

**TÜRKİYE CUMHURİYETİ
ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**

**15 TEMMUZ DARBE GİRİŞİMİ SONRASI BORSA İSTANBUL'UN
ETKİNLİĞİNİN İNCELENMESİ**

Yeşim TERMANOĞLU

YÜKSEK LİSANS TEZİ

ADANA / 2019

**TÜRKİYE CUMHURİYETİ
ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**

**15 TEMMUZ DARBE GİRİŞİMİ SONRASI BORSA İSTANBUL'UN
ETKİNLİĞİNİN İNCELENMESİ**

Yeşim TERMANOĞLU

**Danışman: Doç. Dr. Hüseyin GÜLER
Jüri Üyesi: Prof. Dr. H. Altan ÇABUK
Jüri Üyesi: Dr. Öğr. Üyesi Nuri UÇAR**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

ADANA / 2019

Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğüne;

Bu çalışma, jürimiz tarafından Ekonometri Ana Bilim Dalında YÜKSEK LİSANS TEZİ olarak kabul edilmiştir.

Başkan: Doç. Dr. Hüseyin GÜLER
(Danışman)

Üye: Prof. Dr. H. Altan ÇABUK

Üye: Dr. Öğr. Üyesi Nuri UÇAR

ONAY

Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim elemanlarına ait olduklarını onaylarım.

.../.../2019

Prof. Dr. Serap ÇABUK

Enstitü Müdürü

NOT: Bu tezde kullanılan ve başka kaynaktan yapılan bildirişlerin, çizelge, şekil ve fotoğrafların kaynak gösterilmeden kullanımı, 5846 sayılı Fikir ve Sanat Eserleri Kanunu'ndaki hükümlere tabidir.

ETİK BEYANI

Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Tez Yazım Kurallarına uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmada;

- Tez içinde sunduğum verileri, bilgileri ve dokümanları akademik ve etik kurallar çerçevesinde elde ettiğimi,
- Tüm bilgi, belge, değerlendirme ve sonuçları bilimsel etik ve ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu,
- Tez çalışmada yararlandığım eserlerin tümüne uygun atıfta bulunarak kaynak gösterdiğimi,
- Kullanılan verilerde ve ortaya çıkan sonuçlarda herhangi bir değişiklik yapmadığımı,
- Bu tezde sunduğum çalışmanın özgün olduğunu,

bildirir, aksi bir durumda aleyhime doğabilecek tüm hak kayıplarını kabullendiğimi beyan ederim. / / 2019

Yeşim TERMANOĞLU

ÖZET

15 TEMMUZ DARBE GİRİŞİMİ SONRASI BORSA İSTANBUL'UN ETKİNLİĞİNİN İNCELENMESİ

Yeşim TERMANOĞLU

Yüksek Lisans Tezi, Ekonometri Ana Bilim Dalı

Danışman: Doç. Dr. Hüseyin GÜLER

Ocak 2019, 59 sayfa

Bu çalışmanın amacı Türkiye’de yaşanan 15 Temmuz darbe girişiminin Borsa İstanbul (BIST) üzerine etkilerini incelemektir. Bilindiği üzere 15 Temmuz 2016 Cuma günü Türk askeri kuvvetleri içerisinde yer alan bir grup tarafından darbe girişiminde bulunulmuştur. Bu girişim halkın karşı çıkması sayesinde aynı hafta sonunda bastırılmıştır. Ardından gelen dönemde Türkiye’de bir takım önemli olaylar yaşanmıştır. Darbe girişiminin Türk ekonomisi üzerinde de etkileri görülmüştür. Bu olaya ilaveten ekonomi ve yatırım çevrelerindeki gelişmeler sonucunda Fitch ve Moody’s Türkiye’nin kredi notunu düşürmüştür. Yaşanan gelişmeler BIST üzerinde de olumsuz etki yaratmıştır. 15 Temmuz sonrasındaki ilk açılış gününde BIST’teki hisselerde önemli düşüşler yaşanmıştır.

Bu çalışmada 15 Temmuz darbe girişiminin BIST üzerindeki etkisi ampirik olarak incelenmiştir. Bu doğrultuda BIST’te 15 Temmuz öncesi ve sonrasında bir yapısal kırılma yaşanıp yaşanmadığı araştırılmıştır. Ayrıca 15 Temmuz öncesi ve sonrası için Fama’nın etkin market hipotezinin geçerliliğinde bir değişiklik olup olmadığı da incelenmiştir. Bu amaçla Şubat 1986 - Kasım 2018 dönemi için BIST 100 Endeksi verilerindeki potansiyel yapısal kırılmalar, yapısal kırılmalı birim kök testleri ile belirlenerek 15 Temmuz 2016’da bir kırılma olup olmadığı test edilmiştir. Buna ilaveten etkin market hipotezinin geçerliliği, yapısal kırılma olmaması durumunda Genişletilmiş Dickey-Fuller, yapısal kırılma olması durumunda Perron (1989), Zivot and Andrews (1992), Perron (1997), Lumsdaine and Papell (1997), Lee and Strazicich (2003) birim kök testleri ile test edilmiştir. Böylece etkin market hipotezinin geçerliliği ve borsa etkinliğinin 15 Temmuz’da değişip değişmediği ortaya konmuştur. Elde edilen sonuçlara göre BIST 100 Endeksinin incelenen dönemde zayıf etkin olmadığı sonucuna

varılmıřtır. Yapısal kırılmalı birim kk testi sonularına gre 15 Temmuz 2016 tarihinde BIST 100 endeksinde herhangi bir anlamlı kırılma tespit edilemediğinden 15 Temmuz darbe giriřiminin etkin market hipotezi zerinde bir etkisinin olmadıėı belirlenmiřtir.

Anahtar kelimeler: Borsa İstanbul, etkin market hipotezi, 15 Temmuz darbe giriřimi, yapısal kırılma.



ABSTRACT**AN INVESTIGATION OF THE EFFICIENCY OF BORSA ISTANBUL AFTER
JULY 15 COUP ATTEMPT****Yeşim TERMANOĞLU****Master Thesis, Department of Econometrics****Supervisor: Assoc. Prof. Dr. Hüseyin GÜLER****January 2019, 59 pages**

The purpose of this study is to analyze the effect of July 15 coup attempt that occurred in Turkey on Borsa Istanbul (Istanbul Stock Exchange, BIST). As it is known, there has been a military coup attempt by a group that involved in Turkish military forces on July 15, 2016 on Friday. This attempt was suppressed in the same weekend by the objection of Turkish society. In the ensuing period, some major events has happened in Turkey. Turkish Economy was also affected by the coup attempt. Moreover, as a result of fluctuations in the economy and the investment sector, Fitch and Moody's lowered the credit rating of Turkey. The coup attempt resulted a negative effect on BIST as well. In the first opening day after July 15, there has been a dramatic decline on share prices in BIST.

In this study, the effect of July 15 coup attempt on BIST is analyzed empirically. In this direction, whether there is a structural break on BIST on July 15 is examined. In addition to this, the validity of Fama's efficient market hypothesis before and after July 15 is investigated. For this aim, potential structural breaks on BIST 100 Index for the period between February 1986 and November 2018 are determined with unit root tests allowing structural breaks tests and it is tested whether there is a break on July 15, 2016. Furthermore, the validity of the efficient market hypothesis, is tested by Augmented Dickey Fuller test in the absence of structural breaks, and by Perron (1989), Zivot and Andrews (1992), Perron (1997), Lumsdaine and Papell (1997), Lee and Strazicich (2003) unit root tests in the presence of structural breaks. Thus, the validity of the efficient market hypothesis and a possible change on this efficiency on July 15 is revealed. Results suggest that BIST 100 Index is not weak-efficient in the period examined. According to the results of the structural break unit root tests, no significant

break exist in the BIST 100 index on July 15, 2016. Therefore, it is determined that the July 15 coup attempt has no effect on the effective market hypothesis for BIST 100 Index.

Keywords: Borsa Istanbul, efficient market hypothesis, July 15 coup attempt, structural break.



ÖN SÖZ

15 Temmuz darbe girişimi sonrası Borsa İstanbul'un etkinliğini incelemeye çalıştığım bu tezde tavsiyeleriyle bana her daim yol gösteren ve tez çalışmam boyunca her zaman yardım ve desteğiyle yanımda olan saygıdeğer danışmanım Doç. Dr. Hüseyin GÜLER'e şükranlarımı sunarım. Ayrıca bana bu konuyu önerdiği ve zorlandığım her aşamada yardımlarını esirgemediği için sayın hocama teşekkürü bir borç bilirim. Bu tezi asla onun rehberliği olmadan bitiremezdim.

Okul hayatım boyunca maddi ve manevi tüm olanakları ile beni destekleyen ve yaşadığım tüm zor anlarda yanımda olan aileme teşekkür ederim.

Bu çalışma her daim desteğiyle beni cesaretlendiren annem Semiha TERMANOĞLU ve kardeşim Yeliz TERMANOĞLU'ya armağanımdır.

Yeşim TERMANOĞLU

Adana / 2019

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
ÖZET	iv
ABSTRACT.....	vi
ÖNSÖZ	viii
KISALTMALAR	xi
TABLolar LİSTESİ	xii
ŞEKİLLER LİSTESİ	xiii

BÖLÜM I

GİRİŞ

1.1. Problem.....	1
1.2. Araştırmanın Amacı ve Önemi	2

BÖLÜM II

ETKİN MARKET HİPOTEZİ

2.1. Etkin Market Kavramı	4
2.1.1. Etkin Market Hipotezinin Tanımı ve Önemi.....	6
2.2. Etkin Market Hipotezi Formları	6
2.2.1. Zayıf Etkin Market Hipotezi	7
2.2.2. Yarı Güçlü Etkin Market Hipotezi	7
2.2.3. Güçlü Etkin Market Hipotezi	7
2.3. Etkin Market Hipotezi Alanında Yapılmış Araştırmalar	8

BÖLÜM III

YAPISAL KIRILMALI BİRİM KÖK TESTLERİ

3.1. Perron (1989) Testi	12
3.2. Zivot ve Andrews (1992) Testi	20
3.3. Perron (1997) Testi	23
3.4. Lumsdaine ve Papell (1997) Testi	27

3.5. Lee ve Strazicich (2003) Testi	30
---	----

BÖLÜM IV

UYGULAMA

4.1. Araştırma Modeli, Hipotezler ve Veri Seti	35
4.2. Araştırma Bulgularının Değerlendirilmesi	37

BÖLÜM V

SONUÇ VE ÖNERİLER

5.1. Sonuçların Değerlendirilmesi	51
KAYNAKÇA	54
ÖZGEÇMİŞ	58

KISALTMALAR

- ADF** : Augmented Dickey-Fuller Testi
AO : Additive Outlier, Toplamsal Sapmalı Model
BIST : Borsa İstanbul
EMH : Etkin Market Hipotezi
ELW : Exact Local Whittle Kesirli Bütünleşme Testi
GSMH: Gayri Safi Milli Hâsıla
İMKB : İstanbul Menkul Kıymetler Borsası
IO : Inovational Outlier, Kademeli Sapmalı Model
KPSS : Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin Testi
LP : Lumsdaine-Papell Testi
LS : Lee-Strazicich Testi
PP : Phillips-Perron Testi
SBK : Schwarz Bayesian Kriteri
TCMB: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
TÜFE : Tüketici Fiyat Endeksi
ZA : Zivot-Andrews Testi

TABLULAR LİSTESİ

	Sayfa
Tablo 1. Getiri serisi için özet istatistikler	39
Tablo 2. Getiri serisi için ADF testi sonuçları	40
Tablo 3. Getiri serisi için Perron (1989) testi sonuçları	41
Tablo 4. Getiri serisi için Zivot ve Andrews (1992) testi sonuçları.....	42
Tablo 5. Getiri serisi için Perron (1997) testi sonuçları	44
Tablo 6. Getiri serisi için Lumsdaine ve Papell (1997) testi sonuçları	46
Tablo 7. Getiri serisi için Lee ve Strazicich (2003) testi sonuçları	47
Tablo 8. Birim kök testlerinin özeti ve bulunan kırılma zamanları	49



ŞEKİLLER LİSTESİ

Sayfa

Şekil 1. Getiri serisinin grafiği 37



BÖLÜM I

GİRİŞ

1.1. Problem

Geçmişten günümüze kadar olan dönemlerde gerek coğrafi konumunun verdiği avantajlar gerek de ülkelerin başka ekonomik amaçları yüzünden hedef olarak görülen Türkiye, hem içeride hem de dışarıda birçok sorunla karşı karşıya gelmiştir. Türkiye'nin son yıllarda bölgede pek çok sorunla karşılaştığı bilinen bir gerçek olmak üzere, ülke gündemindeki askeri ve ekonomik açıdan en önemli sorunlardan biri; 15 Temmuz 2016 Cuma gününde Türk Silahlı Kuvvetleri içerisinde yer alan bir grup tarafından gerçekleştirilen darbe girişimidir. Halkın karşı çıkmasıyla bastırılan bu girişim sonrasında Türkiye'de bir takım önemli olaylar yaşanmıştır.

Her alanda etkisi görülen darbe girişiminin, Türk ekonomisi üzerinde de etkisi görülmüştür. Ayrıca ekonomi dışında finans ve yatırım üzerinde de etkileri olan darbe girişimi sonucunda; Fitch ve Moody's Türkiye'nin kredi notunu düşürmüştür. Bütün bu olumsuz durumlara rağmen darbe girişiminin kısa sürede durdurulması, hükümetin görevinin başında olması, darbe girişimi sonrasında Merkez Bankası'nın hızlı bir şekilde tedbir paketi açıklaması ve sonra gelen dönemde ise Ekonomiden Sorumlu Başbakan Yardımcısının uluslararası yatırımcılara konuyla ilgili bilgi vermesi piyasada rahatlatıcı bir etki yaratmıştır.

Darbe girişiminin etkileri üzerine farklı düşünceler olduğu görülmekle birlikte; kimilerine göre bu etki sınırlı düzeyde gerçekleşecekken, kimilerine göre de yaşanan bu gelişmeler yatırımcı algısını, özellikle yabancı yatırımcıyı, olumsuz yönde etkileyip zaten gerileme eğilimi olan büyüme görünümünü azaltacaktır.

Tüm bu nedenlerden ötürü; Türkiye ekonomisi üzerinde etkileri görülen darbe girişiminin, Borsa İstanbul (BIST) üzerinde de olumsuz etki yarattığı söylenebilir.

Bu açıklamalar göz önüne alındığında, araştırmanın problem cümlesi "15 Temmuz darbe girişimi sonrası Borsa İstanbul'un etkinliğinin incelenmesi" şeklinde oluşturulmuştur.

1.2. Araştırmanın Amacı ve Önemi

Bu çalışmanın genel amacı; 15 Temmuz darbe girişiminin BIST 100 Endeksi üzerindeki etkisini ampirik olarak incelemek, girişimin BIST üzerinde bir yapısal kırılma yaratıp yaratmadığını araştırmak, 15 Temmuz öncesi ve sonrasında Fama'nın (1965a) Etkin Market Hipotezinin (EMH) geçerliliğinde bir değişiklik olup olmadığını incelemek ve bunun sonucunda EMH'nin geçerliliği ve borsa etkinliğinin 15 Temmuz'da değişip değişmediğini ortaya çıkarmaktır.

Araştırmanın temel amaçlarından hareketle alt amaçlardan bazıları aşağıdaki gibidir:

1. BIST 100 Endeksi için EMH geçerli midir?
2. 15 Temmuz darbe girişimi BIST 100 Endeksi Etkinliğinde herhangi bir değişikliğe yol açmış mıdır?
3. Yaşanan darbe girişimi BIST 100 Endeksindeki sabit terim, eğim ya da köklerde değişiklik yaratmış mıdır?

Bu durumda genel olarak araştırmanın amacının; etkin market hipotezinin geçerliliğini ve borsa etkinliğinin 15 Temmuz'da değişip değişmediğini ekonometrik analizlerle incelemek olduğu söylenebilir.

Bu çalışmayla elde edilecek bulgular BIST 100 Endeksinin bazı parametrelerinde 15 Temmuz sonrası değişiklik olup olmadığını göstereceği gibi BIST için EMH'nin geçerliliğinin de 15 Temmuz öncesi ve sonrası için incelenmesini sağlayacaktır. Araştırma sonuçlarının literatürde henüz işlenmemiş bu konuda, faydalı bilgiler vermesi de beklenmektedir.

Çalışma beş ana bölümden oluşmaktadır. İlk bölüm olan "Giriş" bölümde çalışmanın temel amacı özetlenmiştir. "Etkin Market Hipotezi" başlıklı ikinci bölümde etkin market hipotezi ve bu hipotezin farklı formları tanıtılmıştır. Üçüncü bölümde "Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri" başlığı altında yapısal kırılma içerdiği düşünülen zaman serilerinden birim kök hipotezinin testi için kullanılacak bazı önemli testler ele alınmıştır. "Uygulama" başlıklı dördüncü bölümde yapısal kırılmalı birim kök testleri kullanılarak BIST 100 endeksi için zayıf etkinliğin testi gerçekleştirilmiştir. Böylece hem 15 Temmuz darbe girişimi sonrası borsada bir yapısal kırılma olup olmadığı hem de etkin market hipotezinin geçerliliği incelenmiştir. Son

bölümde ise elde edilen bulgular “Sonuç ve Öneriler” başlığı altında tartışılmıştır.



BÖLÜM II

ETKİN MARKET HİPOTEZİ

2.1. Etkin Market Kavramı

EMH'nin temelleri, rastgele yürüyüş teorisinin uygulanması ile birlikte, Fama (1965a) tarafından atılmıştır. Yine Fama (1965b) uzun yıllar boyunca ekonomistlerin, istatistikçilerin ve özellikle de finansçıların hisse senedi fiyat davranışı modellerini geliştirmek ve test etmekle ilgileniyor olduklarından bahsetmiştir.

EMH, her bir hisse senedinin gelecekteki piyasa değerini öngörmeye çalışan ve önemli güncel bilgilere neredeyse herkes tarafından ücretsiz olarak erişilebilecek halde, aktif olarak rekabet eden çok sayıda rasyonel, kâr maksimizasyoncusunun bulunduğu bir pazar olarak tanımlanır (Fama, 1965b). Fiyatların, tüm mevcut bilgileri her zaman için tam olarak yansıttığı bir piyasa etkin market olarak adlandırılır (Fama, 1970).

Uzun yıllar boyunca, hisse senedinin gelecekteki fiyatı hakkında anlamlı tahminler yapmak için geçmiş hisse senedi fiyatlarının ne ölçüde kullanılabileceği sorusu hem akademik hem de iş çevrelerinde devam eden bir tartışma kaynağı olmuştur. Bu soruya yanıt ise çeşitli grafiksel teoriler ve rastgele yürüyüş teorisinden gelmiştir. Birçok farklı grafiksel teori olmasına rağmen, bu yöntemlerin hepsi aynı temel varsayım konusunda birleşmiştir: İlgili yöntemler bir menkul kıymet fiyatının geçmiş davranışının gelecekteki davranışıyla ilgili zengin bir bilgi sunduğunu varsaymaktadır. Geçmiş fiyat davranışlarının kalıpları gelecekte tekrar ortaya çıkacağından tarih kendini tekrarlar. Bu nedenle, fiyat grafiklerinin dikkatli bir analiziyle, bu kalıplar anlaşılırsa, bu durum fiyatların gelecekteki davranışlarını tahmin etmek için kullanılabilir ve bu şekilde beklenen getiriler artar. Aksine, rastgele yürüyüş teorisi, bir menkul kıymete ait fiyat seviyesinin gelecekteki yolunun, bir dizi rastgele sayının yolundan daha tahmin edilebilir olmadığını söylemektedir. Teorinin istatistiksel açıdan anlamı, olumlu fiyat değişimlerinin bağımsız, aynı dağılımlı rastgele değişkenler olduğunu söylemektedir. Diğer bir deyişle bu durum, fiyat değişimleri dizisinin hafızası olmadığını, yani geçmişin geleceği herhangi bir anlamlı şekilde tahmin etmek için kullanılamayacağını ifade etmektedir (Fama, 1965a).

Bunlara ek olarak, rastgele yürüyüş teorisini bir perspektife koymak için genel anlamda piyasa profesyonelleri tarafından yaygın olarak kullanılan hisse senedi

fiyatlarını tahmin etmeye yönelik iki yaklaşım tartışılmaktadır. Bunlar grafiksel ya da teknik teoriler ile temel teori ya da içsel değer analizidir (Fama, 1965b). Grafiksel teoriler, dolaylı olarak ardışık fiyat değişimleri serisinde bağımlılık olduğunu ima ederler. Buna göre serilere ait geçmiş değerler, geleceğe ilişkin anlamlı tahminler yapmak için kullanılabilir. Temel analiz yaklaşımının varsayımı ise zamanın herhangi bir noktasındaki her bir menkul kıymetin, menkul kıymetlerin kazanma potansiyeline bağlı olan içsel bir değere sahip olmasıdır (Fama, 1965b). Eğer rastgele yürüyüş teorisi geçerliyse ve menkul kıymetler borsası etkinse, zamanın herhangi bir noktasındaki hisse senedi fiyatı içsel ya da temel değerini iyi bir tahminini gösterecektir (Fama, 1965b).

Hisse senedi fiyatlarındaki rastgele yürüyüş teorisi iki farklı hipotezden oluşmaktadır. Her bir menkul kıymetteki ardışık fiyat değişimleri bağımsızdır ve fiyat değişimleri bazı olasılık dağılımlarına uymaktadır. İki hipotezden en önemli olanı bağımsızlıktır. Bu bağlamda ardışık fiyat değişimleri bağımsızsa etkin market hipotezi geçerliken bağımsızlık bozulduğunda etkin market hipotezi geçerliliğini yitirir (Fama, 1965a).

İstatistikçi ve yatırımcı bakış açısıyla bağımsızlık kavramı farklı anlamlara gelmektedir. İstatistiksel açıdan bağımsızlık, t zaman periyodu boyunca fiyat değişiminin olasılık dağılımının, önceki zaman dönemlerindeki ardışık fiyat değişimlerinden bağımsız olduğu anlamına gelir. Bunun aksine yatırımcı açısından bağımsızlık daha uygulamaya yönelik bir kavramdır. Buna göre fiyat değişiklikleri serilerinin geçmiş davranışlarına ait bilgi, beklenen getirileri arttırmak için kullanılamayacağı sürece rastgele yürüyüş modeli geçerli olacaktır (Fama, 1965a). Dolayısıyla Fama (1965a), rastgele yürüyüş modelinin ardışık fiyat değişiklikleri üzerindeki bağımsızlık varsayımının, pratikte geçerli bir tanım olduğunu belirtmiştir. Buna göre serinin geçmiş değerleri yatırımcının beklenen kârını arttırmak için kullanılamaz (Fama, 1965a). Ardışık fiyat değişikliklerinin bağımsız olduğu bu durum, menkul kıymetler için etkin bir marketin varlığıyla açıklanabilir (Fama, 1965a).

Bir etkin markette rekabet, içsel değerlere dair yeni bilgilerin tüm etkilerinin, gerçek fiyatlara anında yansıtılmasına neden olacaktır (Fama, 1965b). Buna göre etkin bir marketteki anlık ayarlama özelliği, her bir menkul kıymetteki ardışık fiyat değişikliklerinin bağımsız olacağı anlamına gelir (Fama, 1965b). EMH'ye göre menkul kıymetlerin gelecekteki değerlerini tahmin etmek isteyen yatırımcılar, hem marketteki mevcut bilgileri hem de markete yeni gelen bilgileri hızlı ve doğru biçimde menkul kıymetlerin fiyatlarına yansıtmaktadırlar. Etkin bir markette yer alan menkul kıymetler,

o anda markette var olan her tür bilgiyi içerdiğinden bu bilgilere dayanarak markette ortalamanın üzerinde bir kâr elde etmek mümkün değildir. EMH menkul kıymetlerin fiyatlarının rastgele oluştuğunu savunduğundan, EMH geçerli ise menkul kıymetlerin geçmiş fiyat değerlerine bakarak gelecekteki fiyat değerleri hakkında tahminde bulunulamaz (Türkyılmaz & Balıbey, 2014).

2.1.1. Etkin Market Hipotezinin Tanımı ve Önemi

İdeal market, hisse senedi fiyatlarının her zaman için tüm mevcut bilgileri yansıttığı varsayımı altında, firmaların üretim-yatırım kararlarını verebildikleri ve yatırımcıların ise firmaların faaliyetlerinin dağılımını temsil eden hisse senetleri üzerinde seçim yapabildikleri bir market olarak açıklanabilir. Fiyatların, tüm mevcut bilgileri her zaman için tam olarak yansıttığı bir market etkin market olarak adlandırılır (Fama, 1970). Başka bir açıdan bakılırsa etkin market; her bir menkul kıymetin gelecekteki piyasa değerini tahmin etmek suretiyle karını maksimum düzeyde tutmaya çalışan çok sayıda akılcı yatırımcının aktif olarak rekabet ettiği, önemli güncel bilgilerin neredeyse tüm katılımcılara serbestçe ulaşabildiği bir markettir (fama, 1965b).

Menkul kıymetler borsasına para yatırıldığında yatırılan sermaye üzerinden kar ya da getiri elde etmek hedef aynıdır.

Siyasal, sosyal ve ekonomik olaylarla ilgili yaşanan olayların menkul kıymetler borsasını etkilediği ise gerçek bir olgudur. Yaşanan olumlu ya da olumsuz olarak değerlendirilebilecek olaylar çok fazla vakit geçmeden menkul kıymetleri etkileyecek ve borsada bunu hisse senedi fiyatlarına yansıtacaktır.

Yatırımcıların zarara etme ihtimalini ortalama olarak normalden daha düşük hale getirmek için piyasayı iyi anlaması ve yorumlaması gerekir. Sonuçta yaptığı yatırımlar sayesinde çok yüksek getiriler elde eden yatırımcılar da markette mevcuttur. Buna karşın etkin bir markette menkul kıymetler fiyatlarının rastgele oluştuğunu unutmamak önemlidir.

2.2. Etkin Market Hipotezi Formları

Fama (1970) etkin marketlerle ilgili çalışmasında hisse senedi fiyatlarıyla ilgili olarak üç ayrı etkin market formu belirlemiştir. Rastgele yürüyüş hipotezinin test edilmesiyle ilgili piyasanın etkin olup olmadığı ve eğer etkinse bu üç formdan hangisine göre etkin olup olduğu belirlenebilir.

2.2.1. Zayıf Etkin Market Hipotezi

Fama (1970) ilk olarak, zayıf etkin markette bilgi kümesinin sadece geçmiş fiyat hikâyelerinden oluştuğunu ve buradaki birçok sonucun aslında rastgele yürüyüş literatüründen geldiğini belirtmiştir. Hisse senedi marketi zayıf etkin olduğunda, örneğin katılımcılar tutarlı bir şekilde gelecekteki fiyatları tahmin etmek için geçmiş fiyatları kullanamaz. Market etkin olduğunda, fiyat dalgalanmaları yeni bilgilere cevap vermelidir. Bilgi akışı rastgele olduğundan, hisse senedi fiyatları da beklenmedik bir şekilde değişmelidir. Hisse senedi fiyatları rastgele yürüyüşe uyduğunda, geçmiş bilgiler kullanılarak gelecek fiyatlar tahmin edilemez ve EMH'nin zayıf etkin formu geçerli olur. Hisse senedi fiyatlarında rastgele yürüyüş ve ortalamaya dönme olmadığında, geçmiş bilgiler marketi tahmin etmeye yardımcı olabilir. Rastgele yürüyüş hipotezinin reddedilmesindeki başarısızlık, EMH'nin zayıf formunun, yükselen market ekonomilerinin günlük hisse senedi fiyatları için uygun olduğunun düşünülmesine yol açmaktadır (Fama, 1970).

EMH rassal yürüyüş süreciyle ilişkilidir. Rassal yürüyüş süreci temel olarak AR(1) sürecinden oluşmaktadır ve model

$$y_t = y_{t-1} + u_t \quad (2.1)$$

şeklinindedir. Burada y_t t zamandaki hisse senedi değerini göstermektedir. Bu denklem tek birim köklü durağan olmayan bir süreci göstermektedir. Modelin birim köklü olması sürecin rassal yürüyüşe dönüştüğünü göstermektedir. Bu duruma bağlı olarak zayıf etkin market hipotezinin geçerliliği birim kök testleri ile test edilebilecektir.

2.2.2. Yarı Güçlü Etkin Market Hipotezi

Fama (1970) yarı güçlü etkin market formunda; fiyatların açıkça, kamuya açık olan diğer bilgilere ayarlanma hızıyla ilgilenmiştir. Balcılar, Çakan, and Özdemir (2015) bu formda, finansal varlıkların fiyatlarının anında halka açık tüm mevcut bilgileri yansıttığından bahsetmiştir. Bu tip marketlerde geçmiş bilgilere ek olarak kamuya açıklanmış olan bilgiler de yansıtılmaktadır (Türkyılmaz & Balıbey, 2014).

2.2.3. Güçlü Etkin Market Hipotezi

Son form olan güçlü etkin markette yatırımcı ya da gurup fark etmeksizin,

fiyatlarla ilgili her bilgiye ulaşabilecek monopolistik erişimin olup olmadığı gözden geçirilir (Fama, 1970). EMH'nin bu formu, finansal varlık fiyatlarının içeriden bilgi yansıtması durumunda bile geçerlidir (Balcılar et al., 2015). Türkyılmaz and Balıbey (2014), etkin marketin bir diğer türü olan güçlü tipte markette geçmiş ve kamuya açıklanmış bilgilere ek olarak kamuya açıklanmamış bilgilerin de yansıtıldığını belirtmiştir.

2.4. Etkin Market Hipotezi Alanında Yapılmış Araştırmalar

Türkiye'de ilk olarak 1985 yılında İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) adıyla açılan daha sonra 2013'te "Borsa İstanbul" olan BIST; 2013 öncesi literatürde İMKB adıyla kullanılmıştır. Zayıf etkin bir markette fiyat değişimleri rastgele yürüyüş modeline uyduğundan ampirik çalışmalarda BIST'in zayıf etkinliği birim kök testleri ile incelenmiştir. Son yıllarda özellikle hisse senedi piyasa getiri ve oynaklıklarındaki uzun hafıza özelliklerini modellemeye yönelik pek çok ekonometrik çalışma da yapılmıştır (Türkyılmaz & Balıbey, 2014).

Balaban (1995), Türk hisse senedi piyasasının bazı ampirik özelliklerini göstermeyi amaçladığı çalışmasında, Ocak 1988-Ağustos 1994 döneminde Türkiye için İMKB günlük ve haftalık getiri verilerini kullanmıştır. Günlük ve haftalık veriler için, rastgele yürüyüş süreci parametrik ve parametrik olmayan testler tarafından reddedilirken, aylık getiri verilerinin de rastgele bir yürüyüş izlediği gösterilmiştir. Diğer ampirik sonuçlar ise aylık ve günlük etkiler gibi dönemsel anomalilerin Türk hisse senedi piyasasında var olduğunu göstermektedir. Kısaca, günlük ve haftalık veri kullanıldığında İMKB'nin zayıf etkin bir piyasa olmadığı tespit edilmiştir.

Metin, Muradoğlu, and Yazıcı (1997) 4 Ocak 1988-27 Aralık 1996 döneminde İMKB'deki zayıf etkinliği, rastgele yürüyüş testi ve haftanın günü etkisini kullanarak test etmiştir. Çalışmada İMKB için önemli olan iki boyut üzerinde durulmuştur: Öncelikle testler yabancı yatırımcılara olduğu kadar enflasyon karşısında korunma talep eden yerli yatırımcılara da hitap eden dolar getirisi kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Ayrıca gözlem altındaki dönemin kapsamlı bir analizi yapılarak, 1994 ekonomik krizi ve takas günündeki değişimler gibi iki önemli kıstas ele alınarak, eldeki veri seti 5 ayrı alt döneme ayrılmıştır. Bu dönemlerin üçü ekonomik kriz dönemi, kriz-öncesi dönem, kriz-sonrası dönem şeklindeyken; takas günü üzerindeki değişim göz önüne alındığında ise veri seti bir tam işgünü (T+1) ve iki tam işgünü (T+2) olarak iki ayrı alt döneme

ayrılmıştır. Sonuç olarak, rastgele yürüyüş modeli, belirlenen dönem için reddedilmiş, test sonuçları hisse senedi getirilerinde zayıf etkinliğin reddi yönünde kanıtlar vermiştir. İlgili çalışmada günlük getirilerin haftanın gününe bağlı olduğu varsayımı desteklenmiştir.

Özün (1999), 1987-1998 yılları arasında İMKB Ulusal-100 Endeksi günlük verilerini kullanarak, İMKB'nin zayıf formda etkinliğini incelemiştir. Diğer çalışmalardan farklı olarak; finansal teorideki etkin market hipotezi, ekonometrideki çeşitli değişen varyanslı modeller ve fizikteki kaos teorisi kullanılarak test edilmiştir. Yapılan analizler sonucunda 1995 ve 1996 yılları hariç 1987 ve 1998 yılları arasında İMKB'nin zayıf formda etkin olduğu gösterilmiştir.

Yalçın (2003), 7 Şubat 1986-24 Mayıs 2002 döneminde İMKB Ulusal 100 Endeksinin kapanış fiyatlarıyla haftalık değerlerinden oluşan 851 gözlem kullanarak, İMKB'nin zayıf formda etkin olup olmadığını rastgele yürüyüş süreci ile test etmiştir. Zayıf etkin market hipotezi, fiyat değişimlerinde birim kökün test edilmesine yönelik olduğundan ele alınan dönem itibariyle fiyat değişimleri veri seti elde edilmiş ve serinin deterministik trend içerip içermediği araştırılmış; fiyat değişimlerinin rastlantısal geliştiği düşünülerek seride stokastik birim kök araştırılması yapılmıştır. Fiyat değişimindeki kök her bir zaman noktası için ayrı ayrı Kalman Filtre yöntemi ile tahmin edilmiş ve 1987 yılı hariç diğer yıllarda İMKB zayıf etkin bulunamamıştır. İMKB'nin 1987 yılında zayıf etkin olması, o dönemin politik karar alıcılarının İMKB'yi destekler nitelikte beyanlarda bulunması ile açıklanmıştır.

Gökçe and Sarıoğlu (2004), finansal marketlerdeki etkinlik kavramını inceledikleri çalışmalarında; fiyatların anomali davranışları ve ticaret seans etkisi kavramlarını da vurgulamışlardır. Pearson korelasyon katsayısı, işaret testi ve tanımlayıcı istatistiklerin İMKB 100 Endeksi getirileri ticaret seans etkisine uygulandığı çalışmada, Ocak 1995-Eylül 2003 dönemi için inceleme yapılmıştır. Araştırmanın sonuçlarına bakıldığında, Perşembe gününün ilk ticaret seansı ve Cuma gününün ikinci seansının, İMKB 100 Endeksi için haftanın diğer ticaret seanslarından farklı olduğunun işaret edilmesi, araştırmada belirtilen dönem için İMKB 100 Endeksinde ticaret seans etkisi olduğunu göstermiştir. Söz konusu etkilerin gerçekleşmekte olması İMKB'nin etkin market olmadığının güçlü bir kanıtı olarak yorumlanmıştır.

Kasman and Torun (2007), Türkiye borsasının ikili uzun hafıza özelliğini inceledikleri çalışmada uzun hafıza testlerini kullanarak 1988-2007 dönemi için günlük verilerle hem getiri hem de oynaklığı modellemişlerdir. ARFIMA-FIGARCH modeli

sonuçlarına göre hem getirilerin hem de oynaklığın uzun hafızalı olduğuna dair güçlü kanıtlar gösterilmiştir. Getirilerin uzun hafızası, hisse senedi fiyatlarının EMH ile tutarsız olan öngörülebilir bir davranışı takip ettiğini anlamına gelir. Bununla birlikte, oynaklıktaki uzun hafıza bulguları, belirsizlik veya riskin, Türk borsasında günlük hisse senedi davranışının önemli bir belirleyicisi olduğunu ve İMKB 100 Endeksinin etkin olmayan bir piyasa olduğunu göstermiştir.

Eken and Adalı (2008) Ağustos 1994-Temmuz 2005 döneminde İMKB'nin zayıf formda etkin olup olmadığını test etmek amacıyla İMKB 30, İMKB 100, İMKB Mali, İMKB Sanayi ve 10 hisse senedi verilerini kullanarak günlük, haftalık ve aylık seriler oluşturmuştur. Geçmiş fiyat bilgilerinin bugünün fiyatlarını etkileyip etkilemediği, serilere basit ve çoklu regresyon analizi uygulanarak test edilmiştir. Yapılan analizler bazı hisse senedi ve endeks değerleri için belirli dönemlerde piyasanın zayıf formda etkin olduğunu göstermiştir. Bunun dışında, günlük ve haftalık verilerde pozitif etkinin bulunduğu uzun dönemlerde, piyasa zayıf formda etkin olarak yorumlanmıştır.

Korkmaz, Çevik, and Özataç (2009) parametrik yaklaşım kullanarak İMKB100 endeksinin getiri ve oynaklığının uzun hafıza özelliği taşıyıp taşımadığını araştırmıştır. İMKB günlük kapanış fiyatlarından oluşan veri seti 1988'den 2008'e kadar olan işlem serilerinden oluşturulmuştur. Araştırma sonuçlarında endeks getirisi uzun hafıza özelliği göstermezken oynaklığın uzun hafızaya sahip olduğu sonucuna varılmıştır. Bu sonuç oynaklığın öngörülebilir bir yapısı olduğunu ve İMKB'nin zayıf formda etkin bir market olmadığını göstermiştir.

Duman Atan, Özdemir, and Atan (2009), İMKB'nin etkinlik düzeyinin belirlenmesinin amaçlandığı çalışmalarında, 3 Ocak 2003-30 Aralık 2005 dönemi için 15 dakikalık ve seanslık kapanış değerlerine bağlı olarak iki farklı frekansta seri kullanmıştır. Bu nedenle iki farklı yöntemin kullanıldığı çalışmada, ilk olarak Genişletilmiş Dickey Fuller (Augmented Dickey-Fuller, ADF) ve KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, & Shin, 1992) birim kök testleri, ardından ELW Kesirli Bütünleşme Testi (Exact Local Whittle Estimation of Fractional Integration, ELW) testi kullanılmıştır. Her iki yöntemle elde edilen sonuçlara göre, İMKB'nin zayıf formda etkin bir market olduğu tespit edilmiştir.

Ergül (2009) 1988-2007 döneminde İMKB Endekslerinden; İMKB100 Bileşik Endeksi, İMKB Ulusal 50 Endeksi, İMKB Ulusal 30 Endeksi ve sektör endekslerinden İMKB Hizmet Endeksi, İMKB Mali Endeks ve İMKB Sınai Endeksi olmak üzere üç ulusal endeks ve üç sektör endeksini kullanarak zayıf etkinliği test etmiştir. Serilerin

ortalama, ortanca, standart sapma, çarpıklık ve basıklığını inceleyen tanımsal istatistikler ile ADF ve Phillips-Perron (PP) durağanlık testlerinin kullanıldığı çalışmada, endekslere ait günlük fiyat serilerinin rastgele bir değişim göstermesi, verilen dönem içerisinde İMKB'nin zayıf formda etkin bir market olduğunu göstermiştir.

Çevik (2012) İMKB'de zayıf formda etkinliğin geçerli olup olmadığını sektörel bazda ele almış ve 10 sektöre ait endeks getirisinin oynaklığında uzun hafızanın varlığını parametrik ve yarı parametrik yöntemler kullanarak araştırmıştır. Bu amaçla, 03 Ocak 1997-27 Mayıs 2011 dönemi için sektörlere ait günlük kapanış fiyatlarının kullanıldığı bu çalışmada, yarı parametrik ve parametrik uzun hafıza model sonuçları, sektörlere ait endeks getirilerinin oynaklığının uzun hafıza özelliği taşıdığını göstermiştir. Buna bağlı olarak İMKB'nin etkin bir market olmadığı tespit edilmiştir.

Türkyılmaz and Balıbey (2014), 2010-2013 dönemi BIST günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını kullanarak ARFIMA-FIGARCH modelleri yardımıyla Türkiye hisse senedi piyasası getirilerinde ikili uzun hafıza özelliğinin varlığını incelemiştir. Zayıf formda etkin market hipotezinin test edildiği araştırmada ortalamada uzun hafızanın varlığına dair bir bulgu elde edilemezken, oynaklığın öngörülebilir bir yapı gösterdiği Türkiye borsasının etkin bir piyasa olmadığı görülmüştür.

Yücel (2016), 2000-2015 yılları arasında BIST kapsamında yer alan endekslerden seçilen 22 endeksin günlük kapanış değerlerini kullanarak endekslerin zayıf formda etkin olup olmadığını araştırmıştır. Zayıf formda etkinlik araştırılırken tanımlayıcı istatistiklerden, grafik analizlerden yararlanılmış ve bunun yanı sıra birim kökün varlığı ADF ve PP birim kök testleriyle hem düzey hem de birinci sıra fark için araştırılmıştır. Birim kök test sonuçlarına göre tüm endekslerin rastgele yürüyüş hipotezine göre hareket ettiği, dolayısıyla bu endekslerin zayıf formda etkin olduğu görülmüştür.

Malcıoğlu and Aydın (2016) 3 Temmuz 2000-22 Eylül 2015 dönemi için BIST 100 Endeksi ve BIST Smaı, BIST Teknoloji, BIST Mali ve BIST Hizmet Endeksi alt endeks getirilerinin doğrusal bir yapıya sahip olup olmadığını Harvey doğrusallık testiyle incelemiştir. BIST 100 Endeksi ve bahsedilen alt endekslerin günlük kapanış değerlerinden elde edilen getiri değerlerinin kullanıldığı çalışmada, BIST'in zayıf formda etkin piyasa özelliği göstermediği belirtilmiştir.

BÖLÜM III

YAPISAL KIRILMALI BİRİM KÖK TESTLERİ

Zaman serisi verilerini içeren bir regresyon modeli kullanıldığında, bağımlı değişken Y ve açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişkide yapısal bir değişiklik olabilir. Yapısal değişim ile model parametrelerinin değerleri tüm zaman periyodu boyunca aynı kalmaz. Bazı durumlarda yapısal değişiklikler OPEC tarafından 1973 ve 1979'da dayatılan petrol ambargoları; 1990-1991 Körfezi Savaşı ya da politika değişiklikleri; sabit bir döviz kuru sisteminden 1973 civarında esnek bir döviz kuru sistemine geçiş gibi dış faktörler nedeniyle ortaya çıkabilir (Gujarati, 2004). Öte yandan incelenen seride yapısal kırılma olması durumunda bu kırılmaları ihmal eden ADF birim kök testi hatalı sonuçlar verebilir (Perron, 1989). Bu bölümde yapısal kırılmalı serilerde birim kökün varlığını test etmek için kullanılacak bazı birim kök testleri incelenecektir.

3.1. Perron (1989) Testi

Birim kök hipotezi, son zamanlarda hem ekonomi hem de istatistik literatüründe önem arz eden bir kavram olmuştur. Çoğu ekonomik zaman serisinin durağan olmamasının, deterministik bileşenlerden ziyade stokastik olarak karakterize olduğu görüşü yaygınlaşmıştır. Perron (1989), Nelson and Plosser (1982) tarafından çoğu makroekonomik değişkenin tek değişkenli ve bir birim köklü zaman serisi yapısına uyduğunu ortaya koyduğu çalışmanın, hem ampirik hem de teorik açıdan yeni bir yaklaşım getirdiğini ifade etmiştir. Nelson ve Plosser'ın (1982) çalışmasını bir dizi ampirik çalışma izlemiş ve bu analiz sonuçları da temelde Nelson ve Plosser'ın bulgularını onaylamıştır. Bu gelişmenin ardından, birim kök hipotezini test etmek için alternatif yaklaşımlar geliştirmeye yönelik istatistiksel bir ilgi ortaya çıkmıştır. Bu konudaki çeşitli yöntemlerin ampirik uygulamaları da; çoğu makroekonomik zaman serisinin bir birim köke sahip olduğu sonucunu genel olarak doğrulamıştır (Perron, 1989). Makroekonomik açıdan birim köklü serilerin en önemli uygulaması, bu hipotez altında rassal şokların sistem üzerinde kalıcı bir etkiye sahip olmasıdır.

Perron (1989), Nelson ve Plosser'den (1982) farklı olarak incelenen makroekonomik zaman serilerinin çoğunun bir birim kökün varlığı ile karakterize edilmediğini; buna karşın iki önemli iktisadi olayın (şokların) çeşitli makroekonomik değişkenler üzerinde kalıcı bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir. Bu olaylar 1929

Büyük Buhran'ı ve 1973 petrol fiyat şokudur. Perron (1989), Büyük Buhran ve petrol fiyat şokunun, serilerin veri üretim süreci içerisinde yer almadığını ve bu şokların dışsal olarak düşünülmesi gerektiğini varsaymıştır.

Bu iki şok da kendi arasında oldukça farklılık göstermektedir. Bir yandan Büyük Buhran birçok değişkenin ortalamasında önemli bir düşüş yaratırken, diğer taraftan 1973 petrol fiyat şokunu ise trendin eğimindeki bir değişiklik, yani büyümedeki bir yavaşlama izlemiştir. Bu doğrultuda, Perron'un (1989) amacı bu iki şok gerçekleşikten sonra trend fonksiyonunun eğiminde ve sabit teriminde tek bir değişikliğe izin verilmesi durumunda çoğu makroekonomik değişkenin "trend durağan" a dönüştüğünü göstermek olmuştur.

Perron (1989), kendi analizinin Box and Tiao (1975) tarafından önerilen "müdahale analizi"ne benzer bir analiz olduğunu ifade etmiştir. Box and Tiao (1975) yaklaşımına göre "anormal" olaylar hata terimlerinden ayrılabilir ve genel zaman serileri modelinin deterministik bileşeninde müdahaleler olarak modellenabilir. Böyle bir strateji sayesinde hata terimleri ile açıklanabilen ve açıklanamayan olaylar arasındaki farkı ayırt etmek mümkün olmaktadır. Bu müdahalelerin bilinen bir tarihte gerçekleştiği varsayılmaktadır. Perron (1989) kendi analizinde de aynı stratejiyi kullanmıştır: Bahsedilen iki iktisadi olayı hata terimlerinden ayırıp bunları trend fonksiyonunun bir parçası olarak modellemiştir. Dolayısıyla Perron (1989), trend fonksiyonundaki değişikliklerin zamanını, tahmin edilebilecek rassal bir değişkenden ziyade sabit olarak ele almıştır.

Perron (1989) yapısal kırılmaları dışsal kabul ettiği çalışmasında, Nelson and Plosser (1982) veri setinin yanı sıra Campbell and Mankiw (1987) tarafından analiz edilen reel Gayri Safi Milli Hasıla (GSMH) serisini de kullanmıştır. Ayrıca Perron (1989), gözlenen birim kök davranışlarının yapısal bir değişimi açıklamada yetersiz kalacağını belirtmiş ve yapısal kırılmaya izin vermek için modele kukla değişken eklemiştir. Bunun sonucunda Perron (1989) testi, Nelson and Plosser (1982) tarafından elde edilen sonuçların birçoğunun tersi yönünde sonuçlar vermiştir (Lumsdaine & Papell, 1997). Yani klasik Dickey-Fuller (DF) yöntemi ile birim köklü bulunan seriler Perron (1989) testi sonucunda yapısal kırılmalı ve trend durağan olarak belirlenmiştir.

Perron (1989) tarafından ele alınan yokluk hipotezinde, $\{y_t\}_0^T$ gibi bir zaman serisi bir birim kökün varlığı ile karakterize edilmektedir. Burada özel olarak seride T_B anında ($1 < T_B < T$) ortaya çıkan bir kırılmaya izin verilmiştir. Öte yandan alternatif

hipotezi yapısal kırılmalı trend durağan bir süreç varsaymaktadır. Dolayısıyla her iki hipotez altında da trend fonksiyonunun eğiminde ya da sabit teriminde bir seferlik bir değişimin varlığına izin verilmiştir. Yokluk hipotezi altında üç farklı model düşünülmüştür: İlk model serinin sabit terimindeki dışsal bir değişime (Crash Model); ikincisi büyüme oranındaki dışsal bir değişime (Changing Growth Model) ve sonuncusu her iki değişime birden izin vermektedir. Yani, Perron (1989) 1929'daki Büyük Buhran ve 1973'teki petrol fiyat şokunun yapısal değişime neden olduğunu belirterek, yokluk hipotezi altında

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

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

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

şeklindeki üç modeli incelemiştir. Modellerde kullanılan kukla değişkenler ve hatalar

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

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

$$A(L)e_t = B(L)v_t$$

şeklinde tanımlanmıştır. Burada T_B kırılma tarihini, L gecikme operatörünü ve $A(L)$ ile $B(L)$ sırasıyla L gecikme operatöründe p . ve q . sıra polinomları göstermektedir. v_t ; 0 ortalamalı, sabit varyanslı, bağımsız ve aynı dağılımlı hata terimleridir. $\{e_t\}$, p . ve q . sıradan ARMA(p, q) süreci olup p ve q bilinmemektedir. Bu önerme, $\{y_t\}$ serisinin oldukça genel bir süreci temsil etmesine imkân sağlamaktadır.

Perron (1989), y_t serisinin deterministik doğrusal bir trend etrafında durağan olduğu alternatif hipotez yerine

$$\text{Model A: } y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t,$$

$$\text{Model B : } y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t,$$

$$\text{Model C: } y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t,$$

şeklindeki alternatif modelleri varsaymıştır. Bu modellerde kullanılan kukla değişkenler

$$DT_t^* = \begin{cases} t - T_B, & t > T_B \\ 0, & t \leq T_B \end{cases}$$

$$DT_t = \begin{cases} t, & t > T_B \\ 0, & t \leq T_B \end{cases}$$

şeklinde tanımlanmıştır. Burada $D(TB)$, DU , DT ve DT^* kukla değişkenleri kullanılmıştır. “Pulse dummy” olarak adlandırılan $D(TB)$; kırılmanın gerçekleştiği dönemden bir sonraki dönem için “1”, diğer dönemler için “0” değerini alan “anlık kukla değişken”dir. “Level/intercept dummy” olarak adlandırılan DU ; kırılmanın gerçekleştiği döneme kadar “0”, diğer dönemlerde ise “1” değerini alan “kesim noktası kuklası”dır. “Slope dummy” olan DT^* ise kırılmanın gerçekleştiği dönemden sonraki dönemler için 1,2,3 değerlerini, diğer durumlarda “0” değerini alan “eğim kuklası”dır (İğde, 2010). Bu kuklalara ek olarak çalışmada kullanılan bir diğer kukla ise DT ’dir. “Slope dummy”, DT kırılmanın gerçekleştiği döneme kadar “0”, diğer dönemlerde ise “t” değerini alan “eğim kuklası”dır (Perron, 1989).

Burada Model A, “Crash Model” olarak adlandırılan modeli ifade etmektedir. Yokluk hipotezi tek birim kökle birlikte kırılmadan bir dönem sonra 1 değerini alan kukla değişken ile karakterize edilmiştir. Alternatif hipotez altında Model A trend fonksiyonun sabit teriminde tek seferlik değişime izin veren trend durağan bir süreci ifade etmektedir. Model A için yokluk hipotezi altında serinin sabit terimi μ_1 ’den μ_2 ’ye kaymaktadır (Perron, 1989). Zivot and Andrews (1992), $(\mu_2 - \mu_1)$ farkının trend fonksiyonunun sabit teriminde kırılma anında meydana gelen değişimin büyüklüğünü ifade ettiğini belirtmiştir. Model (B), “Changing Growth Model” olarak adlandırılan değişen büyüme modelini tanımlamaktadır. Bu model için alternatif hipotez, kırılma anında serinin sabit teriminde herhangi ani bir değişim olmadan, trend fonksiyonunun eğiminde bir değişime izin vermektedir. Zivot and Andrews (1992), $(\beta_2 - \beta_1)$ farkının trend fonksiyonunun eğiminde kırılma noktasında meydana gelen değişimin büyüklüğünü gösterdiğini belirtmiştir. Perron (1989), Model C’de her iki etkinin de eşzamanlı olarak gerçekleşmesine izin verildiğini, yani düzeydeki ani bir değişiklikte birlikte trendin de değiştiğini belirtmiştir.

$$y_t = \tilde{\mu} + \beta t + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \tilde{c}_i \Delta y_{t-i} + \tilde{\epsilon}_t \quad (3.1)$$

Perron (1989), ele aldığı serilerde potansiyel olarak yapısal kırılma varken, test

istatistiklerini (3.1) eşitliğindeki gibi DF tipi bir regresyon kullanarak elde etmiştir. Sonrasında, DF tarafından hesaplanan kritik değerleri kullanarak, birim kök yokluk hipotezinin ele aldığı serilerde genellikle reddedilemeyeceğini göstermiştir. α 'nın örneklemin tamamından elde edilen tahmini bire yakinken örneklem ikiye ayrıldığında α tahminleri önemli derecede düşmektedir. Bu durumda ikiye ayrılmış örneklem için test istatistikleri $\alpha = 1$ hipotezini reddedecek kadar büyük çıkmamaktadır. Çalışmada aynı zamanda serinin sabit terim ya da eğiminde bir kırılma olduğunda DF asimptotik dağılımlarının geçerli olmadığı da gösterilmiştir.

Perron (1989) değişen trend fonksiyonlarına karşı tutarlı bir test prosedürü sağlamak için DF test stratejisini kendi modellerine uyarlamıştır. Buna göre, ilk olarak Model A, B ya da C için trendden arındırılmış $\{y_t\}$ serisi ele alınsın. Burada $\{\tilde{y}_t^i\}$, ($i = A, B, C$); y_t 'nin (1) $i = A$ için sabit terim, trend ve DU_t , (2) $i = B$ için sabit terim, trend ve DT_t^* , (3) $i = C$ için sabit terim, trend, DU_t ve DT_t 'ye göre regresyonundan elde edilen artıklar olsun. Ayrıca $\tilde{\alpha}^i$,

$$\tilde{y}_t^i = \tilde{\alpha}^i \tilde{y}_{t-1}^i + \tilde{e}_t, \quad (i = A, B, C; t = 1, 2, \dots, T) \quad (3.2)$$

regresyonu için α 'nın EKK tahmin edicisi olsun. Perron (1989), tek birim köklü yokluk hipotezi altında $\tilde{\alpha}^i$ 'ya ait t istatistiklerinin asimptotik dağılımlarını türetmiştir. Asimptotik dağılımlar türetilirken kırılma anı T_B 'nin T ile aynı oranda arttığı ve $T_B = \lambda T$ olduğu varsayılmıştır. Bu sayede $\lambda = T_B/T$ oranının sabit kalmaktadır. t istatistiklerinin limit dağılımları, kırılma öncesi örneklem büyüklüğünün toplam örnek büyüklüğüne oranı olan λ parametresinin fonksiyonudur. Özel olarak $\lambda = 0$ ya da 1 olduğunda, limit dağılımları tüm modeller için aynıdır. Elde edilen limit dağılımları λ 'nın haricinde σ^2 ve σ_e^2 gibi parametrelere de bağlıdır. Perron (1989); Phillips (1987) ve Phillips and Perron (1988) çalışmalarında olduğu gibi, $\{e_t\}$ bağımsız ve aynı dağılımlı olduğunda, $\sigma^2 = \sigma_e^2$ olacağını ve bu durumda, limit dağılımlarının sadece λ 'ya bağlı olduğunu göstermiştir. Bu nedenle, $\sigma^2 = \sigma_e^2$ için limit dağılımlarının kritik değerleri seçilen bazı λ değerleri için simülasyonla elde edilmiş ve tabloluşturulmuştur. Bu kritik değerlerin önemli birkaç özelliği vardır: İlk olarak, elde edilen kritik değerler her model için standart DF kritik değerlerinden mutlak değerce daha büyüktür. Bu nedenle DF testine göre bir miktar güç kaybı beklenmektedir. İkinci olarak, kritik değerler λ parametresinin değerinden önemli ölçüde etkilenmemesine rağmen, $\lambda = 0,5$

etrafında mutlak değerce daha büyük çıkmaktadır. Öte yandan λ , 0 veya 1'e yakın olduğunda, kritik değerler mutlak değerce en küçük değerleri almaktadır. Bunun nedeni, kritik değerlerin $\lambda = 0$ veya 1 olduğunda, DF kritik değerleri ile aynı olmasıdır (Perron, 1989).

(3.2) numaralı eşitlik için ve Perron (1989) tarafından elde edilen bu kritik değerlerin kullanılabilmesi için $\{e_t\}$ 'nin ilişkisiz olması gerekmektedir. Perron (1989) hata terimlerinin korelasyonlu olması durumunda iki farklı yaklaşım önermiştir. Bu yaklaşımların ilki Phillips (1987) ve Phillips and Perron (1988) tarafından önerilen ve $\sigma^2 = \sigma_e^2$ ile ifade edilen varsayım altındaki limit dağılımlarına daha zayıf bir şekilde yakınsayan dönüştürülmüş test istatistikleri kullanmayı içermektedir. Diğer yaklaşım ise Dickey and Fuller (1979) ve Said and Dickey (1984) tarafından önerilen yöntemi kullanmaktır. Burada (3.2)'deki denklemde yer alan bağımlı değişkenin birinci sıra farkları modele ilave açıklayıcı değişkenler olarak eklenir. Bu amaçla

$$\Delta \tilde{y}_t^i = \tilde{y}_t^i - \tilde{y}_{t-1}^i,$$

olmak üzere

$$\tilde{y}_t^i = \tilde{\alpha}^i \tilde{y}_{t-1}^i + \sum_{j=1}^k \tilde{c}_j \Delta \tilde{y}_{t-j}^i + \tilde{e}_t, \quad (i = A, B, C) \quad (3.3)$$

şeklindeki regresyon denklemi kullanılır. Denklem (3.3) için α 'nın EKK tahmin edicisi $\tilde{\alpha}$ olmak üzere $\alpha = 1$ hipotezi test edilmektedir. k parametresi, eklenen ilave açıklayıcı değişken sayısını gösterir. Test istatistiklerinin elde edilmesi için izlenen bu yöntem, uçdeğer literatüründe yer alan Toplamsal Sapmalı Modele (Additive Outlier Model-AO) benzerdir (Perron, 1989).

AO modelinin olası bir dezavantajı, trend fonksiyonundaki değişimin anlık olarak gerçekleştiğini varsaymasıdır. Öte yandan Büyük Buhran gibi iktisadi olayların anlık olaylar olmadığı ve birkaç yıl sürdüğü göz önüne alındığında, trend fonksiyonundaki değişiklikler için bir geçiş dönemi tanımlanması gerekir. Trend fonksiyonundaki bu şekildeki kademeli değişimi modellemenin bir yolu, ekonominin herhangi başka bir şoka tepki vermesine benzer şekilde trend fonksiyonundaki şoka tepki verdiğini varsaymaktır. Uçdeğer belirlemeye ilişkin literatürde, bu tip bir çerçeve Kademeli Sapmalı Modele (Innovational Outlier Model - IO) benzemektedir. Burada

(3.1)'de verilen regresyon modeline doğrudan kukla değişkenler eklenerek DF testine benzer bir test tanımlanabilir. Model A, B ve C için bu yaklaşım izlendiğinde sırasıyla (3.4), (3.5) ve (3.6)'daki denklemler elde edilebilir:

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t + \hat{\beta}^A t + \hat{d}^A D(TB)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} \quad (3.4)$$

$$+ \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t,$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\theta}^B DU_t + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} \quad (3.5)$$

$$+ \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^* + \hat{d}^C D(TB)_t + \hat{\alpha}^C y_{t-1} \quad (3.6)$$

$$+ \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t.$$

Burada, hata terimlerindeki otokorelasyon probleminin test istatistikleri üzerindeki etkisini ortadan kaldırmak için bağımlı değişkenin farkına ilişkin gecikmeli değerler modele eklenmiştir (Zivot & Andrews, 1992). (3.4) ve (3.6) denklemlerindeki t_{α}^A ve t_{α}^C istatistiklerinin limit dağılımları, (3.3) denklemindeki t_{α}^A ve t_{α}^C 'nin limit dağılımları ile aynıdır. Ancak bu durum, (3.5) denklemindeki t_{α}^B için geçerli değildir. $d(TB)_t$ kukla değişkeni dışında, (3.5) ve (3.6)'da verilen regresyon denklemleri eşdeğer olduğundan t_{α}^B 'nin limit dağılımı t_{α}^C 'nin limit dağılımı ile aynıdır. Bu sorunu çözmek için

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t \quad (3.7)$$

denklemini kullanılabilir. (3.7) denklemindeki t_{α}^B 'nin limit dağılımı, (3.3) denklemindeki t_{α}^B 'nin limit dağılımı ile aynıdır. Bununla birlikte, (3.7) denkleminde DU_t 'nin olmayışı, yokluk hipotez altında sabit terimdeki değişime izin verilmediği anlamına gelmektedir (Perron, 1989).

Perron (1989), Model A ve C için Kademeli; Model B için Toplamsal Sapmalı model kullanmıştır. Perron'un (1997) belirttiği üzere Toplamsal Sapmalı Model iki aşamayla modellenmektedir. Buna göre ilk olarak (3.8) denklemini kullanılarak seriler trendden arındırılır:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \tilde{y}_t. \quad (3.8)$$

Ardından $\alpha = 1$ hipotezinin testi için (3.9)'daki model kullanılır:

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t. \quad (3.9)$$

Perron (1989) tek birim kökün varlığını test etmek için (3.10)'da verilen test istatistiğini tanımlamıştır:

$$t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda), i = A, B, C, \quad (3.10)$$

Bu istatistik $\alpha^i = 1$ hipotezinin testi için standart t istatistiği olup kırılma oranı $\lambda = T_B/T$ 'ye bağlıdır. (3.10) istatistiğın kullanılmasıyla tek birim kök olduğunu ifade eden yokluk hipotezini reddedebilmek için,

$$t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda) < K_{\alpha}(\lambda) \quad (3.11)$$

koşulunun sağlanması gerekir. Burada $K_{\alpha}(\lambda)$, sabit bir $\lambda = T_B/T$ değeri için (3.10) istatistiğın limit dağılımından α anlamlılık düzeyinde elde edilen kritik değeri gösterir. Dolayısıyla belirli bir λ değeri için, hesaplanan değer, kritik değerden küçükse birim kökün var olduğunu söyleyen yokluk hipotezi α anlamlılık düzeyinde reddedilir (Zivot & Andrews, 1992).

Gecikme uzunluğu k 'yı belirlemek için Perron (1989) tarafından önerilen yöntem kullanılabilir. Burada ilk olarak model maksimum gecikme uzunluğu k_{max} ile tahmin edilir ve gecikmeli değişkenlere ait \hat{c}_i katsayılarının anlamlılığını test etmek için standart t istatistikleri hesaplanır. Daha sonra bu t istatistikleri arasında anlamlı olan son katsayı (anlamlı olan en uzun gecikme) belirlenir. Elde edilen son anlamlı gecikme k^* olmak üzere modelin tahmin edilen gecikme uzunluğu k^* olarak alınır. Perron (1989), gecikmelerin anlamlı olabilmesi için t istatistiklerinin mutlak değerce 1,60'dan daha büyük olması gerektiğini ifade etmiştir. Daha sonra model k^* gecikme ile tahmin edilerek birim kökün varlığı test edilebilir. İkinci bir yaklaşım olarak ilgili model k_{max} gecikme ile tahmin edilir ve son gecikmenin anlamlılığına bakılır. Bu terim anlamlı ise $k^* = k_{max}$ alınır. Değilse son anlamlı gecikme anlamlı oluncaya kadar k değeri birer birer azaltılarak aynı işlem tekrarlanır. Son gecikme anlamlı olduğunda durulur ve bu modelin gecikme uzunluğu k^* olarak alınır. Bu yaklaşım Genelleştirilmiş Dickey-Fuller

(Augmented Dickey-Fuller, ADF) testindeki genelden özele yaklaşımı ile denktir.

3.2. Zivot ve Andrews (1992) Testi

Zivot and Andrews (1992), Perron (1989) testinde olduğu gibi 20. yy'da ortaya çıkan 1929 Büyük Buhran ve 1973 petrol fiyat şoku olaylarını ele almış ve her iki olayı da Perron'dan (1989) farklı şekilde modellemiştir.

Perron (1989) testinde kırılma tarihi bilinen bir sabit olarak ele alındığından bu test birçok eleştiri almış ve bu durum, yapısal kırılmaların içsel olarak belirlendiği yeni birçok birim kök testinin geliştirilmesine neden olmuştur (Yılancı, 2009). Bu testlerden ilki olan ve Zivot and Andrews (1992) tarafından önerilen ZA testinde, Perron (1989) testindeki kırılmanın dışsal olarak ele alındığı varsayımına karşı çıkmış ve kırılma noktasının içsel olarak belirlendiği bir birim kök testi önerilmiştir. Kırılma tarihinin bilinmeyip içsel olarak tahmin edilmeye çalışılması bu testi Perron (1989) testinden ayıran ana fark olarak ortaya çıkmaktadır.

Perron (1989) çalışmasında Model A ve B için kullanılan "Crash Model" ve "Changing Growth Model" tanımlamaları ZA testinde de aynen kullanılmıştır.

Perron'dan (1989) farklı olarak, ZA testinde Model B için iki aşamalı toplamsal sapmalı model yerine, Müdahale Sapmalı Modeli (Intervention Outlier Model) kullanılmıştır. Toplamsal sapmalı model

$$\tilde{y}_t^B = \hat{\alpha}^B \tilde{y}_{t-1}^B + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta \tilde{y}_{t-j} + \hat{e}_t, \quad (3.12)$$

formundadır. Burada $\{\tilde{y}_t^B\}$, y_t 'nin sabit terim, trend ve DT_t^* 'a göre regresyonundan elde edilen artıklardır. Zivot and Andrews (1992), Perron ve Vogelsang'ın (1991) (3.7)'deki $\hat{\alpha}^B$ 'nin asimptotik dağılımını gösterdiğinden ve bu dağılımın (3.12)'den elde edilen $\hat{\alpha}^B$ 'nin asimptotik dağılımından farklı olduğundan bahsetmiştir.

ZA testinde Perron'un (1989) tanımladığı ve (3.10)'da verilen test istatistikleri daha farklı şekilde yorumlanır. Perron (1989) testinde kırılma oranı λ 'yı dışsal olarak ele almış ve test istatistiklerinin kritik değerleri bu varsayım altında elde edilmiştir. ZA testinde bu dışsallık varsayımının yerine yapısal kırılma içsel bir oluşum olarak ele alınmıştır. Dolayısıyla ZA testinde 1929 Büyük Buhranı ve 1973 petrol fiyat şoku gibi iktisadi olaylar serilerin hata terimlerinden kaldırılmaz. ZA testinde kullanılan üç model için de yokluk hipotezi (3.13)'deki gibidir:

$$y_t = \mu + y_{t-1} + e_t. \quad (3.13)$$

Bu nedenle yokluk hipotezi, $\{y_t\}$ serisinin dışsal bir yapısal kırılma olmadan birim köke sahip olduğunu ifade ederken; alternatif hipotez $\{y_t\}$ serisinin trend fonksiyonunda zamanın bilinmeyen bir noktasında ortaya çıkan bir kerelik kırılmayla trend durağan olduğu anlamına gelmektedir. Bu testteki amaç, trend durağan alternatife en fazla imkan veren kırılma noktasını tahmin etmektir (Zivot & Andrews, 1992).

ZA testinde kırılma noktasını içsel olarak belirlemek adına (3.10)'da verilen test istatistiğini minimum yapan kırılma noktası seçilir. (3.10)'daki test istatistiği küçüldükçe (3.13)'de verilen yokluk hipotezinin reddi kolaylaşacağından, elde edilen λ , değeri alternatif hipotezin en olası olduğu noktayı göstermektedir. Bir başka ifadeyle bu şekilde seçilen kırılma noktası, birim kök yokluk hipotezine karşılık yapısal kırılmalı trend durağan bir serinin en olası olduğu kırılma zamanını verecektir. $\hat{\lambda}_{inf}^i$, model i için (3.10)'daki t istatistiğini minimum yapan nokta olsun. Bu durumda tanım gereği,

$$t_{\hat{\alpha}^i}[\hat{\lambda}_{inf}^i] = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda) \quad i = A, B, C, \quad (3.14)$$

şeklindedir. Burada Λ , (0,1) aralığının seçilen bir kapalı alt kümesidir (Zivot & Andrews, 1992).

ZA testinde (3.13)'de verilen yokluk hipotezi altındaki modelde, Perron'un (1989) genişletilmiş regresyon denklemlerinden ikisinde geçen $D(T_B)_t$ kukla değişkenine artık ihtiyaç kalmamaktadır. Bunun nedeni ZA testinde, Perron (1989) testinden farklı olarak yokluk hipotez altında yapısal kırılmaya izin verilmemesidir. Bu nedenle, Perron (1989) tarafından önerilen ADF test stratejisi ZA testinde (3.15), (3.16) ve (3.17)'de verilen regresyon denklemlerine uygulanır:

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t, \quad (3.15)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t, \quad (3.16)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t. \quad (3.17)$$

Burada kukla değişkenler

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1, & t > T\lambda \\ 0, & t \leq T\lambda \end{cases}$$

$$DT_t^*(\lambda) = \begin{cases} t - T\lambda, & t > T\lambda \\ 0, & t \leq T\lambda \end{cases}$$

şeklinde tanımlanır. Bu denklemlerdeki kırılma oranı λ 'nın üzerindeki “şapka” işareti, bu parametrenin veri setinden tahmin edilerek içsel olarak belirlendiğini vurgulamak için konulmuştur (Zivot & Andrews, 1992). ZA testinde (3.15), (3.16) ya da (3.17) regresyonları, $j = 2/T$ ve $j = (T - 1)/T$ aralığında yer alan tüm T_B kırılma noktaları için EKK ile tahmin edilir. Her bir $\lambda = T_B/T$ değeri için, gecikme uzunluğu k , Perron (1989) tarafından önerilen prosedür ile belirlenir. Daha sonra tüm λ değerleri için $\alpha^i = 1$ hipotezinin testi için $t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda)$ t istatistikleri hesaplanır ve bunlardan en küçüğünü veren $\hat{\lambda}_{inf}^i$ değeri (3.14)'deki gibi seçilir. Böylece kırılma noktası seçilmiş olur. Ardından bu kırılma noktasında birim kökün testi için kullanılacak $t_{\hat{\alpha}^i}(\hat{\lambda}_{inf}^i)$ istatistiği hesaplanır. Burada, λ seçimine (3.14)'de tanımlanan yöntem kullanılarak tahmin edildiğinden birim kök hipotezini test etmek için Perron (1989) verilen kritik değerler kullanılamaz. Zivot and Andrews (1992) birim kök yokluk hipotezini reddetmek için,

$$\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda) < K_{inf,\alpha}^i, \quad i = A, B, C, \quad (3.18)$$

koşulunun sağlanması gerektiğini ifade etmektedir. Burada, $K_{inf,\alpha}^i$, $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda)$ 'nin limit dağılımında sol kuyruğundaki alan α olan kritik noktadır (Zivot & Andrews, 1992). $K_{inf,\alpha}^i$ asimptotik kritik değerleri Zivot and Andrews (1992) tarafından verilmiştir.

Öte yandan verilen limit dağılımları (3.15), (3.16) ve (3.17) denklemlerinde ekstra gecikme terimlerinin olmadığı ve hataların bağımsız olduğu varsayımı altında elde edilmiştir. Bu varsayımlar sağlanmadığında Zivot and Andrews (1992) ADF yaklaşımının kullanılmasını önermektedir. Zivot and Andrews (1992) hataların otoregresif hareketli ortalama (Autoregressive Moving Average, ARMA) sürecine uyması durumunda sonlu örneklem için kritik değerler de üretmiştir.

Özetle ZA testinde, zamanda bilinen bir noktadaki yapısal değişime bağlı olan Perron (1989) birim kök testi, bu noktadan bağımsız olan birim kök testine dönüştürülmüştür. Bu amaçla Perron (1989) testinden farklı olarak, kırılma noktasını

veriden içsel olarak tahmin eden bir yöntem önerilmiştir. Genel olarak bakıldığında; ZA testinde kırılma noktası seçimini içselleştirmenin, Perron (1989) birim kök test istatistiğine ait sonlu örnek dağılımı ve asimptotik dağılımı üzerindeki etkileri ele alınmıştır (Zivot & Andrews, 1992).

Zivot and Andrews (1992) trend fonksiyonunda bilinmeyen bir tarihte ortaya çıkan yapısal değişiklikler için test yaptığından, kendi testlerinin veri eşleme sorununu önlediği gerekçesiyle Perron (1989) testinden daha uygun bir test olduğunu düşünmektedir.

3.3. Perron (1997) Testi

Perron (1997) tarafından belirtildiği üzere Perron (1989) çalışmasında, trend fonksiyonunun sabit terim veya eğiminde muhtemel bir değişikliğe izin verilmesi halinde, birçok makroekonomik zaman serisinin deterministik bir trend fonksiyonu etrafında durağan olarak temsil edilebileceği gösterilmiştir. Test istatistikleri, sabit terim ve eğim için farklı kukla değişkenler eklenerek, standart DF yönteminin yapısal kırılmalı duruma genişletilmesiyle tanımlanmıştır. Test istatistikleri için kritik değerler üretilirken kullanılan asimptotik dağılım teorisi, kırılma noktasının önsel olarak belirlendiği, dolayısıyla incelenen seriden bağımsız olduğu varsayımına dayanmaktadır (Perron, 1997).

Perron (1997) bu varsayımın, kırılma tarihi seçiminin büyük ölçüde verilerle ilişkili olarak görülmesi gerektiğini savunan Christiano (1992) tarafından eleştirildiğini belirtmiştir. Perron'a (1997) göre bu önemli bir sorundur çünkü test istatistiklerin sonlu örneklem ve asimptotik dağılımlarının her ikisi de, kırılma noktasının seçimi ve veri ile arasındaki korelasyona bağlıdır. Perron (1989) kırılma noktasını verilerden bağımsız olarak dışsal bir şekilde seçmiştir. Dolayısıyla Perron (1989) testinde kırılma noktalarının seçimi veriden bağımsız olarak yapılmaktadır.

Perron (1997), Perron (1989) testindeki kırılma noktası seçiminin dışsallığı hakkındaki varsayımın, kırılma noktasının verilerle ilişkisine dair iyi bir başlangıç noktası olduğuna inanmakla birlikte sonuçların farklı varsayımlara karşı ne kadar güçlü olduğunu araştırmanın yararlı olduğunu da düşünmektedir. Perron'a göre Perron (1997) çalışmasının esas amacı, kırılma noktası seçimini veri ile mükemmel bir şekilde ilişkilendirilebilmek için, bu seçimin etkili bir şekilde yapıldığı görüşünü analiz etmektir.

Uygulamada Perron (1989) testinde olduğu gibi, Perron (1997) testinde de herhangi bir seri için sadece tek bir olası kırılma noktasına izin verilmektedir. Perron (1997) kırılma noktasının seçiminde ilk olarak Zivot and Andrews (1992) testinde olduğu gibi, birim kök yokluk hipotezinin testi için kullanılan t-istatistiğini minimum yapan kırılma noktasını önermektedir. İkinci bir yöntem olarak da trend fonksiyonundaki değişime ait kuklaların anlamlılığını test etmede kullanılan t istatistiğini minimum yapan kırılma noktasının seçilmesi de önerilmiştir (Perron, 1997).

Perron (1997), önerdiği yöntemin Banerjee, Lumsdaine, and Stock (1992) ve Zivot and Andrews (1992) çalışmaları ile yakından ilişkili ve bu çalışmaların tamamlayıcısı niteliğinde olduğunu ifade etmiştir. Perron (1997) bu iki çalışmayı çeşitli yönlerden genişletmektedir. Perron (1997) kendi önerdiği teste ait limit dağılımının Zivot and Andrews (1992) tarafından önerilen son noktadaki budamalar olmadan da geçerli olduğunu gösterilmiştir.

Perron (1997) trend fonksiyonunda en fazla bir defa meydana gelen bir değişimin varlığına izin veren birim kök testi için kullanılan istatistiksel yöntemi yeniden gözden geçirmiştir. Perron (1997) önceki çalışmanın aksine kırılma tarihini tahmin edilebilir bir değer olarak düşünüp, Perron (1989) testinin bulgularını yeniden açıklamaktadır. Perron (1997) çalışmasında, Perron (1989) ve Zivot and Andrews (1992) çalışmalarında da kullanılan Nelson ve Plosser veri seti ve bu çalışmalardan farklı olarak G-7 ülkeleri için savaş sonrası üç aylık reel GSMH ya da GSYH serilerini de kullanmıştır.

Perron (1997) testini önceki testlerden ayıran en önemli fark, Perron (1989) testindeki gibi olası kırılma tarihini bilinen olarak değil bilinmeyen olarak ele almış olması ve Zivot and Andrews (1992) testinde önerildiği gibi kırılma tarihini içsel olarak belirlemesidir. Kırılma tarihini içsel olarak belirlerken de Zivot and Andrews (1992) tarafından önerilen yönteme yeni eklemeler yapmıştır.

Perron (1997) testinde de, Perron (1989) testinde olduğu gibi üç model ele alınmıştır. Model 1, 2 ve 3 olarak adlandırılan bu modeller önceki çalışmada verilenlerle aynı olmasına rağmen gösterimde bazı farklar olduğu için burada tekrardan ele alınmıştır. Perron (1997) testinde modeller şu özelliklere sahiptir: Model 1 hem alternatif hem de yokluk hipotezi altında sadece sabit terimde bir kırılmaya izin verir. Bu kırılma kademeli olarak oluşur ve bir bakıma gürültü fonksiyonunun korelasyon yapısına bağlıdır. Bu model kademeli sapmalı model olarak adlandırılmış olup (3.19)'daki gibi ifade edilebilir:

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t. \quad (3.19)$$

Burada kukla değişkenler

$$DU_t = \begin{cases} 1, & t > T_b \\ 0, & t \leq T_b \end{cases}$$

$$D(T_b)_t = \begin{cases} 1, & t = T_b + 1 \\ 0, & t \neq T_b + 1 \end{cases}$$

şeklindeki gibi tanımlanır. Perron (1997), Model 1'in, Dickey and Fuller (1979) ve Said ve Dickey'de (1984) olduğu gibi EKK yöntemiyle tahmin edilebileceğini belirtmiştir.

Model 2, T_b kırılma noktasında hem sabit terimde hem de eğimde bir kırılmaya izin verir ve (3.20)'deki gibi ifade edilebilir:

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3.20)$$

Bu modelde kullanılan yeni kukla değişken

$$DT_t = \begin{cases} t, & t > T_b \\ 0, & t \leq T_b \end{cases}$$

şeklinde dir.

Model 3 ise eğimde bir kırılmaya izin verir. Buradaki kırılma ani olur ve bu model Perron (1989) tarafından toplamsal sapsmalı model olarak adlandırılır. İki aşamalı bir prosedür takip edilen bu modelde ilk olarak (3.8)'de verilen model kullanılarak seriler trendden arındırılır. Ardından $\alpha = 1$ hipotezinin testi için (3.9)'da verilen regresyon modeli kullanılır.

$\alpha = 1$ birim kök hipotezinin model i altında ($i = 1, 2, 3$) testi için (3.19), (3.20) ve (3.9) eşitliklerinden elde edilen t istatistiği $t_{\hat{\alpha}}(i, T_b, k)$ ile gösterilsin. Burada k gecikme uzunluğunu ve T_b kırılma tarihini göstermek üzere T_b ve k 'nın bilinmediği varsayılmıştır. Bilinmeyen bu değerleri içsel olarak eldeki veri setinden seçmek için Perron (1997) tarafından çeşitli yöntemler önerilmiştir.

Perron (1997) bilinmeyen kırılma noktası T_b 'nin seçimi için üç yöntem

önermiştir. İlk yöntemde kırılma noktası $\alpha = 1$ hipotezinin testi için hesaplanan t istatistiğini minimize eden değer olarak seçilir. Bu test istatistiği $t_{\alpha}^*(i) = \text{Min}_{T_b \in (k+1, T)} t_{\hat{\alpha}}(i, T_b, k)$ ($i = 1, 2, 3$) olarak şekilde tanımlanmıştır. İkinci yöntemde kırılma noktası T_b ; Model 1’de $t_{\hat{\theta}}$ ’yü (sabit terimdeki değişime ait t istatistiği), ya da Model 2 ve 3’te $t_{\hat{\gamma}}$ ’yü (eğimdeki değişime ait t istatistiği) minimize edecek şekilde seçilir. Bu şekilde tanımlanan kırılma noktaları için $\alpha = 1$ hipotezinin testinde kullanılan üzerindeki t istatistikleri Model 1 için $t_{\alpha, \theta}^*(1)$ ve Model 2 ile 3 için $t_{\alpha, \gamma}^*(i)$ ($i = 2, 3$) şeklinde gösterilir. Daha kesin bir ifadeyle Model 1 için, $t_{\hat{\theta}}(T_b^*) = \text{Min}_{T_b \in (k+1, T)} t_{\hat{\alpha}}(T_b, k)$ olmak üzere birim kökün testinde kullanılan t istatistiği $t_{\alpha, \theta}^*(1) = t_{\hat{\alpha}}(1, T_b^*, k)$ şeklindedir. Benzer şekilde Model 2 ve 3 için $t_{\hat{\gamma}}(i, T_b^*) = \text{Min}_{T_b \in (k+1, T)} t_{\hat{\alpha}}(i, T_b, k)$ olmak üzere birim kökün testi için $t_{\alpha, \gamma}^*(i) = t_{\hat{\gamma}}(i, T_b^*)$ ($i = 2, 3$) istatistiği tanımlanabilir. Bu prosedür kırılma zamanın bilinmemesine izin vermekle birlikte kırılmayı büyümedeki bir yavaşlama ya da çökme (crash) durumları ile kısıtlar. Bu nedenle Perron (1997), önerdiği bu ikinci yöntemi değişimin işareti hakkında herhangi bir önsel varsayımın olmadığı durum için de genişleterek üçüncü yöntemi tanımlamıştır. Bu yöntemde kırılma tarihi, $t_{\hat{\theta}}$ ya da $t_{\hat{\gamma}}$ ’nın mutlak değerlerinin maksimumlarını verecek şekilde seçilir. Bu şekilde tanımlanan istatistikler Model 1 için $t_{\alpha, |\theta|}^*(1)$, Model 2 ve 3 için $t_{\alpha, |\gamma|}^*(i)$ ($i = 2, 3$) şeklinde gösterilmiştir.

Perron (1997), gecikme uzunluğu’nun seçimi için, veri bağımlı metotların sabit bir k seçiminden daha iyi sonuçlar verdiğini belirterek veriye bağımlı iki yöntem önermiştir. Perron (1997) ilk yöntemi, Perron’un (1989) son anlamlı gecikmeye göre belirlenen gecikme uzunluğu kriteri olarak belirtmiştir. Bu yöntemde daha önce değinildiği gibi son gecikmenin anlamlılığını değerlendirmek için asimptotik normal dağılıma dayanan iki yanlı %10 anlamlılık düzeyinde bir test kullanılmakta olup bu yöntem “*t – sig*” olarak adlandırılmıştır. Perron (1997), ikinci yöntemin Said and Dickey (1984) tarafından önerilen ve gecikmelerin anlamlılığının birlikte test edildiği F testine dayanan bir yöntem olduğunu ifade etmiştir. Bu yöntemde ilk olarak, k ’nın maksimum değeri, k_{max} , belirlenir ve hem k_{max} hem de $k_{max} - 1$ gecikmeli modeller tahmin edilir. Tahmin edilen bu modeller kullanılarak k_{max} gecikmesine ait katsayının anlamlı olup olmadığı %10 anlamlılık düzeyinde tek yanlı bir F testi ile test edilir. Bu katsayı anlamlı bulunursa, k değeri k_{max} olarak belirlenir. Eğer bu katsayı anlamlı

bulunmaz ise, model $k_{max} - 2$ gecikme ile tahmin edilir. Eğer $k_{max} - 2$ 'ye karşılık $k_{max} - 1$ 'e ait F testi ya da $k_{max} - 2$ 'ye karşı k_{max} gecikmesi için F testlerinden herhangi biri %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunursa k değeri $k_{max} - 1$ olarak alınır. Bu süreç k 'nın tek tek azaltılması ile ek gecikmelerin anlamsızlığı reddedilene ya da k için bir alt sınıra ulaşıncaya kadar tekrarlanır. Uygulamada bu alt sınır $k = 1$ olarak alınır. Bu yöntem Perron (1997) tarafından “*F - sig*” olarak adlandırılmıştır. Akaike Bilgi Kriteri gibi bilgi kriterleri, ARMA süreçleri için testlerin anlamlılık düzeyinde ciddi sapmalara ya da önemli güç kayıplarına yol açan çok cimri modeller seçme eğiliminde olduklarından, Perron (1997) k seçiminde bilgi kriteri yöntemlerine dayalı bir yöntem değil, “genelden özele” prosedürünü kullanmayı tercih etmiştir.

Perron (1997) kırılma tarihinin veriden belirlendiği yeni testi için gerek asimptotik gerekse sonlu örneklem için kritik değerleri vermiştir. Analiz edilen veri setlerinin niteliği göz önüne alınarak her üç model için de bazı örneklem büyüklükleri için kritik değerler sunulmuştur (Perron, 1997).

3.4. Lumsdaine ve Papell (1997) Testi

Zivot and Andrews (1992) ve Perron (1997) tarafından önerilen testler kırılma noktasını içsel olarak tahmin etmeye çalışmakla birlikte, yapısal kırılma sayısı iki olduğunda yetersiz kalmışlardır. Bu nedenle Lumsdaine and Papell (1997), ZA testini tekrardan ele alıp, modele bir kırılma daha ekleyip kırılmayı içsel olarak tahmin etmeye çalışarak yeni bir test önermiştir.

LP (Lumsdaine ve Papell) testi kırılmalara sadece alternatif hipotez altında izin verir ve bu açıdan ZA testine benzer. Bu testte yokluk hipotezi yapısal kırılma olmadan birim kökü gösterirken, alternatif hipotez ise trend fonksiyonunda iki farklı zamanda meydana gelen yapısal kırılmayla trend durağan seriyi göstermektedir.

Lumsdaine and Papell (1997) bu yeni testle birim kökle ilgili sonuçların kırılma sayısına duyarlı olduğunu göstermiştir. Daha önceki çalışmalarda da incelenen Nelson Plosser veri seti burada da kullanılmıştır ancak diğer çalışmalardan farklı olarak, model tahminlerinde bu veri setindeki her 13 serisi için üç modelle de tahmin yapılmıştır ve savaş sonrası çeyreklik GSYH serisi burada kullanılmamıştır.

Lumsdaine and Papell (1997) tarafından önerilen ve LP testi için ele alınan Model CC olarak adlandırılan bu model, trendde bilinmeyen tarihlerde iki kaymaya izin verir ve (3.21)'de verildiği gibidir:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \psi DT2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (3.21)$$

Burada $TB1$ ve $TB2$ sırasıyla ilk ve ikinci kırılma noktalarını göstermek üzere, $DU1_t$ ve $DU2_t$ sırasıyla $TB1$ ve $TB2$ anında ortalamada gerçekleşen; $DT1_t$ ve $DT2_t$ ise trendde meydana gelen kaymaları gösterir. Burada

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

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

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

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

şeklinde. Öte yandan LP testinde Model CC'den $DT2$ 'nin çıkarılmasıyla elde edilen CA Modeli (3.22)'de verildiği gibidir:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t. \quad (3.22)$$

Model CC'den $DT1$ ve $DT2$ 'nin çıkarılmasıyla (3.23)'de verilen AA Modeli elde edilir:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \omega DU2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t. \quad (3.23)$$

Tahmin ediciler ve test istatistikleri $k_0 = [T\delta_0]$, $k_1 \neq k_2$, $k_1 \neq k_2 + 1$ olmak üzere $k_1 = k_0, k_0 + 1, \dots, T - k_0$ ve $k_2 = k_0, k_0 + 1, \dots, T - k_0$ için farklı k_1 ve k_2 çiftleri için T gözlemin tamamının kullanılmasıyla hesaplanır. Burada T örneklem büyüklüğünü ve δ_0 örneklemin başında ve sonunda yer alıp kırılmanın gerçekleşemeyeceği varsayılan örneklem oranını göstermektedir. Budama oranı da denen bu oran uygulamada genellikle $\delta_0 = 0,01$ şeklinde alınır ve bu sayede kırılmaların örneklemin ilk ve son %1'lik kısımlarında gerçekleşmeyeceği varsayılır. δ_1 ve δ_2 sırasıyla birinci ve ikinci kırılma anının örneklem büyüklüğüne oranı olup $\delta_1 = TB1/T$ ve $\delta_2 = TB2/T$ şeklinde hesaplanır (Lumsdaine & Papell, 1997).

LP testinde test istatistiği, deterministik trenddeki tüm mümkün ikili kırılma çiftleri için hesaplanır. ZA testine benzer şekilde $2/T$ ve $(T - 1)/T$ arasındaki tüm olası kırılma tarih çiftleri $TB1$ ve $TB2$ için ve değerleri için ilgili model tahmin edilir. k_1 ve k_2 'nin olası tüm kombinasyonları üzerinden birim kök hipotezi $\alpha = 0$ 'a ait t istatistiği hesaplanır. Yılancı (2009), kırılma tarihleri olarak $\alpha = 0$ 'ın t istatistiğini minimum yapan değerlerin seçileceğini ve elde edilen t istatistiğinin, ilgili kritik değerden daha küçük olması durumunda birim kök hipotezinin reddedileceğini belirtmiştir. Gerekli koşullar sağlandığında LP testindeki modellerin ZA testindeki tüm modelleri içerdiği görülmektedir. Eğer CC Modelinden $DU2$ ve $DT2$ çıkarılırsa ZA testindeki Model C elde edilir. Bunlara ilaveten modelden $DT1$ çıkarıldığında ZA testindeki Model A; $DU1$ çıkarılırsa ZA testindeki Model B elde edilmektedir.

LP testinde iki kırılmanın ardışık tarihlerde gerçekleşme ihtimali ortadan kaldırılmıştır. Yani iki ayrı olay olarak pozitif bir şoku takiben negatif bir şokun ya da tersi bir durumun gerçekleşmesi düşünülmemektedir. Bu durum $0 < \delta_0 \leq \delta_1$ ve $\delta_2 \leq (1 - \delta_0) < 1$ için kısıtlarının eklenmesi ile ortaya çıkmaktadır. Bu kısıtlar sayesinde, katsayılardaki değişimin örneklemin uç noktalarında yer almasının önüne geçilmiştir. İlgili kısıt için $k_0 = [T\delta_0]$ şeklindeki kırılma değerinin belirlenmesi gerekir. Uygulamada ZA testine benzer bir yaklaşımla CC Modeli için δ_1 ve δ_2 değerleri $2/T$ ve $(T - 1)/T$ arasında seçilir. Buna karşın CA Modelinde $\delta_1 < \delta_2$ koşulu uygulanmaz. CA Modelinde δ_1 sabit terim ve eğimde aynı anda gerçekleşen kırılmayı; δ_2 ise sadece sabit terimde meydana gelen kırılmayı belirtmektedir. Bu modelde kırılmalar için belli bir sıralama olmayıp eğimdeki kırılmanın ya da sabit terimdeki kırılmanın önce gerçekleşmesi bir sorun teşkil etmez. Modellere konulan bu kısıtlar tahmin ediciler ve test istatistiklerinin limit dağılımlarının yakınsamasını sağlar.

Yakınsama için kullanılan teoremin sonuçları sabit bir gecikme uzunluğu (k) için geçerlidir. Gecikme uzunluğu k 'nin değerini seçmek için veriye bağımlı yöntemin, sabit bir k değeri seçmekten üstün olduğuna dair önemli kanıt bulunduğundan, k 'yı belirlemede ZA testinde olduğu gibi Perron (1989) tarafından önerilen genelden özele prosedürü kullanılır (Lumsdaine & Papell, 1997).

Lumsdaine and Papell (1997) test istatistikleri için üç farklı yöntemle kritik değer hesaplamıştır. İlk yöntemde kritik değerler 125 gözlem kullanılarak üç model içinde hesaplanmıştır. Bu yöntemde gecikme uzunluğu içsel olarak belirlenmiş olup maksimum sekiz kullanılmıştır. İkinci yöntemde ele alınan her bir serideki gerçek

gözlem sayısı kullanılarak kritik değerler elde edilmiştir. Üçüncü yöntemde her serinin hata terimleri için uygun ARMA modelleri tahmin ederek ZA testinde olduğu gibi bootstrap kritik değerleri elde edilmiştir. İlk iki yöntemle elde edilen kritik değerler birbirine oldukça yakın çıkmıştır. Üçüncü yöntemde ise sonuçlar sadece CA Modelinde bir miktar farklılık göstermiştir (Lumsdaine & Papell, 1997). Dolayısıyla yeteri kadar gözlem olduğunda asimptotik kritik değerlerin kullanılmasının ciddi bir fark yaratmayacağı ifade edilebilir.

Literatürde fazla dikkat çekmeyen konulardan biri de hangi modelin seçileceğini belirlemektir. Genel olarak bakıldığında model seçimi arasında ayırım yapabilmek için açık olarak belirlenmiş bir yöntem yoktur. Öte yandan Lumsdaine and Papell (1997) model seçimi için istatistiksel olarak kabul edilmiş bir prosedürün yokluğunda, modeller arasından seçim yapabilmek için birim kök hipotezinin en güçlü reddedildiği modelin uygun model olarak seçilmesi gerektiğini ifade etmiştir.

3.5. Lee ve Strazicich (2003) Testi

Literatürde yer alan bir diğer iki kırılmalı test Lee and Strazicich (2003) tarafından geliştirilen LS birim kök testidir.

Perron (1989) alternatif hipotezde iddia edildiği gibi seri durağanken var olan yapısal kırılma yok sayıldığında birim kök hipotezini reddetme gücünün düştüğünü göstermiştir. Lee and Strazicich (2003) bir kırılmayı yok saymaktan kaynaklanan güç kaybı düşünüldüğünde, aynı güç kaybını bir kırılmalı testteki iki ya da daha fazla kırılmayı yok saymaktan da beklemenin mantıklı olduğunu ifade etmiştir (Lee & Strazicich, 2003).

Lee and Strazicich (2003) tarafından ifade edildiği ve daha önceki bölümlerde incelendiği üzere ZA ve LP içsel kırılmalı birim kök testleri, birim kök yokluk hipotezi altında kırılma varsaymayıp, ilgili kritik değerler bu doğrultuda türetilmişlerdir. Bu yüzden yokluk hipotezinin reddi tek başına birim kökün reddedildiği anlamına gelmez. Bu hipotezin reddi aslında yapısal kırılma olmadan birim kökün reddi anlamına gelmektedir. Aynı şekilde, alternatif hipotezin desteklenmesi serinin yapısal kırılmalı trend durağan olduğu anlamına gelmez. Bu durum serinin yapısal kırılmalı ve birim köklü olduğu anlamına gelebilir. Dolayısıyla ilgili testlerin uygulandığı ampirik çalışmalarda test sonuçlarının dikkatli bir şekilde yorumlanması gerekir. Araştırmacılar yokluk hipotezinin reddini seri aslında yapısal kırılmalı fark durağan

olabilecekken, yapısal kırılmalı trend durağan bir zaman serisine kanıt gösterdiği yönünde yanlış bir şekilde yorumlayabilirler. Bu gerçeğe rağmen, yine Lee and Strazicich (2003) tarafından belirtildiği üzere ZA ve LP içsel kırılmalı birim kök testlerini kullanan bir çok ampirik çalışma yokluk hipotezinin reddini trend durağanlığın bir kanıtı olarak yorumlamıştır.

ZA ve LP içsel kırılmalı birim kök testleri, her iki hipotez altında bir kırılmaya izin veren Perron (1989) dışsal kırılmalı birim kök testinden farklıdır. Perron (1989) testinde yokluk hipotezi altında kırılmalara izin vermek özellikle önem arz etmektedir. Aksi takdirde kırılma sayısı arttıkça yokluk hipotez altında birim kök test istatistiği iraksayacaktır. Aynı şekilde benzer bir iraksama içsel kırılmalı birim kök testlerinde de ortaya çıkar. Lee and Strazicich (2003); Nunes, Newbold, and Kuan (1997) ile Lee and Strazicich (2001) çalışmalarının, içsel kırılmalı testlerde yokluk hipotezi altında kırılma varsaymamanın test istatistiğinin iraksamasına neden olacağını belirtmiştir. Bu nedenle ilgili çalışmalar gerçek veri üretme süreci yapısal kırılmayla/kırılmalarla bir birim köklü iken, birim kök yokluk hipotezinin reddine yol açacağından bahsetmiştir.

LS testinde yukarıda bahsedilen bu problemlere çözüm bulabilmek için alternatif hipotezin net bir şekilde trend durağanlığı gösterdiği iki kırılmalı bir minimum Lagrange Çarpanı (Lagrange Multiplier, LM) birim kök testi önerilmektedir. Lee and Strazicich (2003), LS testindeki yöntemin, Schmidt and Phillips (1992) tarafından önerilen LM birim kök testinin uyarlanmasıyla elde edildiğini ifade etmiştir. LP testinde test istatistiğini gürültü (nuisance) parametresi olan kırılma noktası parametresine göre değişmez yapabilmek için yokluk hipotezi altında kırılma(lar) olmaması gerekir. Öte yandan LS testinde dağılım, gürültü parametresi olan kırılma noktası parametresine göre değişmez olduğundan bu tip bir varsayım gerekli değildir.

LS testinde de diğer testler gibi Perron (1989) tarafından tanımlanan A, B ve C modelleri ele alınmış olup ilgili modeller iki kırılmalı olacak şekilde genişletilmiştir. Lee and Strazicich (2003), veri üretme sürecini (3.24)'deki gibi tanımlamıştır:

$$y_t = \delta'Z_t + e_t, e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (3.24)$$

Burada Z_t dışsal değişkenlerin bir vektörü ve ε_t , 0 ortalamalı, sabit varyanslı, bağımsız ve aynı dağılımlı hata terimi olarak tanımlanmıştır. İktisadi zaman serilerinin çoğu Model A veya Model C ile tanımlandığından Lee and Strazicich (2003) Model B'yi kullanmamıştır.

Model A'da Z_t dışsal değişkenleri sabit terimde iki kırılmaya izin verecek şekilde tanımlanır. Burada j . kırılma zamanı T_{Bj} ($j = 1,2$) ve

$$D_{jt} = \begin{cases} 1, & t \geq T_{Bj} + 1 \\ 0, & t < T_{Bj} + 1 \end{cases}, \quad j = 1,2$$

olmak üzere

$$Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$$

şeklinde tanımlanır. Buna karşın Model C'de hem sabit terimde hem de eğimde iki kırılma mevcuttur. Bu model için

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

olmak üzere

$$Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$$

şeklinindedir. Bu veri üretme süreci hem $\beta = 1$ yokluk hipotezi hem de $\beta < 1$ alternatif hipotezi altında yapısal kırılmaları modele uygun bir şekilde dâhil eder. Model A için β değerine bağlı olarak hipotezler (3.25) ve (3.26)'daki gibi tanımlanmıştır:

$$\text{Yokluk: } y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + y_{t-1} + v_{1t}, \quad (3.25)$$

$$\text{Alternatif: } y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + v_{2t}. \quad (3.26)$$

Burada $d = (d_1, d_2)'$,

$$B_{jt} = \begin{cases} 1, & t = T_{Bj} + 1 \\ 0, & t \neq T_{Bj} + 1 \end{cases}, \quad j = 1,2,$$

kukla değişkenleri, v_{1t} ve v_{2t} durağan hata terimleridir. Model C için yokluk hipotezi altında (3.25)'e D_{jt} terimleri, alternatif hipotez altındaysa (3.26)'ya DT_{jt} terimleri

eklenir. Perron (1989), yokluk hipotezi altında test istatistiğinin asimptotik dağılımının kırılma büyüklüğü d 'ye göre değişmezliğini sağlamak için modele B_{jt} 'yi eklemiştir. Öte yandan LP testinde birim kök yokluk hipotezi altında $d_1 = d_2 = 0$ varsayıldığından B_{jt} terimleri modelden çıkarılmış ve kritik değerler bu varsayım altında türetilmiştir.

İki kırılmalı LS birim kök testinde test istatistiği hesaplanırken (3.27)'deki model tahmin edilir:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t. \quad (3.27)$$

Burada y_1 ve Z_1 sırasıyla y_t ve Z_t 'nin ilk gözlemleri; $\tilde{\delta}$, Δy_t 'nin ΔZ_t 'ye göre regresyonundan elde edilen katsayılar; $\tilde{\psi}_x = y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ olmak üzere $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, ($t = 2, \dots, T$) şeklinde tanımlanır. Birim kök yokluk hipotezi $\phi = 0$ 'a karşılık gelmek üzere bu hipotez için LM tipindeki test istatistikleri

$$\tilde{\rho} = \tau \tilde{\phi} \quad (3.28)$$

Ve

$$\tilde{\tau}: \phi = 0 \text{ hipotezi için } t \text{ istatistiği} \quad (3.29)$$

şeklinde tanımlanır (Lee & Strazicich, 2003).

Lee and Strazicich (2003), Phillips and Perron (1988) tarafından önerilen varsayımları kullanarak yokluk hipotezi altında $\tilde{\rho}$ ve $\tilde{\tau}$ istatistiklerinin limit dağılımlarını elde etmiş ve bu dağılımların kırılma noktasına ve büyüklüğüne göre değişmez olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte Model C için bu değişmezlik özelliği tam olarak geçerli değildir. Öte yandan LP testinden farklı olarak, LS testinde Model C için veri üretim sürecinde yapısal kırılmalar var olsa dahi test istatistiği iraksamaz (Lee & Strazicich, 2003).

Lee and Strazicich (2003) LS testinde, kırılma noktaları T_{Bj} 'lerin ağ araması (grid search) yöntemiyle içsel olarak belirlendiği minimum LM tipi birim kök test istatistiklerini (3.30) ve (3.31)'deki gibi önermiştir:

$$LM_\rho = \inf_{\lambda} \tilde{\rho}(\lambda), \quad (3.30)$$

$$LM_{\tau} = \inf_{\lambda} \tilde{\tau}(\lambda). \quad (3.31)$$

Lee and Strazicich (2003) tarafından önerilen LS testinde kırılma noktalarının tahmini, LP testine benzerdir. Burada da kırılma noktaları test istatistiğini minimum yapan noktalar olarak belirlenir ve belirli bir budama oranı kullanılarak kırılmanın örneğin başında ya da sonunda yer alması engellenir. Elde edilen bu test istatistikleri Lee and Strazicich (2003) tarafından verilen kritik değerler ile karşılaştırılarak yapısal kırılmalı birim kök hipotezi test edilebilir (Yılancı, 2009).

LS testinin performansını değerlendirmek için simülasyon deneyleri yapılmıştır. LM_{ρ} test istatistiği ile LM_{τ} test istatistiğinin performansı benzer olduğu için sadece LM_{τ} ile çalışılmıştır. Elde edilen simülasyon sonuçlarından genel olarak LS birim kök testinin güçlü bir değişmezlik özelliğine sahip olduğu anlaşılmaktadır. Değişmezlik özelliği yanlış reddetmeleri önlemektedir. Bu nedenle değişmezlik özelliği, iki içsel kırılmalı LM birim kök testini diğer testlerden ayrı kıldığından önemli bir özelliğidir. Ayrıca testin asimptotik dağılımının kırılmanın büyüklüğünden ve konumundan etkilenmeyecek olması da testin ayrı bir avantajlı yönüdür (İğde, 2010).

LS testi LP testinin aksine, hem yokluk hem de alternatif hipotez altındaki yapısal kırılmalara izin verir. Bu nedenle LS test hem birim köklü hem de yapısal kırılmalı seriler için LP testinden daha başarılı bir testtir.

BÖLÜM IV

UYGULAMA

4.1. Araştırma Modeli, Hipotezler ve Veri Seti

Daha önce değinildiği üzere bu çalışmanın temel amacı EMH'nin geçerliliğini ve BIST etkinliğinin 15 Temmuz darbe girişimi sonrasında değişip değişmediğini ekonometrik analizlerle incelemektir. Araştırmanın temel amaçlarından hareketle tanımlanan alt amaçları şu şekildedir:

1. BIST 100 Endeksi için EMH geçerli midir?
2. 15 Temmuz darbe girişimi BIST 100 Endeksi etkinliğinde herhangi bir değişikliğe yol açmış mıdır?
3. Yaşanan darbe girişimi BIST 100 Endeksindeki sabit terim, eğim ya da köklerde değişiklik yaratmış mıdır?

Bu doğrultuda araştırma modeli EMH'ye dayanmaktadır. EMH menkul kıymetlerin fiyatlarının rassal olarak oluştuğunu savunduğu için, bu hipotez geçerliken menkul kıymetlerin geçmişte oluşan fiyat hareketlerine bakarak gelecekteki fiyat hareketlerini tahmin etmek mümkün olmamaktadır (İğde, 2010).

Hisse senedi marketi zayıf etkin olduğunda, katılımcılar tutarlı bir şekilde gelecekteki fiyatları tahmin etmek için geçmiş fiyatları kullanamaz. Piyasalar etkin olduğunda fiyat dalgalanmaları yeni bilgileri yansıtarak cevap vermelidir. Bilgi akışı rassal olduğundan, hisse senedi fiyatları da beklenmedik bir şekilde değişmelidir. Hisse senedi fiyatları rastgele yürüyüşe uyduğunda, geçmiş bilgiler kullanılarak gelecek fiyatlar tahmin edilemez ve EMH'nin zayıf etkin formu geçerlidir. Hisse senedi fiyatlarında rasgele yürüyüş ve ortalamaya dönme olmadığında, geçmiş bilgiler piyasayı tahmin etmeye yardımcı olabilir. Rasgele yürüyüşün reddedilememesi, EMH'nin zayıf formunun, yükselen piyasa ekonomilerinin günlük hisse senedi fiyatları için uygun olduğunun düşünülmesine yol açar (Balcılar et al., 2015). Yani EMH'nin geçerli olabilmesi için hisse senedi getirilerinin durağan olmaması gerekir. Bu nedenle kullanılan temel model

$$R_t = \mu + \beta t + \alpha R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

şeklinde olup burada R_t , t anındaki fiyat değişimlerini (getirileri) göstermektedir. Dolayısıyla EMH'nin geçerli olabilmesi için $\alpha = 1$ olması gerekmektedir. Bu nedenle araştırmanın ilk hipotezi

$$H_0: \alpha = 1 \text{ (EMH geçerlidir)} \quad (4.2a)$$

$$H_1: |\alpha| < 1 \text{ (EMH geçerli değildir)} \quad (4.2b)$$

şeklinde ifade edilebilir. (4.2a) ve (4.2b)'de verilen hipotez çiftinin testi için üçüncü bölümde anlatılan birim kök testleri kullanılabilir. Getiri serilerinde birim kök olması durumunda EMH geçerli olacaktır.

Öte yandan 15 Temmuz darbe girişimi BIST 100 Endeksi etkinliğinde bir fark yarattıysa, (4.1)'deki modele 15 Temmuz için eklenecek sabit terim ve/veya eğimdeki yapısal kırılmalara ait kukla değişkenlerin anlamlı olması gerekir. Bu nedenle araştırmanın bir diğer hipotezi

$$H_2: \text{“(4.1) modeline 15 Temmuz için eklenecek} \quad (4.3)$$

$$\text{sabit terim ve/veya eğim kuklaları anlamlıdır”}$$

şeklinde dir. (4.3)'de verilen hipotezin testi için yine üçüncü bölümde verilen yapısal kırılmalı birim kök testleri kullanılabilir. Dışsal olarak 15 Temmuz'a konulacak kuklaların anlamlı olması ya da içsel olarak belirlenen kırılma tarihinin 15 Temmuz'a denk gelmesi durumunda (4.3)'de verilen hipotez desteklenmiş olacaktır.

Çalışmada Şubat 1986 ve Kasım 2018 dönemi için BIST 100 Endeksi aylık kapanış fiyatlarından oluşan 393 gözlemlik veri seti kullanılarak, BIST'in zayıf formda etkin olup olmadığı incelenmiştir. ARCH&GARCH etkisinden kaçınmak için haftalık yerine aylık veri kullanılmıştır. İlgili veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden temin edilmiştir. BIST'in zayıf etkinliğinin araştırılmasında fiyat değişimleri kullanılmıştır. Bu doğrultuda BIST 100 Endeksinin logaritmik farkı alınarak endeks getirileri hesaplanmıştır.

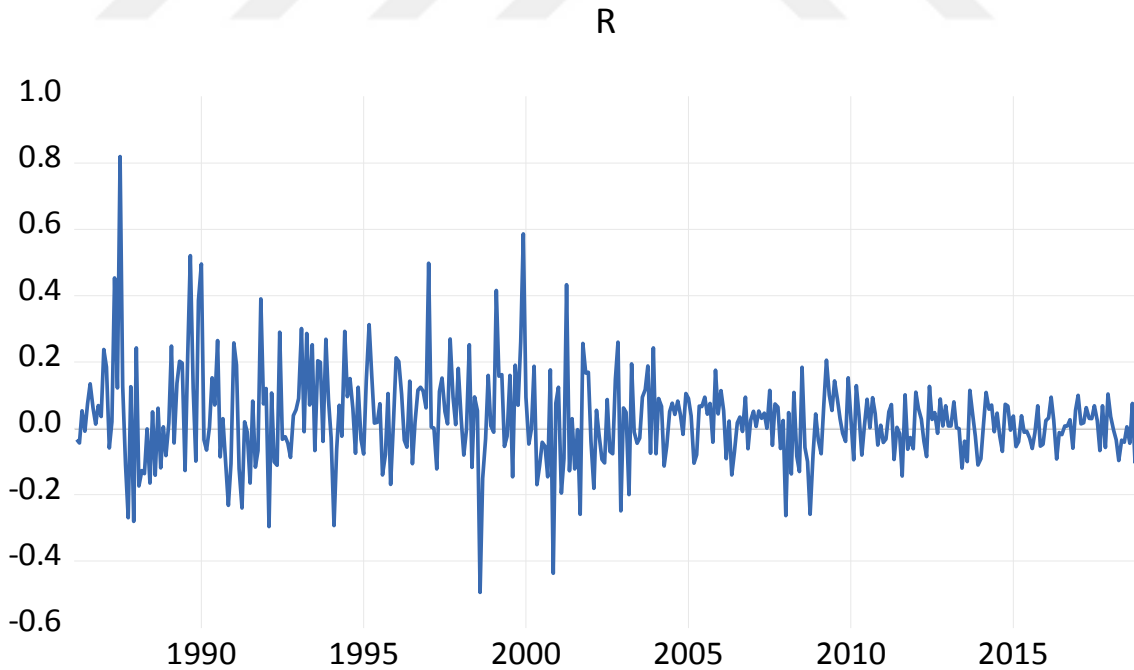
İlk olarak getiri serisinin grafiksel analizi yapılmış ve önsel bilgi olarak bazı kırılma tarihleri belirlenmiştir. Sonrasında seriye ADF testi uygulanarak durağanlığı sınanmıştır. Standart ADF testinin eleştirilen bir test olmasındaki başlıca neden; ADF testinin yapısal kırılma varlığında güçsüzleşip, yanlış olan birim kök yokluk hipotezini reddetme gücünün azalması ve yanlış hipotezin reddedilmemesi yönünde yanlışlık

göstermesidir. Bunun üstesinden gelmek için, yapısal kırılmayı dikkate alan Perron (1989), Zivot and Andrews (1992), Perron (1997), Lumsdaine and Papell (1997) ve Lee and Strazicich (2003) birim kök testleri kullanılmıştır.

Serilerin grafikleri, özet istatistikleri ve ADF testi için EViews10.0 paket programı kullanılmıştır. Perron (1989), Zivot and Andrews (1992) ve Perron (1997) testleri için MATLAB kodları yazılmış ve bu kodlar uygulanmıştır. Lumsdaine and Papell (1997) ve Lee and Strazicich (2003) testleri WinRats V9 programındaki hazır kodlar ile gerçekleştirilmiştir.

4.2. Araştırma Bulgularının Değerlendirilmesi

Şekil 1’de getiri serisinin grafiği verilmektedir. İlgili şekil incelendiğinde araştırılan dönem için getiri serisi değerlerinin 1987-2008 yılları arasında aşırı dalgalanmalar gösterdiği göze çarpmaktadır. Bunun yanı sıra, 2008 yılından itibaren dalgalanmaların şiddeti azalmaktadır. Grafik incelendiğinde bazı tarihlerde BIST 100 Endeksinde önemli düşüşler olduğu görülmektedir. Bu tarihler getiri serisinde meydana gelebilecek yapısal kırılmalar için ipuçları vermektedir.



Şekil 1. Getiri serisinin grafiği

BIST100 Endeksi ilk olarak 1987 Aralık ayında ani bir düşüş göstermiştir. Bu düşüşteki temel etkenin 1987 yılında Wall Street'in çöküşüyle tüm ülkelerin

borsalarında meydana gelen ciddi düşüş olduğu ifade edilebilir. Hisse senetlerinin spekülatif hareketlerle aşırı değer kazanması ve balonlar oluşması bu krize zemin hazırlamıştır. Kriz, dünya borsalarında büyük değer kayıplarına yol açmış ve böylelikle dünya geneline yayılmıştır. Elbette dünyadaki durumun Türkiye piyasalarına da etkisi kaçınılmaz olmuş, dolar ilk kez 1000 lirayı aşmıştır (Turhan, 2015, 30 Haziran).

BIST endeksi 1994 yılının Şubat ayında ise Türkiye ekonomisinde meydana gelen kriz dolayısıyla düşüş eğilimi göstermiştir. Türkiye'nin, 1994 yılındaki kararları oluşturan sürece girildiğinde vergi gelirlerinin iç borç servisine yetmediği, devletin iç borç açığını kapatmak için dış borca ve TCMB'ye başvurduğu, aynı zamanda yüksek enflasyonun ve cari açığın yaşandığı bir ekonomiye sahip olduğu söylenebilir. Bu nedenlerle ekonomiyi hızla istikrara kavuşturmak, kamu açıklarını daraltmak, dış talebe dayalı bir büyüme yapısı oluşturmak ve ekonomik istikrarı sürekli kılacak yapısal reformları başlatmak amacıyla 5 Nisan'da bir istikrar programı yürürlüğe girmiştir (Soygüzel, 2017).

1998 Asya-Avrupa krizi, Türkiye'nin enflasyonu düşürmek adına çalışmalar yaptığı ve istikrar programı uyguladığı sırada ülkeyi etkilemiştir. 6 milyar doları aşan sıcak para çıkışının olması da krizi tetikleyen etken olmuştur. Özellikle Ağustos ayındaki ani düşüş bu olguya denk gelmektedir (Uğrayan, 2010, 13 Nisan).

Türkiye 1999 yılına gelindiğinde ekonomiyi çıkmaza sokan büyük yüksek enflasyon problemi, sermaye hareketlerindeki istikrarsızlık, bankacılık sistemindeki sorunlar ve devlet borçlanma gereksinimlerinin artması ile mücadele etmekteydi. Bu nedenle ülke ekonomisi 1999 yılının sonuna doğru son derece karamsar bir görünüm içinde olmuş ve 2000 yılının Kasım ayında kriz yaşanmıştır (Çiğdem Tufan, 2016).

2008 Ocak ve Ekim aylarındaki düşüşler küresel bir kriz olan Mortgage krizinden kaynaklanmaktadır. 2008 yılında ABD'de geri dönmeyen özensiz konut kredileri (Mortgage) ve vasıfsız krediler (subprime) konut piyasasında kriz başlamasına neden olmuştur. Kriz kısa sürede hem finans hem de reel sektörü etkisi altına alarak ABD ekonomisinde büyük bir durgunluk yaşanmasına neden olmuştur. Başta Avrupa ülkeleri olmak üzere tüm dünyaya yayılarak ekonomileri olumsuz etkileyen kriz, çıkışından itibaren küresel özellik göstermesiyle diğer krizlerden farklılaşmaktadır (Çiğdem Tufan, 2016). Türkiye ekonomisi bu ekonomik krizden etkilenmiş olsa da bu etki kendisini Avrupa ülkelerindeki kadar derin hissettirmemiştir. Bu durumun etkili olmasında alınan önemler, uygulanan sosyo-ekonomik paketler, kamu maliye sisteminin sağlam olması, siyasi ve ekonomik istikrardan taviz verilmemesi gibi etkenler rol

oynamıştır. Yinede her ne kadar önlemler alınmış olsa da ekonomik büyüme eksi haneleri göstermiş, işsizlik oranlarındaki ve yoksulluk kat sayılarındaki artışlar da dikkati çekmiştir. Sonuç olarak, Türkiye bu krizi en hafif bir şekilde atlarmayı başarmıştır (Yurdakul, 2015, 12 Ocak).

Öte yandan Şekil 1 incelendiğinde 15 Temmuz darbe girişiminin yaşandığı Temmuz 2016 döneminde önemli bir düşüş görülmemektedir. Bu nedenle ilgili tarihte yapısal bir kırılma olmaması beklenebilir.

Tablo 1’de getiri serisi için özet istatistikler verilmektedir. Buna göre, çarpıklık katsayısı pozitif ve seri sağa doğru çarpık asimetric bir özelliğe sahiptir. Basıklık katsayısı, dağılımın normal dağılımdan daha sivri ve kalın kuyruklu olduğunu göstermektedir. Bu istatistikler getiri serisinin asimetric ve kalın kuyruk özelliği sergilediğini belirtmektedir. İncelenen dönem için borsanın getiri serisinin ortalaması 0,0287, standart sapması 0,1401’dir.

Tablo 1 Getiri serisi için özet istatistikler

Getiri serisi için özet istatistikler

İstatistik	Değer
T	393
Minimum	-0,4949
Maksimum	0,8194
Ortalama	0,0287
Standart Sapma	0,1401
Çarpıklık	0,8537
Basıklık	7,1390

Tablo 2’de getiri serisi için ADF test sonuçları verilmektedir. Buna göre ADF testinde kullanılan modellerin tamamında %1 anlamlılık düzeyinde dahi yokluk hipotezinin reddedildiği görülmektedir. Dolayısıyla alternatif hipotez desteklendiğinden getiri serilerinde durağanlık söz konusudur. Buna göre Şubat 1986 - Aralık 2018 dönemi içerisinde analiz edilen getiri serisi durağan olarak ifade edilebilir. Dolayısıyla, getiri serisine yapılan ADF testi sonucunda BIST’in zayıf etkin olmadığı görülmektedir.

Tablo 3’de getiri serisi için Perron (1989) testi sonuçlarına yer verilmektedir. Bu test, yapısal kırılmanın dışsal olarak belirlendiği tek kırılmalı bir testtir. Burada sabit terim ve eğim değişkenlerine ilişkin kırılma zamanı dışsal olarak Temmuz 2016 olarak

belirlenmiştir. Tablodan görüleceği üzere Perron (1989) testi sonuçlarına göre getiri serisinde her üç model için hesaplanan test istatistiği %1 anlamlılık düzeyinde ilgili kritik değerden mutlak değerce büyüktür. Dolayısıyla elde edilen bu sonuçlara göre, %1 anlamlılık düzeyinde serinin yapısal kırılmalı birim köke sahip olduğunu iddia eden yokluk hipotezi reddedilir. Öte yandan yapısal kırılmaya ait kukla değişkenlerin hiçbirinin anlamlı olmadığı da görülmektedir. Sonuç olarak EMH açısından Perron (1989) testi, ADF testi ile aynı sonucu vermiştir. Buna ilaveten 15 Temmuz'a konulan kukla değişkenler anlamlı olmadığından bu tarihte BIST 100 endeksinde yapısal bir kırılma olmadığı da söylenebilir.

Tablo 2

Getiri serisi için ADF testi sonuçları

Katsayı	Model 1	Model 2	Model 3
R_{t-1}	-0,9063 (-17,9979)*** [0,0000]	-0,9445 (-18,6855)*** [0,0000]	-0,9638 (-19,0285)*** [0,0000]
Sabit	-	0,0273 (3,7748) [0,0002]	0,0613 (4,2307) [0,0000]
Trend	-	-	-0,0002 (-2,7015) [0,0072]
k^+	0	0	0

Not: Parantez içindeki değerler t istatistiklerini, köşeli parantez içindeki değerler p-değerlerini göstermektedir.

Model 1: Deterministik bileşen içermeyen model.

Model 2: Sadece sabit terim içeren model.

Model 3: Hem sabit hem trend içeren model.

*: %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı test istatistiğini gösterir

** : %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı test istatistiğini gösterir

***: %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı test istatistiğini gösterir

⁺: Schwartz bilgi kriteri ile belirlenmiş olup maksimum gecikme uzunluğu 16 alınmıştır.

Tablo 3

Getiri serisi için Perron (1989) testi sonuçları

Katsayı	Model A	Model B	Model C
R_{t-1}	-0,2884 (-7,1025)***	-0,2782 (-7,1144)***	-0,2884 (-7,0937)***
Sabit	0,0822 (4,3433)	0,0629 (4,3551)	0,0822 (4,332)
DU	0,0203 (0,6429)	-	0,5358 (0,4016)
Trend	-0,0002 (-3,0658)	-0,0002 (-2,6026)	-0,0002 (-3,0544)
DT	-	-	-0,0014 (-0,3865)
$D(TB)$	-0,0088 (-0,0621)	-	-0,0278 (-0,1850)
DT^*	-	0,0002 (0,1051)	-
k^+	13	13	13
T_B	2016:07	2016:07	2016:07
λ	0,9313	0,9313	0,9313

Not: Parantez içindeki değerler t istatistiklerini göstermektedir.

Model A: Denklem (3.4), sadece sabit terimde meydana gelen değişimi içeren model.

Model B: Denklem (3.8) ve (3.9), sadece eğimde meydana gelen değişimi içeren model.

Model C: Denklem (3.6), sabit terim ve eğimde meydana gelen yapısal değişimi içeren model.

$\lambda = 0,90$ için Perron (1989) asimptotik kritik değerleri: Model A: -4,27 (%1), -3,69 (%5), -3,38 (%10); Model B: -4,26 (%1), -3,68 (%5), -3,35 (%10); Model C: -4,41 (%1), -3,80 (%5), -3,46 (%10).

*: %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı test istatistiğini gösterir.

**: %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı test istatistiğini gösterir.

***: %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı test istatistiğini gösterir.

⁺: Perron (1989) tarafından verilen genelden özele yöntemiyle seçilmiş olup maksimum gecikme uzunluğu 16 alınmıştır.

Getiri serileri için ZA testi sonuçları Tablo 4’de verildiği gibidir. Bu test yapısal kırılmayı içsel olarak tahmin eden tek kırılmalı bir testtir. ZA testi sonuçlarına göre getiri serisinde her üç model için hesaplanan test istatistiği %1 anlamlılık düzeyinde ilgili kritik değerlerden mutlak değerce büyüktür. Bu nedenle bu sonuçlara göre, %1

anlamlılık düzeyinde, serinin yapısal kırılma olmadan birim köke sahip olduğunu iddia eden yokluk hipotezi reddedilmiştir. Sonuç olarak EMH açısından ZA testi, ADF test sonucu ile bir tutarlılık göstermiştir. Dolayısıyla ZA testi getiri serisi sonuçları durağan bir özellik gösterdiğinden EMH geçerli değildir. Bu modelde içsel olarak belirlenen kırılma tarihleri Haziran 1986 ve Şubat 1987 olduğundan hiç bir modelin kırılma noktası tahminleri 15 Temmuz'a denk gelmemiştir. Bu durumda (4.3)'de verilen hipotez desteklenmemiş olacaktır.

Tablo 4

Getiri serisi için Zivot and Andrews (1992) testi sonuçları

Katsayı	Model A	Model B	Model C
R_{t-1}	0,0344 (-19,033)***	0,03423 (-19,033)***	0,0324 (-19,058)***
Sabit	0,0006 (0,0080)	-0,0533 (-0,3574)	-0,0278 (-0,3086)
DU	0,0625 (0,7652)	-	-0,1137 (-1,2467)
Trend	-0,0002 (-2,7863)	0,0289 (0,7662)	0,0166 (1,2509)
DT^*	-	-0,0291 (-0,7707)	-0,0168 (-1,2632)
k^+	0	0	0
T_B	1986:06	1986:06	1987:02
$\hat{\lambda}$	0,0102	0,0102	0,0305

Not: Parantez içindeki değerler t istatistiklerini gösterirken R_{t-1} için birim kök testine ait t istatistiğini göstermektedir.

Model A: Denklem 3.15, sadece düzeyde meydana gelen değişimi içeren model.

Model B: Denklem 3.16, sadece eğimde meydana gelen değişimi içeren model.

Model C: Denklem 3.17, düzey ve eğimde meydana gelen yapısal değişimi içeren model.

$\lambda = 0,10$ için Zivot and Andrews (1992) asimptotik kritik değerleri: Model A: -4,30 (%1), -3,68 (%5), -3,40 (%10); Model B: -4,27 (%1), -3,65 (%5), -3,36 (%10); Model C: -4,38 (%1), -3,75 (%5), -3,45 (%10).

*: %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı test istatistiğini gösterir.

** : %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı test istatistiğini gösterir.

***: %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı test istatistiğini gösterir.

†: Perron (1989) tarafından verilen genelden özele yöntemiyle seçilmiş olup maksimum gecikme uzunluğu 16 alınmıştır.

Tablo 5’de getiri serisi için Perron (1997) testi sonuçları verilmektedir. Bu test de yapısal kırılmayı içsel olarak tahmin eden tek kırılmalı bir testtir. Test sonuçları değerlendirildiğinde, getiri serisinde her üç model için hesaplanan test istatistiği %1 anlamlılık düzeylerinde ilgili kritik değerlerden mutlak değerce büyüktür. Dolayısıyla bu sonuçlara göre, getiri serisi için %1 anlamlılık düzeyinde yapısal kırılmalı birim kökün varlığını gösteren yokluk hipotezi reddedilir. Yani, bu serinin meydana gelen kırılmalarla durağan bir süreç izlediği söylenebilir. Dolayısıyla Perron (1997) testi getiri serisi sonuçları durağan bir özellik gösterdiğinden EMH geçerli değildir. Bu modelde içsel olarak belirlenen kırılma tarihleri sonuçlarına bakıldığında, Model 1 için kırılma tarihini belirlemede kullanılan $t_{\alpha}^*(1)$ yöntemine göre 1986 yılının Aralık ayında, $t_{\alpha,\theta}^*(1)$ ve $t_{\alpha,|\theta|}^*(1)$ yöntemlerine göre 1987 yılının Temmuz ayında kırılma olduğu görülmektedir. Model 2’de $t_{\alpha}^*(2)$ yöntemi için 1987 yılının Nisan ayında, $t_{\alpha,\gamma}^*(2)$ yöntemi için 1987 yılının Temmuz ayında, $t_{\alpha,|\gamma|}^*(2)$ yöntemi için 1987 yılının Aralık ayında kırılma tespit edilmiştir. Son olarak Model 3’te $t_{\alpha}^*(3)$ yöntemi için 1987 yılının Aralık ayında, $t_{\alpha,\gamma}^*(3)$ ve $t_{\alpha,|\gamma|}^*(3)$ yöntemlerinde 1986 yılının Temmuz ayında kırılma noktaları bulunmuştur. Dolayısıyla kırılma tarihi açısından Model 1 için $t_{\alpha,\theta}^*(1)$ ve $t_{\alpha,|\theta|}^*(1)$; Model 3 için ise $t_{\alpha,\gamma}^*(3)$ ve $t_{\alpha,|\gamma|}^*(3)$ yöntemleri aynı sonuçları vermiştir. Buna karşın hiç bir modelde kırılma noktası tahmini olarak 15 Temmuz elde edilmemiştir.

Tablo 5 Getiri serisinin Perron (1997) testi sonuçları

Getiri serisi için Perron (1997) testi sonuçları

Katsayı	Model 1			Model 2			Model 3		
	$t_{\alpha}^*(1)$	$t_{\alpha,\theta}^*(1)$	$t_{\alpha, \theta }^*(1)$	$t_{\alpha}^*(2)$	$t_{\alpha,\gamma}^*(2)$	$t_{\alpha, \gamma }^*(2)$	$t_{\alpha}^*(3)$	$t_{\alpha,\gamma}^*(3)$	$t_{\alpha, \gamma }^*(3)$
R_{t-1}	0,0362 (-19,013)***	-0,5157 (-7,7301)***	-0,5157 (-7,7301)***	0,0372 (-19,116)***	-0,3403 (-7,633)***	-0,2716 (-7,0718)***	-0,2910 (-7,145)***	-0,2503 (-6,9524)***	-0,2503 (-6,9524)***
Sabit	0,0427 (0,9197)	0,8727 (6,5033)	0,8727 (6,5033)	0,0252 (0,3101)	0,0422 (0,2045)	0,5758 (5,3445)	0,0824 (1,5338)	-0,0715 (-0,5623)	-0,0715 (-0,5623)
DU	0,0183 (0,3773)	-0,7925 (-5,9163)	-0,7925 (-5,9163)	0,0319 (0,3851)	0,0273 (0,1322)	-0,50431 (-4,6752)	-	-	-
Trend	-0,0002 (-2,5921)	-0,0002 (-3,019)	-0,0002 (-3,019)	0,0046 (0,4477)	0,2172 (2,2652)	-0,1003 (-4,6793)	-0,0012 (-0,4474)	0,0272 (1,0544)	0,0272 (1,0544)
DT	-	-	-	-0,0047 (-0,4627)	-0,2174 (-2,2671)	0,1001 (4,6697)	-	-	-
$D(T_b)$	0,1776 (1,2699)	0,0471 (0,3361)	0,0471 (0,3361)	0,3978 (2,8645)	0,0531 (0,3734)	0,2342 (1,6118)	-	-	-
DT^*	-	-	-	-	-	-	0,0010 (0,3815)	-0,0274 (-1,0611)	-0,0274 (-1,0611)
k^+	0	15	15	0	13	13	13	13	13
T_b	1986:12	1987:07	1987:07	1987:04	1987:07	1987:12	1987:12	1986:07	1986:07
$\hat{\lambda}$	0,0254	0,0433	0,0433	0,0356	0,0433	0,0560	0,0560	0,0127	0,0127

Not: Parantez içindeki değerler t istatistiklerini gösterirken R_{t-1} için birim kök testine ait t istatistiğini göstermektedir.

Model 1: Denklem (3.19), sadece sabit terimde meydana gelen değişimi içeren model. Model 2: Denklem (3.20), sabit terim ve eğimde meydana gelen yapısal değişimi içeren model. Model 3: Denklem (3.8) ve (3.9), sadece eğimde meydana gelen değişimi içeren model.

Perron (1997) %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde asimptotik kritik değerler:

Model 1: $t_{\alpha}^*(1)$: -5,41, -4,80 ve -4,58. $t_{\alpha,\theta}^*(1)$: -5,15, -4,64 ve -4,37. $t_{\alpha,|\theta|}^*(1)$: -5,34, -4,84 ve -4,59

Model 2: $t_{\alpha}^*(2)$: -5,57, -5,08 ve -4,82. $t_{\alpha,\gamma}^*(2)$: -5,28, -4,62 ve -4,28. $t_{\alpha,|\gamma|}^*(2)$: -5,57, -4,91 ve -4,59.

Model 3: $t_{\alpha}^*(3)$: -4,91, -4,36 ve -4,07. $t_{\alpha,\gamma}^*(3)$: -4,67, -4,08 ve -3,77. $t_{\alpha,|\gamma|}^*(3)$: -4,87, -4,34 ve -4,04.

*: %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı test istatistiğini gösterir.

**: %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı test istatistiğini gösterir.

***: %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı test istatistiğini gösterir.

†: Perron (1997) tarafından verilen $t - sig$ ve yöntemiyle seçilmiş olup maksimum gecikme uzunluğu 16 alınmıştır.

LP testi için elde edilen sonuçlar Tablo 6'daki gibidir. Bilindiği üzere bu test yapısal kırılmayı içsel olarak tahmin eden iki kırılmalı bir testtir. Tablodan da anlaşılacağı üzere LP testi sonuçlarına göre getiri serisinde her iki model için hesaplanan test istatistiği, %1 anlamlılık düzeyinde ilgili kritik değerlerden mutlak değerce büyüktür. Bu nedenle elde edilen sonuçlara göre, %1 anlamlılık düzeyinde serinin yapısal kırılmalı birim köke sahip olduğunu iddia eden yokluk hipotezi reddedilir. Dolayısıyla EMH' LP test tarafından desteklenmemektedir. İki kırılmalı LP testi sonucuna göre, getiri serisinde Model AA, 1992'nin Aralık ve 2000'in Nisan ayında meydana gelen yapısal kırılmalarla durağan bir seri olarak belirlenmiştir. Model CC, 1992'nin Kasım ve 2000'in Nisan ayında meydana gelen yapısal kırılmalarla durağan bir seri olarak görülmektedir. EMH açısından LP test sonucu bundan önceki testlerden farklı bir sonuç içermemektedir. Yine LP testi için bulunan kırılma tarihlerinden hiç biri 15 Temmuz'a denk gelmemektedir.

Son olarak LS testi için elde edilen sonuçlar Tablo 7'de özetlenmiştir. LP testinde olduğu gibi bu test de yapısal kırılmayı içsel olarak tahmin eden iki kırılmalı bir testtir. LS birim kök testinin kullanımı ile yokluk hipotezinin reddedilmesi kesin olarak trend durağanlığı ifade etmektedir. LS testi sonuçlarına göre, getiri serisinde her iki model için hesaplanan test istatistiği, %1 anlamlılık düzeyinde ilgili kritik değerlerden mutlak değerce büyüktür. Bu nedenle elde edilen bu sonuçlara göre, %1 anlamlılık düzeyinde serinin yapısal kırılmalı birim köklere sahip olduğunu iddia eden yokluk hipotezi reddedilir. LS testi de diğer tüm testler gibi EMH'ni desteklememektedir. Tahmin edilen kırılma tarihleri incelendiğinde, getiri serisinin Model A için 1989'un Aralık ile 2017'nin Mart ayında ve Model C için 1989'un Haziran ile 1998'in Mayıs ayında meydana gelen yapısal kırılmalarla trend durağan olduğu görülmektedir. LS testi için bulunan kırılma tarihleri de 15 Temmuz'a denk gelmemektedir. Bu nedenle yapısal kırılmalı diğer testlerde olduğu gibi (4.3)'de verilen hipotez desteklenmemiştir.

Tablo 6

Getiri serisi için Lumsdaine ve Papell (1997) testi sonuçları

Katsayı	Model AA	Model CC
R_{t-1}	-1,6571 (-7,9455)***	-1,7418 (-8,1284)***
Sabit	0,0704 (3,3534)	0,1507 (2,9062)
DU_1	0,0478 (1,9301)	0,0994 (2,1909)
DU_2	-0,0754 (-2,6989)	-0,0825 (-2,3761)
Trend	-0,0001 (-0,6832)	-0,0017 (-1,7941)
DT_1	-	0,0016 (1,4577)
DT_2	-	0,0000 (0,0426)
k^+	15	15
TB_1	1992:12	1992:11
TB_2	2000:04	2000:04
$\hat{\lambda}_1$	0,2087	0,2061
$\hat{\lambda}_2$	0,4326	0,4326

Not: Parantez içindeki değerler t istatistiklerini gösterirken R_{t-1} için birim kök testine ait t istatistiğini göstermektedir.

Model AA: Denklem (3.23), sadece sabit terimde iki kırılmayı içeren model.

Model CC: Denklem (3.21), sabit terim ve eğimde iki kırılmayı içeren model.

LP (1997) testi kritik değerler: Model AA: -6,74 (%1), -6,16 (%5), -5,89 (%10); Model CC: -7,19 (%1), -6,75 (%5), -6,48 (%10).

*: %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı test istatistiğini gösterir

** : %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı test istatistiğini gösterir

***: %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı test istatistiğini gösterir

⁺: Perron (1989) tarafından verilen genelden özele yöntemiyle seçilmiş olup maksimum gecikme uzunluğu 16 alınmıştır.

Tablo 7

Getiri serisi için Lee ve Strazicich (2003) testi sonuçları

Katsayı	Model A	Model C
R_{t-1}	-1,0193 (-7,6386)***	-1,4604 (-10,9500)***
Sabit	-0,0120 (-1,7481)	-0,1490 (-5,2145)
D_1	0,5325 (3,8437)	-0,6338 (-4,6835)
D_2	0,0488 (0,3675)	0,3744 (2,7994)
DT_1	-	0,4028 (9,3201)
DT_2	-	-0,3416 (-10,1522)
k^+	13	13
TB_1	1989:12	1989:06
TB_2	2017:03	1998:05
$\hat{\lambda}_1$	0,1170	0,1018
$\hat{\lambda}_2$	0,9491	0,3740

Not: Parantez içindeki değerler t istatistiklerini gösterirken R_{t-1} için birim kök testine ait t istatistiğini göstermektedir.

Model A: Sabit terimde meydana gelen iki yapısal değişimi içeren model (Trendsiz hali).

Model C: Sabit terim ve eğimde meydana gelen iki yapısal değişimi içeren model (Trendsiz hali).

LS (2003) testi için kritik değerler: Model A: -4,18 (%1), -3,62 (%5), -3,32 (%10); Model C: -5,65 (%1), -5,02 (%5), -4,75 (%10).

*: %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı test istatistiğini gösterir

** : %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı test istatistiğini gösterir

***: %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı test istatistiğini gösterir

†: Perron (1989) tarafından verilen genelden özele yöntemiyle seçilmiş olup maksimum gecikme uzunluğu 16 alınmıştır.

Yapılan birim kök testlerine göre EMH'nin desteklenip desteklenmediği ve testler ile belirlenen kırılma tarihleri Tablo 8'de özetlendiği gibidir. Getiri serisi için uygulanan yapısal kırılmalı birim kök testlerinin sonuçlarına bakıldığında tüm testlerin EMH açısından birbiriyle tutarlı sonuçlar verdiği görülmektedir. Çalışmada Şubat 1986 - Kasım 2018 dönemi için getiri serisinin belirlenen kırılma tarihlerinde meydana gelen yapısal kırılmalarla durağan bir süreç olarak karakterize edildiği ve (4.2a)'da verilen EMH'nin %1 anlamlılık düzeyinde dahi desteklenmediği sonucuna ulaşılmıştır. Belirlenen kırılma tarihleri birbirinden farklılıklar gösterse de bazı kırılma dönemleri birbirine yakındır. Buna karşın gerek Perron (1989) testinde dışsal olarak belirlenen 15 Temmuz kırılma tarihinin anlamlı olmaması gerekse kırılma tarihini içsel olarak belirleyen testlerin hiçbirinin 15 Temmuz'da bir kırılma tespit edememesi (4.3)'deki hipotezin desteklenmediği anlamına gelmektedir. Dolayısıyla 15 Temmuz darbe girişiminin BIST 100 Endeksi üzerinde yapısal bir kırılmaya yol açmadığı ve EMH üzerinde bir etki yaratmadığı ifade edilebilir.

Getiri serisi grafiksel olarak incelendiğinde, dikkate alınan dönem içerisinde Aralık 1987, Şubat 1994, Ağustos 1998, Kasım 2000 ve son olarak da Ocak ve Ekim 2008'de beş ekonomik ya da finansal kriz tespit edilmiştir. Grafik analizi yapılmasındaki amaç seri hakkında önsel bir bilgiye sahip olmak olduğundan, bu tarihlerdeki kırılmalar yapısal kırılmalı birim kök testleri ile de sınanmıştır. Yapısal kırılmalı birim kök test sonuçlarına bakıldığında ise farklı tarihlerde kırılmalar da bulunmuştur. Grafik analizinde görülen kırılma tarihleriyle çalışmada kullanılan yapısal kırılmalı birim kök testlerinin belirledikleri kırılma tarihleri kısmen de olsa birbirini destekler niteliktedir. Her iki yöntemle ortak belirlenen bu tarihler 1987, 1998 ve 2000 olarak ortaya çıkmaktadır. Grafikte belirtilen kriz yılları ve yapısal kırılmalı birim kök test sonuçları ile belirlenen kırılma tarihleri karşılaştırıldığında; Zivot and Andrews (1992) Model C'nin Şubat 1987'yi tespit ettiği görülmektedir. Perron (1997) testi için kırılma tarihlerinin Model 1'in ikinci ve üçüncü yönteminde Temmuz 1987, Model 2'nin üç yönteminde sırasıyla Nisan, Temmuz ve Aralık 1987 ve Model 3'ün birinci yönteminde Aralık 1987 olarak tespit edildiği göze çarpmaktadır. İki kırılmalı testlerden LP testinde her iki modelin ikinci kırılma tarihini Nisan 2000 olarak ve son olarak da LS yapısal kırılmalı birim kök testinin Model C'de Mayıs 1998'i ikinci kırılma tarihi olarak tespit ettiği görülmektedir. Bu nedenle test sonuçlarıyla belirlenen bazı kırılma tarihleri ile grafikten çıkarılan tarihlerin tutarlılık gösterdiği görülmektedir.

Tablo 8

Birim kök testlerinin özeti ve bulunan kırılma zamanları

Test	Testin Yapısı	Model	Kırılma Zaman(lar)ı	EMH
ADF	Kırılmasız	Model 1	-	Desteklenmedi
		Model 2	-	Desteklenmedi
		Model 3	-	Desteklenmedi
Perron (1989)	Tek	Model A	2016:07	Desteklenmedi
	kırılmayla	Model B	2016:07	Desteklenmedi
	dışsal*	Model C	2016:07	Desteklenmedi
ZA (1992)	Tek	Model A	1986:06	Desteklenmedi
	kırılmayla	Model B	1986:06	Desteklenmedi
	içsel	Model C	1987:02	Desteklenmedi
Perron (1997)	Tek	Model 1 $-t_{\alpha}^*(1)$	1986:12	Desteklenmedi
	kırılmayla	Model 1 $-t_{\alpha,\theta}^*(1)$	1987:07	Desteklenmedi
		Model 1 $-t_{\alpha, \theta }^*(1)$	1987:07	Desteklenmedi
	içsel	Model 2 $-t_{\alpha}^*(2)$	1987:04	Desteklenmedi
		Model 2 $-t_{\alpha,\gamma}^*(2)$	1987:07	Desteklenmedi
		Model 2 $-t_{\alpha, \gamma }^*(2)$	1987:12	Desteklenmedi
		Model 3 $-t_{\alpha}^*(3)$	1987:12	Desteklenmedi
		Model 3 $-t_{\alpha,\gamma}^*(3)$	1986:07	Desteklenmedi
Model 3 $-t_{\alpha, \gamma }^*(3)$		1986:07	Desteklenmedi	
LP (1997)	İki kırılmayla	Model AA	1992:12 ve 2000:04	Desteklenmedi
	içsel	Model CC	1992:11 ve 2000:04	Desteklenmedi
LS (2003)	İki kırılmayla	Model A	1989:12 ve 2017:03	Desteklenmedi
	içsel	Model C	1989:06 ve 1998:05	Desteklenmedi

*: Perron (1989) testi için 15 Temmuz'a konulan dışsal kırılmalar anlamsız çıkmıştır.

Bunun yanı sıra, çalışmada aylık veri kullanıldığından ay bazında sonuçlar dikkate alınıp grafikteki kriz tarihleriyle karşılaştırıldığında; Perron (1997) testinde Model 2'nin üçüncü yöntemi ve Model 3'ün birinci yöntemi kırılma tarihini Aralık 1987 olarak bulmuştur. 19 Ekim 1987 Pazartesi günü dünya borsalarını büyük değer kayıplarıyla karşılayan Wall Street krizi bu tarihe denk gelmektedir. Çalışmada belirtilen dönemin getiri serisinin grafik analizinde ilk kriz olarak karşılaşılan Aralık 1987 Wall Street krizi özellikle ve spesifik olarak Perron (1997) yapısal kırılmalı birim kök test sonuçlarıyla da kırılma noktası olarak tespit edilmiştir. Bu da grafik analiziyle tespit edilen önsel verilerin ve test sonuçlarının kısmen de olsa birbirini destekler nitelikte olduğunu göstermektedir. Buna karşın içsel kırılmalı testlerin hiçbiri 15 Temmuz darbe girişimine denk gelen dönemde yapısal bir kırılma tespit edememiştir. Bulunan kırılma tarihleri içerisinde bu tarihe en yakın olan tarih LS testi için Model A'da belirlenen ikinci kırılma tarihi olan Mart 2017'dir. Son olarak kırılma tarihinin dışsal olarak Temmuz 2016'da belirlendiği Perron (1989) testinde gerek sabit terim gerekse eğim katsayılarında anlamlı bir yapısal kırılma tespit edilememiştir.

BÖLÜM V

SONUÇ VE ÖNERİLER

5.1. Sonuçların Değerlendirilmesi

Bu çalışmada Türkiye’de yaşanan 15 Temmuz darbe girişiminin BIST üzerine etkilerini incelemek amaçlanmıştır. Bu amaçla Şubat 1986 ve Kasım 2018 dönemi için BIST 100 endeksi aylık getirilerindeki potansiyel yapısal kırılmalar, yapısal kırılmalı birim kök testleri ile belirlenerek 15 Temmuz 2016’da bir kırılma olup olmadığı test edilmiştir. Buna ilaveten etkin market hipotezinin geçerliliği, yapısal kırılma olmaması durumunda Genişletilmiş Dickey-Fuller; yapısal kırılma olması durumunda Perron (1989), Zivot and Andrews (1992), Perron (1997), Lumsdaine and Papell (1997), Lee and Strazicich (2003) birim kök testleri ile test edilmiştir.

EMH’nin zayıf formda geçerli olabilmesi için birim kök testlerinde $\alpha = 1$ yani rassal yürüyüş yokluk hipotezinin reddedilmemesi gerekmektedir. Çalışmada kullanılan ADF testi ve yapısal kırılmalı birim kök testleri tutarlı sonuçlar vermiş; getiri serisinin durağan bir karaktere sahip olduğu belirlenmiştir. Dolayısıyla çalışmada analiz edilen dönemde getiri serisi için EMH geçerli değildir.

Çalışmada 15 Temmuz darbe girişiminin BIST etkinliği üzerinde bir fark yaratıp yaratmadığı da incelenmiştir. Buna karşın içsel kırılmalı testlerin hiçbiri 15 Temmuz darbe girişimine denk gelen dönemde yapısal bir kırılma tespit edememiştir. Bulunan kırılma tarihleri içerisinde bu tarihe en yakın olan tarih LS testi için Model A’da belirlenen ikinci kırılma tarihi olan Mart 2017’dir. Son olarak kırılma tarihinin dışsal olarak Temmuz 2016’da belirlendiği Perron (1989) testinde gerek sabit terim gerekse eğim katsayılarında anlamlı bir yapısal kırılma tespit edilememiştir. Dışsal olarak 15 Temmuz’a konulan kuklaların anlamsız olması ya da içsel olarak belirlenen kırılma tarihlerinin hiç birinin 15 Temmuz’a denk gelmemesi nedeniyle 15 Temmuz darbe girişiminin BIST 100 Endeksi etkinliğinde bir fark yaratmadığı tespit edilmiştir.

Seri hakkında önsel bir bilgiye sahip olmak adına getiri serisi grafiksel olarak incelenmiştir. Dikkate alınan dönem içerisinde Aralık 1987, Şubat 1994, Ağustos 1998, Kasım 2000 ve son olarak da Ocak ve Ekim 2008’de beş ekonomik ya da finansal kriz tespit edilmiştir. Grafik analizinde görülen kırılma tarihleriyle çalışmada kullanılan yapısal kırılmalı birim kök testlerinin belirledikleri kırılma tarihlerinin kısmen de olsa birbirini destekler nitelikte olduğu görülmüştür. Gerek kullanılan testlerin gerekse

kullanılan yöntemlerin farklılık göstermesi nedeniyle kırılma noktalarının farklı çıkmaları olağandır. Grafikte belirtilen kriz yılları ve yapısal kırılmalı birim kök test sonuçları ile belirlenen kırılma tarihleri karşılaştırıldığında; her iki yöntemde ortak olan tarihler 1987, 1998 ve 2000 olarak belirlenmiştir. Bunun yanı sıra, çalışmada aylık veri kullanıldığından ay bazında sonuçlar dikkate alınıp grafikteki kriz tarihleriyle karşılaştırıldığında; Perron (1997) testinde kırılma tarihi Aralık 1987 olarak bulunmuştur. 19 Ekim 1987 Pazartesi günü dünya borsalarını büyük değer kayıplarıyla karşılayan Wall Street krizi bu tarihe denk gelmektedir. Çalışmada belirtilen dönem için getiri serisinin grafik analizinde ilk kriz olarak karşılaşılan Aralık 1987 Wall Street krizi özellikle ve spesifik olarak Perron (1997) yapısal kırılmalı birim kök test sonuçlarıyla da kırılma noktası olarak tespit edilmiştir. Bu da grafik analiziyle tespit edilen önsel verilerin ve test sonuçlarının kısmen de olsa birbirini destekler nitelikte olduğunu göstermiştir. Kırılma tarihi olarak bulunan 1987 tarihinde Türkiye’de üç büyük olay ile karşılaşılmaktadır. Bunlardan ilki Şubat-Mart aylarında gerçekleşen Ege Denizi Kıta Sahaneliği Krizi, ikincisi Temmuz ayında borsada yaşanmış manipülasyon ve sonuncusu da Ekim de gerçekleşen Wall Street Krizi’dir. Aslında getiri grafiğine bakıldığında 1987 Aralık ayında ani bir düşüşle karşılaşıırken diğer iki olayda (özellikle 1987 Temmuz ayında) ani iki sıçrama ile karşılaşılmaktadır. Hem Ekim Wall Street Krizinin tarihi düşünüldüğünde hem de diğer iki olaylara karşın grafikte ani bir düşüş sergilemesi nedeniyle grafikte Aralık ayına denk gelen olgu Wall Street Krizi ile ilişkilendirilmiştir.

Bu çalışmada beş farklı yapısal kırılmalı birim kök testi kullanılmıştır ve hepsinin modelleri, metodolojileri birbirinden farklıdır. Her test kendinden bir önceki testin eksik ve kusurlarını tamamlayıcı nitelikte olsa da birim kök testlerini uygulamak için en uygun testin ve metodolojinin hangisi olduğu konusunda bir fikir birliği olmadığı görülmektedir. Bu nedenle kırılmalı birim kök testleri alanında fikir birliğinin olduğu yapısal kırılmalı bir birim kök testinin alanyazına kazandırılması gerekmektedir. Ayrıca yapısal kırılma sayısına duyarlı testler önemli olsa da kırılma türüne duyarlı testler için duyulan gereksinim de önemli ölçüdedir.

Çalışmada kullanılan yapısal kırılmalı birim kök testleri sayesinde BIST’in etkinliği hakkında bilgi sahibi olunmuş olsa da incelenen dönem genel anlamda bir bütün olarak düşünülmektedir. Bu nedenle kırılma noktası tahminlerinde köklerin her bir zaman noktasında tahmini yapıldığında aslında göz ardı edilen ya da dikkat edilmeyen olgular fark edilerek etkinlik sınaması daha doğru olarak yapılabilir. Bu doğrultuda Kalman Filtre yöntemi kullanılarak köklerin her bir zaman noktasında

tahmini yapıp bu sayede 15 Temmuz sonrası köklerde bir deęişiklik olup olmadığı ilerde incelenebilecek alanlardandır.

Bu alıřmada 15 Temmuz darbe giriřiminden, arařtırma verilerinin toplanıp analiz yapılacağı döneme kadarki zaman aralıęı dar olacağından veri kısıdıyla karşılaşılmaktadır. Bu nedenle 15 Temmuz öncesi ve sonrası EMH'deki deęişiklikleri dikkatli yorumlamak gerekmektedir. Bu nedenle veri kısıdı problemini aşmak için haftalık veri kullanımı önerilebilir ancak böyle bir durumda ARCH&GARCH etkisinin de göz önünde bulundurulması gerektięi unutulmamalıdır. Arařtırmada yine veri kısıdından dolayı sadece zayıf etkinlik test edilebildiğinden gelecek arařtırmalarda veri kısıdındaki bu dezavantaj avantaja dönüřtürülerek EMH'nin her bir hipotezinin sınaması yapılarak literatüre önemli bir katkıda bulunulabilir.



KAYNAKÇA

- Balaban, E. (1995). *Some empirics of the Turkish Stock Market (9508)*. Retrieved from Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey:
- Balcılar, M., Çakan, E., & Özdemir, Z. A. (2015). Structural breaks, long memory, or unit roots in stock prices: Evidence from emerging markets. *International Econometric Review*, 7(1), 13-33.
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. L., & Stock, J. H. (1992). Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: Theory and international evidence. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 271-287. doi:10.2307/1391542
- Box, G. E. P., & Tiao, G. C. (1975). Intervention analysis with applications to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association*, 70(349), 70-79.
- Campbell, J. Y., & Mankiw, N. G. (1987). Permanent and transitory components in macroeconomic fluctuations. *The American Economic Review*(2), 111.
- Christiano, L. J. (1992). Searching for a break in GNP. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 237-250. doi:10.2307/1391540
- Çevik, E. İ. (2012). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda etkin piyasa hipotezinin uzun hafıza modelleri ile analizi: Sektörel bazda bir inceleme. *Journal of Yasar University*, 7(26), 4437-4454.
- Çiğdem Tufan, H. (2016). *Gelişmekte olan ülkelerde finansal krizlere neden olan faktörler: Türkiye örneği*. (Yüksek Lisans Tezi), Niğde Üniversitesi, Niğde.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Duman Atan, S., Özdemir, Z. A., & Atan, M. (2009). Hisse senedi piyasasında zayıf formda etkinlik: İMKB üzerine ampirik bir çalışma. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24(2), 33-48.
- Eken, M. H., & Adalı, S. (2008). Piyasa etkinliği ve İMKB: Zayıf formda etkinliğe ilişkin ekonometrik bir analiz. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*(37), 74-87.

- Ergül, N. (2009). Ulusal Hisse Senetleri Piyasası'nda etkinlik. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 7(1), 101-117.
- Fama, E. F. (1965a). The behaviour of stock market prices. *Journal of Business*, 38(1), 34-105.
- Fama, E. F. (1965b). Random walks in stock market prices. *Financial Analysts Journal*, 21(5), 55-59.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Gökçe, G. A., & Sarioğlu, S. E. (2004). *Trading session effect: The evidence from Istanbul Stock Exchange*. Paper presented at the 11th Annual Conference of Multinational Finance Society, İstanbul.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic econometrics* (4th ed.): The Mc-Graw Hill.
- İğde, E. (2010). *Yapısal değişiklik altında birim kök testleri ve bazı makro iktisadi değişkenler üzerine uygulamalar*. (Yüksek Lisans Tezi), Çukurova Üniversitesi, Adana.
- Kasman, A., & Torun, E. (2007). Long memory in the Turkish stock market return and volatility. *Central Bank Review*, 7(2), 13-27.
- Korkmaz, T., Çevik, E. İ., & Özataç, N. (2009). Testing for long memory in ISE using ARFIMA-FIGARCH model and structural break test. *International Research Journal of Finance and Economics*(26), 186-191.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2001). Break point estimation and spurious rejections with endogenous unit root tests. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 63(5), 535-558.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089. doi:Doi 10.1162/003465303772815961
- Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.

- Malcioğlu, G., & Aydın, M. (2016). Borsa İstanbul'da piyasa etkinliğinin analizi: Harvey doğrusallık testi. *Journal of Accounting, Finance and Auditing Studies*, 2(1), 112-123.
- Metin, K., Muradoğlu, G., & Yazıcı, B. (1997). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda gün etkilerinin incelenmesi. *İMKB Dergisi*, 1(4), 15-25.
- Nelson, C. R., & Plosser, C. I. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of monetary economics*, 10(2), 139-162.
- Nunes, L. C., Newbold, P., & Kuan, C. M. (1997). Testing for unit roots with breaks: Evidence on the great crash and the unit root hypothesis reconsidered. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59(4), 435-448. doi:10.1111/1468-0084.00076
- Özün, A. (1999). Kaos teorisi, hisse senedi getirilerindeki doğrusal olmayan davranışlar, zayıf işlem ve gelişen piyasa etkinliği: İMKB örneği. *İMKB Dergisi*, 3(9), 41-71.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401. doi:10.2307/1913712
- Perron, P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, 80(2), 355-385. doi:10.1016/S0304-4076(97)00049-3
- Perron, P., & Vogelsang, T. J. (1991). *The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis: Corrections and Extensions of Some Asymptotic Results*. Unpublished manuscript. Dept. of Economics. Princeton University.
- Phillips, P. C. B. (1987). Time series regression with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55, 277-301.
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. doi:10.1093/biomet/75.2.335
- Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-607.
- Schmidt, P., & Phillips, P. C. B. (1992). Lm Tests for a Unit-Root in the Presence of Deterministic Trends. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 257-287.
- Soygüzel, H. (2017). 1994 Türkiye ekonomik krizi ve 5 Nisan kararları. [Electronic Version]. Retrieved from <https://www.ilmvemedenyet.com>

- Turhan, Ş. (2015, 30 Haziran). Tüm dünyada ve Türkiye’de şaşkırtan kriz tesadüfleri. *Hürriyet*. Retrieved from <http://www.hurriyet.com>
- Türkyılmaz, S., & Balıbey, M. (2014). Türkiye hisse senedi piyasası getiri ve oynaklığındaki uzun dönem bağımlılık için ampirik bir analiz. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 16(2), 281-302.
- Uğrayan, B. (2010, 13 Nisan). Cumhuriyet tarihine damgasını vuran kirizler. Retrieved from <http://blog.milliyet.com.tr>
- Yalçın, Y. (2003). *Stokastik birim kök süreci üzerine bir araştırma: Teori ve uygulama*. (Yüksek Lisans Tezi), Gazi Üniversitesi, Ankara.
- Yılancı, V. (2009). Yapısal kırılmalar altında Türkiye için işsizlik histerisinin sınanması. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10(2), 324-335.
- Yurdakul, H. (2015, 12 Ocak). 2008 Küresel ekonomik krizi ve Türkiye'ye etkisi. Retrieved from <http://sahipkiran.org/>
- Yücel, Ö. (2016). Finansal piyasa etkinliği:Borsa İstanbul üzerine bir uygulama. *International Review of Economics and Management*, 4(3), 107-123.
- Zivot, E., & 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.

ÖZGEÇMİŞ

1991 yılında Nisan ayında Adana’da doğdum. İlkokul ve lise eğitimime Adana’da devam ettikten sonra, 2010 yılında ÖSYM’nin yaptığı sınav sonucu Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İngilizce Ekonometri Bölümü’nü kazandım. Bu bölümden mezun olduktan sonra 2016 yılında aynı bölümde yüksek lisans sınavına girerek, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü’nde Ekonometri Tezli Yüksek Lisans’a başladım ve yüksek lisansım hala devam etmektedir.

İş tecrübemin bulunduğu alanlar; 2012 ve 2013 yıllarında eğitim danışmanlık merkezlerinde iki kez (ayrı merkezlerde) danışman öğretmen olarak çalıştım. 2014 yılında Halk Bankasında isteğim üzerine staj yaptım. Ayrıca 2016 ve 2018 yılında 3 ve 6 günlük gibi kısa bir süre için destek eleman olarak mağazalarda çalıştım. Bunlara ek olarak, 2017 yılında TÜYAP Adana Uluslararası Fuar ve Kongre Merkezinde moderatör olarak görev aldım.

Ayrıca, gerek yurt dışına gitme isteğim gerek de bu fırsatı geleceğimi olumlu yönde etkileyebilecek bir adım olarak gördüğüm için Erasmus programına (Öğrenci Değişim Programı) katıldım. Bu programa iki kere başvurup her ikisinde de kazanmama rağmen bu fırsatı sadece bir kere kullanabildim. 2014 yılında başladığım bu programda Polonya’yı seçerek yoluma devam ettim ve oradaki eğitimim de yaklaşık olarak 4 ay devam etti. Bu dönem içerisinde sadece Polonya’da kalmayıp, birçok ülkeye de seyahat ettim ve bunların sayesinde şuan İngilizcede daha iyi bir seviyeye ve Lehçe dilinde başlangıç seviyesine sahip oldum ve hala her iki dil konusunda da kendimi geliştirmeye çalışmaktayım.

Yeni yerler, farklı insanlar, çeşitli diller ve kültürleri keşfetmek her zaman için ilgimi çeken konular olmuştur. Bunların dışında; diksiyon, web tasarımı, temel Microsoft programları (Word, Excel, Power Point ...) gibi bazı kurslara katılıp, birçok sosyal kulüpte yer aldım. Her yeni şey hakkında öğrenmeyi sevmemin yanı sıra öğretmek ve göstermek de sevdiğim alanlar arasındadır.

İlgi alanlarımdan kısaca bahsetmem gerekirse de; uluslararası tarihi belgeseller, seyahat programları ve yabancı filmleri izlemek ve kitap okumak gibi bir takım aktiviteleri örnek olarak gösterebilirim.

Küçük şeylerden dahi bir şeyler çıkarabilen, öğrenmenin insana çok şey kattığını düşünen biriyim. Bana göre, öğrenmenin yaşı yoktur. Hırsıma, zekâmdan daha çok güvenirim, azimli ve mükemmeliyetçi birisiyim.

Gelecekteki hayatım için kendimi yurtdışında görmeyi amaçlamış, kariyeri için iyi bir şeyler yapmayı isteyen, açık fikirli birisiyim. Kolay kazanılan şeylerin kolay kaybedileceğinin farkında olan, bu yüzden emek edip bir yerlere gelmeyi felsefe edinen biriyim.

Ben emekli bir baba ve ev hanımı bir annenin iki kızından büyük olanıyım.

Yeşim Termanoğlu'nun Özgeçmişi

