkenlikleri farklı şekillerde dikkate aldıkları için en kullanışlı yöntemler olarak kabul görmektedir. Çünkü modelde dışlanan ya da hesaba katılmayan değişkenlerin etkileri, sabit terim ya da hata terimi aracılığı ile ifade edilmektedir. Bu yapılar "Sabit Parametresi Değişken Modeller" olarak isimlendirilmektedir (Tatoğlu, 2013: 38-39). Panel veri modelleri yapısı altında klasik model, sabit etkiler modeli ve rassal etkiler modeli tanıtılacaktır. Bu modellerin tahmini, veri yapısına göre ya da çeşitli testler vasıtası ile yapılmaktadır.

3.1. Klasik Model

Klasik model yapısında tüm gözlemler homojendir. Yani hem sabit parametrenin hem de eğim parametresinin birimlere ve zamana göre değişmediği ifade edilmektedir. (3.2) denklemi;

$$y_{it} = x_{it}\beta + u_{it} \tag{3.7}$$

şeklinde matrisel formda tanımlanabilmektedir. Burada β katsayısı sabit ve eğim parametrelerini ifade etmektedir (Tatoğlu, 2013: 40). Bu modeller, havuzlanmış en küçük kareler yöntemi (HEKK) ile ya da hata teriminin varsayımları sağlandığı durumda en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilebilir. HEKK yöntemi birim etki, zaman etki ya da her ikisinin modelde olmadığı durumlar için sabit ve eğim parametlerinin sabit olduğu varsayımı altında uygulanmaktadır.

3.2. Sabit Etkiler Modeli

Panel veri modellerinde katsayılar birime, zamana veya hem birime hem de zamana değişiklik göstermektedir. Panel veri modellerinde her bir birim içerisinde gözlenemeyen birim etkilerin ortaya çıkması muhtemeldir. Birimlerin farklılıklarını yani birim heterojenliğini temsil etmek üzere tesadüfi olmayan bir sabit parametre kullanılması durumunda sabit etkili modeller söz konusudur. Sabit etkiler modelinde, eğim parametreleri bütün yatay kesit birimleri için değişmemektedir. Bu sebeple (3.3) numaralı denklem kalıbındaki gibi sabit terim, birimler boyunca değişerek n tane tahminde bulunan parametre gibi davranmaktadır. Yani sabit terim tüm yatay kesit birimleri için farklılıklar içermektedir. Bundan dolayı modelin sabit katsayısı, sabit bir değişken olarak ifade edilebilir. Dolayısıyla bağımsız değişkenin bu modellerde hata terimi ile ilişkisiz olduğu varsayılarak, bağımsız değişkenler ve birim etkilerin ilişkili olmasına izin verilmektedir (Tatoğlu, 2013: 79). Birim etkinin modele dâhil edildiği sabit etkili model teorik olarak aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha_i + u_{it} \tag{3.8}$$

Burada α_i (3.1) nolu modeldeki $z'_i\alpha$ değişkeni olarak ifade edilmektedir. Yani sabit parametrenin birim etkisi içerdiği diğer bir ifade ile birimden birime değişme olduğu, zamana göre değişme olmadığı varsayılmıştır. Burada α_i tüm gözlemlenebilir etkileri içermekte ve tahmin edilebilir bir koşullu ortalamaya sahiptir (Greene, 2012: 346).

Literatürde sabit etkiler tahminine yönelik birden fazla yöntem mevcuttur. En sık kullanılanlar şu şekildedir: Havuzlanmış En Küçük Kareler Yöntemi, En Çok Olabilirlik Yöntemi, Kukla Değişkenli En Küçük Kareler Yöntemi, Grup İçi (Sabit Etkiler) Tahmin Yöntemi ve Birinci Farklar Tahmin Yöntemi.

3.3. Rassal Etkiler Modeli

Panel veri modellerinde, birimler arası farklılıklar sabit bir parametre yerine rassal olarak seçiliyor ise birimler arası benzer olmayan durumların rassal olduğu varsayılmaktadır. Sabit etkiler modeline kıyasla rassal etkiler modelinin avantajı, zamanın yol açtığı değişimi modele dâhil etmesinden kaynaklandığı belirtilmektedir (Hsiao, 2003: 44). Bunun yanında yatay kesit birimlerine ilişkin hata terimi değerleri birbirinden bağımsız olmasına rağmen, denklemde μ_i'nin yani birim etkinin bulunması sebebiyle yatay kesit birimlerin hata terimleri arasında ilişki yani birimler arası korelasyon ihtimalinden söz edilebilir. Ayrıca sabit etkiler modelinde çok fazla parametre olduğundan serbestlik derecesinin düştüğü ve eğer μ_i rassal kabul edilirse serbestlik derecesi kaybı önlenebilmektedir (Baltagi, 2005: 14). Aşağıdaki panel veri modeli için;

$$Y_{it} = \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \cdots + \beta_k X_{kit} + v_{it} \qquad (3.9)$$

$v_{it} = u_{it} + \mu_i$ olmak üzere rassal etkiler modelinde birim etkisi sabit değildir. Bu nedenle sabit parametre içerisinde değil de hata teriminde bulunmaktadır. u_{it} kalıntıları gösterirken, μ_i birim hatayı bir başka ifadeyle zamana göre birimler arasındaki farklılığı ve birim farklılıklarını temsil etmektedir. Yani μ_i i. yatay kesit birimin sabit terimini ifade eder. $(u_{it} + \mu_i)$ ifadesi rassal etkiler modelinin ilk panel veri modelinde *hata bileşenleri modeli* olarak adlandırılmaktadır. (3.9) nolu denklem aşağıdaki gibi yeniden düzenlenmektedir (Tatoğlu, 2013: 104):

$$Y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} X_{1it} + \beta_{2i} X_{2it} + \cdots + \beta_{ki} X_{kit} + \mu_i + u_{it} \qquad (3.10)$$

ya da

$$Y_{it} = \beta_{0i} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + (u_{it} + \mu_i) \qquad (3.11)$$

Y_{it}'nin X_{it}'ye karşı koşullu varyansı,

$$\sigma^2{}_v = \sigma^2{}_u + \sigma^2{}_\mu \tag{3.12}$$

olarak tanımlanmaktadır. Böylelikle $\sigma^2{}_u$ ve $\sigma^2{}_\mu$ ifadeleri varyansın bileşenleri olması nedeniyle, *varyans bileşenleri (öğeleri) modeli* olarak adlandırılır (Tatoğlu, 2013: 104).

Rassal etkili panel veri modelinde hata terimindeki değişim birime, zamana ya da her ikisine göre ifade edilebilmektedir. Bu yüzden heterojenlik, varyans aracılığı ile modele katılmaktadır. Dolaysıyla model tahmininde hata terimlerinin varyans-kovaryans matrisinin kullanıldığı tahminciler tercih edilmektedir. Rassal etkili modellerin tahmin edilmesinde yaygın olarak kullanılan tahmin yöntemleri ise En Çok Olabilirlik Yöntemi, Genelleştirilmiş En Küçük Kareler ve Uygulanabilir Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi şeklindedir (Güriş, 2015: 26).

3.4. Panel Veride Varsayımlardan Sapmalar

Klasik regresyon modelleri için geçerli olan bütün varsayımlar panel veri modelleri için de geçerli olmaktadır (Güriş, 2015, 5). Dolayısıyla panel veri modelleri için de varsayımlardan sapmalar söz konusu olabilmektedir. Bu varsayımdan sapmalar hata teriminin otokorelasyonlu olması, değişen varyanslı olması ve birimler arası korelasyonun meydana gelebilmesi şeklinde olabilmektedir.

Değişen varyans sorunu daha ziyade yatay-kesit regresyonlarında görülmektedir. Kurulan modelde önemli değişkenlerin dışlanması, modele katılan değişkenlerin bazılarında dağılımlarının çarpık olması ve modelin yanlış fonksiyon kalıbı ile kurulması gibi nedenlerden dolayı değişen varyans sorunu ortaya çıkmaktadır (Gujarati, 2012: 367-369). Eğer değişen varyans varsayımı ihlal edilmiş ise ve model bu şekilde tahmin edilirse elde edilen tahminlerin tutarlı olmakta ancak etkin olmamaktadır (Güriş, 2015: 71). Panel veride sabit etkiler modellerinde hata terimlerinin varyansı değişebilmektedir. Bunun için kullanılan testlerden birisi Greene (2000) tarafından önerilen değiştirilmiş Wald testidir. Burada kullanılan test istatistiği ki-kare dağılımına sahiptir (Tatoğlu: 2013: 209). Rassal etkiler modellerinde ise değişen varyans hata bileşenlerinin birinin ya da her ikisinin, panel birimler için değişmesinden kaynaklanmaktadır. Değişen varyans varlığını sınamak kullanılan testlerin bazıları Levene (1960) ve Brown ve Forsythe (1974) tarafından önerilen testlerdir.

Otokorelasyon sorunu genellikle zaman serisi regresyonlarında gözlemlenmektedir. Modele bazı bağımsız değişkenlerin alınmaması, modelin matematiksel kalıbının yanlış seçilmesi, bağımlı değişkenin ölçme hatalı olması, veriler üzerinde gerçekleştirilen bazı dönüştürmeler, örümcek ağı olgusu ve hata teriminin yanlış tanımlanması gibi durumlarda otokorelasyon problemi meydana gelmektedir (Gujarati, 2012: 413-418). Değişen varyans probleminde olduğu gibi otokorelasyon problemi durumunda da parametre tahmincileri tutarlı ancak etkin olmamaktadır. Ayrıca elde edilecek olan standart hatalar da sapmalı olmaktadır (Güriş, 2015: 73-76). Otokorelasyonun varlığını araştırmak için kullanılan testlerden bazıları Bhargava, Franzini ve Narendranathan (1982) Durbin Watson (DW)-d testi ve Baltagi ve Wu (1999) Yerel En İyi Değişmez (LBI) testidir. Bu iki test hem sabit etkiler modelleri için hem de rassal etkiler modelleri için kullanılabilmektedir. Sadece rassal etkiler modelinde otokorelasyon problemini araştırmak için kullanılan testlerden bazıları da Breush ve Pagan (1980) tarafından önerilen Lagrange Çarpanı (LM) ve Pesaran vd. (2008) tarafından önerilen Düzeltilmiş Lagrange Çarpanı (ALM) testleridir.

Panel veri modellerinde zaman boyutunda birimlerin bağımsız olduğu varsayımı mevcuttur. Giderek aratan küreselleşme, uluslararası ticaret ve finansal entegrasyondaki artış ülkeleri dış şoklara daha açık hale getirdiği için panel veri yapılarında birimler arasında olası korelasyonu yani yatay-kesit bağımlılığını dikkate almayı daha da önemli kılmaktadır (Pan vd., 2015: 447). Bununla birlikte, ülke veya bölgesel verileri kullanan birçok makroekonomik uygulamada, zaman serilerinin eş zamanlı bir şekilde ilişkili olduğu bulunmuştur. O'Connell (1998) ve Phillips ve Sul (2003b) çalışmalarında satın alma gücü paritesinin ve Pesaran (2004) çıktı yakınsamasının (output convergence) analizlerinde birimler arası korelasyondan bahsetmektedir. Birimler arası korelasyon ya da diğer adıyla yatay-kesitsel bağımlılık, modelden dışlanan gözlenebilen ortak faktörler, mekânsal yayılma etkileri, gözlenemeyen ortak faktörler veya gözlemlenen ve gözlemlenmeyen tüm ortak etkiler dikkate alındığında bile kalabilecek genel kalıntı bağımlılığı nedeniyle ortaya çıkabileceği belirtilmektedir (Matyas ve Sevestre, 2008: 295). Bu sebeple meydana gelen bir şokun paneldeki tüm yatay kesit birimleri aynı derecede etkileyip etkilemediği araştırılmaktadır. Yani bu durum panel veride zaman serileri metotları kullanıldığı zaman kalıntıların korelasyonsuz olup olmaması durumunun araştırılması anlamına gelmektedir (Güriş, 2015: 77).

Birimler arası korelasyon ya da yatay kesitsel bağımlılığının, tüm panel veri tahmincilerinin doğru bir yöntemle güvenilir ve etkin sonuçlar vermesi için hassasiyetle dikkate alınması gerekmektedir. Yani eğer bu varsayım sağlanmaz ise, değişen varyans ve otokorelasyon problemleri durumundaki gibi, varyans-kovaryans matrisinin birim matris olmasını engellemektedir. Bu nedenle birimler arasında bulunabilecek ilişkinin test edilmesi gerekmektedir (Tatoğlu, 2013: 214-215).

3.5. Panel Birim Kök Testleri

Panel veri yapısında birim boyutunun yanında zaman boyutu da vardır. Zaman boyutundan dolayı birim kök testleri panel veri yapısında yaygın bir biçimde kullanılmaktadır. Bu sayede panel verilerdeki zaman etkisinin araştırılması ile yapının durağan olup olmadığı belirlenmektedir. Çünkü serilerin durağanlığının sınanması iktisadi açıdan son derece önemlidir. Yule (1926), seriler durağan değilken ilişkili olmayan değişkenlerin ilişkiliymiş gibi görünmeleri olarak ifade ettiği sahte regresyon problemi ile karşılaşılabilir. Yani sahte bir ilişkinin varlığı söz konusu olabilir. Burada yüksek R^2 değerleri ve anlamlı $t-$istatistikleri elde edilir, fakat parametre tahmin değerleri iktisadi açıdan anlamsız olmaktadır. Bu amaçla hem DF hem de ADF birim kök testleri, birim kökün varlığını gösterebilecek durumları dikkate almak için panel veri için genişletilmektedir. Panel birim kök testlerinin çoğu regresyon denklemlerine bir bileşen gibi ilişkilendirilerek ADF testinin uzantısına dayandırılmaktadır. Ancak panel verileriyle uğraşırken, tahmin prosedürü zaman serilerinde kullanılandan çok daha karmaşıktır (Asteriou ve Hall, 2011: 442).

Panel veri setleri için durağanlık sınamasında kullanılan veri üretme süreci aşağıdaki gibidir:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i t + \rho_i y_{it-1} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N \; ve \; t = 1, \dots, T \qquad (3.13)$$

Burada $\alpha_i, \beta_i \in \mathbb{R}$ ve $-1 < \rho_i < 1$'dir. White-Noise süreç u_{it}, ARMA yapısıdır. Yani; $a_i(z)u_{it} = b_i(z)\varepsilon_{it}$, $a_i(z) = 1 + a_{i,1}z + \cdots + a_{i,p_i}z^{p_i}$, $a_{i,p_i} \neq 0$, $b_i(z) = 1 + b_{i,1}z + \cdots + b_{i,q_i}z^{q_i}$, $b_{i,q_i} \neq 0$, $|z| \leq 1$ olduğu tüm durumlarda $a_i(z) \neq 0$ ve $b_i(z) \neq 0$'dır ve $a_i(z)$ ile $b_i(z)$ nispi asaldır. Yeni elde edilen dizi ε_{it}, σ_i^2 varyansla sonlu dördüncü moment ve yatay kesit bağımsızlığı varsayımı ile iid yapısında olduğu belirtilmektedir (Hlouskova ve Wagner, 2006: 89).

Panel verilerin zaman içerisinde durağan olup olmadığının araştırılması amacıyla literatüre farklı özellikte panel birim kök testleri kazandırılmıştır. Bu özelliklerden birisi yatay kesit bağımlılığın dikkate alındığı ya da alınmadığı durumlar diye iki başlık altında kazandırılan birim kök testleridir. Yatay kesit bağımlılığının dikkate alınmadığı birim kök testlerine birinci kuşak (nesil) birim kök testleri, yatay kesit bağımlılık durumunun dikkate aındığı birim kök testlerine ise ikinci kuşak (nesil) birim kök testleri adı verilmektedir.

3.5.1. Birinci Nesil Panel Birim Kök Testleri

Panel birim kök testleri, tek bir seri üzerinde gerçekleştirilen birim kök testlerine benzemekte ancak aynı olmamaktadır. Birinci nesil panel birim kök modelleri, verilerin birimler boyunca bağımsız ve özdeş olarak dağıldığı varsayımı altında panel birim kök testlerinin özelliklerini analiz edilmektedir (Barbieri, 2005: 4). Panel veri yapısı için AR (1) süreci aşağıdaki gibidir:

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + X_{it}\delta_i + \varepsilon_{it} \tag{3.14}$$

Burada $t = 1,2,\dots,T$ periyodu boyunca gözlemlenen serilerin ya da yatay kesitlerin birimi $i = 1,2,\dots,N$'dir. X_{it}, herhangi sabit etkiler ya da bireysel trendi içeren modeldeki dışsal değişkeni temsil etmektedir. ρ_i, otoregresif katsayı ve ε_{it} ise karşılıklı bağımsız sıradışı bozukluk (idiosyncratic disturbance) olarak kabul edilen hata terimini ifade etmektedir. Eğer $|\rho_i| < 1$ ise y_{it}'nin zayıf (trend) durağan, $|\rho_i| = 1$ durumunda ise y_{it}'nin birim köklü yapı sergilemektedir (Baltagi ve Kao, 2000: 3).

ρ_i hakkında yapılan iki varsayım mevcuttur. İlki, tüm yatay kesit birimler için ortak parametrelerin yatay kesitlerinde tüm i'ler için $\rho_i = \rho$ olduğudur. Breitung (2000), Hadri (2000) ve Levin, Lin ve Chu (LLC) (2002) tarafından geliştirilen testler bu varsayımı kullanmışlardır. İkincisi, ρ_i'nin yatay kesitler boyunca değişimine izin verebilmektedir. Im, Pesaran ve Shin (2003) tarafından geliştirilen IPS testi, Maddala ve Wu (1999) tarafından geliştirilen Fisher-ADF testi ve Choi (2001) tarafından geliştirilen Fisher-PP testleri bu varsayıma dayanmaktadır. Kısaca birinci nesil testler, ortak birim kök süreci ile yapılan testler ve bireysel birim kök süreçleriyle yapılan testler olarak iki kısımda incelenmektedir. LLC ve Breitung testi sıfır hipotezi altında birim kök varsayımını kullanırken, Hadri birim kök testi birim kök olmadığını serinin durağan olduğunu varsaymaktadır (Chen, 2013: 2).

3.5.1.1. Levin, Lin, Chu (LLC) Panel Birim Kök Testi (2002)

Levin, Lin, Chu (2002) tarafından önerien LLC panel birim kök testi, tüm yatay kesit birimler için ortak parametrelerin yatay kesitlerinde tüm i'ler için $\rho_i = \rho$ olduğu varsayımı altında test prosedürü geliştirmişlerdir. Aşağıdaki gibi temel ADF spesifikasyonunu göz önünde bulundurmaktadırlar:

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it}\delta + \varepsilon_{it} \quad (3.15)$$

Burada tüm birimler için ortak bir $\alpha = \rho - 1$ olduğu varsayılmaktadır. Ancak fark terimleri için gecikme derecesine izin verildiği ve gecikme mertebesi p_i yatay kesitlerde değişebilmektedir. Test için sıfır ve alternatif hipotezler şu şekildedir:

$$H_0: \alpha = 1$$

$$H_1: \alpha < 1$$

Burada sıfır hipotez altında birim kökün varlığından bahsedilmektedir.

Hem Δy_{it} hem de y_{it-1} dışsal değişkenler X_{it} ve gecikme terimleri Δy_{it-j} üzerine regres edilmektedir. LLC yöntemi, otokorelasyondan arındırılmış, deterministik bileşenler içermeyen ve standartlaştırılmış Δy_{it} ve y_{it}'den α tahminleri türetilmektedir. Belirli bir gecikme mertebesi için aşağıdaki iki denklem setinin tahmin edilmesi önerilmektedir (Levin vd. 2002: 5).

$$\Delta \tilde{y}_{it} = \Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j} - X'_{it}\tilde{\delta} \quad (3.16)$$

Benzer şekilde ikinci denklem;

$$\tilde{y}_{it-1} = y_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \dot{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j} - X'_{it}\tilde{\delta} \quad (3.17)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. Daha sonra hem $\Delta \tilde{y}_{it}$ hem de $\tilde{y}_{it-1}$ regresyonun standart hatalarına bölünerek standart hale getirilmektedir.

$$\Delta \bar{y}_{it} = \Delta \tilde{y}_{it} / s_i$$

$$\bar{y}_{it-1} = \tilde{y}_{it-1}/s_i$$

Burada s_i (3.17) eşitliğinden elde edilen her bir ADF tahmininin standart hataları olarak ifade edilmektedir. Son olarak α katsayısının tahmini havuzlanmış denklemden elde edilmektedir (Barbieri, 2005: 6):

$$\Delta\bar{y}_{it} = \alpha\bar{y}_{it-1} + e_{it} \tag{3.18}$$

Levin Lin ve Chu (2002), sıfır hipotezi altında $\hat{\alpha}$ için modifiye edilmiş test istatistiğinin normal olarak dağıldığını göstermişlerdir.

$$t_\alpha^* = \frac{t_\alpha - (NT)\hat{S}_N\hat{\sigma}_e^{-2}SE(\hat{\alpha})\mu_{m\bar{T}}^*}{\sigma_{m\bar{T}}^*} \to N(0,1) \tag{3.19}$$

Burada t_α, $\hat{\alpha} = 0$ için bildik t istatistiği, $\hat{\sigma}_e^2$ hata teriminin varyansı, $SE(\hat{\alpha})$, $\hat{\alpha}$'nın standart hatasıdır ve $\bar{T} = T - (\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} p_i) - 1$'dir. Ortalama standart sapma oranı, $\hat{S}_N$, uzun dönemli standart sapmanın her bir birim için standart sapmasına oranlarının ortalaması olarak tanımlanmaktadır. Kalan iki terim $\mu_{m\bar{T}}^*$ ve $\sigma_{m\bar{T}}^*$ ortalama ve standart sapma için düzeltme terimlerini belirtmektedir (Levin vd. 2002:8).

3.5.1.2. Breitung Panel Birim Kök Testi (2000)

Breitung (2000) tarafından önerilen bu test, LLC panel birim kök testinden iki açıdan farklılaşmaktadır. İlk olarak, standartlaştırılmış değişkenler oluşturulurken dışsal (exojen) bileşenler hariç otoregresif kısım çıkarılmıştır:

$$\Delta\tilde{y}_{it} = (\Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{p_i}\hat{\beta}_{ij}\Delta y_{it-j})/s_i \tag{3.20}$$

$$\tilde{y}_{it-1} = (y_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i}\dot{\beta}_{ij}\Delta y_{it-j})/\, s_i \tag{3.21}$$

İkinci olarak değişkenler dönüştürülmekte ve trendden arındırılmıştır.

$$\Delta y_{it}{}^* = \sqrt{(T-t)/(T-t+1)}\left[\Delta\tilde{y}_{it} - \frac{1}{T-t}(\Delta\tilde{y}_{it+1} + \dots + \Delta\tilde{y}_{iT})\right] \tag{3.22}$$

$$y_{it}^* = \tilde{y}_{it} + \tilde{y}_{i1} - \frac{t-1}{T}(\tilde{y}_{iT} - \tilde{y}_{i1}) \tag{3.23}$$

α parametresi havuzlanmış değişken eşitliklerinden tahmin edilmektedir.

$$\Delta y_{it}{}^* = \alpha y_{it-1}{}^* + v_{it} \tag{3.24}$$

Sıfır hipotezi altında α^* tahmincisinin asimptotik standart normal dağılıma sahip olduğu belirtilmektedir. Breitung (2000) tarafından önerilen test istatistiği aşağıdaki gibidir:

$$B_{nT} = \left(\frac{\hat{\sigma}^2}{nT^2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=2}^{T-1}(y_{it-1}^*)^2\right)^{-1/2}\frac{1}{\sqrt{n}T}\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=2}^{T-1}(\Delta y_{it})^* y_{it-1}^* \qquad (3.25)$$

Bu test istatistiği dönüştürülmüş havuzlanmış panel veri modeli için elde edilmiş t-oranı istatistiğini ifade etmektedir (Breitung, 2000: 165).

3.5.1.3. Hadri Panel Birim Kök Testi (2000)

Hadri (2000) tarafından önerilen bu test, zaman serileri analizlerindeki KPSS birim kök testine benzemektedir. Hadri panel birim kök testi paneldeki serilerin hiçbirinde birim kök bulunmadığını varsayan sıfır hipotezine sahiptir. KPSS testi gibi, Hadri testi de y_{it}'nin bireysel EKK regresyonlarından sabit veya sabit ve trend üzerinde kalıntılara dayanmaktadır. Testin sabitli model ile sabitli ve trendli model yapısı aşağıdaki gibidir:

$$y_{it} = r_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (3.26)$$

$$y_{it} = r_{it} + \beta_i t + \varepsilon_{it} \qquad (3.27)$$

Burada r_{it} bir rassal yürüyüş süreci olup aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$r_{it} = r_{it-1} + u_{it} \qquad (3.28)$$

Hadri (2000), bütün birimler için durağanlık sınaması yapıldığını ve u_{it}'nin bağımsız normal ve özdeş dağılım gösterdiği varsayılmaktadır. Durağanlık temel hipotezi $\sigma_u^2 = 0$ şeklindedir. Bireysel regresyonlara air $\hat{\varepsilon}_{it}$ kalıntıları göz önüne alındığında, LM istatistiği;

$$LM = \frac{\frac{1}{N}\sum_i^N \frac{1}{T^2}\sum_{t=1}^{T} S_{it}^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \qquad (3.29)$$

şeklindedir ve S_{it} kalıntıların kısmi toplamı göstermektedir ve aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$S_{it} = \sum_{j=1}^{t}\hat{\varepsilon}_{ij} \qquad (3.30)$$

$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$, σ_ε^2'nin tutarlı tahmincisidir ve aşağıdaki denklem ile elde edilmektedir:

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^{2} = \frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{\varepsilon}_{it}^{2} \tag{3.31}$$

Bu test için küçük örneklemler de serbestlik derecesi düzeltmesi yapılmıştır. Sabitli model (3.26) için;

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^{2} = \frac{1}{N(T-1)}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{\varepsilon}_{it}^{2} \tag{3.32}$$

şeklinde iken sabitli ve trendli model olan (3.27) için düzeltilmiş serbestlik derecesi;

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^{2} = \frac{1}{N(T-2)}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{\varepsilon}_{it}^{2} \tag{3.33}$$

şeklindedir (Hadri, 2000: 152).

3.5.1.4. Fisher-ADF ve Fisher-PP Panel Birim Kök Testi

Fisher-ADF ve Fisher-PP testleri sırasıyla Maddala ve Wu (1999) ve Choi (2001) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Maddala ve Wu (1999) ve Choi (2001) hem LLC hem de IPS testlerinin eksikliklerini dikkate alarak alternatif bir test yöntemi önermektedir. Bu testler, bireysel birim kök testlerden p değerlerini kombine eden testler türetmek için Fisher (1932)'e ait yaklaşımı kullanmışlardır. Bu testler parametrik olmayan testlerdir. Her bir birim için farklı gecikme uzunlukları ve örneklem büyüklükleri kullanılabileceği ifade edilmiştir. Fisher testleri, bireysel birim kök testlerine dayalı bilgileri birleştirir ve LLC testinin (3.13) denklemindeki ρ_i alternatif hipotezi altında aynı olduğu yönündeki kısıtlayıcı varsayımını esnetmektedir. Ayrıca birimler arası korelasyon durumunda bu testlerin daha az zarar görmektedir (Barbieri, 2005: 10).

$$y_{it} = d_{it} + x_{it} \tag{3.34}$$

denklemi için $i = 1, \dots, N$ ve $t = 1, \dots, T_i$ olmak üzere

$$d_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1} + \cdots + \beta_{im_i}t^{m_i} \tag{3.35}$$

$$x_{it} = \alpha_i x_{i,t-1} + u_{it} \tag{3.36}$$

eşitlikleri tanımlanmış ve u_{it} sıfırıncı dereceden bütünleşik olduğu belirtilmiştir. Bu modelde y_{it} stokastik olmayan d_{it} ve stokastik bir süreç olan x_{it}'den oluşmaktadır. Bütün birimlerin birim köklü yapıda olduğunu söyleyen sıfır hipotezi aşağıdaki gibidir:

$$H_0: \alpha_i = 1$$

$N \to \infty$ durumu için alternatif hipotez ise aşağıdaki gibidir:

$$H_1: |\alpha_i| < 1 \; bazı \; i'ler \; için$$

N'in sonlu olduğu durumda $bazı \; i'ler \; için$ yerine en az bir birimin durağan olduğu alternatif hipotez geçerli olmaktadır (Barbieri, 2005: 11-12).

i yatay kesit birimine ait birim kök testinin p değerleri için, sıfır hipotezi altında bütün N yatay kesitleri için aşağıdaki asimptotik sonuç elde edilmmektedir. Fisher ADF ve Fisher PP test istatistikleri sırasıyla aşağıdaki gibidir:

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^{N} log \; p_i \to {\chi^2}_{2N} \qquad (3.37)$$

$$Z = \frac{1}{2\sqrt{N}} \sum_{i=1}^{N} (-2\ln(p_i) - 2) \to N(0,1) \qquad (3.38)$$

Fisher ADF, $2N$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahip olduğu ve p_i i. birim içim için olasılık değerini ifade etmektedir (Tatoğlu, 2013: 214-215).

3.5.1.5. Im, Pesaran ve Shin Panel Birim Kök Testi (2003)

Im, Pesaran, Shin (2003) tarafından literatüre kazandırılan bu test LLC panel birim kök testine eleştiri getirerek tüm i boyunca otoregresif katsayının homojen değil de heterojen olmasına izin veren bir model yapısı önermişlerdir. Yani test alternatif hipotezinde heterojen panel yapısına izin vermektedir. Başka bir ifade ile birimlerin hepsinin değil de bazılarının birim köklü olduğu vurgusu yapılmıştır. Ayrıca model yapısında zaman trendi bulunmamaktadır. IPS panel birim kök testi her bir birime ait birim kök test istatistiklerinin ortalamasına dayanmaktadır. Im vd. (2003) tarafından önerilen heterojen panel veri model yapısı aşağıdaki gibidir:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{p_i} \phi_{i,k} \Delta y_{i,t-k} + \varepsilon_{it} \qquad (3.39)$$

Burada $i = 1,2, \dots, N$ ve $t = 1,2, \dots, T$'dir. Testin hipotezleri;

$$H_0: \beta_i = 0, \qquad bütün\ i\ değerleri\ için$$

$$H_1: \beta_i < 0, \qquad En\ az\ bir\ i\ için$$

şeklindedir. Heterojenliğe bağlı olarak (3.39)'deki her bir eşitlik ADF ile ayrı ayrı tahmin edilmiş ve panele ait test istatistiği birimlere ait istatistiklerin ortalamasından elde edilmektedir (Im vd., 2003:55).

IPS'nin $\tilde{t}$ istatistiği bireysel Dickey-Fuller τ istatistiği şeklindedir:

$$\tilde{t} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \tau_i \qquad (3.40)$$

ve burada

$$\tau_i = \frac{\hat{\beta}_i}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}} \qquad (3.41)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. Yatay kesitlerin bağımsız olduğu varsayımı altında, IPS test yapısı için standardize edilmiş $\tilde{t}$ istatistiklerinin kullanılması önerilmektedir (Güriş, 2018: 304):

$$\Gamma_{\tilde{t}} = \frac{\sqrt{N}(\tilde{t} - E(\tau_i|\beta_i = 0))}{\sqrt{Var(\tau_i|\beta_i = 0)}} \qquad (3.42)$$

Buradaki $E(\tau_i|\beta_i = 0)$ ve $Var(\tau_i|\beta_i = 0)$ momentleri Monte Carlo simülasyonları ile elde edilmiştir. IPS, $N\ ve\ T \to \infty$ için standartlaştırılmış $\tilde{t}$ istatistiği $\Gamma_{\tilde{t}}$, standart normal dağılıma yakımaktadır (Im vd., 2003: 59).

3.5.2. İkinci Nesil Panel Birim Kök Testleri

Panel veriler sayesinde birim ve zamanları bir arada analize dâhil etmek mümkün olmaktadır. Bu nedenle incelenen serilerin zaman içerisinde izlediği yol oldukça önem taşımaktadır. Zaman etkisinin de ele alınmasıyla birlikte panel veriyi meydana getiren sürecin durağanlık incelemesini yapmak mümkün hale gelmektedir. Bu tür testlerin geliştirilmesi ile ilgili literatür başlangıçta birimler arasındaki yatay-kesitsel bağımsızlık varsayımına dayanmaktadır. O'Connell (1998), birimler arasındaki olası bağımlılığın dikkate alınmamasının ciddi yanlılığa neden olabileceğini ifade etmiştir. Bu nedenle araştırmacılar birinci kuşak testlerden sonra ikinci kuşak testler geliştirmişlerdir. Yani yatay kesit bağımlılığı dikkate alan ikinci nesil birim kök testleri literatüre kazandırmışlardır (Cerasa, 2008: 1). Yatay kesit bağımlılığına izin veren bu testler birimler arasında yatay kesit bağımlılığını dikkate alarak test prosedürünü tamamlamaktadırlar.

3.5.2.1. Görünürde İlişkisiz Regresyon Modellerine Dayanan ADF (SURADF) Panel Birim Kök Testi

Breuer vd. (2001) tarafından önerilen bu test, görünürde ilişkisiz regresyon sistemine dayanmaktadır. Geleneksel panel birim kök testlerinde çeşitli tuzaklar olabilmektedir. İlk olarak, birleşik sıfır hipotezinin reddedilmesi paneldeki tüm serilerin durağan olduğu anlamına gelmemektedir. İkinci olarak, panel birim kök testleri, panelde en az bir tek durağan seri olduğunda birleşik birim kök hipotezini reddetme olasılığının yüksek olmasına yol açabileceği belirtilmektedir (Taylor ve Sarno, 1998: 283). Son olarak, veriler arasında eş zamanlı korelasyonun göz ardı edilmemesi, panel birim kök testini birleşik birim kök hipotezini reddetmeye doğru gittiği ifade edilmektedir. Bu türden önerileri dikkate almak için SUR modelleri ile paneldeki her seri için birim kök hipotezinin test edilmesine izin veren, seriye özgü panel birim kök testi önermişlerdir. SUR yöntemi, kalıntılarda eşzamanlı korelasyon bilgisini kullanmaktadır (Wu ve Lee, 2009: 593).

SURADF regresyonları aşağıdaki şekilde gösterilmektedir:

$$\begin{aligned} \Delta y_{1,t} &= \alpha_1 + (\rho_1 - 1)y_{1,t-1} + \textstyle\sum_i \delta_i \Delta y_{1,t-i} + u_{1,t} \\ \Delta y_{2,t} &= \alpha_2 + (\rho_2 - 1)y_{2,t-1} + \textstyle\sum_i \delta_i \Delta y_{2,t-i} + u_{2,t} \\ &\vdots \\ \Delta y_{N,t} &= \alpha_N + (\rho_N - 1)y_{N,t-1} + \textstyle\sum_i \delta_i \Delta y_{N,t-i} + u_{N,t} \end{aligned} \tag{3.43}$$

Burada ρ_i, i. birim için otoregresif katsayıyı göstermektedir. SURADF prosedürü SUR ile tahmin edilerek her bir $(\rho_i - 1)$ katsayısının anlamlılığı simülasyon ile oluşturulan kritik değerlerle karşılaştırılarak test süreci gerçekleştirilmektedir (Breuer vd. 2001: 487).

$t = 1,2,3, \ldots, T$ olmak üzere N tane sıfır ve alternatif hipotez tek tek test edilmektedir.

$$H_0^1: \delta_1 = 0; \quad H_0^1: \delta_1 < 0$$

$$H_0^2: \delta_2 = 0; \quad H_0^2: \delta_2 < 0$$

$$\vdots$$

$$H_0^N: \delta_N = 0; \quad H_0^N: \delta_N < 0$$

SUR tahminlerinden test istatistikleri (3.43) nolu denklemden hesaplanmaktadır (Chang vd., 2010: 1529). Breuer vd. (2001), panel birimleri arasında benzer gecikme yapısının kullanılması, test istatistiklerini etkileyebileceğini söylemişlerdir. Bu nedenle, Perron (1989) yaklaşımıyla her bir denklem için farklı gecikme uzunlukları seçilebilmektedir.

Papell (1997) tarafından önerildiği gibi, gecikme yapısı panel birimler arasında heterojenliğe izin vermektedir. Breuer vd. (2001), birime özgü gecikme yapılarına izin verildiğinde hatalı tanımlamanın denklemlere eklenmesinin önüne geçileceğini belirtmektedirler. Böylelikle hata terimlerinin her birinin beyaz gürültü (white noise) sürecine sahip olacağı varsayılmaktadır. Panel birimlere aynı gecikme yapısının uygulanması, test istatistiklerinin potansiyel olarak sapmalı olabileceği ve bir gecikmenin panelin her birimi için serisel korelasyon durumunu ortadan kaldırmak için yeterli olabileceği vurgulanmaktadır.

Ayrıca Breuer vd. (2001), otoregressif katsayının büyüklüğünün panel birimleri arasında farklı olmasına izin vermektedir. Yani, $\rho_1 - 1 = \rho_2 - 1 = \cdots = \rho_N - 1$ kısıtlamasını esnetmişlerdir. Böylelikle tüm serilerin birim kök içerdiği birleşik sıfır hipotezi yerine serilerin bireysel birim kök sıfır hipotezini sınamışlardır. Dolayısıyla tüm serilerin aynı otoregressif katsayısı ile durağan olduğu alternatif hipotezine karşı sınandığı belirtilmektedir.

3.5.2.2. Hadri-Kurozumi Panel Birim Kök Testi

Hadri ve Kurozumi (2012) tarafından literatüre kazandırılan bu test zaman serileri birim kök testi olan KPSS test mantığına benzemektedir. Panel birim kök testi, ortak faktör yapısında yatay kesit bağımlılığının bulunduğu heterojen panel veri yapısını ve otokorelasyon problemini dikkate almaktadır. Otokorelasyon probleminin önüne geçmek için çeşitli düzeltmeler modele katılmaktadır. Önerilen testin model yapısı aşağıdaki gibidir:

$$y_{it} = z_t' \delta_i + f_t \gamma_i + \varepsilon_{it} \tag{3.44}$$

Burada $i = 1,2, \dots, N$ ve $t = 1,2, \dots, T$ için $\varepsilon_{it} = \phi_{i1}\varepsilon_{it-1} + \phi_{i2}\varepsilon_{it-2} + \cdots + \phi_{ip}\varepsilon_{it-p} + v_{it}$ şeklinde tanımlanmaktadır. Ayrıca z_t deterministik bileşendir ve $z_t = z_t{}^{\mu}$ ya da $z_t = z_t{}^{\tau} = [1, t]'$ şeklindedir. (3.44) eşitliğinde $z_t{}'\delta_i$ birim etkiyi ifade etmektedir. f_t bir boyutlu gözlenemeyen ortak faktörü, γ_i faktör yükünü ve ε_{it} ise AR(p) sürecine sahip bireysel hatayı ifade etmektedir. Gecikme uzunluğu p, yatay-kesitsel birimlere bağlı olarak değişebilir olmasına rağmen gösterim kolaylığı açısından gecikme uzunluğunun birimlere bağımlılığı önlenmektedir. Burada genel bir doğrusal süreç yerine AR(∞) süreci kullanılmaktadır. Çünkü burada kullanılan uzun dönemli varyans tahmincisi, AR(∞) durumunda alternatif hipotez altında T^2 oranında sonsuza yakınsamaktadır (Toda ve Yamamoto, 1995: 237).

Bu testin sıfır hipotezi KPSS testinde ki gibi durağanlığı iddia etmektedir ve testin hipotezleri aşağıdaki gibidir:

$$H_0: \phi_i(1) \neq 1, \qquad \forall\ i\ için$$

$$H_1: \phi_i(1) = 1,\ bazı\ i'ler\ için$$

L gecikme operatörü olmak üzere, $\phi_i(L) = 1 - \phi_{i1}L - \cdots - \phi_{ip}L^p$ şeklinde tanımlanmıştır. Yatay kesit bağımlılık proplemi için y_{it} bağımlı değişkeni $w_t = [z_t', \bar{y}_t, \bar{y}_{t-1}, \dots, \bar{y}_{t-p}]$ vektörü üzerine regres edilmektedir. Bu işlem tüm birimler için ayrı ayrı yapılmaktadır (Hadri ve Kurozumi, 2012: 31-32). Test istatistiği;

$$Z_A = \frac{\sqrt{N}(\overline{ST} - \xi)}{\zeta} \tag{3.45}$$

şeklindedir. Z_A test istatistiği Hadri (2000) deki yaklaşımla aynı şekilde hesaplanmaktadır. Burada $\overline{ST} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} ST_i,\ ST_i = \frac{1}{\hat{\sigma}_i^2 T^2}\sum_{t=1}^{T}(S_{it}^{w})^2$ ve $S_{it}^{w} = \sum_{s=1}^{t}\hat{\varepsilon}_{is}$ olarak tanımlanmaktadır. $\hat{\sigma}_i^2$ ise uzun dönem varyans tahmincisini ve Z_A test istatistiği genelleştirilmiş panel KPSS test istatistiğini göstermektedir.

Hadri ve Kurozumi (2012), test yapısını Sul vd. (2005) tarafından önerilen yöntem ile yeniden aşağıdaki gibi bir AR(p) kurmuştur. Böylelikle otokorelasyon probleminin önüne geçilmesi amaçlanmaktadır.

$$y_{it} = z_t'\hat{\delta}_i + \hat{\phi}_{i1}y_{it-1} + \cdots + \hat{\phi}_{ip}y_{it-p} + \hat{\psi}_{i0}\bar{y}_t + \hat{\psi}_{ip}\bar{y}_{t-p} + \hat{v}_{it} \quad (3.46)$$

Bu (3.46) nolu denklemin varyansı;

$$\hat{\sigma}_{iSPC}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{vi}^2}{\left(1-\hat{\phi}_i\right)^2} \quad (3.47)$$

şeklindedir. Burada $\hat{\sigma}_{vi}^2$, (3.46) nolu denklemin tahminine ait uzun dönem varyansını göstermekte ve $\hat{\sigma}_{vi}^2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{v}_{it}^2$ eşitliği ile hesaplanmaktadır. Ayrıca $\hat{\phi}_i = min\left\{1-\frac{1}{\sqrt{T}}, \sum_{j=1}^{p}\hat{\phi}_{ij}\right\}$ 'dir. Test istatistiği;

$$ST_i^{SPC} = \frac{1}{\hat{\sigma}_{iSPC}^2 T^2}\sum_{t=1}^{T}(S_{it}^w)^2 \quad (3.48)$$

şeklindedir ve Z_A^{SPC} olarak isimlendirilmektedir.

Hadri ve Kurozumi (2012) tarafından önerilen diğer model Choi (1993) ve Toda ve Yamamoto (1995) yöntemlerine dayanmaktadır. Burada ise otokorelasyon sorununun üstesinden gelmek için AR(p + 1) sürecinde gecikme sayısına bir eklenmiştir. Model yapısı aşağıdaki gibidir:

$$y_{it} = z_t'\tilde{\delta}_i + \tilde{\phi}_{i1}y_{it-1} + \cdots + \tilde{\phi}_{ip}y_{it-p} + \tilde{\phi}_{ip+1}y_{it-p-1} + \tilde{\psi}_{i0}\bar{y}_t + \tilde{\psi}_{ip}\bar{y}_{t-p} + \tilde{v}_{it} \quad (3.49)$$

Burada (3.49) denkleminin uzun dönem varyansı;

$$\hat{\sigma}_{iLA}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{vi}^2}{\left(1-\tilde{\phi}_{i1}-\cdots-\tilde{\phi}_{ip}\right)^2} \quad (3.50)$$

dır ve test istatistiği aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir:

$$ST_i^{LA} = \frac{1}{\hat{\sigma}_{iLA}^2 T^2}\sum_{t=1}^{T}(S_{it}^w)^2 \quad (3.51)$$

Bu test Z_A^{LA} olarak adlandırılmaktadır. Z_A^{SPC} ve Z_A^{LA} test istatistikleri asimptotik olarak standart normal dağılıma uymaktadır (Hadri ve Kurozumi, 2012: 32).

3.5.2.3. Pesaran CIPS Panel Birim Kök Testi

Pesaran (2007), yatay kesit bağımlılık probleminin üstesinden gelmek için farklı bir yaklaşım sunmaktadır. Standart DF (veya ADF) regresyonlarına gecikmeli seviyelerin yatay kesit ortalamalarını ve her bir serinin ilk farklarını modele ekleyerek yatay kesit bağımlılık probleminin üstesinden gelmektedir. Standart panel birim kök testlerini yatay-kesitsel genişletilmiş bireysel ADF (CADF) istatistiklerinin basit ortalamalarına dayandırmaktadır. Bireysel CADF istatistikleri veya ret olasılıkları, Im vd. (2003) tarafından önerilen t-bar testinin modifiye edilmiş versiyonu kullanılmaktadır. Böylelikle hem bireysel CADF istatistikleri için hem de yatay-kesitsel olarak genişletilmiş IPS (CIPS) testi olarak adlandırılan basit ortalama için yeni asimptotik sonuçlar elde etmektedir. Bireysel $CADF_i$'nin asimptotik sıfır dağılımı ve $CADF_i$ ile ilişkili olan $CIPS = N^{-1}\sum_{i=1}^{N} CADF_i$ istatistiği $N \to \infty$ ve $T \to \infty$ için araştırmıştır. $CADF_i$ istatistiklerinin asimptotik olarak benzer olduğunu ve faktör yüklerine bağlı olmadığını göstermiş fakat ortak faktöre bağımlı olmaları nedeniyle asimptotik olarak ilişkili olduğunu belirtmektedir. Ayrıca, standart merkezi limit teoremlerinin CIPS istatistiği için geçerli olmadığı ifade edilmektedir (Pesaran, 2007: 266).

İkinci kuşak testlerden olan CIPS testi yatay kesit bağımlılığına izin veren formda tanımlanmaktadır. Testin model yapısı ayrıca otoregresif katsayılarda yatay kesitsel heterojenliğe izin vererek ve tek bir ortak faktör spesifikasyonuna dayanarak oluşturulmuştur. Pesaran (2007) CIPS panel birim kök testini ADF regresyonlarının gecikmeli yatay kesit ortalaması ve yatay kesit ortalamasının gecikmeli ilk farkları ile genişletmektedir. Bu testte bireysel serilerin birinci farkları ve gecikme seviyelerinin yatay kesit ortalamaları kullanılmaktadır. Daha sonra ADF regresyonları kurularak test istatistikleri hesaplanmaktadır. Dinamik doğrusal heterojen panel veri modeli kullanılarak Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CIPS testi yapısı;

$$y_{it} = (1-\phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it},\ i = 1,\dots,N; t = 1,\dots,T \tag{3.52}$$

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \tag{3.53}$$

şeklindedir. Burada f_t birimleri etkileyen fakat gözlemlenemeyen ortak etkilerdir. Bu ortak etkiler yatay-kesit bağımlılığa sebep olmaktadır. Ayrıca ε_{it} ise birimlere özgü hatayı ifade etmektedir.

Daha genel olarak durağan bir genel otoregresif süreç (3.52) ve (3.53) eşitliklerinden;

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \tag{3.54}$$

şeklinde ifade edilmektedir. y_{it}'nin yatay kesit ortalamalarını ortak faktör f_t'nin yerine kullanılmaktadır. Yani ortak faktör, $\bar{y}_t = N^{-1}\sum_{i=1}^{N} y_{it}$'dir ve gecikmeli değerleri $\bar{y}_{t-1}, \bar{y}_{t-2}, \ldots$ şeklindedir (Pesaran, 2007: 268-269). Sıfır hipotezi altındaki birim köklü yapı sınanmaktadır. Bütün i'ler için sıfır hipotezi;

$$H_0: \beta_i = 0$$

iken alternatif hipotez heterojenlik varsayımına dayanmaktadır ve;

$$H_1: \beta_1 < 0, \beta_2 < 0, \ldots, \beta_{N_0} < 0, \quad N_0 \leq N$$

şeklinde olamaktadır. CADF regresyon modeli aşağıdaki gibidir:

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it} \tag{3.55}$$

Test istatistiği olarak CADF regresyonundan elde edilen b_i parametresinin EKK tahmininin t-oranınından elde edilmektedir. t-oranı $t_i(N,T)$ ile gösterilir ve aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$t_i(N,T) = \frac{\Delta \mathbf{y}_i' \bar{\mathbf{M}}_w \mathbf{y}_{i,-1}}{\hat{\sigma}_i (\mathbf{y}_i' \bar{\mathbf{M}}_w \mathbf{y}_{i,-1})^{1/2}} \tag{3.56}$$

Burada $t_i(N,T)$ aşağıda tanımlanan eşitlikler ile hesaplanmaktadır (Pesaran, 2007: 269).

$$\Delta y_i = (\Delta y_{i1}, \Delta y_{i2}, \ldots, \Delta y_{iT})', y_{i,-1} = (y_{i0}, y_{i1}, \ldots, y_{iT-1})' \tag{3.57}$$

$$\bar{M}_w = I_T - \bar{W}(\bar{W}'\bar{W})^{-1}\bar{W}', \bar{W} = (\tau, \Delta\bar{y}, \bar{y}_{-1}) \tag{3.58}$$

$$\tau = (1,1,\ldots,1)', \Delta\bar{y} = (\Delta\bar{y}_1, \Delta\bar{y}_2, \ldots, \Delta\bar{y}_T)', \bar{y}_{-1} = (\bar{y}_0, \bar{y}_1, \ldots, \bar{y}_{T-1})' \tag{3.59}$$

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{\Delta y_i{}' M_{i,w} \Delta y_i}{T-4} \tag{3.60}$$

$$M_{i,w} = I_T - G_i(G_i{}'G_i)^{-1}G_i{}', \text{ ve } G_i = (\bar{W}, y_{i,-1}) \tag{3.61}$$

dır.

$\beta_i = 0$ hipotezi altında $\Delta y_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it}$ olur ve böylece

$$\Delta y_i = \gamma_i \mathbf{f} + \varepsilon_i \tag{3.62}$$

$$y_{i,-1} = y_{i0}\, \boldsymbol{\tau} + \gamma_i s_{f,-1} + s_{i,-1} \tag{3.63}$$

$$\Delta \bar{y} = \bar{\gamma}\mathbf{f} + \bar{\boldsymbol{\varepsilon}} \tag{3.64}$$

$$\bar{y}_{-1} = \bar{y}_0\, \boldsymbol{\tau} + \bar{\gamma} s_{f,-1} + \bar{s}_{-1} \tag{3.65}$$

elde edilmektedir. Burada $s_{ft} = \sum_{j=1}^{t} f_j$ ve $t = 1,2,\ldots$ için $s_{it} = \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_{ij}$ ve $\bar{s}_t = N^{-1}\sum_{j=1}^{N} s_{jt}$ olmak üzere $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, \ldots, \varepsilon_{iT})'$, $\mathbf{f} = (f_1, f_2, \ldots, f_T)'$, $\bar{\boldsymbol{\varepsilon}} = (\bar{\varepsilon}_1, \bar{\varepsilon}_2, \ldots, \bar{\varepsilon}_T)'$, $\bar{\varepsilon}_t = N^{-1}\sum_{j=1}^{N} \varepsilon_{jt}$, y_{i0} sabit veya rassal verilen başlangıç değeri, $\bar{y}_0 = N^{-1}\sum_{j=1}^{N} y_{j0}$, $s_{i,-1} = (0, s_{i1}, \ldots, s_{i,T-1})'$, $s_{f,-1} = (s_{f0}, s_{f1}, \ldots, s_{f,T-1})'$, $\bar{s}_{-1} = (0, \bar{s}_1, \ldots, \bar{s}_{T-1})$'dir. (3.62) nolu denklemden (3.64) nolu denklem çıkarılırsa, $\bar{\gamma} \neq 0$ için,

$$\Delta y_i = \delta_i + \Delta \bar{y} + \xi_{it} \tag{3.66}$$

$$\delta_i = \gamma_i / \bar{\gamma} \text{ ve } \xi_{it} = \varepsilon_{it} - \delta_i \bar{\varepsilon}_t \tag{3.67}$$

$$\bar{M}_w\, \Delta y_i = \bar{M}_w \xi_i \text{ ve } M_{i,w}\, \Delta y_i = M_{i,w} \xi_i \tag{3.68}$$

dır ve burada $\xi_i = (\xi_{i1}, \xi_{i2}, \ldots, \xi_{iT})' \sim (0, \omega_i^2 I_T)$'dır.

$$\omega_i^2 = \sigma_i^2 \left(1 - \frac{2\delta_i}{N}\right) + \frac{\delta_i^2}{N}\bar{\sigma}^2 = \sigma_i^2 + O\left(\frac{1}{N}\right) \tag{3.69}$$

ve $\bar{\sigma}^2 = N^{-1}\sum_{j=1}^{N} \sigma_j^2 < \infty$'dır ve

$$\bar{M}_w\, \Delta y_i = \omega_i \bar{M}_w \upsilon_i \text{ ve } M_{i,w}\, \Delta y_i = \omega_i M_{i,w} \upsilon_i \tag{3.70}$$

olur ve burada $\upsilon_i = \xi_i / \omega_i \sim (0, I_T)$'dir.

Aynı şekilde (3.63) nolu denklemden (3.65) nolu denklem çıkarılırsa;

$$y_{i,-1} = (y_{i0} - \delta_i \bar{y}_0)\boldsymbol{\tau} + \delta_i \bar{y}_{-1} + s_{i,-1} - \delta_i \bar{s}_{-1} \qquad (3.71)$$

$$\bar{M}_w\, y_{i,-1} = \omega_i \bar{M}_w \varsigma_{i,-1} \qquad (3.72)$$

denklemleri elde edilmektedir (Pesaran, 2007: 270). Burada $\varsigma_{i,-1} = (s_{i,-1} - \delta_i \bar{s}_{-1})/\omega_i$'dir. ς_i, υ_i ile ilişkili rassal yürüyüş sürecidir.

$$t_i(N,T) = \frac{\sqrt{T-4}\,\upsilon_i' \bar{\mathbf{M}}_\mathbf{w} \varsigma_{i,-1}}{(\upsilon_i' \mathbf{M}_{\mathbf{i,w}} \upsilon_i)^{1/2} (\varsigma_{i,-1}' \mathbf{M}_{\mathbf{i,w}} \varsigma_{i,-1})^{1/2}} \qquad (3.73)$$

olur. (3.73) nolu denklemde, (3.60) ve (3.72) eşitlikleri yerlerine yazılırsa hesaplanan (3.56) t-istatistiği $t_i(N,T)$ elde edilir.

(3.55) nolu denklemden her bir birim için ayrı bir CADF regresyonu hesaplandığı anlamına gelmektedir ve (3.56) nolu denklem $t - istatistiği$ ise CADF istatistiğidir. Panelin geneli için bireysel CADF test istatistiklerinin ortalaması kullanılmıştır. Bu istatistik IPS testine dayanan CIPS istatistiğidir ve aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

$$CIPS\,(N,T) = t - bar = N^{-1} \textstyle\sum_{i=1}^{N} t_i(N,T) \qquad (3.74)$$

CIPS test prosedürü, yatay kesit bağımlılığa ek olarak, bireysel hata terimlerinin serisel korelasyonlu olduğu duruma kolayca genişletilebilmektedir. Kalıntıların serisel korelasyonlu olduğu durum birkaç farklı şekilde modellenebilir: doğrudan bireysel hata terimleri ile ortak faktörler ile veya bu ikisinin karışımı ile. Yine model yapısı olarak durağan birinci dereceden otoregresif süreç kullanılmıştır. Bireysel hata terimleri ve ortak faktörler serisel olarak korelasyonlu olduğu durum aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır (Pesaran, 2007: 279-280):

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \vartheta_{it} \qquad (3.75)$$

$$\vartheta_{it} = \rho_i \vartheta_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \;\; |\rho_i| < 1 \qquad (3.76)$$

Burada $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2)$'dir. (3.54) denklemi aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir:

$$\Delta y_{it} = -\mu_i \beta_i (1 - \rho_i) + \beta_i y_{i,t-1} + \rho_i (1 + \beta_i) \Delta y_{it-1} + \gamma_i (f_t - \rho_i f_{t-1}) + \varepsilon_{it} \qquad (3.77)$$

Ortak faktördeki serisel korelasyon ek zorluklar yaratmamakta ve daha önce olduğu gibi bu ortak faktörler $\bar{y}_t$ ve $\bar{y}_{t-1}$ ile temsil edilmektedir (Pesaran, 2007: 281).

Kalıntıların serisel korelasyonu aşağıdaki gibi de modellenebilmektedir:

$$u_{it} = \rho_i u_{i,t-1} + \eta_{it},\ |\rho_i| < 1,\ i = 1,2, \dots, N \text{ için} \quad (3.78)$$

Kalıntılar için tek faktörlü bir model varsayılarak yatay kesit bağımlılığına izin verilmektedir:

$$\eta_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (3.79)$$

Bu gösterim altında (3.54) eşitliği yeniden aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$\Delta y_{it} = -\mu_i \beta_i (1 - \rho_i) + \beta_i (1 - \rho_i) y_{i,t-1} + \rho_i (1 + \beta_i) \Delta y_{it-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (3.80)$$

(3.80) denkleminde gözlenmeyen ortak etkilerle başa çıkmak için, birim kök hipotezi altında $\beta_i = 0$ ve $\rho_i = \rho$ için aşağıdaki denklem elde edilmektedir:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho \Delta y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (3.81)$$

Buna göre, kalıntılarda hem yatay kesit hem de zaman bağımlılığı modellerinin etkilerini asimptotik olarak filtrelemek için genişletilmiş CADF regresyonu aşağıdaki gibi önerilmektedir (Pesaran, 2007: 281-282):

$$\Delta y_i = b_i y_{i,-1} + \bar{W}_i\, c_i + e_i \quad (3.82)$$

Burada $\bar{W}_i = (\Delta y_{i-1,} \Delta \bar{y}, \Delta \bar{y}_{-1}, \tau_T, \bar{y}_{-1})$, kalıntıların serisel korelasyonsuz olduğu durumlardaki tanımlanan gözlemlerin Tx5 boyutlu matrisidir. Bu durumda bireysel CADF istatistiği ise aşağıdaki gibi olmaktadır:

$$t_i(N,T) = \frac{\Delta \mathbf{y}_i' \bar{\mathbf{M}}_i \mathbf{y}_{i,-1}}{\hat{\sigma}_i (\mathbf{y}_{i,-1}' \bar{\mathbf{M}}_i \mathbf{y}_{i,-1})^{1/2}} \quad (3.83)$$

Burada $\hat{\sigma}_i^2 (T-6)^{-1}\, \Delta y_i' M_{i,w} \Delta y_i$, $\bar{M}_i = I_T - \bar{W}_i \left(\bar{W}_i{}' \bar{W}_i\right)^{-1} \bar{W}_i{}'$ ve $M_{i,w} = I_T - G_i (G_i{}' G_i)^{-1} G_i{}'$, ve $G_i = (y_{i,-1}, \bar{W})$'dir (Pesaran, 2007: 282).

Bireysel hata terimlerinin serisel korelasyonu durumunda, istatistiğin dağılımında herhangi bir değişiklik olmadan (3.55) CADF regresyonuna uygun sayıda gecikmeli değerlerin eklenmesiyle test prosedürü kolayca genişletilebilmektedir (Pesaran, 2007: 285):

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i + c_i\bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^{p} d_{ij}\,\Delta\bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \delta_{ij}\Delta y_{i,t-j} + e_{it} \qquad (3.84)$$

(3.84) denklemi p inci dereceden bireysel hata teriminin hem yatay kesitsel hemde serisel korelasyonlu regresyonunu göstermektedir.

CIPS testinin küçük örneklem özellikleri N ve $T = 10, 20, 30, 50$ ve 100 için yatay kesit bağımlılık içeren (düşük veya yüksek) ve birime özgü kalıntılar arasında otokorelasyon içeren (pozitif veya negatif) farklı modeller için Monte Carlo deneyleri ile araştırılmıştır. Simülasyonlar, yatay kesitsel olarak genişletilmiş panel birim kök testlerinin nispeten küçük N ve T değerleri için bile tatmin edici boyut ve güç özelliklerine sahip olduğunu göstermektedir (Pesaran, 2007: 267).

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

KALINTILARLA GENİŞLETİLMİŞ PANEL BİRİM KÖK TESTİ

Bazı seriler, büyük ölçüde çarpıklığa veya aşırı basıklığa sahip kalın kuyruklu bir dağılım sergileyebilmektedir. Benzer şekilde bir regresyon denkleminin hata terimi de normal dağılımdan çarpık ve normal dağılıma göre basık veya sivri dağılım sergileyebilmektedir. Bu gibi dağılım biçimleri, serilerde hata teriminin normal dağılmamasına yol açmaktadır. Bu durumlarda EKK tahmincilerinin yansız ve tutarlı olmakta, fakat etkin olmamaktadır. Dolayısıyla EKK tahminlerine dayanan birim kök testleri hata teriminin dağılımın normal olmamasından etkilenebilmektedir. Bu yüzden geleneksel birim kök testlerinin nispeten düşük güce sahip oldukları ortaya koyulmuştur. Hata teriminin normal dağılmamasından kaynaklanan bu sorunlar başvurulacak bazı dönüşümlerle ortadan kaldırılabilir veya hafifletilebilir. Bu testlerden biri de kalıntılarla genişletilmiş en küçük kareler (Residual Augmented Least Squares-RALS) tahmincileri ile geliştirilmiş birim kök testidir. Im ve Schmidt (2008) tarafından önerilen bu tahminciler kalıntıların normal dağılmama bilgisini kullanmakta ve asimptotik olarak etkin olmaktadır.

RALS testleri normal dağılmayan hatalara özgü bilgilere dayanmaktadır. Bu sebeple RALS testlerinin normal olmayan hatalar hakkında bilgi kullanmayan geleneksel testlere kıyasla önemli ölçüde daha güçlü olduğu ifade edilmektedir. RALS tahmincilerinin kalıntılar normal dağılmadığında bile asimptotik olarak etkin olmaları da ayrı bir avantaj sağlamaktadır. RALS prosedürü, asimetri ve kalın kuyruk dağılımları da dâhil olmak üzere normal olmayan herhangi bir durumda kullanılabilmektedir (Solarin, 2019: 269). Ayrıca, RALS prosedürü ve normal olmayan hataların bilgisi kullanarak geliştirilen birim kök sınamaları testin gücünü artırmak için kullanılmaktadır (Churchill vd., 2018: 917). Payne vd. (2017)'nin belirttiği üzere standart birim kök testleri normal olmayan hataların varlığından etkilenmemekte ancak bu durum normal olmayan hatalarla ilgili bilgilerin göz ardı edilmesi ve kullanılmaması gerektiği anlamına gelmemektedir. Bu nedenle, RALS prosedürü standart birim kök testlerinin gücünü arttırmak ve bir serinin önemli bileşenlerini kullanmak için uygun bir yol sağlamaktadır.

Gerçek verilerle uğraşırken normal olmayan dağılımlar ile karşılaşmak çok muhtemel olmaktadır. Normal olmayan dağılımlar çeşitli nedenlerle ortaya çıkabilmekte ve bazı durumlarda doğrusal olmayan biçimlerden ayırt edilmeleri zor olmaktadır. Örneğin, birçok finansal zaman serisi değişkenleri genellikle doğrusal olmayan bir çerçevede modellenen sivri dağılımlara sahip olmaktadır. Buna ek olarak, bazı finansal değişkenler, verilerde bir asimetrik ilişki olduğunda ortaya çıkabilen çarpık dağılımlarla gösterilmektedir. RALS, kalıntı terimlerinin dağılımında çarpıklığa ve basıklığa karşı dayanıklı olduğu ve periyodik olarak çöken finansal balonların (bubbles) tespitinde daha güçlü olduğu ifade edilmektedir (Taylor ve Peel, 1998: 223).

Eğer belirli bir doğrusal olmayan form biliniyorsa, belli bilgileri kullanarak doğrusal olmayan testlerden yararlanmak mümkündür. Ancak bu yaklaşımın muhtemel bir zorluğu, bu tür bilgilerin kolay elde edilememesinden ve uygun doğrusal olmayan modeli seçmeyi sağlayacak bir testin bulunmamasından kaynaklanmaktadır. Aynı zamanda hata teriminin uygun bir yoğunluk fonksiyonunun bulunması da problem teşkil etmektedir. Normal dağılmayan hatalar hakkındaki bilgileri görmezden gelmek, birim kök test literatüründe yaygın bir durumdur. Bunun temel nedenlerinden biri, alışılmış birim kök testlerinin sınır dağılımlarının normal olmayan hataları dikkate almalarıdır. Örneğin, doğrusal DF testlerinin sınır dağılımı, hata teriminin dağılımına ilişkin varsayımlara bağlı değildir. Fakat bununla birlikte bu sonuç, normal dağılmayan hatalarla temsil edilen bilgilerin yararsız olduğu veya ihmal edilmesi gerektiği anlamına gelmemektedir. Eğer normal dağılmama bilgisini kullanmanın bir yolu varsa, sonucun faydalı olacağı vurgulanmaktadır. Normal dağılmayan hatalar hakkındaki bilgileri kullanmanın, birim kök testlerinin gücünü artırmada önemli bir kaynak sağlamaktadır (Im vd., 2014: 315-316). Burada temel soru, normal dağılmayan hatalar hakkındaki bilginin nasıl kullanılacağıdır.

4.1. Kalıntılarla Genişletilmiş EKK (RALS) Tahmincileri

Normallik varsayımı altında en küçük kareler (EKK) tahmini etkili ve kullanışlı bir yöntem olarak bilinmektedir. Fakat bununla birlikte, hatalar normal dağılıma sahip değilse, daha yüksek momentlerin regresörlere bağlı olmadığı iddiasından faydalanarak etkinlik kazanılacağı ifade edilmektedir. Daha yüksek momentlerin regresörlere bağımlı olmadığı varsayımı altında GMM çerçevesinde kullanılabilir ve GMM tahmincilerine asimptotik olarak eşdeğer basit tahminciler sağlanabileceği belirtilmektedir. Bu tahminciler, en küçük kareler kalıntılarının fonksiyonlarıyla zenginleştirilen doğrusal regresyonlarla hesaplanabilmektedir (Im ve Schmidt, 2008: 219).

Hansen 1995 yılında yapmış olduğu çalışmasında durağan kovaryatlar ile genişletilmiş birim kökü test etmiştir. Yapılan bu çalışmada RALS tabanlı testlerin dağılımı sınırlandırılmıştır. Bunu yaparken, durağan kovaryatlar ile genişletilen regresyonun hata varyansı Dickey-Fuller regresyonununkinden daha küçük olduğunu belirtmiştir. Çünkü hata terimiyle ilişkili olan değişkenlerle genişletilmiş eşitliği test ederek tahminin etkinliğini artırmanın mümkün olduğunu belirtmiştir. RALS testinin altında yatan fikir de buna benzerdir. Hansen'in metodolojisini kullanmak için, hata terimiyle ilişkili olan fakat regresörlerle ilişkisiz olan durağan kovaryantların bulunması gerekmektedir. Çoğu zaman, böyle "dış" değişkenleri bulmak kolay olmamaktadır. RALS testleri bu noktada diğer testlerden ayrılmaktadır. Çünkü RALS testleri ifade edilen bu dış değişkenlere ihtiyaç duymamaktadır. Çünkü genellikle ihmal edilen normal olmayan hatalar içerisindeki değerli bilgiyi bu amaçla kullanmaktadır. Bu bilgileri kullanabildiği için daha kullanışlı olduğu iddia edilmektedir. Yine de, böyle durağan kovaryatlar var ise, RALS tabanlı testlerin gücünü daha da artırmak için ayrıca bunlardan yararlanmak faydalı olmaktadır. Kısacası RALS tabanlı birim kök testleri önemli güç kazançları sağlamaktadır (Im vd. 2014: 317).

Daha açık bir ifadeyle, y_i , $i = 1,2,\ldots,N$; μ ortalama ve σ^2 varyans ile tesadüfi bir örneklem olmak üzere; $\mu_j = E(y-\mu)^j$, $j = 2,3,$ ... olarak ve μ_j'nin tüm j için sonlu olduğu varsayılırsa; örneklem ortalaması, moment durumunda $E(y-\mu) = 0$ eşitliğine bağlı olmakta ve normallik altında etkin tahmin edici olmaktadır. $E[(y-\mu)^2 - \sigma^2] = 0$ olan ikinci moment şartı için, eğer σ^2 bilinmiyorsa, μ GMM tahmini hala örneklem ortalamasını ifade etmektedir. Ancak σ^2 biliniyorsa, farklı bir tahminciye sahip olunur ve bu tahminci $\mu_3 = 0$ olmadıkça örneklem ortalamasından daha etkin olarak elde edildiği bilinmektedir. Benzer şekilde, üçüncü momentin bilgisi $\mu_4 = 3\sigma^4$ olmadıkça örnek ortalamasının iyileştirmesi sağlanacaktır. Bu sonuçların daha yüksek momentlere genişlediğini ve aslında bütün daha yüksek momentlerin var olduğu ancak ortalama için bilgi verici olmayan tek dağılımın normal dağılım olduğu varsayılmaktadır. Etkinlik kazançları mümkün olduğunda, bir sabit (kesme) ve kalıntıların belli fonksiyonlarının (ortalamadan sapmalar) üzerine y regres edilerek momentlerin bu kazançları sağladığı ifade edilmektedir. Bu momentlere RALS tahmincileri denmektedir (Im ve Schmidt, 2008: 219-220).

RALS tahmincilerinin elde edilmesi için;

$$y_t = \phi' z_t + u_t \tag{4.1}$$

basit doğrusal regresyon ele alınsın. Burada $t = 1, \ldots, T,\ \ z_t = (1 x_t')'$, x_t, t zamanında gözlemlenen $(k-1) \times 1$ boyutlu zaman serileri ve $\phi = (\alpha\beta')'$ parametreler vektörüdür. α sabittir ve β, $(k-1) \times 1$ boyutlu bağımsız değişkenlerin katsayı vektörüdür ve u_t sıfır etrafında bağımsız özdeş dağılım gösteren simetrik bir fonksiyondur.

RALS tahmincileri $E[z_t u_t] = 0,\ E[z_t(u_t^3 - \mu_3)] = 0,\ E[z_t(u_t^2 - \sigma^2)] = 0$ şartlı momentlerine dayalı genelleştirilmiş momentler metodu (GMM) tahmincileri şeklinde yorumlanabilmektedir. Şartlı momentlerdeki σ^2, u_t'nin varyansını ve μ_i, u_t'nin i. merkezi momentini göstermektedir (Im ve Schmidt, 2008: 221).

Im (1996), β'nın GMM tahmincisi olan RALS tahmincisini β^* olarak ifade etmiştir ve bu tahminciyi elde edebilmek için (4.1) regresyonunu aşağıdaki gibi yeniden düzenlemektedir:

$$y_t = \alpha + \beta' z_t + \gamma' \widehat{w}_t + e_t \tag{4.2}$$

Burada $\widehat{w}_t = [(\hat{u}_t^3 - 3\hat{\sigma}^2 \hat{u}_t)(\hat{u}_t^2 - \hat{\sigma}^2)]'$, $\hat{u}_t$ EKK kalıntıları ve $\hat{\sigma}^2$ (4.1) nolu modelden elde edilen standart varyans tahminidir. RALS tahmincisi;

$$\beta^* = \left(\tilde{X}' M_{\widetilde{W}} \tilde{X}\right)^{-1} \tilde{X}' M_{\widetilde{W}} Y \tag{4.3}$$

şeklinde elde edilir ve $M_{\widetilde{W}}$ idempotent matristir. Ayrıca $M_{\widetilde{W}} = I_T - \widetilde{W}'\left(\widetilde{W}'\widetilde{W}\right)^{-1}\widetilde{W}$, I_T, $T \times T$ boyutlu özdeş matris olarak tanımlanmaktadır. RALS tahmincisi;

$$\sqrt{T}(\beta^* - \beta) \rightarrow N(0, \sigma_A^2 Var(X))^{-1} \tag{4.4}$$

şeklinde bir asimptotik dağılıma sahiptir.

$$\sigma_A^2 = \sigma^2 - \frac{\mu_3^2(\mu_6 - 6\mu_4\sigma^2 + 9\sigma^6 - \mu_3^2) - 2\mu_3(\mu_4 - 3\sigma^4)(\mu_5 - 4\mu_3\sigma^2) + (\mu_4 - 3\sigma^4)^2(\mu_4 - \sigma^4)}{(\mu_4 - \sigma^4)(\mu_6 - 6\mu_4\sigma^2 + 9\sigma^6 - \mu_3^2)(\mu_5 - 4\mu_3\sigma^2)^2} \tag{4.5}$$

σ_A^2 yerine tutarlı tahmincisi $\hat{\sigma}_A^2$ kullanılarak β^* için tutarlı kovaryans matrisi $\hat{V}ar(\beta^*) = \hat{\sigma}_A^2\left(\tilde{X}' M_{\widetilde{W}} \tilde{X}\right)^{-1}$ şeklinde elde edilemktedir (Taylor ve Peel, 1998: 224).

4.2. Kalıntılarla Genişletilmiş Birim Kök Testleri

Çarpıklık ve aşırı basıklık hakkında bilgi kullanan RALS yaklaşımı klasik EKK tahmininden daha etkili olmaktadır. RALS yöntemi ilk olarak Im (1996) sonra da Im ve Schmidt (2008) tarafından hata teriminin normal dışıllığı altında tahmin edicinin fonksiyonel biçimine genişletilmiştir. Ardından Taylor ve Peel (1998), RALS tahmincileri DF yapısına ekleyerek yeni bir birim kök testi elde etmişlerdir. RALS-DF birim kök testinin çarpık ve basık kalıntı terimlerinin dağılımında dirençli olduğu ifade edilmiştir (Bonjean ve Simonet, 2011: 26). Im vd. (2014), ADF regresyonlarına RALS tahmincilerini dahil etmişlerdir. Böylece standart ADF testinden daha güçlü sonuçlar elde edileceğini göstermişlerdir. Meng (2014), Schmidt ve Phillips (1992) tarafından önerilen LM birim kök testi yapısına RALS tahmncilerini ekleyerek RALS-LM birim kök testini geliştirmiştir. Böylece normal olmayan hatalar ve bazı doğrusal olmayan düzenlemeler ile daha güçlü ve sağlam test sonuçları elde etmişlerdir. Ancak sonuçlar serilerde yapısal kırılma olduğu zaman yapısal kırılmaları göz ardı etmek için geçerli olmadığından Meng vd. (2016), trend kaymalara izin veren RALS-LM testini geliştirmişlerdir. Önerilen test sonuçları, LM testine kıyasla daha güçlü olduğu ifade etmişlerdir. Canpolat (2017), SUR regresyon modellerine RALS terimleri ekleyerek elde ettiği modelin doğrusal olmayan yapı ile genişleterek daha güvenilir sonuçlar verdiğini belirtmiştir.

Geliştirilen yeni testlerin önemli bir özelliği bulunmaktadır. Bu özellik belirli bir yoğunluk fonksiyonu veya fonksiyonel bir form hakkında bilgi istememekte, bunun yerine regresyon analizinde kalıntıların daha yüksek momentlerinde bulunan normal olmayan bilgileri kullanmaktadır. RALS metodolojisine dayanan basit iki adımlı bir prosedür birim kök testlerinde uygulanmaktadır. Im ve Schmidt (2008), belirli koşullar altında standart regresyon modelini kullanmışlar ve önerilen bu durumun RALS birim kök testlerinde önemli bir avantaj sağladığını belirtmişlerdir.

4.2.1. GMM Birim Kök Testi

Im vd. (2014), ADF regresyonlarını RALS ile genişletmeden önce, birim kök hipotezi için doğrusal RALS istatistikleri ve doğrusal olmayan moment koşullarını kullanmışlardır ve bu koşulların genelleştirilmiş moment yöntemine (GMM) dayanan test istatistiklerine eşdeğer olan teorik bir sonucu olduğunu ifade etmişlerdir. Yani doğrusallaştırılmış RALS birim kök testlerinin asimptotik dağılımının, doğrusal olmayan moment koşullarını kullanan GMM tabanlı birim kök testlerininki ile aynı olduğunu göstermişlerdir. Bu sonucun doğrusal bir model çerçevesinde basitleştirilmiş bir test prosedürü kullanımına izin verdiği için kullanışlı olduğunu varsaymışlardır. Aslında, GMM çerçevesinde doğrusal olmayan moment koşullarından yararlanılmasına rağmen önerilen prosedür doğrusal en küçük kareler tahminine dayanmaktadır. Kısacası, RALS temelli birim kök testleri, doğrusal olmayan moment koşullarının hesaplanmasıyla basit bir prosedür haline gelmektedir (Im vd. 2014: 317).

RALS tabanlı birim kök testlerinde hatalar normal olmadığında asimptotik dağılımın sağlandığı belirtilmektedir. Doğrusallaştırılmış RALS birim kök testlerinin asimptotik dağılımının, doğrusal olmayan moment koşullarını kullanan GMM tabanlı birim kök testlerininki ile aynı olmaktadır (Im vd. 2014: 317-318). Aşağıdaki gibi bir zaman serisi modeli ele alınsın:

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1,2, \dots, T \tag{4.6}$$

Birim kök testinin sınaması için;

$$H_0: \phi = 1$$

$$H_1: \phi < 1$$

hipotezleri test edilmektedir. Burada bazı varsayımlar vardır.

$\varepsilon_t = \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \varepsilon_{t-j} + e_t$, $t = 1,2, \dots, T$ ve ε_t , $t = 1,2, \dots, \infty$ sıfır ortalamalı ve sonlu ikinci moment σ_e^2 iid dizi olduğu ve $\alpha(z) = 1 - \sum_{j=1}^{p} \alpha_j z^j$'nin bütün köklerinin birim çemberin dışında olduğu belirtilmektedir (Im vd. 2009: 3).

Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) test regresyonu;

$$\Delta y_t = \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j \Delta y_{t-j} + e_t, \quad t = 1,2,\dots,T \tag{4.7}$$

şeklindedir. (4.7) eşitliliğinde β'nın En Küçük Kareler (EKK) tahmincisi $\hat{\beta}_{LS}$ olmak üzere; t_{LS} , $\hat{\beta}_{LS}$'nin t istatistiği olarak gösterilirse, sıfır hipotezi altında;

$$T\hat{\beta}_{LS} \Rightarrow \alpha(1)\left(\int_0^1 W(r)^2 dr\right)^{-1} \int_0^1 W(r) dW(r) \tag{4.8}$$

ve

$$t_{LS} \Rightarrow \left(\int_0^1 W(r)^2 dr\right)^{-1/2} \int_0^1 W(r) dW(r) = DF \tag{4.9}$$

şeklinde ifade edilmektedir. Burada $\alpha(1) = 1 - \sum_{j=1}^{p} \alpha_j$ ve $W(r)$ $r \in [0,1]$ üzerinde standart Brownian Hareketidir[1] (Im vd. 2014: 317-318). $\xi_t = (\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-p})'$ ve $z_t = (y_{t-1}, \xi_t')'$ şeklinde tanımlanmakta ve moment koşulları şöyle varsayılmaktadır:

$$E[g(e_t) \otimes z_t] = 0, \; t = 1,2,\dots \tag{4.10}$$

$g(.)$ Jx1 boyutlu vektörüdür. Burada $g(.)$ tüm j'nin bazı sabit M değerleri için $\left|g_j'(x) - g_j'(y)\right| < M|x - y|$ birinci dereceden Lipschitz koşuluna[2] karşılık gelmekte ve türevlenebilir formda olmaktadır. Burada $g_j(.)$, $g(.)$'nin j inci elemanını ifade etmekte ve aynı zamanda $E[g(e_t)] = 0'$dır. $g(e_t)$'nin ikinci momenti mevcuttur ve $E[g'(e_t)] < \infty$'dır.

$C = E[g(e_t)g'(e_t)]$ ve $D = E[\frac{\partial g(e_t)}{\partial e_t}]$ ve $\psi(e_t) = D'C^{-1}$'dir ve aynı zamanda e_t ve $\psi(e_t)$ arasındaki korelasyon aşağıdaki giibi tanımlanmaktadır:

$$\rho = \frac{\sigma_{\psi e}}{\sigma_\psi \sigma_e} \tag{4.11}$$

[1] Brownian Hareket ilk olarak 1827 yılında Botanikçi Robert Brown tarafından sıvı içerisinde salınan bir polen parçacığının mikroskobik seviyedeki yer değiştirmelerinin oldukça hızlı ve düzensiz zigzag benzeri bir hareket izlediğini gözlemlenmesi üzerine ortaya atılmış ve günümüzde iktisat, finans, fizik, biyoloji vb. bilim dallarında ortaya çıkan düzensiz hareketleri (rassallığı) modellemek için yoğun olarak kullanılmaktadır. Brownian hareketi $B_t, t \in [0,T]$ rassal süreci için şu özelliklere sahiptir: 1) Sıfır ile başlar ve bağımsız sabit artışlara sahiptir 2) t zamanında süreklidir 3) $(B_t - B_s) \sim N(0, |t-s|)$'dir (Özkan ve Güngör, 2017: 378-380).

[2] $\forall x, y \; [a,b] için \; |f(x) - f(y)| \le k|x - y|$ olacak şekilde k>0 reel sayı varsa f: [a, b]→[a,b] fonksiyonu Lipschitz koşulu sağlamaktadır (Kreyszig, 1989: 307).

Burada $\sigma_{\psi}^2 = Var[\psi(e_t)] = Var[D'C^{-1}g(e_t)] = D'C^{-1}D$ ve $\sigma_{\psi e} = E[\psi(e_t)e_t] = D'C^{-1}E[g(e_t)e_t]$'dir. Daha sonra, (4.10) eşitliğindeki moment kısıtlamalarını kullanan GMM tahmincilerini dikkate almanın gerekliliği vurgulanmaktadır. GMM tahmincilerinin ilişkili t istatistiğinin yanında asimtotik dağılımlarıyla da ilgilenildiği belirtilmektedir (Im vd. 2014: 318). (4.7) eşitliğindeki ADF regresyonunda (4.10) eşitliğindeki moment koşullarını kullanan GMM tahmincisini $\tilde{\beta}_G$ ile gösterilirse $\tilde{\beta}_G$'nin asimptotik dağılımları ve buna tekabül eden t istatistiği t_G olsun. (4.6) modeli için, birim kök sıfır hipotezi altında;

$$T\tilde{\beta}_G \Rightarrow \frac{\alpha(1)}{\sigma_e \sigma_\psi}\left(\int_0^1 W_1(r)^2 dr\right)^{-1} \int_0^1 W_1(r) dW_2 \tag{4.12}$$

olmaktadır. Burada $[W_1(r), W_2(r)]'$, ρ korelasyonlu iki değişkenli bir Brownian hareketini göstermektedir (Im vd. 2014: 318). Karşılık gelen t istatistiği $t_G = \tilde{\beta}_G / se(\tilde{\beta}_G)$'dir. Burada

$$se(\tilde{\beta}_G) = \tilde{\sigma}_\psi^{-1}\sqrt{\left(\sum_{t=1}^{T} y_{t-1}^2 - \sum_{t=1}^{T} y_{t-1}\xi_t \left(\sum_{t=1}^{T} \xi_t \xi_t'\right)^{-1} \sum_{t=1}^{T} \xi_t' y_{t-1}\right)^{-1}}$$

dır. $\tilde{\sigma}_\psi^2 = \tilde{D}'\tilde{C}^{-1}\tilde{D}$, $\tilde{D} = T^{-1}\sum_{t=1}^{T} g'(\tilde{e}_t)$ ve $\tilde{C} = T^{-1}\sum_{t=1}^{T} g(\tilde{e}_t)\ g(\tilde{e}_t)'$; ve $\tilde{e}_t$ ise (4.7) regresyonunun GMM tahmininden elde edilen kalıntıları göstermektedir. Böylece

$$t_G \Rightarrow \rho DF + \sqrt{1-\rho^2} Z \tag{4.13}$$

olur ve ρ, (4.11) eşitliğindeki gibidir. DF, (4.9) eşitliğinde tanımlandığı gibi Dickey-Fuller dağılımına sahiptir. Z ise bildik standart normal dağılımdır. Modelde yalnızca sabit terim olduğunda;

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j \Delta y_{t-j} + e_t, \quad t = 1,2,\dots,T \tag{4.14}$$

regresyonu kullanılmaktadır. Bu regresyonun varsayımları $E[g(e_t) \otimes (1, z_t)'] = 0$ ek moment koşullarına sahip olmaktadır (Im vd. 2014: 319). GMM tahmincisi aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$T\tilde{\beta}_{G,\mu} = ({\sigma_{\psi}}^2 T^{-2} \sum_{t=1}^{T} \tilde{y}_{t-1}^2)^{-1} T^{-1} \sum_{t=1}^{T} \tilde{y}_{t-1} \psi(e_t) + o_p(1) \qquad (4.15)$$

Burada $\tilde{y}_{t-1} = y_{t-1} - T^{-1} \sum_{t=1}^{T} y_{t-1}$, $t = 1,2, \dots, T$ dır. Sonuç olarak;

$$T\tilde{\beta}_{G,\mu} \Rightarrow \frac{\alpha(1)}{\sigma_{\psi}\sigma_e} \int_0^1 \widetilde{W}_1(r) d\widetilde{W}_1(r) / \int_0^1 \widetilde{W}_1(r)^2 dr \qquad (4.16)$$

dır. Burada $\widetilde{W}_1(r)$ indirgenmiş Brownian hareketi olarak tanımlanmaktadır:

$$\widetilde{W}_1(r) = W_1(r) - \int_0^1 W_1(r) dr$$

Aynı zamanda;

$$t_{G,\mu} \Rightarrow \rho DF_{\mu} + \sqrt{1-\rho^2} Z \qquad (4.17)$$

dır. Burada DF_{μ} , (4.14) regresyonu için en küçük karelerden t istatistiğinin sınır dağılımını göstermektedir. Benzer şekilde, modelde bir doğrusal zaman trendi ve bir sabit olduğu zaman ise;

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_1 t + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j \Delta y_{t-j} + e_t, \quad t = 1,2, \dots, T \qquad (4.18)$$

regresyonu için aşağıdaki gibi bir GMM tahmincisi elde edilmektedir:

$$T\tilde{\beta}_{G,\tau} \Rightarrow \frac{\alpha(1)}{\sigma_{\psi}\sigma_e} \left(\int_0^1 \acute{W}_1(r)^2 dr \right)^{-1} \int_0^1 \acute{W}_1(r) d\acute{W}_2(r) \qquad (4.19)$$

Burada $\acute{W}(r)$ trendden arındırılmış Brownian hareketi ifade etmektedir (Im vd. 2014: 319).

$$t_{G,\tau} \Rightarrow \rho DF_{\tau} + \sqrt{1-\rho^2} Z \qquad (4.20)$$

Burada DF_{τ} (4.18) regresyonundaki β'nın EKK tahmincisi için t istatistiğinin sınır dağılımını göstermektedir.

t_G, $t_{G,\tau}$ ve $t_{G,\mu}$ asimptotik dağılımlarının her biri ρ gürültü parametresine bağlıdır. Yukarıdaki asimtotik dağılım durağan kovaryantları kullanmayı öneren Hansen'in (1995) dağılımına eşdeğer olmaktadır (Im vd. 2014: 319-320).

4.2.2. Kalıntılarla Genişletilmiş RALS-ADF Birim Kök Testi:

Im vd. (2009, 2014), GMM yönteminden faydalanarak RALS iki aşamalı prosedürüne dayalı metodu ADF yapısına uygulayarak yeni bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Bu yeni testin geleneksel birim kök testlerindan daha güçlü sonuçlar verdiklerini yaptıkları Monte Carlo çalışmaları ile ortaya koymuşlardır. Im vd. (2014) normal dağılmayan hatalardaki bilgileri kullanan bazı yararlı moment koşulları için (4.14) eşitliğindeki gibi sabitli model için $x_t = (1, z_t{}')'$ dönüşümü kullanmışlardır. $g(e_t) = (e_t, [h(e_t) - K]')'$ ve $E[g(e_t) \otimes x_t] = 0$ moment koşullarını iki ayrı durumu tanımlamak için ayrıştırmışlardır. İlkinin en küçük kareler tahmininin olağan moment koşulu olarak ifade edilmektedir.

$$E[e_t \otimes x_t] = 0 \tag{4.21}$$

İkincisinin ise;

$$E[(h(e_t) - K) \otimes x_t] = 0 \tag{4.22}$$

şeklinde verilen ek bir $(\mathrm{J}-1)\mathrm{x}(\mathrm{p}+2)$ moment koşulunu içerdiği belirtilmektedir.

$$C = \begin{bmatrix} \sigma_e^2 & C_{21}' \\ C_{21} & C_{22} \end{bmatrix} \text{ ve D} = \begin{bmatrix} 1 \\ D_2 \end{bmatrix} \tag{4.23}$$

notasyonunu kullanmışlar ve $C_{21} = E[e_t h(e_t)]$, $C_{22} = E[h(e_t)h(e_t)']$ ve $D_2 = E[h(e_t)']$ olarak tanımlamışlar ve aşağıdaki eşitliği elde etmişlerdir.

$$\widehat{w}_t = h(\hat{e}_t) - \overline{K} - \hat{e}_t \widehat{D}_2, \; t = 1,2,\dots,T \tag{4.24}$$

Burada $\hat{e}_t$, (4.14) regresyonundaki EKK kalıntılarını ifade etmektedir. $\overline{K} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} h(\hat{e}_t)$ ve $\widehat{D}_2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} h'(\hat{e}_t)$'dır (Im vd. 2014: 321).

Normal dağılmayan hataların bilgisini yakalamak için $h(\hat{e}_t) = [\hat{e}_t^2, \hat{e}_t^3]'$ olarak tanımlanmış ve bu da $\hat{e}_t^2$'nin ikinci ve üçüncü momenti olarak belirtilmektedir. $m_j = T^{-1}\sum_{t=1}^{T} \hat{e}_t^j$, $j = 2,3$ için;

$$\widehat{w}_t = [\hat{e}_t^2, \hat{e}_t^3]' - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}[\hat{e}_t^2, \hat{e}_t^3]' - \hat{e}_t - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}[2\hat{e}_t^2, 3\hat{e}_t^3]'$$

$$= \begin{bmatrix} \hat{e}_t^2 - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_t^2 - 2\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_t \\ \hat{e}_t^3 - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_t^3 - 3\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_t^2\hat{e}_t \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} \hat{e}_t^2 - T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_t^2 \\ \hat{e}_t^3 - T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_t^3 - 3T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_t^2\hat{e}_t \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} \hat{e}_t^2 - m_2 \\ \hat{e}_t^3 - m_3 - 3m_{2t}\hat{e}_t \end{bmatrix}$$

O halde $\widehat{w}_t = [\hat{e}_t^2 - m_2, \hat{e}_t^3 - m_3 - 3m_{2t}\hat{e}_t]'$ şeklinde elde edilmektedir (Çoban, 2018: 56-57).

Kalıntılarla genişletilmiş en küçük kareler (RALS) regresyonuna dayalı ADF test süreci yeniden aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p}\delta_j \Delta y_{t-j} + \widehat{w}_t'\gamma + v_t,\ t = 1,2,\dots,T \tag{4.25}$$

Burada $\widehat{w}_t$ terimiyle, DF regresyonuna genişletilmektedir. $\widehat{w}_t$, DF regresyonundan elde edilen kalıntıların bir fonksiyonu olduğu için, (4.25) denklemine ait tahmincinin "RALS tahmincisi" olarak tanımlanmaktadır. β'nın RALS tahmincisi $\hat{\beta}_{R,\mu}$ olarak gösterilmekte ve $\beta = 0$ için t istatistiğine karşılık gelen tahmincisi ise $t_{R,\mu}$ olarak ifade edilmektedir. Burada RALS tahmincisinin en küçük kareler tahminiyle elde edildiğine ve $g(e_t)$'de verilen bazı doğrusal olmayan moment koşullarına rağmen, doğrusal olmayan optimizasyon prosedürüne ihtiyaç duyulmadığına vurgu yapılmaktadır (Çoban, 2018: 58).

Bir zaman serisinin $\phi = 1$ olan (4.1) eşitliğini izlediği kabul edilirse, (4.6) ve (4.7) varsayımları altında, eşitlik (4.25)'ten $\hat{\beta}_{R,\mu}$ RALS tahmincisi, (4.21) ve (4.22) moment koşullarını kullanan $\hat{\beta}_{G,\mu}$ GMM tahmincisine asimptotik olarak eşdeğer olmaktadır. Ayrıca, RALS temelli $t_{R,\mu}$ t istatistiğinin sınır dağılımı GMM t istatistiğine karşılık gelen $t_{G,\mu}$ ile aynı olduğu belirtilmektedir (Im vd. 2014: 321).

Regresyona doğrusal bir zaman trendi eklendiği zaman;

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_1 t + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p}\delta_j \Delta y_{t-j} + \widehat{w}_t'\gamma + v_t, \quad t = 1,2,\dots,T \tag{4.26}$$

formunda olmaktadır. Yapı olarak, $\hat{\beta}_{R,\tau}$ RALS tahmincisi ve $t_{R,\tau}$ t istatistiği sırasıyla eşitlik (4.19) ve (4.20) denlemlerine karşılık gelen GMM tahmincisi $\hat{\beta}_{G,\tau}$ ve $t_{G,\tau}$ t istatistiği gibi aynı dağılımlara sahip olmaktadır. Model için bir sabit veya trend olmaksızın RALS tahmincisi $\hat{\beta}_R$ ve t istatistiği t_R için benzer sonuçların elde edilmektedir.

RALS birim kök testlerini elde etmek için, (4.7), (4.14) veya (4.18) regresyonlarından kalıntılar ilk önce normal DF testi regresyonu ile hesaplanmakta ve daha sonra bu kalıntılardan $\hat{w}_t$'yı elde etmek için yararlanılmaktadır. (4.14) eşitliğinden $\hat{e}_t = \Delta y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta} y_{t-1} - \sum_{j=1}^{p} \hat{\delta}_j \Delta y_{t-j}$ eşitliğini elde etmek mümkündür. Daha sonra ikinci aşamada $\beta = 0$ da ki t istatistiği genişletilmiş RALS regresyonu kullanılarak hesaplanmaktadır (Im vd. 2014: 321-322).

4.2.3. Kalıntılarla Genişletilmiş LM (RALS-LM) Birim Kök Testi

Meng vd. (2014) tarafından literatüre kazandırılan kalıntılarla genişletilmiş LM (RALS-LM) birim kök testi, geleneksel Dickey ve Fuller (1979) birim kök testlerinin gücünü artırmak için Im ve Schmidt (2008)'in RALS tahmin prosedürüne uyarlanmıştır. RALS prosedürü, regresyon denklemindeki hataların doğrusallık, asimetri ya da kalın kuyruk dağılımları gibi normaliteden herhangi bir sapma sergilediğinde var olan bilgileri kullanan yapı olarak tanımlanmaktadır.

Hatalar normal değilse, kalıntıların daha yüksek momentleri normal dağılmama bilgileri içermektedir. RALS prosedürü ile yoğunluk fonksiyonu veya herhangi bir doğrusal dışılığın hassas fonksiyonel formu gibi normal dağılmama durumunda, ön bilgi içermeksizin doğrusal test denkleminde bu momentlerin kolayca kullanılabileceği ifade edilmektedir (Meng vd., 2014: 344).

$$\Delta y_t = \delta' \Delta z_t + \phi \tilde{y}_{t-1} + e_t \qquad (4.27)$$

Burada $\tilde{y}_t = y_t - \tilde{\psi} - z_t \tilde{\delta},\ t = 2,3,\dots,T$; $\tilde{\delta},\ \Delta z_t$ üzerinde Δy_t'nin regresyonundan sağlanan katsayıların vektörünü ve $\tilde{\psi}$ ise $y_1 - z_1 \tilde{\delta}$ tarafından verilen ψ'nin kısıtlı maksimum olabilirlik tahmincisini göstermektedir. y_1 ve z_1 sırasıyla y_t ve z_t'nin ilk gözlemidir. Otokorelesyonlu hataları kontrol etmek için (4.27)'deki eşitliğe $\Delta \tilde{y}_{t-j},\ j = 1,2,\dots,p$ terimi eklenmekte ve ve regresyon modeli aşağıdaki formda tanımlanmaktadır:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta z_t + \phi \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} c_j \, \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_t \quad (4.28)$$

LM test istatistiği $\tilde{\tau}_{LM}$, ϕ'nin t istatistiğidir. Daha sonra, Im ve Schmidt (2008) ve Im vd. (2014) tarafından önerilen RALS tahmin prosedürünü kullanan bu birim kök testinin gücünü artırmak için normal olmayan hatalar hakkındaki bilgiler kullanılmaktadır (Meng vd., 2014: 346-347). Öncelikle RALS-ADF birim kök testinde olduğu gibi aşağıdaki moment koşulları dikkate alınmaktadır.

$$E[g(e_t) \otimes F_t] = 0, \; t = 1,2, \ldots, T \quad (4.29)$$

Burada $K = E(e_t)$ ve $g(e_t) = (e_t, [h(e_t) - K]')'$'dir. $h(e_t)$ ise e_t hata teriminin doğrusal olmayan fonksiyonunu belirtmektedir. Moment koşulları aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$E[e_t \otimes F_t] = 0 \quad (4.30)$$

$$E[(h(e_t) - K) \otimes F_t] = 0 \quad (4.31)$$

(4.30), en küçük kareler tahmininin olağan moment koşuludur ve (4.31), e_t'nin doğrusal olmayan fonksiyonlarına dayanan ek bir moment koşullarını içermektedir (Çoban, 2018: 55-56). Sıradan LM regresyonu (4.28)'den kalıntılar $\hat{e}_t$ olarak elde edilirse, Im ve Schmidt (2008) tarafından aşağıdaki terim tanımlanmıştır:

$$\widehat{w}_t = h(\hat{e}_t) - \widehat{K} - \hat{e}_t \widehat{D}_2 \quad (4.32)$$

Burada $h(\hat{e}_t) = [\hat{e}_t^2, \hat{e}_t^3]'$, $\widehat{K} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} h(\hat{e}_t)$ ve $\widehat{D}_2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} h'(\hat{e}_t)$'dır. $m_j = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} \hat{e}_t^j$ eşitliği kullanarak genişletilmiş terimler;

$$\widehat{w}_t = [\hat{e}_t^2 - m_2, \hat{e}_t^3 - m_3 - 3m_2 \hat{e}_t]' \quad (4.33)$$

Şeklinde olmaktadır (Meng vd. 2014: 347).

RALS-LM prosedürü, $\widehat{w}_t$ ile (4.28) denklemindeki test regresyonunun genişletilmesi olarak tanımlanmaktadır. $\widehat{w}_t$ da ki ilk terim değişen varyans olmama şartı olan $E = [(\hat{e}_t^2 - \sigma_e^2)\tilde{y}_{t-1}]$ moment koşulu ile ilişkilidir. Hata terimleri simetrik olmadığında bu durum ϕ tahmincisinin etkinliğini artırmaktadır ve $\widehat{w}_t$ eşitliğindeki ikinci terimin $m_4 = 3\sigma^4$ olmadıkça etkinliği arttırabilecektir. $k > 3$ ile $h(\hat{e}_t) =$

$[\hat{e}_t^2, \hat{e}_t^3, \hat{e}_t^4, \dots, \hat{e}_t^k]'$ kullanarak daha yüksek momentleri kullanmak mümkündür ve daha yüksek momentlere karşılık gelen $\hat{w}_t$, uygun biçimde (4.33) de ki gibi tanımlanabilmektedir. Sadece normal dağılım için geçerli olan $m_{k+1} = k\sigma^2 m_{k-1}$ olmadığı sürece ek etkinlik kazancı elde edilebilecektir. Böylece, hata teriminin dağılımı normal olmadığında, aşağıdaki gibi $\hat{w}_t$ ile genişletilmiş regresyon modeli ile etkinlik artırılmaktadır (Çoban, 2018: 57).

$$\Delta y_t = \delta' \Delta z_t + \phi \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} g_j \, \Delta \tilde{y}_{t-1} + \hat{w}_t' \gamma + e_t \qquad (4.34)$$

RALS-LM istatistiği, (4.34)'e uygulanan en küçük kareler tahmin prosedürü aracılığıyla elde edilmektedir. $\phi = 0$ için, karşılık gelen t istatistiğini τ_{RLM} şeklinde gösterilmektedir.

(4.34) eşitliğinde $\phi = 0$ hipotezi için t istatistiği göz önünde bulundurulduğu varsayılırsa, RALS-LM t istatistiği τ_{RLM} için asimptotik dağılımın aşağıdaği gibi olmaktadır (Mend vd., 2014: 348).

$$\tau_{RLM} \rightarrow \rho \tau_{LM} + \sqrt{1 - \rho^2} N(0,1) \qquad (4.35)$$

Burada τ_{LM}, (4.28) regresyonunda sıradan LM tahmincisi için t-istatistiğinin sınır dağılımını gösterdiği ve ρ'nin ise e_t ve $\psi(e_t)$ arasındaki korelasyonu göstermektedir.

$$\rho = \frac{\sigma_{\psi e}}{\sigma_{\psi} \sigma_e} \qquad (4.36)$$

Burada $\psi(e_t) = D'C^{-1} \, g(e_t)$, $\sigma_{\psi}^2 = Var[\psi(e_t)] = Var[D'C^{-1} \, g(e_t)] = D'C^{-1}D$, ve $\sigma_{\psi e} = E[\psi(e_t) e_t] = DC^{-1} E[g(e_t) e_t]$ dır.

RALS-LM testleri ile (4.30) ve (4.31)'deki aynı moment koşullarını kullanan GMM tahmincileri asimptotik olarak aynı olmaktadır. Hansen (1995) 'in belirttiği gibi τ_{LM}'in sınır dağılımının durağan kovaryantlarla yapılan birim kök testlerininkine benzerdir (Im vd. 2014: 320). Aradaki farkın, ρ^2 parametresinin tahmin şeklinden kaynaklanmaktadır. Hansen modelleri için özel bir durumun olmakta ve ρ^2'nin aşağıdaki gibi tahmin edilmektedir: (Meng vd., 2014: 348-349):

$$\hat{\rho}^2 = \hat{\sigma}_A^2 / \hat{\sigma}^2 \qquad (4.37)$$

Burada $\hat{\sigma}^2$, (4.29)'da ki LM regresyonundaki hata varyansının olağan tahminidir ve $\hat{\sigma}_A^2$, (4.34) 'deki RALS-LM regresyonundaki hata varyansının tahminidir. Amsler ve Lee (1995)'nin sonuçlarına benzer olarak, τ_{RLM} RALS-LM test istatistiğinin asimtotik dağılımının, düzey kaymalı modeldeki kırılma konumu parametresi λ_j'ye bağlı olmamaktadır. Bu nedenle, düzey kaymalarının sayısına ve kırılma konumlarının olası tüm farklı kombinasyonlarına bakılmaksızın, yeni kritik değerler simüle etmeye ihtiyaç duyulmamaktadır. Ayrıca, farklı kırılma konumlarına ve ρ^2 değerlerine karşılık gelen olası tüm farklı kritik değerleri elde etmek mümkün olmamaktadır. $\rho^2 = 1$ olduğu zaman, $\tau_{RLM} = \tau_{LM}$ olmaktadır. Böylece normal LM testi için kritik değer kullanılabilmekte ve kritik değerler Meng vd. (2014)'te verilmektedir. Bu kritik değerler, serilerde çoklu düzey kırılmaları olduğunda bile kullanılabileceği ifade edilmektedir (Meng vd., 2014: 349).

4.3. Kalıntılarla Genişletilmiş (RALS) Fonkiyonlu CADF ve CIPS Panel Birim Kök Testi

Bu çalışmanın amacı RALS yaklaşımı içeren yeni bir birim kök testi önermektir. RALS yaklaşımı normal olmayan dağılım bilgisi kullandığı için oldukça güçlü bir yaklaşımdır. Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CIPS panel birim kök testi, RALS yaklaşımı ile genişletilmiştir. Böylece normal olmayan hataların olması durumunda daha güçlü olabilecek bir test yapısı ortaya çıkarılmıştır. Bir sonraki bölümde bu yeni testin kritik değerleri ve daha sonraki bölümde ise boyut ve güç (size ve power) özellikleri açıklanmıştır.

Pesaran (2007), basit dinamik doğrusal heterojen panel veri modeline göre üretildiği varsayılan ve t zamanında $i.$ yatay kesit biriminde gözlemlenen y_{it} değişkenini aşağıdaki gibi tanımlamaktadır:

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \qquad (4.38)$$

Burada y_{i0} başlangıç değeri sonlu ortalama ve varyans ile verilen bir yoğunluk foksiyonuna sahiptir. Tek faktör yapısına sahip u_{it} aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \qquad (4.39)$$

Burada f_t yatay-kesit bağımlılığa neden olan gözlenemeyen faktörlerdir ve $f_t \sim iid(0, \sigma_f^2)$'dir. Bu sayede yatay kesit bağımlılığının önüne geçilmeye çalışılmaktadır. γ_i ise bireysel faktör yüklerini göstermektedir.

Daha genel olarak durağan bir genel otoregresif süreç (4.38) ve (4.39) eşitliklerinden;

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \tag{4.40}$$

şeklinde ifade edilir. Burada $\alpha_i = (1 - \phi_i)\mu_i$ ve $\beta_i = -(1 - \phi_i)$ ve $\Delta y_{it} = y_{i,t} - y_{i,t-1}$'dir. ε_{it} ise bireysel hatayı göstermekte ve aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır (Pesaran, 2007: 269):

$$\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + e_{it} \tag{4.41}$$

Pesaran (2007) modelde ortak faktör f_t'nin yerine y_{it}'nin yatay kesit ortalamalarını kullanmayı önermektedir. Dolayısıyla model yapısı (3.55)'te gösterildiği gibi olmaktadır. Ayrıca hata terimlerinin serisel korelasyonu durumunda istatistiğin dağılımında herhangi bir bozulma olmadan modele uygun sayıda gecikmeli değerlerin eklenmiş olduğu (3.84) nolu denklem aracılığı ile test istatistiği geliştirilmiştir.

Bilindiği üzere CIPS testi, bireysel CADF test istatistiklerinin ortalamalarından elde edilmektedir. Öncelikle panelin her bir birimine ait kalıntılardan yararlanılarak aşağıdaki bireysel RALS terimi elde edilir.

$$\widehat{w}_t = [\, \hat{\varepsilon}_t^2 - m_2, \hat{\varepsilon}_t^3 - m_3 - 3m_2\hat{\varepsilon}_t]' \tag{4.42}$$

Burada $m_j = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} \hat{e}_t^j$, $j = 2{,}3$ için, $m_2 = \hat{\sigma}_{\hat{\varepsilon}_{kt}}^2$'dir yani ikinci momenttir ya da kısaca varyansı temsil etmektedir. m_3 ise üçüncü momenti temsil etmektedir. Kalıntılar aracılığı ile elde edilen $\widehat{w}_t$ serileri, CADF denklemine dâhil edilmiştir. Burada normal dağılmama bilgisini model yapısında kullanabilmek ve böylelikle normal dağılım göstermeyen hatalarda diğer tahmin yöntemlerinden elde edilen sonuçlardan daha güçlü sonuçlar elde edilmesi amaçlanmaktadır.

(3.55) CADF modeline, kalıntılardan oluşturulan bu seriler model içerisine eklendiğinde yeni denklem sistemi aşağıdaki formda gösterilmektedir ve RALS terimi eklenmiş CADF denklemi şöyledir:

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + \gamma_2' \widehat{w}_{it} + e_{it} \quad (4.43)$$

(4.43) numaralı denklem kalıntılarla genişletilmiş CADF (RALS-CADF) olarak adlandırılabilir. Bu denklem birim kök sıfır hipotezini sınamak için b_i parametresinin EKK t istatistiğini kullanmaktadır. Panelin geneline ait test istatistiği oluşturmak amacıyla her birim için ayrı ayrı tahmin edilmektedir. RALS-CADF t-istatistiği kullanılarak IPS testinin yatay kesitsel geliştirilmiş versiyonuna dayanan CIPS istatistiği aşağıdaki şekildedir:

$$RALS - CIPS\ (N,T) = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} t_i(N,T) \quad (4.44)$$

Daha önceki tanımlamalara benzer olarak (4.44) denklemine RALS-CIPS istatistiği adı verilir.

Önerilen bu yeni testin sıfır hipotezi (4.40) denklemindeki genel otoregresif süreç katsayısında ki bütün i'ler için;

$$H_0: \beta_i = 0$$

iken karşı heterojen alternatif hipotez;

$$H_1: \beta_1 < 0, \beta_2 < 0, \dots, \beta_{N_0} < 0, \quad N_0 \leq N$$

şeklindedir.

Bireysel hata terimlerinin serisel korelasyonu durumunda, (4.43) RALS-CADF regresyonuna uygun sayıda bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri eklenmektedir ve RALS terimlerinin eklenmesiyle elde edilen denklem yapısı aşağıdaki gibi olmaktadır:

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^{p} d_{ij}\, \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \delta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \gamma_2' \widehat{w}_{it} + e_{it} \quad (4.45)$$

(4.45) denklemi, (4.43) denklemindeki gibi her bir birim için ayrı bir RALS-CADF regresyonu hesaplanmaktadır ve birim kök sıfır hipotezini sınamak için b_i parametresinin EKK t istatistiği kullanılmaktadır.

4.4. Yeni Birim Kök Testi RALS-CIPS İçin Monte Carlo Simülasyonu

Bir önceki başlıkta önerilen yeni birim kök testi RALS-CIPS, CADF regresyonlarına RALS terimlerinin eklenmesiyle sağlanmıştır. Daha öncede belirtildiği üzere RALS terimleri kalıntıların normal dağılmama bilgisi içermektedir. Bu normal dağılmayan kalıntıların etkinliği arttırdığı Im ve Schmidt (2008) tarafından ifade edilmiştir. Bu nedenle RALS-CIPS testinin de daha güvenilir ve güçlü sonuçlar vereceği beklentisi ile geliştirilmiştir.

Panelin geneli için önerilen yeni RALS-CIPS birim kök testi ile bireysel RALS-CADF birim kök testlerinin kritik değerleri Monte Carlo simülasyonu yaklaşımı ile elde edilmiştir. Bu yaklaşım uzun yıllardır kullanılmaktadır.

Simon (1969), Monte Carlo yaklaşımını sadece olasılık ve istatistikleri, orijinal örneklemin oluşturulması için parametrik bir olasılık modelinin soyutlanmasını gerektirmeyen daha sezgisel bir şekilde öğretmenin bir yolu olarak önermiştir (Chernick ve LaBudde, 2011: 5). Monte Carlo simülasyonu ile standart olmayan dağılımlar kolayca elde edilebilir. Monte Carlo simülasyonu, bilgisayarda gerçek bir veri üretme süreci (DGP) tekrar etmeye çalışır. Yani, söz konusu verilerin temel özelliklerine sahip bir veri kümesi simüle edilir. Bir Monte Carlo simülasyonu rastgele bir T boyutu örneği üretir ve ilgili parametreler veya örneklem istatistikleri hesaplanır. N büyük bir sayı olmak üzere bu işlem N kez tekrarlanır ve böylece istenen parametrelerin veya örneklemin istatistiklerinin dağılımı tablolanabilir. Bu ampirik dağılımlar, gerçek dağılımların tahmini olarak kullanılır (Enders, 2014: 202).

RALS-CADF ve RALS-CIPS testlerinin normal olmayan kalıntılar varsayımından elde edilen kritik değerler, $t = 1,2, \dots, T$ örneklem boyutunda Δy_{1t}'nin $y_{1,t-1}$, $\bar{y}_{t-1}$ ve $\Delta \bar{y}_t$ üzerine regres edilerek 10.000 Monte Carlo simülasyonu ile elde edilmiştir. $i = 1,2, \dots, N$ için bireysel seriler $y_{it} = y_{i,t-1} + f_t + \varepsilon_{it}$ olarak üretilmiştir. Burada $y_{i,-50} = 0$ için $t = -50, -49, \dots, 1,2, \dots, T$ olmak üzere f_t iid $N(0,1)$'dir. Monte Carlo simülasyonu ile oluşturulan RALS-CADF ve RALS-CIPS denklem yapısında %1, %5 ve %10 için sonlu örneklem kritik değerleri Tablo Ek-1.1 ve Tablo Ek-1.2'de sunulmuştur.

4.5. Boyut ve Güç Analizi

Sosyal ve davranışsal bilimlerde en yaygın istatistiksel prosedür, bir alternatif hipoteze (H_1) karşı, sıfır hipotezi (H_0) oluşturmaktır (Murphy vd., 2008: 3). İstatistiksel bir çalışma yapılırken hipotez testlerinin sıfır ve alternatif hipotezlerini doğru şekilde kurmak bu açıdan önem kazanmaktadır. Sosyal bilimlerde α için genellikle %1, %5 ya da %10 değerleri kullanılır. Test istatistiği α ile gösterilen, seçilen bir anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıysa H_0 reddedilmektedir. Bu hipotez testi sürecinde I. tip ve II. tip hata olarak adlandırılan iki olası hata biçimi bulunmaktadır (Brooks, 2014:110):

Tablo 4.1. Hata Türleri

	H_0 Reddedildi	H_0 Reddedilemedi
H_0 Doğru	Tip I hata	Doğru karar
H_0 Yanlış	Doğru karar	Tip II hata

Hipotez test sürecinde yapılması muhtemel bütün hata türleri Tablo 1'de sunulmuştur. Tip I hatasının olasılığı sadece α'dır. Yani seçilen testin önem seviyesi veya boyutu olarak adlandırılmaktadır. $\alpha = 0.05$ için sıfır hipotez doğru olduğunda, bu hipotezin reddedilmesi olasılığı % 5 anlamına gelmektedir ya da nominal seviyesi %5'tir denir. Diğer durum ise yanlış olan sıfır hipotezin reddedilememesidir. Bu da β olasılığı olarak tanımlanmaktadır. Bir testin gücü ise $(1 - \beta)$ olarak ifade edilir.

Yatay-kesit bağımlılığın ve kalıntıların serisel korelasyonun dikkate alındığı, sabitli dinamik panel model gözönünde bulundurularak oluşturulan veri üretme süreci aşağıdaki gibidir (Pesaran, 2007: 284):

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it}, \qquad i = 1, \dots, N; t = -51, -50, \dots, 1, 2, \dots, T$$

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it}, f_t \sim iid\ N(0,1)$$

şeklindedir. Burada ε_{it} hataları göstermek üzere;

$$\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + e_{it}$$

şeklinde gösterilir. Geliştirilen RALS-CIPS testinin çeşitli durumlar için davranışını araştırmak mümkündür. Bu çalışmada 3 ayrı veri üretme süreci (DGP) ele alınmıştır. Her bir süreç farklı bir duruma ait veri üretmektedir. Bu DGP'ler aşağıdaki gibi tanımlanmıştır (Pesaran, 2007: 284-285, Ceresa, 2008: 3):

1. $\rho_i = 0$ yani serisel korelasyonun olmadığı ve $\gamma_{ij} \sim Uni[-1,3]$ ile yüksek yatay kesit bağımlılık durumu. Bu durum DGP1 olarak tanımlanmıştır.
2. $\rho_i \sim Uni[0.2,0.4]$ ile pozitif serisel korelasyon ve $\gamma_{ij} \sim Uni[-1,3]$ ile yüksek yatay kesitsel bağımlılık durumu. Bu durum DGP2 olarak tanımlanmıştır.
3. $\rho_i \sim Uni[-0.4,-0.2]$ ile negatif serisel korelasyon ve $\gamma_{ij} \sim Uni[-1,3]$ ile yüksek yatay kesitsel bağımlılık durumu. Bu durum DGP3 olarak tanımlanmıştır.

Testlerin boyut ve güç özellikleri 10.000 Monte Carlo simülasyonu ile araştırılmıştır. Tüm i'ler için sıfır hipotezi $\phi_i = 1$'dir ve heterojen alternatif hipotez $\phi_i \sim iid\, Uni[0.85,0.95]$ olarak alınmıştır. Uni tekdüze (üniform) dağılımı göstermektedir. Testler, %5 nominal boyuta göre ve tüm $N = 10, 20, 50, 80$ ve $T = 50, 100$ kombinasyonları için yapılmıştır. Alternatif hipotez altında $\mu_i \sim iid\, Uni[0,0.02]$ şeklindedir ve tüm μ_i, ϕ_i, ρ_i ve γ_i parametreler hatalardan bağımsız olduğu varsayımı altında tanımlanmıştır.

Kalıntıların normal dağılım bilgisini dikkate almayan geleneksel birim kök testlerinin gücünün zayıf olduğu ve RALS testlerinin normal olmayan hatalar hakkındaki bilgiyi kullandığı için daha güçlü olduğu bilinmektedir. Bu amaçla birim kök sıfır hipotezi altında Monte Carlo simülasyon deneyleriyle kalıntıların normal dağılmama bilgisi kullanılarak RALS-CIPS tetsinin boyut ve güç özellikleri incelenmek istenmektedir. Birim kök sıfır hipotezi altında Monte Carlo simülasyonlarıyla deneyler yapılmıştır. Bu deneylerde hata teriminin normal dağılmadığı varsayılmıştır. İlave olarak Pesaran (2007) çalışmasındakine benzer olarak serisel korelasyon ve yatay kesit bağımlılık yapısı dikkate alınarak CIPS ve RALS-CIPS testlerinin boyut ve güç özellikleri raporlanmıştır. Serisel korelasyonun pozitif ve negatif olma durumları ayrı ayrı incelenmiştir. Buna ek olarak serisel korelasyon varsayımları altında oluşturulan veri üretme süreçleri için modele bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri dışsal eklenerek nasıl özellik sergilediği ortaya çıkarılmıştır. Sonuçlar ekler bölümünde sunulmuştur.

DGP1: Serisel korelasyonun olmadığı yüksek yatay kesit bağımlılık varsayımları altında CIPS ve RALS-CIPS testlerinin simülasyon sonuçları:

Sonuçlar Tablo Ek-2.1 sunulmuştur. Bu sonuçlara göre CIPS testinin boyut özelliklerinin nominal seviyeden oldukça uzak olduğu görülmektedir. CIPS testinin aksine RALS-CIPS testinin boyut özelliği nominal seviyede kalmaktadır. Yani bu varsayım altında RALS-CIPS testinin boyut özelliği bütün örneklemlerde %5 anlamlılık seviyesinde olmaktadır. Bu sonuçlar testin beklenen asimptotik davranışıyla uyuşmaktadır ve sonuçlar Pesaran (2007) ve Ceresa (2008) ile benzerdir. Güç özelliği olarak CIPS ve RALS-CIPS testleri bu varsayımlar altında iyi ve benzer özellik sergilemektedir. Örneğin $N = 10$ ve $T = 50$ iken RALS-CIPS testinin gücü %55 iken zaman boyutu $T = 50$ olarak sabit tutulduğunda $N = 20, 50$ ve 80 birim boyutunda sırasıyla %89, %99 ve %100 olmaktadır. T sabit N arttırıldığında güç özelliğinde iyileşme olmaktadır. $N = 10$ olarak sabit tutulduğunda $T = 50$ ve 100 olarak arttırıldığında gücün %55'ten %99'a çıktığı görülmektedir. Bu özellik diğer birimler için de sağlanmıştır. Burada kullanılan örneklem boyutuna bağlı olarak N ve T birlikte arttıkça RALS-CIPS testinin gücü artmaktadır. N ve T küçük olduğunda ise RALS-CIPS testinin CIPS testine göre ise daha güçlü bir test olduğu gözlenmiştir.

DGP2: Pozitif serisel korelasyon ve yüksek yatay kesit bağımlılık varsayımları altında CIPS ve RALS-CIPS testlerinin simülasyon sonuçları:

Sonuçlar Tablo Ek-2.2, Tablo Ek-2.4 ve Tablo Ek-2.6'de sunulmuştur. Bu sonuçlar Pesaran (2007)'ın bulguları ile benzerdir. Ayrıca Pesaran (2007) tarafından önerildiği gibi bağımlı değişkenin yüksek dereceli gecikmeli değerlerini içeren durumlar için de sonuçlar raporlanmıştır[3]. $\sum_{j=1}^{p} \Delta y_{it-j}$ $(p = 1,2,3)$ şeklinde alınmıştır.

[3]Pesaran (2007) yalnızca 0 gecikmeli durumu (CADF(0)) ve 1 gecikmenin (CADF(1)) dâhil edildiği durumu incelemiştir. Pesaran (2007), CADF(0): $\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_{i0} \Delta \bar{y}_t + u_{it}$ ve CADF(1): $\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_{i0} \Delta \bar{y}_t + d_{i1} \Delta \bar{y}_t + \delta_{i1} \Delta y_{i,t-1} + u_{it}$ şeklinde tanımlamıştır. Bu çalışmada RALS-CADF(0): $\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_{i0} \Delta \bar{y}_t + \gamma_2' \widehat{w}_{it} + u_{it}$ ve RALS-CADF(1): $\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_{i0} \Delta \bar{y}_t + d_{i1} \Delta \bar{y}_t + \delta_{i1} \Delta y_{i,t-1} + \gamma_2' \widehat{w}_{it} + u_{it}$ şeklinde olmaktadır. Bu çalışmada 1 gecikmenin yanı sıra 2 ve 3 gecikme durumlar da incelenmiştir. Yani RALS-CADF(2) ve RALS-CADF(3) durumları da denenmiştir.

Bu sonuçlara göre kalıntılar normal dağılıma sahip olmadığından CIPS testinin boyut özellikleri her üç gecikme için nominal seviyeden uzaklaşmaktadır. Fakat normallik varsayımına bağlı olmayan RALS-CIPS testi üç gecikme durumunda bütün örneklemlerde iyi boyut özelliği sergilemektedir. CIPS testinde görülen boyut sapmalarının aksine, güç özelliği burada kullanılan örneklem boyutu için artan N ve T ile iyileşmektedir. Örneğin iki gecikmeli durumda $N = 10$ ve $T = 50$ iken CIPS testinin gücü %25 iken yalnızca N arttırıldığında yani $N = 20, 50$ ve 80 olduğunda güç özelliği sırasıyla %48, %83 ve %92 olmaktadır. Bu özellik diğer durumda da geçerlidir. RALS-CIPS testinde de tüm gecikmeler için $(j = 1,2,3)$, N ve T arttıkça güç özelliğinde iyileşme görülmektedir. Örneğin üç gecikmeli durum için $N = 10$ ve $T = 50$ iken testin gücü %27 iken yalnızca N arttırıldığında yani $N = 20, 50$ ve 80 birim boyutunda sırasıyla %46, %80 ve %91 olmaktadır. Bu bağlamda CIPS ve RALS-CIPS testleri karşılaştırıldığında küçük örneklemlerde RALS-CIPS testinin daha güçlü olduğu gözlenmiştir. Örneğin bir gecikmeli durumda $N = 10$ ve $T = 50$ için CIPS testinin gücü %34 iken RALS-CIPS testinin gücü %41 olmaktadır.

DGP3: Negatif serisel korelasyon ve yüksek yatay kesit bağımlılık varsayımları altında CIPS ve RALS-CIPS testlerinin simülasyon sonuçları:

Sonuçlar Tablo Ek-2.3, Tablo Ek-2.5 ve Tablo Ek-2.7'de sunulmuştur. Bağımlı değişkenin üç gecikmesine kadar raporlanan sonuçlara göre CIPS testinin iyi boyut özelliği taşımadığı görülmektedir. Bunun aksine RALS-CIPS testinin boyut özellikleri nominal seviyede olmaktadır. Güç özelliği olarak CIPS ve RALS-CIPS testleri benzer özellik sergilemektedir. $T = 100$ iken tüm birimler için RALS-CIPS testinin iyi güç özelliklerine sahip olduğu görülmüştür. $T = 50$ olduğunda yalnızca $N \geq 50$ iken test daha da güçlüdür. Benzer durumlar CIPS testi için de geçerlidir. Fakat RALS-CIPS testi güç özelliği bakımından CIPS tetsine göre daha iyidir.

Yüksek yatay kesitsel bağımlılık varsayımı altında pozitif ve negatif serisel korelasyonlu durumlar RALS-CIPS test için karşılaştırılacak olursa boyut açısından iki durumun da benzer özellik serğilediği görülmektedir. Fakat güç açısından negatif serisel korelasyon durumunun, pozitif serisel korelasyon durumuna kıyasla daha güçlü olduğu görülmektedir. Örneğin, bir gecikmeli durum için RALS-CIPS testinin pozitif serisel korelasyon varsayımında $N = 10$ ve $T = 50$ iken gücü %41 iken, negatif serisel korelasyon durumunda %52 olduğu görülmektedir. Bu durum diğer gecikmelerin birim ve zaman boyutları için de geçerli olmaktadır. Kısaca Pesaran (2007) sonuçlarına benzer olarak pozitif serisel korelasyon durumuna kıyasla negatif serisel korelasyon durumunun daha yüksek güç gösterme eğiliminde olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Bütün sonuçlar özetlenecek olursa CIPS testi kalıntılar normal dağılmadığı durumda boyut bozulmalarına sahip olmaktadır. Genel olarak burada kullanılan örneklem boyutu için N ve T'nin artması yine boyut olarak daha büyük bir sapma meydana getirmektedir. Fakat güç açısından bu artış ise iyileşme sağlamaktadır. RALS-CIPS testi ise kalıntıların normal dağılmama bilgisini kullandığı için CIPS testine göre uygun boyut özelliklerine sahip olduğu görülmektedir. Yani RALS-CIPS testinin boyut özelliğinin nominal seviyede olduğu söylenebilir. Güç, zaman boyutunun artmasından her zaman olumlu şekilde etkilenir (Ceresa, 2008: 5). RALS-CIPS testinin bu beklentiyi doğruladığı görülmüştür. Çünkü örneklem boyutu artıkça testin gücüde iyileşmektedir. Sonuç olarak hata terimi için normal dağılım koşulunun sağlanmadığı otokorelasyon ve yatay-kesit bağımlılık problemlerine sahip seriler veya değişkenler için birim kök analizlerinin RALS-CIPS testi ile yapılabilinir.

BEŞİNCİ BÖLÜM

KİŞİ BAŞINA REEL GAYRİSAFİ YURTİÇİ HÂSILA (GSYİH) SERİSİNİN DURAĞANLIK SINAMASI

Durağan bir zaman serisinin istatistiksel dağılım momentleri, hangi noktada ölçülürlerse ölçülsünler zamanla değişmezdir. Böyle seriler kendi ortalamaları etrafında dalgalanırlar. Bir seri, herhangi bir şoktan sonra önceki seyrine dönebiliyorsa durağandır, dönemiyorsa durağan değildir. Regresyon modellemesinde durağan olmayan serilerin kullanılması sahte regresyona neden olabilmektedir. Bu nedenle, seriyi analiz etmeden önce bir zaman serisinin durağanlığını kontrol etmek gerekmektedir (Jannati vd., 2013: 8).

Nelson ve Plosser (1982) 'nin öncü çalışmasından bu yana, ekonomistler birçok önemli makroekonomik değişkenlerin durağanlığını incelemişlerdir. Özellikle kişi başına reel gayrisafi yurtiçi hasıla (GSYİH), incelenen temel makroekonomik değişkenlerin başında gelmektedir. Çünkü makroekonomik göstergelerin istenen seviyelerde olması politika yapıcılar için son derece önem arzetmektedir. Bu sebeple bu makroekonomik gösterge, herhangi bir ülkenin ekonomik refahını ölçmek için kullanılan temel bir gösterge kabul edilmektedir. Ülke grupları için kişi başına reel GSYİH'nin durağan olmayan bir süreç izlemesi birim köklü bir büyüme trendi izlendiği anlamına gelmektedir. Yani kişi başına reel GSYİH serisi için yapılan yorumlar durağan olup olmamasına göre değişmektedir.

Ekonomik büyümeyi ölçmenin en iyi yolu, kişi başına reel GSYİH'yi dikkate almaktır (Tülümce ve Zeren, 2013: 107). Bu değişken aynı zamanda ekonomik büyümenin gelecekteki eğiliminin tahmininde ve ekonomi politikalarının etkilerinin analizinde de kullanılmaktadır. Kişi başına reel GSYİH'nin durağan bir eğilimi veya farkı durağan bir süreci izlemesi mümkündür. Kişi başına reel GSYİH stokastik bir trend izlerse, şokların kalıcı etkileri olacaktır. Ancak, kişi başına reel GSYİH durağan bir yol izlerse, şokların geçici etkileri olacaktır. Bir zaman serisinin veya veri üretme sürecinin istatistiksel dağılım momentleri zamana bağlıysa, o zaman seriler seviyelerinde durağan olmamaktadır. Eğer bu seri herhangi bir şok alırsa veya politika müdahalesi geçirirse, o zaman ortalamaya geri dönemez ve ortalamadan uzaklaşır (Murthy ve Anoruo, 2009: 2493).

Avrupa birliği kurulduğu tarihten bugüne birçok ortak politika benimsemiştir. AB ülkeleri arasında malların, hizmetlerin, sermayenin ve kişilerin serbest dolaşımının sağlandığı ortak bir pazar oluşturmak, ekonomik ve parasal bir birlik kurmak ve ortak ticaret ve rekabet politikalarının yürürlüğe konulması ile ekonomik faaliyetlerinin uyumlu ve dengeli olarak kalkınacağı bir ortam hedeflemektedir (Yıldız, 2002: 31). Ayrıca AB ülkelerinin felsefesinin temel öğelerinden biri olan refah hep ilgi odağı olmuştur.

Bu çalışmada yeni geliştirilen RALS-CIPS testi kullanarak AB-15 ülkelerinde kişi başına reel GSYİH serisinin durağanlığının değerlendirilmesine katkıda bulunmak istenmektedir. Kişi başına reel gayrisafi yurtiçi hâsıla (GSYİH), iktisat politikalarının etkisini analiz etmek için önemli bir makroekonomik değişken olarak kabul edildiği için, ilgilenilen bir ekonominin GSYİH serisinin birim köklü yapıda olup olmadığını istatistiksel olarak belirlemek önem kazanmaktadır. İlgili literatür bir sonraki bölümde açıklanacaktır.

5.1. İlgili Literatür

Literatürde kişi başına reel GSYİH değişkeni için çeşitli ülke ya da ülke grupları için yapılmış birçok araştırma mevcuttur. Fakat kişi başına reel GSYİH değişkeninin durağan bir yapıya sahip olup olmadığı yönünde farklı ülke grupları için yapılan farklı analiz yöntemleri ile çeşitli sonuçlara ulaşıldığı görülmektedir. Yani bazı çalışmalarda durağanlık sonucuna varılırken bazı bazı çalışmalarda durağan dışı olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 5.1. GSYİH Durağanlık Sınaması İçin Seçili Literatür

Yazar(lar)	Dönem(ler)	Yöntem(ler)	Sonuç
Fleissig ve Strauss (1999)	1900-1987 (Yıllık)	Panel birim kök analizi	15 OECD ülkesinde için durağan
Strauss (2000)	1929–1995 (Yıllık)	SUR, Levin-Lin and Im, Pesaran and Shin Birim kök testi	48 ABD eyaleti için durağan
Rapach (2002)	Farklı ülkeler için farklı zaman dilimleri	Panel birim kök analizi	Durağan değil
Smyth (2003)	1952–1998 (Yıllık)	IPS Panel birim kök analizi	24 Çin eyaleti için durağan
Chang vd. (2006)	1980-2004 (Yıllık)	SURADF panel birim kök analizi	33 ülke için durağan dışı, 14 ülke için durağan
Narayan (2007)	1870-2001 (Yıllık)	Panel Birim Kök Analizi	İki G7 ülkesi hariç diğer ülkeler için durağan
Zhang vd. (2007)	1952-1998 (Yıllık)	SURADF panel birim kök analizi	Çin'in ülke eyaletleri için yapılan 21 vilayetite durağan değil
Öztürk ve Kalyoncu (2007)	1950-2004 (Yıllık)	IPS (Im vd., 1997) panel birim kök analizi	27 OECD ülkesi için durağan değil
Hegwood ve Papell (2007)	Farklı ülkeler için farklı zaman dilimleri	Panel birim kök Analizi	Trend durağan
Chang vd. (2008)	1960-2000 (Yıllık)	Yapısal kırılmalı panel birim kök analizi	20 Latin ülkesi için durağan
Chen (2008),	1870-2003 (Yıllık)	Yapısal kırılmalı panel birim kök analizi	Gelişmiş 19 ülke için durağan
Narayan (2008),	1950-2002 (Yıllık)	Panel birim kök analizi	15 Asya ülkesinin hemen hemen hepsinde durağan
Murthy ve Anoruo (2009)	1960-2007 (Yıllık)	Panel birim kök analizi	27 Afrika ülkesinin hemen hemen hepsi için durağan
Hadri ve Rao (2009)	1953-2003 (Yıllık)	Panel birim kök analizi	OECD ülkeleri için durağan
Çınar (2010),	1960-2008 (Yıllık)	SURADF ve CADF birim kök analizi	27 OECD ülkesi için durağan değil
Güloğlu ve Ivrendi (2010),	1965-2004 (Yıllık)	SURADF ve CADF birim kök analizi	19 Latin Amerika ülkesi için durağan değil
Chang vd. (2010)	1980-2008 (Yıllık)	Doğrusal olmayan panel birim kök testi	11 Orta Doğu Ülkesinden beşi için durağan
Furuoka (2011)	1970-2007 (Yıllık)	İkinci kuşak panel birim kök analizi	9 ASEAN ülkesi için durağan değil

Chang ve Su (2011)	1980-2008 (Yıllık)	Panel birim kök analizi	7 Doğu Avrupa ülkesi için biri hariç durağan değil
Genc vd. (2011)	1950-2004 (Yıllık)	Panel birim kök analizi	GCC ülkeleri için durağan
Chang vd. (2011)	1969-2009 (Yıllık)	Doğrusal olmayan birim kök analizi	9 Ortadoğu Avrupa ülkesinden 3 ülke için durağan
Chang (2011)	1969-2009 (Yıllık)	SURADF panel birim kök analizi	16 geçiş ülkesinden 11 için durağan
Cuestas ve Garratt (2011)	1870-2003	Yumuşak geçişler, doğrusal olmayan trendler ve birim kök testi	Seçilen ülke gruplarından bazıları için durağan
Tiwari vd. (2012)	1950-2009 (Yıllık)	İkinci kuşak panel birim kök analizi	17 Asya ülkesi için durağan
Shen vd. (2013)	1991-2012 (Yıllık)	Panel birim kök analizi	9 Orta ve Doğu Avrupa ülkelerinden 6 tanesi için durağan
Tülümce ve Zeren (2013)	1970-2011	Panel birim kök analizi	15 AB ülkesi için durağan
Chang vd. (2014)	1969-2011 (Yıllık)	Panel birim kök analizi	52 Afrika ülkesinin hemen hemen hepsi için durağan
Lee (2014)	1979–2009 (Yıllık)	Panel birim kök analizi	31 Çin eyaleti için durağan değil
Esen (2014)	1975-2012 (Yıllık)	Panel birim kök analizi	27 OECD ülkesi için durağan
Kumar vd. (2014)	1950-2009 (Yıllık)	Ucar ve Omaga (2009) PESTAR Test	Doğu Asya ve yüksek gelirli Asya ülkeleri için doğrusal olmayan durağan, Güney Asya ülkeleri için doğrusal durağan değil, 17 Asya ülkesi için ise doğrusal durağan değil
Solarin ve Anoruo (2015)	1960–2011 (Yıllık)	Doğrusal olmayan panel birim kök analizi	52 Afrika ülkesinden 23 ülke için durağan
Zeren ve İşlek (2019)	1960-2014 (Yıllık)	BCIPS panel birim kök analizi	D-8 ülkeleri için durağan

5.2. Veri Seti ve Metodoloji

Bu bölümde 15 Avrupa Birliği üyesi ülke (Avusturya, Belçika, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İrlanda, İtalya, Lüksemburg, Hollanda, Portekiz, İspanya, İsveç ve Birleşik Krallık) için kişi başına reel GSYİH değişkeninin durağan olup olmadığı yukarıda tanıtılan RALS-CIPS testi ile araştırılmak istenmektedir. 1970-2018 yıllarını kapsayan veri setine Dünya Bankası online veri tabanından elde edilmiştir.

5.3. Ampirik Sonuçlar

Tablo 5.2. CADF ve CIPS testi sonuçları

Avusturya	-3.166		
Belçika	-3.433		
Danimarka	-1.476		
Finlandiya	-1.952		
Fransa	-2.390		
Almanya	-2.157		
Yunanistan	-1.664		
İrlanda	-1.627		
İtalya	-0.087		
Lüksemburg	-2.255		
Hollanda	-2.614		
Portekiz	-2.504		
İspanya	-3.149		
İsveç	-1.938		
Birleşik Krallık	-3.197		
CIPS Test İstatistiği	**%1**	**%5**	**%10**
-2.240	-2.465	-2.264	-2.161

Not: CADF %1, %5 ve %10 için kritik değerler 10.000 Monte-Carlo simülasyon ile elde edilmiştir ve sırasıyla; -3.884, -3.273, -2.929'dır.

Tablo 5.3. RALS-CADF ve RALS-CIPS testi sonuçları

Avusturya	-3.548		
Belçika	-3.377		
Danimarka	-1.214		
Finlandiya	-0.998		
Fransa	-2.025		
Almanya	-2.149		
Yunanistan	-1.935		
İrlanda	-4.046		
İtalya	-0.461		
Lüksemburg	-2.200		
Hollanda	-2.460		
Portekiz	-2.437		
İspanya	-3.010		
İsveç	-1.704		
Birleşik Krallık	-3.082		
RALS-CIPS Test İstatistiği	**%1**	**%5**	**%10**
-2.310	-2.265	-2.054	-1.950

Not: RALS-CADF %1, %5 ve %10 için kritik değerler 10.000 Monte-Carlo simülasyonu ile elde edilmiştir ve sırasıyla; -4.462, -3.372 ve -2.915'dır.

Tablo 5.2 ve Tablo 5.3 sırasıyla CADF ve CIPS testi sonuçları ile bu çalışma kapsamında önerilen kalıntıların normal dağılmama ihtimalini göz önünde bulunduran RALS-CADF ve RALS-CIPS testi sonuçlarını vermektedir. CADF ülkelerin bireysel durağanlık sonuçları iken, CIPS panelin geneli için durağanlık sonucu vermektedir.

Tablo 5.2 test sonuçlarına göre, panelin geneli için %10 düzeyinde kişi başına reel GSYİH serisinin durağan olduğu sonucuna varılmaktadır. Ayrıca bireysel test sonuçları göstergesi olan CADF istatistiğine göre ise 15 AB ülke grubundan sadece Belçika'nın %5, Avusturya, İspanya ve Birleşik Krallığın ise %10 düzeyinde durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 5.3 kalıntıların normal dağılmadığı durumlar için geliştirilen RALS-CIPS sonuçlarına göre panelin genelinin %1 düzeyinde durağan olduğu görülmektedir. Ayrıca bireysel RALS-CADF istatistik sonuçlarına göre ise yine Avusturya, Belçika, İspanya ve Birleşik Krallık ülkelerine ek İrlanda'nın da durağan olduğu ve diğer 10 AB ülkesinin birim köklü yapı sergilediği görülmektedir.

Elde edilen sonuçlar, Tülümce ve Zeren (2013) ve Aslanidis ve Fountas (2014) AB ülkeleri için yaptığı çalışmalarındaki bulgular ile aynı doğrultudadır. Böylece, meydana gelen şokların söz konusu 15 AB ülkesi için kişi başına reel GSYİH üzerinde geçicidir. Bu da aynı zamanda mali veya parasal ya da diğer istikrar politikalarının AB ülkelerinin reel çıktı seviyeleri üzerinde bozucu etkilerinin kalıcı olmayacağı anlamına gelmektedir. Kişi başına reel GSYİH' nın uzun dönem seviyesine döneceğini ve maliye ya da para politikalarının efektif olmadığını göstermektedir.

Ampirik analiz sonuçlarına göre CIPS testinin sadece %10 düzeyinde durağan olduğu sonucuna varırken, RALS-CIPS testine göre ise %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu sonucuna varılmıştır. Burada kullanılan örneklem için RALS-CIPS testinin daha güçlü olduğu yorumu yapılabilinir. Çünkü kalıntıların momentlerinden oluşan ilave bilgi kullanmaktadır.

SONUÇ

Ekonometride temel varsayımlardan biri de hata terimlerinin normal dağılıma sahip olmasıdır. Normal dağılmayan bir serinin normal dağılıyormuş gibi kabul edilmesi yanlı ve yanıltıcı sonuçlara neden olabilmektedir. Bu sebeple bu çalışmada, kalıntıların normal dağılmama durumunu göz önünde bulunduran RALS terimleri kullanılarak yeni bir birim kök testi önerilmiştir. Önerilen bu test, Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CIPS testinin normal dağılmayan hatalar için geliştirilmiş bir şeklidir.

RALS yapısı hata terimlerinin ikinci ve üçüncü momentlerini kullanmaktadır. Bu bilgilerle RALS tahmincileri hatalar üzerindeki normal dağılım varsayımına karşı duyarlı olmamaktadır. Böylelikle kalıntılar normal dağılım özelliği göstermezse bile daha güçlü ve güvenilir sonuçlar elde edilebilir. Önerilen RALS-CIPS testinin boyut ve güç özellikleri Monte Carlo ile araştırılmıştır. Bu amaçla üç ayrı veri üretme süreci oluşturulmuştur. Boyut ve güç değerleri 10.000 Monte Carlo simülasyonu ile elde edilen kritik değerler temelinde hesaplanmıştır. Normal dağılmayan kalıntılar ve yüksek yatay kesit bağımlılık durumu için otokorelasyonun varlığı ve yokluğu varsayımlarına göre CIPS ve RALS-CIPS testlerinin boyut ve güç özellikleri raporlanmıştır. Otokorelasyonun varlığı durumunda bu sorunu gidermek amacıyla eklenecek bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri dışsal olarak alınmıştır.

Otokorelasyonun olmadığı varsayımı altında boyut özelliğinin nominal seviyede ve güç özelliklerinin iyi olduğu görülmektedir. Otokorelasyonun varlığı varsayımı altında iki durum ele alınmıştır: Pozitif serisel korelasyon ve negatif serisel korelasyon.

Pozitif ve negatif serisel korelasyon durumlarında RALS-CIPS testinin boyut özelliği açısından iyi olduğu görülmektedir. Yani yatay kesitsel bağımlılık yüksek iken ve kalıntılar normal dağılmadığında hesaba katılan otokorelasyon ile birlikte RALS-CIPS testinin boyut özelliklerinin %5 anlamlılık seviyesinde olmaktadır. Fakat CIPS testinin boyut özelliklerinin nominal seviyeden oldukça uzaktadır. Güç özelliği açısından düşük gözlemlerde biraz kayıplar olsada burada kullanılan örneklem boyutu için artan N ve T ile birlikte performansında iyileşme olmaktadır.

Yüksek yatay kesit bağımlılığın varlığında serisel olarak korelasyonlu ve normal dağılmayan hatalara sahip sabitli dinamik panellerdeki birim köklü yapıyı test etmek için yeni ve basit bir prosedür olan bu testin boyut özelliğinin nominal seviyelerde olduğu görülmüştür. Boyut özelliğinin yanında bu yeni testin güç özelliğinin de iyi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Simulasyon amacıyla kullanılan örnekleme bağlı olarak N sabit iken artan T ile ve T sabit iken artan N ile birlikte de RALS-CIPS testinin gücünde artış meydana gelmektedir. N ve T arttıkça güç olumlu şekilde etkilenmektedir. Bu bulgulara bağlı olarak hata terimi için normal dağılım koşulu sağlanmadığı, otokorelasyon ve yatay kesitsel bağımlılığın varlığında kullanılabilecek testlerden biri olarak RALS-CIPS testi önerilebilir. RALS tahmincileri hataların normal dağılmadıkları durumlarda güçlü sonuçlar verdiği bilgisi doğrultusunda, RALS-CIPS birim kök testinin de aynı durumda güçlü olacağı beklentisi simülasyon çalışması ile doğrulanmıştır.

Çalışmada 15 AB ülkesi için kişi başına büyüme serisi 1970-2018 dönemi yıllık veriler kullanılarak araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre hem CADF ve CIPS hem de RALS-CADF ve RALS-CIPS testleri uygulanmıştır. Bu test sonuçlarına göre Pesaran (2007) CIPS testi 15 AB ülkesi için yani panelin geneli için sadece %10 seviyesinde durağan olduğu sonucu vermektedir. Çalışmanın odak noktasını oluşturan RALS-CIPS testi sonuçlarına göre ise serinin panelin geneli için %1 anlamlılık düzeyinde durağan bir yapıya işaret etmektedir. RALS-CIPS testinde normallik varsayımı esnetildiğinden daha güçlü sonuç vereceği beklentisi yapılan ampirik araştırma ile de karşılanmıştır.

Bir serinin durağanlığının iktisadi olarak anlamı ise politika yapıcılarının daha az maliyetle daha etkin sonuçlar elde edebilmelerinin sağlamasıdır. Bu etki yalnızca gelirdeki artışı değil; eğitim, sağlık, yoksullukla mücadele, yenilenebilir enerji kaynaklarının yaygınlaştırılması ve çevreye duyarlı büyüme ve kalkınma politikalarının uygulanması, inovatif yatırımların yaygınlaştırılması, sivil toplum örgütlerinin fonlanması ve sivilleşme yoluyla demokratikleşme gibi yapısal dönüşüm ve gelişim yatırımlarının da ölçülebilir ve geliştirilebilir olmasını sağlamaktadır. Ayrıca herhangi bir ekonomik şok sonucu serinin eski istikrarlı seviyesine dönmesi de kısa sürmektedir. Buradan da anlaşılacağı üzere GSYH serisinin durağan olması beraberinde birçok diğer alandaki belirsizliği de ortadan kaldırmaktadır.

KAYNAKÇA

Akgül, I. (2003). Zaman Serilerinin Analizi ve ARIMA Modelleri, İstanbul: DER Yayınları.

Amsler, C. ve Lee, J. (1995). An LM Test for A Unit Root in the Presence of A Structural Change. Econom. Theory. 11(2):359–368.

Aslanidis, N. ve S. Fountas (2014). Is Real GDP Stationary? Evidence From A Panel Unit Root Test With Cross-Sectional Dependence And Historical Data. Empirical Economics 46, 101-108.

Asteriou, D. ve Hall, S. (2011). Applied Econometrics: A Modern Approach, Palgrave Macmillan, Second Edition, New York.

Bai, J. ve Ng, S. (2004). A PANIC Attack On Unit Roots and Cointegration. Econometrica, 72(4), 1127-1177.

Baltagi, B.H. ve Raj, B. (1992). A Survey of Recent Theoretical Developments in the Econometrics of Panel Data. Panel Data Analysis, A Springer-Verlags Company, 85-87.

Baltagi, B. H. ve Wu, P.X. (1999). Unequally Spaced Panel Data Regressions With AR(1) Disturbances. Econometric Theory 15: 814–823.

Baltagi B.H. and C. Kao (2000), “Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey”, in Badi Baltagi, Thomas B. Fomby and R. Carter Hill, editors, 7-51.

Barbieri, L. (2005). Panel unit root tests: A review. Manuscript. Piacenza: Universita Cattolica del Sacro Cuore. https://www.researchgate.net/publication/252756953_Panel_Unit_Root_Tests_A_Review/citations

Becker, R., Enders, W., Lee, J. (2006). A Stationary Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks. Journal of Time Series Analysis, 27(3), 381-409.

Bhargava, A., Franzini L., ve Narendranathan W. (1982). Serial Correlation and the Fixed Effects Model, Review of Economic Studies 49, 533-549.

Breitung, J. (2000). The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data. In Nonstationary Panels, Panel Cointegration, And Dynamic Panels (161-177). Emerald Group Publishing Limited.

Breuer, J. B., McNown, R. ve Wallace, M. S. (2001). Misleading Inferences from Panel Unit-Root Tests with an Illustration from Purchasing Power Parity. Review of International Economics, 9(3), 482-493.

Breuer, J. B., McNown, R. ve Wallace, M. (2002). Series-Specific Unit Root Tests with Panel Data. Oxford Bulletin of Economics and statistics, 64(5), 527-546.

Breusch, T. S. ve Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Applications To Model Specification In Econometrics, Review Of Economic Studies, Blackwell Publishing, Vol. 47 (1): 239-253.

Breusch T., Qian H., Schmidt P. Ve Wyhowski D.J. (1999). Redundancy of Moment Conditions. J Econom 91:89–112.

Brooks, C. (2014). Introductory Econometrics for Finance. Cambridge university press.

Brown, M.B. ve Forsythe, A.B., (1974). The Small Sample Behavior of Some Statistics Which Test the Equality of Several Means. Technometrics 16, 129-132.

Canpolat, E. (2017). Görünürde İlişkisiz Regresyon Modellerine Dayalı Kalıntılarla Genişletilmiş Fourier Fonksiyonlu Panel Birim Kök Testi. İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi.

Cameron, A.C., Trivedi, P.K., (2005). Microeconometrics Methods and Applications, Cambridge University Press, 697-699.

Cerasa, A. (2008). CIPS Test for Unit Root in Panel Data: Further Monte Carlo Results. Economics Bulletin, Vol. 3, No. 16 pp. 1-13.

Chan, N.H. ve C.Z. Wei. (1988). Limiting Distributions of Least Squares Estimates of Unstable Autoregressive Processes, Annals of Statistics 16, 367-401.

Chang, T., Chang, H.L., Chu, H.P., ve Su, C.W. (2006). Is Per Capita Real GDP Stationary in African Countries? Evidence from Panel SURADF Test. Applied Economics Letters, 13, 1003-1008.

Chang, T., Lee, K., Kang, S., ve Liu, W. (2008). Is Per Capita Real GDP Stationary in Latin American Countries? Evidence From A Panel Stationary Test With Structural Breaks. Economics Bulletin, 3(31), 1-12.

Chang, T., Liu, W. C. , Tzeng, H. W. ve Yu, C. P. (2010). Purchasing Power Parity for G-7 Countries: Panel SURADF Tests, Applied Economics Letters, 17:12, 1517-1523.

Chang, H., Su, C., ve Zhu, M., (2010). Is Middle East Countries Per Capita Real GDP Stationary? Evidence From Non-Linear Panel Unit Root Tests. Middle Eastren Finance and Economics, Issue: 6, 64-76.

Chang, T., (2011). Is Per Capita Real GDP Stationary? An Empirical Note for 16 Transition Countries. International Journal of Business and Economics, 10 (1), 81-86.

Chang, H.L. ve Su, C.W. (2011). Is Per Capita Real Gdp Stationary? Non-Linear Panel Unit-Root Tests From Eastern-European Countries. Journal of Economics and Business, Volume: XIV, No: 2, 65-74.

Chang, H.L., Su, C.W., ve Zhu, M.N., (2011). Flexible Fourier Stationary Test in GDP Per Capita for Central Eastern European Countries. Zb. Rad. Ekon. Fak. Rij, 29 (1), pp: 51-63.

Chang, T., H-P. Chu, ve O. Ranjbar (2014). Are GDP Fluctuations Transitory or Permanent in African Countries? Sequential Panel Selection Method. International Review of Economics and Finance, 29: 380-399.

Chen, S.W., (2008). Are 19 Developed Countries’ Real Per Capita GDP Level Nonstationary? A Revisit. Economics Bulletin, 3, 1-11.

Chen, M. Y., (2013), Panel Unit Root and Cointegration Tests, Department of Finance, National Chung Hsing University.

Chernick, M. R., ve LaBudde, R. A., (2011). An Introduction to Bootstrap Methods with Applications to R. Hoboken, NJ: Wiley.

Choi, I. (1993). Asymptotic Normality of the Least-Squares Estimates for Higher Order Autoregressive Integrated Processes with Some Applications. Econometric Theory, 9, 263-282.

Choi, I. (2001). Unit Root Tests for Panel Data. Journal of International Money and Finance, 20(2), 249-272.

Christopoulos, D. K., ve León-Ledesma, M. A. (2010). Smooth breaks and non-linear mean reversion: Post-Bretton Woods real exchange rates. Journal of International Money and Finance, 29(6), 1076-1093.

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

Churchill, S. A., Inekwe, J., ve Ivanovski, K. (2018). Conditional Convergence in Per Capita Carbon Emissions Since 1900. Applied Energy, 228, 916–927.

Cuestas, J. C., ve Garratt, D. (2011). Is Real GDP Per Capita A Stationary Process? Smooth Transitions, Nonlinear Trends and Unit Root Testing. Empirical Economics, 41(3), 555–563.

Çoban, B. (2018). Improving Cointegration Tests Under Structural Breaks in Multivariate GARCH Models. Dokuz Eylül Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Doktora Tezi.

Çınar, S. (2010). OECD Ülkelerinde Kişi Başına GSYİH Durağan mı? Panel Veri Analizi. Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi, Cilt: XXIX, Sayı: II: 591-601.

Dickey, D. A., ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American statistical association, 74(366a), 427-431.

Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1057-1072.

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

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

Enders, W., ve 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.

Enders, W. (2014). Applied Econometric Time Series. 4th Edition, John Wiley & Sons.

Esen, E. (2014). Reel Çıktıdaki Dalgalanmalar Geçici mi Yoksa Kalıcı mı? OECD Ülkeleri için Bir Panel Veri Analizi. Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi, Ağustos 2014, 9(2), 7- 23.

Fisher, R. A. (1932). Statistical Methods for Research Workers. Edinburgh: Oliver and Boyd, Edinburgh, 4. Edition.

Fleissig, A.R. ve Strauss, J. (1999). Is OECD Real Per Capita GDP Trend Or Difference Stationary? Evidence From Panel Unit Root Test. Journal of Macroeconomics, 21(4), 673-690.

Furuoka, F. (2011). Is GDP in ASEAN Countries Stationary? New Evidence from Panel Unit Root Tests. Economics Bulletin, Vol. 31 No.2: 1391-1400.

Furuoka, F. (2016), "A New Approach To Testing Unemployment Hysteresis", Empirical Economics, Articles Not Assigned To An İssue. http://link. springer. com/journal /181/online First/page/1.

Granger, C. W., ve Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. Journal of Econometrics.

Greene, W. (2000). "Econometric Analysis", Upper Saddle River, Nj: Printice Hall,.

Greene, W. H. (2012). Econometric Analysis, Prentice-Hall International, Inc., Seven Edition, New York.

Gujarati, D. N., Porter, Çeviren: D. C., Şenesen, Ü., & Günlük-Şenesen, G. (2012). Temel Ekonometri. Literatür Yayıncılık.

Güloğlu, B. ve İspir, M. S., (2009). Yeni Gelişmeler Işığında Türkiye'de Satın Alma Gücü Paritesi Önsavının Panel Birim Kök Sınaması, Pamukkale Üniversitesi İ.İ.B.F.İktisat Bölümü Yayınları.

Güloğlu, B. ve M. Ivrendi (2010). Output Fluctuations: Transitory or Permanent? The Case of Latin America. Applied Economics Letters, 17(4): 381–386.

Güloğlu B. ve İspir, M.S., (2011). Doğal İssizlik Oranı mı? İşsizlik Histerisi mi? Türkiye için Sektörel Panel Birim Kök Sınaması Analizi, Ege Academic Review, 11(2), 2011, s.205–215.

Güriş, S. (2015). Uygulamalı Panel Veri Ekonometrisi, Der Yayınları, İstanbul.

Hadri, K. (2000). Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data. The Econometrics Journal, 3(2), 148-161.

Hadri, K. ve Y. Rao (2009). Are OECD Macroeconomic Variables Trend Stationary? Evidence From Panel Stationarity Tests Allowing for a Structural Break and Cross- Sectional Dependence, The Singapore Economic Review.

Hansen B.E., (1995). Rethinking the Univariate Approach to Unit Root Testing: Using Covariates to Increase The Power. Econom Theory 11:1148–1171.

Harris, R. D., & Tzavalis, E. (1999). Inference for Unit Roots in Dynamic Panels Where the Time Dimension Is Fixed. Journal of econometrics, 91(2), 201-226.

Hegwood, N. and Papell, D.H., (2007). Are Real GDP Levels Trend, Difference, or Regime-Wise Trend Stationary? Evidence from Panel Data Tests Incorporating Structural Change. Southern Economic Journal, Volume: 74, No: 1, pp: 104-113.

Hlouskova, J., ve Wagner, M. (2006). The Performance of Panel Unit Root and Stationarity Tests: Results From a Large Scale Simulation Study. Econometric Reviews, 25(1), 85-116.

Hsiao, C. (2001). Panel Data Models. A Companion to Theoretical Econometrics Edited by Badi H. Baltagi 2001, 2003 by Blackwell Publishing Ltd, 349-362.

Hsiao, C. (2003). "Analysis of Panel Data" Second Edition. Cambridge University Press.

Hsiao, C. (2007). Panel Data Analysis-Advantages and Challenges. Test, 16, 1–22.

Im, K. S. (1996). Least Square Approach to Non-Normal Disturbances (No. 9603). Faculty of Economics, University of Cambridge.

Im, K. S., Pesaran, M. H., ve Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. Journal of Econometrics, 115(1), 53-74.

Im, K., ve P. Schmidt. (2008). More Efficient Estimation Under Non-normality When Higher Moments Do Not Depend on the Regressors, Using Residual-augmented Least Squares. Journal of Econometrics, 144, 219–233.

Im, S.K., Lee, J., Tieslau, M. (2009). More Powerful Unit Root Tests with Non-Normal Errors. University of North Texas, FDIC Center for Financial Research Working Paper, 9, 1-30.

Im K.S., Lee, J., and Tieslau M. (2014). More Powerful Unit Root Tests with Non-normal Errors. Manuscript.

Jannati, N. N., Sultana, N., ve Rayhan, I. (2013). Are The Real Gdp Series In Asian Countries Nonstationary or Nonlinear Stationary? Russian Journal of Agricultural and Socio-Economic Sciences, 6(18), 8-14.

Judge, G. G., William E. Griffiths, R., Hill, C., Lutkepohl ve H., Lee, T. C. (1985). The Theory and Practice of Econometrics. Wiley, Second Edition, ABD.

Kapetanios G., Shin Y. and Snell A. (2003). Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework. Journal of Econometrics, 112, 359-379.

Kapetanios, G., (2008). "A Bootstrap Procedure for Panel Data Sets with Many Cross-Sectional Units" Econometrics Journal (2008), 377–395.

Kreyszig E., (1989). Introductory Functional Analysis with Applications. University of Windsor, JOHN WILEY & SONS, Florida.

Kumar Tiwari, A., ve Suresh, K. G. (2014). Mean Reversion in Per Capita GDP of Asian Countries: Evidence from a Nonlinear Panel Unit Root Test. Journal of Economic Studies, 41(1), 2–11.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., ve Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?. Journal of econometrics, *54*(1-3), 159-178.

Lee, J., ve Strazicich, M. C. (2004). Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break. Manuscript, Department of Economics, Appalachian State University, 1-16.

Lee, K. C. (2014). Is Per Capita Real GDP Stationary in China? Sequential Panel Selection Method. Economic Modelling, 37, 507–517.

Levene, H. (1960). Robust testes for equality of variances. In Contributions to Probability and Statistics (I. Olkin, ed.) 278–292. Stanford Univ. Press, Palo Alto, CA.

Levin, A., C. F. Lin (1992). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite- Sample Properties. Discussion Paper, 92,23, University of California, San Diego, Department of Economics.

Levin, A., Lin, C. F., ve Chu, C. S. J. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. Journal of Econometrics, 108(1), 1-24.

Lumsdaine, R. L., ve Papell, D. H. (1997). Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis. The Review of Economics and Statistics, 79(2), 212-218.

Maddala, G. S., ve Wu, S. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. Oxford Bulletin of Economics and statistics, 61(S1), 631-652.

MaCurdy, T.E., (1982). Using İnformation on the Moments of Disturbances to İncrease the Efficiency of Estimation. In: NBER technical paper 22, Cambridge.

MacKinnon, J. G. (1990). Critical Values for Cointegration Tests. San Diego: Department of Economics, University of California.

Matyas, L., Sevestre, P. The Econometrics of Panel Data, Springer, 2008.

Meng M, Im KS, Lee J, Tieslau M (2014) More Powerful LM Unit Root Tests With Non-Normal Errors. Chapter 11, this book.

Murphy, K. R., Myors, B. ve Wolach, A. (2008). Statistical Power Analysis: A Simple and General Model for Traditional and Modern Hypothesis Tests Publisher.

Murthy, V. N. R. ve E. Anoruo (2009). “Are Per Capita Real GDP Series in African Countries Non-stationary or Non-linear? What does Empirical Evidence Reveal?”, Economics Bulletin, 2492-2504.

Nabeya, S., ve Tanaka, K. (1988). Asymptotic Theory of a Test for the Constancy of Regression Coefficients Against the Random Walk Alternative. The Annals of Statistics, 218-235.

Narayan, P.K. (2007). Are G7 Per Capita Real GDP Levels Non-stationary, 1870– 2001?. Japan and the World Economy, 19: 374–379.

Narayan, P.K (2008). Is Asian Per Capita GDP Panel Stationary?. Empirical Eco- nomics 34: 439-449.

Nelson, C. ve C. Plosser (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Journal of Monetary Economics, 10: 139–162.

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

Nunes, L., (2004). LM-type Tests for a Unit Root Allowing for A Break in Trend. Working paper, Universidade Nova de Lisboa.

O’Connell, P.G.J., (1998). The Overvaluation of Purchasing Power Parity. Journal of International Economics 44, 1–19.

Ozturk, I. ve H. Kalyoncu (2007). Is Per Capita Real GDP Stationary in the OECD Countries?. Ekonomskı Pregled, 58 (11): 680-688.

Özkan, T. ve Güngör, B. (2017). Geometrik Brownian Hareketi Modeli İle Endeks Dalgalanmalarını Değerlendirme: BIST-30, BIST -100 ve S&P 500 Endeksleri Üzerine Bir Uygulama. Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 31(2), 377-398.

Pan, C., Chang, T ve Wolde-Rufael, Y. (2015). Military Spending and Economic Growth in the Middle East Countries: Bootstrap Panel Causality Test, Defence and Peace Economics, 26:4, 443-456.

Papell, D. (1997). Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity under the Current Float. Journal of International Economics 43 (1997):313–32.

Payne, J. E. Vizek, M., ve Lee, J. (2017). Stochastic Convergence in Per Capita Fossil Fuel Consumption in U.S. States. Energy Economics, 62, 382–395.

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.

Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels, CESifo Working Paper Series No. 1229; IZA Discussion Paper No. 1240.

Pesaran, M. H. (2006). Estimation and İnference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure. Econometrica, 74(4), 967-1012.

Pesaran, M. H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence. Journal of Applied Econometrics, 22(2), 265-312.

Pesaran, M. H. ve Yamagata, T., (2008). Testing Slope Homogeneity in Large Panels, Journal of Econometrics, 142, 50–93.

Phillips, P.C.B. ve D. Sul (2003b). The Elusive Empirical Shadow of Growth Convergence, Cowles Foundation Discussion Paper 98, Yale University.

Rapach, D. E. (2002). Are real GDP Levels Nonstationary? Evidence From Panel Data Tests. Southern Economic Journal, 68: 473–495.

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.

Rubin, H. (1950). Consistency of Maximum Likelihood Estimates in the Explosive Case. Statistical Inference in Dynamic Economic Models, 356-364.

Sarafidis, V., Yamagata, T., ve Robertson, D. (2009). A Test of Cross Section Dependence for a Linear Dynamic Panel Model with Regressors. Journal of Econometrics, 148(2), 149–161.

Schmidt P. ve Phillips P.C.B. (1992). LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends. Oxf. Bull. Econ. Stat. 54:257–285.

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

Shen, P-L., C-W. Su, ve H-L. Chang (2013). Are Real GDP Levels Nonstationary Across Central and Eastern European Countries?. Baltic Journal of Economics 13(1): 99-108.

Shin, D. W., & So, B. S. (2001). Recursive Mean Adjustment for Unit Root Tests. Journal of Time Series Analysis, *22*(5), 595-612.

Simon, J. L. (1969). Basic Research Methods in Social Science. Random House, New York.

Sims, C.A., Stock, J.H. ve Watson. M.W. (1990). Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots, Econometrica 58, 113-144.

Stock, J. H., ve Watson, M. W. (2011). Ekonometriye Giriş, Efil Yayınevi, 1. Baskı, Ankara.

Smyth, R. (2003). Is There a Unit Root in Per Capita Real GDP? Panel Data Evidence From Chinese Provinces. Asian Profile, 31(4), 289–296.

Solarin, S., ve Anoruo, E. (2015). Nonlinearity and the Unit Root Hypothesis for African Per Capita Real GDP. International Economic Journal, 29(4), 617–630.

Solarin, S. A. (2019). Will Energy Strategies to Reduce Oil İmports by Countries Dependent on Foreign Oil Be Effective? Evidence from Residual Augmented Least Squares and Cross-Sectionally Augmented Panel Unit Root Tests. Energy Strategy Reviews.

Strauss, J. (2000). Is There a Permanent Component in Us Real GDP. Economics Letters, 66(2), 137–142.

Sul, D., Phillips, P. C., ve Choi, C. Y. (2005). Prewhitening bias in HAC estimation. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 67(4), 517-546.

Tarı, R. (2008). Ekonometri (5. Baskı), İstanbul: Avcı Ofset.

Taylor, M.P. ve Sarno, L. (1998). The Behavior of Real Exchange Rates During the Post Bretton Woods Period. Journal of International Economics 46, 281–312.

Taylor, M. P. ve Peel, D. A. (1998). Periodically Collapsing Stock Price Bubbles: A Robust Test. Economics Letters, 61(2), 221-228.

Tiwari, A. K., A. Chaudhari ve K. G. Suresh (2012). Are Asian Per Capita GDP Stati- onary? Evidence from First and Second Generation Panel Unit RootTests. Transit Stud Rev (2012) 19: 3–11.

Toda, H.Y. ve Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. Journal of Econometrics, 66, 225-250.

Tsay, R.S. (2014). Multi Variate Time Series Analysis. With R and Financal Applications, John Wiley&Sons.

White, J. S. (1958). The Limiting Distribution of the Serial Correlation Coefficient in The Explosive Case. The Annals of Mathematical Statistics, 1188-1197.

Wooldridge J. M. (2001). Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data Cambridge, Ma: MIT Press.

Wu, J. L. ve Lee, H. Y. (2009). A Revisit to the Non-Linear Mean Reversion of Real Exchange Rates: Evidence From A Series-Specific Non-Linear Panel Unit-Root Test, Journal of Macroeconomics 31 (2009) 591–601.

Tülümce, S. Y. and Zeren F. (2013). Is The Real Per Capita GDP Stationary in the European Union Member States? New Evidence From the Unit Root Test in Nonlinear Heterogeneous Panel. NWSA-Social Sciences, 3C0112, 8, (3), 106-115.

Yavuz, N.Ç. (2014). Finansal Ekonometri. Der Yayınları.

Yerdelen Tatoğlu F. (2013). Panel Veri Ekonometrisi, (2. Baskı). Beta Yayınları, İstanbul.

Yerdelen Tatoğlu F. (2013) İleri Panel Veri Analizi, (2. Baskı). Beta Yayınları, İstanbul.

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

Yilancı, V. (2017). Petrol Fiyatları İle Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Fourier Yaklaşımı, İstanbul Üni. İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik, 27 (2), 51-67.

Yıldız, M. (2002). Avrupa'nın Ekonomik ve Parasal Bütünleşmesinde Maliye Politikasının Rolü ve Türkiye Açısından Bir Değerlendirme. 17. Türkiye Maliye Sempozyumu, TÜRMOB Yayınları – 185, Ankara, s. 28–70.

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

Zeren, F. ve İşlek H., (2019). Is Per Capita Real GDP Stationary in the D-8 Countries? Evidence from a Panel Unit Root Test. Selected Topiccs in Applied Econometrics, SBN:978-3-631-79571-2.

Zhang, N-J., P. Lii, Y-S. Huang ve C-W. Su (2007). Is Per Capita Real GDP Stationary in China? Evidence Based on A Panel SURADF Approach. Economic Bulletin, Vol. 3, No. 31: 1-12.

Zivot, E. ve Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. Journal of Business & Economic Statistics, 10(3), 251-270.

EKLER

EK-1: RALS-CADF ve RALS-CIPS Kritik Değer Tabloları

Tablo Ek-1.1: RALS-CADF testinin kritik değer tablosu

	%1	%5	%10
N=10 ve T=50	-4.446	-3.411	-2.923
N=10 ve T=100	-3.881	-3.112	-2.751
N=20 ve T=50	-4.462	-3.372	-2.915
N=20 ve T=100	-3.799	-3.080	-2.711
N=50 ve T=50	-4.274	-3.328	-2.919
N=50 ve T=100	-3.828	-3.064	-2.712
N=80 ve T=50	-4.330	-3.306	-2.850
N=80 ve T=100	-4.330	-3.306	-2.850

Tablo Ek-1.2: RALS-CIPS testinin kritik değer tablosu

	%1	%5	%10
N=10 ve T=50	-2.550	-2.262	-2.126
N=10 ve T=100	-2.357	-2.124	-1.989
N=20 ve T=50	-2.265	-2.054	-1.951
N=20 ve T=100	-2.105	-1.927	-1.837
N=50 ve T=50	-2.021	-1.885	-1.809
N=50 ve T=100	-1.896	-1.782	-1.720
N=80 ve T=50	-1.953	-1.841	-1.769
N=80 ve T=100	-1.851	-1.751	-1.693

EK-2: Boyut ve Güç Özellik Tabloları

Tablo Ek-2.1: Serisel Korelasyonsuz ve Yüksek Yatay Kesit Bağımlılık Varsayımları Altında CIPS ve RALS-CIPS Testlerinin Boyut ve Güç Özellikleri

	CIPS		**RALS-CIPS**	
N/T	50 Boyut - Güç	100 Boyut - Güç	50 Boyut - Güç	100 Boyut - Güç
10	0.0847-0.464	0.1889-0.9942	0.0469-0.5563	0.0488-0.9981
20	0.1828-0.8376	0.3833-1.000	0.0512-0.8948	0.0507-1.000
50	0.4024-0.9978	0.7306-1.000	0.0538-0.999	0.0557-1.000
80	0.5119-1.000	0.8504-1.000	0.0541-1.000	0.0499-1.000

Tablo Ek-2.2: Pozitif Serisel Korelasyon ve Yüksek Yatay Kesit Bağımlılık Varsayımları Altında CIPS ve RALS-CIPS Testlerinin Boyut ve Güç Özellikleri $(p = 1)$

	CIPS		**RALS-CIPS**	
N/T	50 Boyut - Güç	100 Boyut - Güç	50 Boyut - Güç	100 Boyut - Güç
10	0.0839-0.3415	0.1787-0.9747	0.051-0.4157	0.0463-0.9918
20	0.1705-0.6553	0.3674-0.9999	0.0535-0.7304	0.0554-1.000
50	0.354-0.9554	0.6789-1.000	0.0576-0.9805	0.0537-1.000
80	0.4528-0.9917	0.8093-1.000	0.0589-0.998	0.0467-1.000

Tablo Ek-2.3: Negatif Serisel Korelasyon ve Yüksek Yatay Kesit Bağımlılık Varsayımları Altında CIPS ve RALS-CIPS Testlerinin Boyut ve Güç Özellikleri $(p = 1)$

	CIPS		RALS-CIPS	
N/T	50 Boyut - Güç	100 Boyut - Güç	50 Boyut - Güç	100 Boyut - Güç
10	0.0829-0.4268	0.1928-0.9895	0.0566-0.5291	0.0514-0.997
20	0.1884-0.7794	0.3791-1.000	0.055-0.8487	0.0536-1.000
50	0.4027-0.9944	0.7146-1.000	0.0617-0.9982	0.0585-1.000
80	0.4974-0.9996	0.8327-1.000	0.0626-1.000	0.0535-1.000

Tablo Ek-2.4: Pozitif Serisel Korelasyon ve Yüksek Yatay Kesit Bağımlılık Varsayımları Altında CIPS ve RALS-CIPS Testlerinin Boyut ve Güç Özellikleri $(p = 2)$

	CIPS		RALS-CIPS	
N/T	50 Boyut - Güç	100 Boyut - Güç	50 Boyut - Güç	100 Boyut - Güç
10	0.0632-0.2525	0.1608-0.947	0.0483-0.3155	0.0427-0.9782
20	0.1259-0.4823	0.3304-0.9997	0.0454-0.5679	0.0494-1.000
50	0.2727-0.8315	0.6302-1.000	0.0449-0.9036	0.0424-1.000
80	0.3577-0.9298	0.7594-1.000	0.0414-0.9764	0.0386-1.000

Tablo Ek-2.5: Negatif Serisel Korelasyon ve Yüksek Yatay Kesit Bağımlılık Varsayımları Altında CIPS ve RALS-CIPS Testlerinin Boyut ve Güç Özellikleri $(p = 2)$

	CIPS		RALS-CIPS	
N/T	50 Boyut - Güç	100 Boyut - Güç	50 Boyut - Güç	100 Boyut - Güç
10	0.0669-0.3071	0.1734-0.9749	0.0503-0.4064	0.0468-0.9912
20	0.141-0.6069	0.3415-0.9999	0.0465-0.6986	0.0484-1.000
50	0.3114-0.942	0.6631-1.000	0.0475-0.9746	0.0503-1.000
80	0.396-0.9869	0.7793-1.000	0.0445-0.9973	0.0419-1.000

Tablo Ek-2.6: Pozitif Serisel Korelasyon ve Yüksek Yatay Kesit Bağımlılık Varsayımları Altında CIPS ve RALS-CIPS Testlerinin Boyut ve Güç Özellikleri $(p = 3)$

	CIPS		RALS-CIPS	
N/T	50 Boyut - Güç	100 Boyut - Güç	50 Boyut - Güç	100 Boyut - Güç
10	0.0639-0.2189	0.1579-0.9151	0.0505-0.2703	0.0441-0.9625
20	0.1171-0.4014	0.316-0.9991	0.0485-0.469	0.048-0.9998
50	0.2467-0.7243	0.6114-1.000	0.0502-0.8083	0.0443-1.000
80	0.3244-0.8395	0.7337-1.000	0.0469-0.9152	0.0388-1.000

Tablo Ek-2.7: Negatif Serisel Korelasyon ve Yüksek Yatay Kesit Bağımlılık Varsayımları Altında CIPS ve RALS-CIPS Testlerinin Boyut ve Güç Özellikleri $(p = 3)$

	CIPS		RALS-CIPS	
N/T	50 Boyut - Güç	100 Boyut - Güç	50 Boyut - Güç	100 Boyut - Güç
10	0.0653-0.2514	0.1687-0.9548	0.0494-0.3427	0.047-0.98
20	0.1314-0.5091	0.3275-0.9996	0.0456-0.6009	0.0482-1.000
50	0.282-0.8635	0.6388-1.000	0.0543-0.9282	0.0503-1.000
80	0.3623-0.9406	0.753-1.000	0.0454-0.9803	0.0417-1.000