

Borsa İstanbul Zayıf Formda Etkin mi? Markov-Switching ADF Testi Yaklaşımı

Emrah İsmail ÇEVİK*

Özet

Hisse senedi fiyatlarının bütünleşme derecesi etkin piyasalar hipotezi ile doğrudan ilişkilidir ve söz konusu hipoteze göre, piyasaların zayıf formda etkin olarak adlandırılabilmesi için fiyatların tesadüf yürüyüş özelliği sergilemesi gerekmektedir. Bu çalışmada Borsa İstanbul 100 endeksinin bütünleşme derecesi rejimlere bağlı olarak Markov-Switching ADF (MS-ADF) birim kök testi ile araştırılmıştır. MS-ADF testi sonucuna göre, Borsa İstanbul'da zayıf formda etkin piyasalar hipotezinin geçerliliğinin rejimlere göre farklılaştığı belirlenmiştir. Bu sonuçlara göre, yüksek volatilitate rejiminde zayıf formda etkinlik sağlanırken, düşük volatilitate rejiminde piyasasının zayıf formda etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Etkin Piyasalar Hipotezi, Borsa İstanbul, Markov-Switching Modeli

JEL Sınıflandırması: G14, G17, C24

Abstract - Is the Istanbul Stock Exchange Weak Form Efficient? A Markov-Switching ADF Test Approach

The integration order of stock prices is related to the efficient market hypothesis and the hypothesis suggest that the stock market can be named as efficient when stock prices exhibit random walk properties. In this study, we examine regime-dependent integration order of Istanbul Stock Exchange 100 index by means of Markov-Switching ADF (MS-ADF) test. MS-ADF test result indicates that the validity of weak form efficient market hypothesis is regime-dependent. These findings suggest that while weak form efficiency is provided in high volatile regime, the market is not weak form efficient in the low volatility regime.

Keywords: Efficient Market Hypothesis, Istanbul Stock Exchange, Markov-Switching Model

JEL Classification: G14, G17, C24

* Doç. Dr. Tekirdağ Namık Kemal Üniversitesi

1. Giriş

Hisse senedi fiyatlarının bütünleşme derecesinin doğru bir şekilde belirlenmesi gerek teorik gerekse pratik açıdan büyük bir öneme sahiptir. Hisse senedi fiyatlarının durağan olmaması (ya da birim kök özelliği göstermesi) durumunda, hisse senedinin gelecekte alacağı değerleri öngörmede geçmiş fiyat verilerinin bir fayda sağlamadığı sonucu ortaya çıkmakta ve buna bağlı olarak piyasadaki hiçbir yatırımcı normalin üzerinde getiri elde edememektir. Bu sonuç ise, Fama (1970) tarafından önerilen etkin piyasalar hipotezinin ilk dayanak noktası olan zayıf formda etkin piyasa hipotezinin varlığına işaret etmektedir. Diğer taraftan; hisse senedi fiyatlarının ortalamasına dönme eğilimi göstermesi (diğer bir ifade ile durağan olması) durumunda, yatırımcılar geçmiş fiyat bilgisini kullanarak gelecekte oluşacak fiyatları tahmin edebilecektir. Bu açıdan hisse senedi fiyatlarının durağan olması piyasanın zayıf formda etkin olmadığı anlamına gelmektedir.

Fama ve French (1988a,b), Lo ve MacKinlay (1988) ve Poterba ve Summers (1988) tarafından gerçekleştirilen çalışmalardan sonra hisse senedi fiyatlarının bütünleşme derecesinin araştırılması literatürde oldukça fazla ilgi görmüştür. Literatürde yer alan çalışmalar incelendiğinde; hisse senedi fiyatlarının bütünleşme derecesinin tespiti için uygulanan ekonometrik yöntemler genel olarak üç kategoride değerlendirilebilir. İlk çalışmalar geleneksel birim kök testlerini kullanarak hisse senedi fiyatlarının durağan olup olmadığını araştırmış ve bu çalışmalardan elde edilen ortak sonuç hisse senedi fiyatlarının durağan olmadığı ve rassal yürüyüş özelliği sergilediği yönündedir (Chan, Gup, v.d., 1992; Fawson, Glover, v.d., 1996; Chan, Gup, v.d., 1997). Bununla birlikte zaman serileri analiz yöntem ve teknikleri geliştikçe geleneksel birim kök testlerine yönelik eleştiriler literatürde önemli bir ivme kazanmıştır. Bu eleştirilerin ortak noktası ise, serilerde yapısal kırılmaların varlığı durumunda geleneksel birim kök testlerinin sıfır hipotezi reddetmede düşük güce sahip olmasıdır. Özellikle Perron'un (1989) çalışmasından sonra ve Zivot ve Andrews'un (1992) katkılarıyla beraber uzun dönemli veriler ile analiz yaparken yapısal kırılmalı birim kök testlerinin uygulanması elzem haline dönüşmüştür. Bu açıdan ikinci nesil çalışmalar hisse senedi fiyatlarının bütünleşme derecelerinin yapısal kırılmalı birim kök testleri ile araştırmışlardır (Narayan ve Smyth, 2004; Rahman ve Saadi, 2007; Ozdemir, 2008; Mishra, Mishra, v.d., 2015).

Literatürde yer alan çalışmalar finansal zaman serilerinin birçok nedenden dolayı doğrusal olmayan özellik gösterebileceğini belirtmiştir. Örneğin, piyasalarda rasyonel ve irrasyonel yatırımcılar arasında etkileşimin olması, piyasada alım-satım yapmaya yönelik engellerin bulunması ve işlem maliyetlerinin varlığı finansal serilerin doğrusal

dışı özellik göstermesine neden olmaktadır.¹ Bu bağlamda, Shen ve Holmes (2014) serilerin doğrusal yapıda olmaması durumunda gerek geleneksel gerekse yapısal kırılmalı birim kök testlerinin sıfır hipotezi reddetmede düşük güce sahip olabileceğini belirtmiştir. Özellikle son yıllarda yapılan çalışmalar hisse senedi fiyatlarının durağan olup olmadığını doğrusal olmayan eşik değerli (threshold) birim kök testleri ile araştırmışlardır (Narayan, 2006; Gozbası, Kucukkaplan, v.d, 2014; Karadağlı ve Omay, 2012; Kılıç ve Buğan, 2016).² Bununla birlikte, Maitland-Smith ve Brooks (1999) serilerin durağan olmadığı durumlarda Markov-Switching modelin eşik değerli modellere göre daha iyi sonuç verdiğini göstermiştir. Benzer şekilde Kruse, Frömmel, v.d. (2012) doğrusal olmayan birim kök testlerinin performanslarını (KSS, modifiye edilmiş KSS birim kök testleri ile Markov-Switching ADF testi) karşılaştırmış ve Markov-Switching modelinin daha üstün sonuçlar verdiğini Monte-Carlo simülasyon çalışmalarıyla belirlemiştir. Böylelikle özellikle son yıllarda yapılan çalışmalar, hisse senedi fiyatlarının zaman serisi özelliklerinin iş çevrimleri (business cycles) ile yakından ilişkili olabileceğini belirtip, durağanlık analizlerini rejim değişim modelleri ile araştırmışlardır (Chen, 2008; Chen ve Lin, 2014; Shen ve Holmes, 2014). Finansal piyasaların doğrusal yapıda olmadığı ve rejim değişim özelliği sergilediğine yönelik oldukça geniş bir literatür bulunmaktadır. Bu çalışmalardan bulunan ortak sonuç ise, piyasaların düşük ve yüksek volatilité dönemleri olmak üzere iki farklı rejim özelliği sergilediği şeklindedir. Örneğin, Schaller ve Van Norden (1997) ABD hisse senedi piyasasının rejim değişim özelliği gösterdiğini Markov rejim değişim modeli belirlemiştir. Assoe (1998) dokuz gelişmekte olan ülkenin hisse senedi piyasası getiri serilerinin rejim değişim özelliği gösterdiğini belirlemiştir. Li ve Lin (2004) ABD, Japonya, Almanya ve İngiltere hisse senedi piyasaları için riske maruz değer hesaplamasında Markov rejim değişim ARCH modelin daha iyi tahmin sonuçları verdiğini göstermiştir. Wang ve Thebald (2008) Doğu Asya ülkelerinin hisse senedi piyasalarında rejim değişim özelliği belirlemiştir. Li (2007) Dow Jones endeksine ait getirileri tahmin etmede Markov rejim modelinin daha iyi sonuç verdiğini belirlemiştir. Çevik, Atukeren, v.d., (2013) ABD hisse senedi piyasasının iki rejimli Markov süreci izlediğine dair bulgular elde etmiştir.

Bu çalışmada BIST 100 endeksinin bütünleşme derecesi Markov-Switching ADF (MS-ADF) birim kök testi ile araştırılacaktır. Borsa İstanbul'un zayıf formda etkinliğini birim kök testleri inceleyen çalışmalar genellikle doğrusal ya da yapısal kırılmalı birim kök testlerini uygulamışlardır. Özellikle son yıllarda BIST 100 endeksinin doğrusal

- 1 Satın alma ve satma teklifleri arasındaki fark, açığa satış, borçlanma kısıtlamaları ve diğer işlem maliyetleri gibi.
- 2 Bu çalışmalarda iki farklı birim kök testi ön plana çıkmaktadır. İlki Kapetanios, Shin, v.d., (2003) tarafından önerilen Yumuşak Geçişli Otoregesif (STAR) modele dayanan birim kök testi (KSS birim testi) diğeri ise aynı yöntemin Kruse (2011) tarafından geliştirilmiş versiyonu olan ve Üssel Yumuşak Geçişli Otoregesif (ESTAR) modele dayanan modifiye edilmiş KSS (M-KSS) birim kök testidir.

olup olmadığı sorgulanmaya başlamış ve buna istinaden doğrusal olmayan birim kök testleri uygulanmaya başlamıştır. Bununla birlikte söz konusu testlerde eşik değeri (TAR veya ESTAR gibi) modellerin kullanıldığı görülmektedir. Daha öncede ifade edildiği gibi, Maitland-Smith ve Brooks (1999) serilerin durağan olmadığı durumlarda Markov-Switching modelinin eşik değerli modellere göre daha iyi sonuç verdiğini göstermiştir. Buna ek olarak, Borsa İstanbul'da rejim değişimleri gözlenen bir değişkenin gecikmeli değerlerinden ziyade birçok faktör nedeniyle gerçekleşebilir ve bu durumda Markov-Switching modellerinin kullanılması daha iyi sonuçlar verebilir. Bu nedenle çalışmada geleneksel birim kök testinin yanında diğer çalışmalardan farklı olarak MS-ADF birim kök testi uygulanarak Borsa İstanbul 100 endeksinin bütünleşme derecesi rejimlere bağlı olarak elde edilecektir. Bildiğimiz kadarıyla, literatürde Borsa İstanbul'un zayıf formda etkin olup olmadığını MS-ADF testi ile araştıran bir çalışma henüz bulunmamaktadır. Bu nedenle, çalışmanın bu açıdan ilk olacağı ve literatüre katkı yapacağı düşünülmektedir.

Çalışma beş bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünün ardından ikinci bölümde Borsa İstanbul için zayıf formda etkin piyasa hipotezini birim kök testleri araştıran çalışmalar özetlenecektir. Üçüncü bölümde birim kök testleri hakkında teorik bilgi verilecektir. Dördüncü bölümde analiz sonuçları değerlendirilecek ve son bölümde elde edilen sonuçlar genel bir değerlendirmeye tabii tutulacaktır.

2. Literatür Özeti

Fama (1970) tarafından önerilen Etkin Piyasalar Hipotezi literatürde oldukça fazla ilgi görmüş ve çok sayıda çalışmada farklı ülkeler için bu hipotezin geçerliliği farklı ekonometrik yöntemler kullanılarak araştırılmıştır. Literatürde Borsa İstanbul'un zayıf formda etkinliğini özellikle birim kök testleri ile araştıran çalışmalar incelendiğinde genellikle Borsa İstanbul'un zayıf formda etkin olduğu yönünde sonuçlar elde edilmiştir. Örneğin, Buguk ve Brorsen (2003) İMKB için haftalık kapanış fiyatlarını kullandığı çalışmalarında, bileşik, finansal ve sanayi endekslerinin bütünleşme derecesini ADF birim kök testi ve parametrik olmayan testler aracılığıyla araştırmışlardır. ADF testi sonucunda her üç endeks için sıfır hipotez reddedilememiş ve endekslerin durağan olmadığı sonucuna varılmıştır. Kılıç (2005) Markov zincirlerine bağlı olarak yapmış olduğu analizlerde İMKB 100 endeksinin tesadüf yürüyüş özelliği gösterdiği ve buna bağlı olarak Borsa İstanbul'un zayıf formda etkin olduğu sonucuna varmıştır. Atan, Özdemir, v.d., (2009) İMKB'nin zayıf formda etkin olup olmadığını geleneksel ve parçalı birim kök testleri ile araştırmışlardır. Analiz sonucunda İMKB 100 endeksi için birim kökün varlığı ADF, KPSS ve parçalı birim kök testleri sonucunda reddedile-

memiş ve Borsa İstanbul'un zayıf formda etkin olduğu sonucuna varılmıştır.

Bu çalışmalardan farklı olarak Ozdemir (2008) İMKB 100 endeksinin bütünleşme derecesini iki kırılmalı birim kök testi ile araştırmış ve birim kökün varlığını reddedememiştir. Karadağlı ve Omay (2012) Merkez ve Doğu Avrupa borsalarının zayıf formda etkin bir piyasa olup olmadığını KSS ve modifiye edilmiş KSS birim kök testleri ile araştırmışlar ve İMKB 100 endeksinin durağan olmadığı sonucuna varmışlardır. Gozbasi, Kucukkaplan, v.d., (2014) Borsa İstanbul'un zayıf formda etkin olup olmadığını modifiye edilmiş KSS birim kök testi ile araştırmışlardır. BIST 100, Sanayi, Finans ve Servis sektörlerine ait endeks değerlerinin doğrusal olmadığını belirlemişler ve birim kök testi sonucuna endekslerin durağan olmadığı sonucuna varmışlardır. Kılıç ve Buğan (2016) Borsa İstanbul 30, 50, 100 ve bileşik endeks için durağanlık analizini KSS ve modifiye edilmiş KSS birim kök testleri ile araştırmışlardır. Analiz sonucunda KSS testine göre sıfır hipotez reddedilemezken, modifiye edilmiş KSS birim kök testi sonuçları endekslerin durağan olduğuna işaret etmektedir. Borsa İstanbul için literatürdeki çalışmaların sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde, geleneksel ve yapısal kırılmalı birim kök testleri endeks fiyatlarının tesadüfi yürüyüş özelliği gösterdiğini belirtmekte ve buna bağlı olarak zayıf formda piyasa etkinliğine dair kanıtlar sunmaktadır. Eşik değerli modellere dayanan birim kök testlerini uygulayan çalışmalar ise zayıf formda etkin piyasa hipotezinin varlığına yönelik farklı sonuçlar vermektedir.

3. Ekonometrik Yöntemler

3.1. ADF Birim Kök Testi

İlk olarak BİST 100 endeksinin bütünleşme derecesi Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen aşağıdaki ADF testi ile araştırılmıştır:³

$$\Delta p_t = a + \alpha p_{t-1} + \sum_{k=1}^l \rho_k \Delta p_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

burada, p_t fiyat endeksinin, α sabit terimi ve ε_t bağımsız ve özdeş dağılımlı hata terimleridir $N(0, \sigma^2)$. Denklem (1)'de, sıfır hipotez birim kökün varlığını ($H_0: \alpha = 0$) alternatif hipotezde durağan sürece göre ($H_1: \alpha < 0$) test ederken, α parametre tahminin t oranı kullanılmaktadır. Bununla birlikte test istatistiği standart t dağılımına uymadığından dolayı, sıfır hipotezi test etmede McKinnon tarafından türetilmiş kritik değerler kullanılır.

3 Analizlerde ADF birim kök testi hem sabitli hem de sabitli ve trendli modeller üzerinden gerçekleştirilmiştir. Bununla birlikte, sabitli ve trendli birim kök testi sonucunda trend değişkeni istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır. Bu nedenle yöntem kısmında sadece sabit terimli model formu tanıtılmıştır.

3.2. KSS Birim Kök Testi

Diğer taraftan ADF gibi geleneksel birim kök testleri sıfır hipotezi reddetmede düşük güce sahip olduklarından dolayı eleştirilmektedir. Bu nedenle Perron (1989), Zivot ve Andrews (1992), Lumsdaine ve Pappel (1997) ve Lee ve Strazizich (2003) serilerde yapısal kırılmaların etkisini dikkate alan birim kök testleri önermişler ve serilerde yapısal kırılma olduğunda geleneksel birim kök testlerinin hacim çarpıklığına sahip olduğu sonucuna varmışlardır.

Bununla birlikte özellikle son yıllarda yapılan çalışmalar, serilerin doğrusal olmaması durumunda geleneksel birim kök testlerinin düşük güce sahip olduğunu belirlemişlerdir.

Kapetanios, Shin vd. (2003) doğrusal olmayan eşik değerli modellere dayanan bir test yöntemi (KSS testi) önermişler ve Monte Carlo simülasyon çalışmaları neticesinde otoregresif süreçteki kalıcılığın daha yüksek olduğu durumlarda önerdikleri test yönteminin ADF testinden daha fazla güce sahip olduğunu belirlemişlerdir. KSS birim kök testi Yumuşak Geçişli Eşik Değerli Otoregresif (STAR) modele dayandığından, öncelikle STAR modelini tanımlamak gerekmektedir. STAR (1) modeli aşağıdaki gibi gösterilirse:

$$p_t = \beta p_{t-1} + \gamma p_{t-1} \Theta(\theta; p_{t-d}) + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

Denklem (2)'de ε_t sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı hata terimlerini, β ve γ bilinmeyen parametreleri göstermektedir. STAR modeline bağlı olarak geçiş fonksiyonu üstel formda $\Theta(\theta; p_{t-d}) = 1 - \exp(-\theta p_{t-d}^2)$ gibi ifade edilir ve burada $\theta \geq 0$ ve gecikme parametresi $d \geq 1$ olduğu varsayılmaktadır. Geçiş fonksiyonu STAR modelin içinde yer aldığı anda aşağıdaki Üstel STAR (ESTAR) modeli elde edilir:

$$p_t = \beta p_{t-1} + \gamma p_{t-1} \left[1 - \exp(-\theta (p_{t-d} - c)^2) \right] + \varepsilon_t \quad (3)$$

$c = 0$ kısıdı altında ESTAR modeli aşağıdaki gibi yeniden formüle edilebilir:

$$\Delta p_t = \phi p_{t-1} + \gamma p_{t-1} \left[1 - \exp(-\theta p_{t-d}^2) \right] + \varepsilon_t \quad (4)$$

burada $\phi = \beta - 1$ şeklindedir. $\phi = 0$ ve $d = 1$ kısıtları altında ESTAR model aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\Delta p_t = \gamma p_{t-1} \left[1 - \exp(-\theta p_{t-1}^2) \right] + \varepsilon_t \quad (5)$$

ESTAR model için birinci derece Taylor serileri yaklaşımını hesapladığımızda aşağıdaki KSS birim kök testi denklemini elde ederiz:

$$\Delta p_t = \alpha p_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (6)$$

Böylece $\alpha = 0$ sıfır hipotezini $\alpha < 0$ alternatif hipotezine karşı t-testi ile test edebilir ve sıfır hipotezin reddedilmesi durumunda serinin durağan olduğunu söyleyebiliriz. Hata teriminin otokorelasyonlu olması durumunda ADF testinde olduğu gibi bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modele eklenerek aşağıdaki model formuna ulaşılabılır:

$$\Delta p_t = \sum_{k=1}^l \rho_j \Delta y_{t-k} + \alpha p_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (7)$$

Burada en uygun gecikme sayısı model bilgi kriterlerinden faydalanılarak elde edilebilir ve $\alpha = 0$ sıfır hipotezini $\alpha < 0$ alternatif hipotezine karşı t-testi ile test edebilir ve sıfır hipotezin reddedilmesi durumundan serinin durağan olduğunu söyleyebiliriz. Doğrusal olmayan modellerde sabit terim ve trendin modellenmesi çok kolay olmadığından, Kapetanios, Shin vd. (2003) test yöntemi uygulanırken ortalamadan ve/veya trendden arındırılmış serilerin kullanılması gerektiğini önermişlerdir.

3.3. Modifiye Edilmiş KSS (M-KSS) Birim Kök Testi

KSS testinde yer parametresi c 'nin yumuşak geçiş fonksiyonunda sıfıra eşit olduğu varsayılmaktadır. Buna karşılık, literatürde yer alan birçok ampirik çalışma c 'nin sıfırdan farklı olduğunu raporlamıştır. KSS testindeki bu varsayım gevşetildiğinde standart olmayan bir test problemi ile karşı karşıya kalınmakta çünkü birleşik hipotezde bir parametre tek taraflı iken alternatif hipotezde tümü çift taraflı olmaktadır. Standart çıkarım teknikleri bu durum için uygun olmadığından, Kruse (2011) KSS testini modifiye ederek yeni bir test yöntemi geliştirmiştir. Söz konusu test yönteminin ADF ve KSS testine göre daha fazla güce sahip olduğu sonucuna varmıştır. Kruse (2011) tarafından geliştirilen test yöntemi aşağıdaki gibidir:

$$\Delta p_t = \gamma p_{t-1} \left[1 - \exp\left(-\theta(p_{t-1} - c)^2\right) \right] + \varepsilon_t \quad (8)$$

Kapetanios, Shin vd. (2003) çalışmasında olduğu gibi $\theta = 0$ etrafında $G(p_{t-1}; \theta, c) = \left(1 - \exp\left\{-\theta(p_{t-1} - c)^2\right\}\right)$ için birinci sıra Taylor yaklaşımı kullanıldığına ve testin gücünü arttırmak için bir gecikmeli otoregresif değişkenin katsayısına sıfır kısıdı uygulandığında test yöntemi aşağıdaki gibi elde edilmektedir:⁴

$$\Delta p_t = \alpha_1 p_{t-1}^3 + \alpha_2 p_{t-1}^2 + \sum_{k=1}^l \rho_j \Delta p_{t-k} + \varepsilon_t \quad (9)$$

M-KSS birim kök testinde hipotezler $H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = 0$ ve $H_1 = \alpha_1 < 0, \alpha_2 \neq 0$

4 Hata teriminin otokorelasyonlu olması durumunda ADF testinde olduğu gibi bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modele eklenebilmektedir. En uygun gecikme sayısı model bilgi kriterlerine göre belirlenmektedir.

şekilde ifade edilir. Hipotezlerden de görüldüğü üzere, M-KSS birim kök testi standart değildir çünkü alternatif hipotezde parametrelerden biri tek taraflı diğeri ise çift taraflı şekilde test edilmektedir. Bu nedenle birim kökün varlığını test etmede standart Wald testi kullanılamamaktadır. Kruse (2011) birim kökün varlığını araştırmak için test istatistiğini aşağıdaki gibi formüle etmiştir:

$$\tau = t_{\alpha_2=0}^2 + 1(\hat{\alpha}_1 < 0)t_{\alpha_1=0}^2 \quad (10)$$

Denklem (10)'daki test istatistiğinde ilk terim $\alpha_2^\perp \equiv \alpha_2 - \alpha_1 v_{21}/v_{11}$ şeklinde tanımlanmakta ve v_{11} α_1 'in varyansını v_{21} ise α_1 ile α_2 arasındaki kovaryansı göstermektedir. İkinci terim ise α_1 'in sıfırdan küçük olması durumunda sıfıra karşı test için t istatistiğinin karesini göstermektedir. M-KSS birim kök testinde sıfır hipotezin reddedilmesi serinin durağan olduğunu göstermekte ve kritik değerler olarak Kruse (2011) tarafından türetilen kritik değerler kullanılmaktadır. Ayrıca KSS testinde olduğu gibi, birim kökün varlığı ham veri, ortalamadan arındırılmış ve trendden arındırılmış seriler olmak üzere üç farklı seri üzerinden test edilebilmektedir.

3.4. MS-ADF Birim Kök Testi

Nelson, Piger, v.d., (2001) ekonomik ve finansal serilerdeki rejim değişimlerinin sabit bir sayıda yapısal kırılma ön varsayımından ziyade olasılıklı modellerle daha iyi modellenebileceğini belirtmiştir. Hall, Psaradakis, v.d., (1999) piyasa balonlarını tespit etmede MS-ADF testini kullanmış ve Hall, Psaradakis, v.d., (1999) çalışmasından sonra MS-ADF testi birçok ekonomik ve finansal zaman serisinin durağan olup olmadığını araştırırken kullanılmıştır (Kanas ve Genius, 2005; Kanas, 2006 ve 2009; Holmes, 2008 ve 2010; Chen, 2008; Shen ve Holmes, 2014, Chua ve Suardi, 2007; Holmes ve Maghrebi, 2008; Takeuchi, 2010; Chen, 2010; Camacho, 2011; Çevik ve Dibooglu, 2013; Çevik, Atukeren, v.d., 2013). Bu çalışmalardan elde edilen ortak kanı, serinin trend bileşeninde rejim değişiminin varlığı durumunda geleneksel birim kök testleri anlamlı bir şekilde güç kaybına uğramaktadır.

Bu nedenle, MS-ADF testini uygulamadan önce BİST 100 endeksi için doğrusallık testinin yapılması gerekmektedir. Literatürde çok sayıda doğrusallık testi olmasına rağmen, çalışmada Markov-Switching yöntemine dayalı doğrusallık testi dikkate alınmıştır. Bu nedenle, BİST 100 endeksinin doğrusal yapıda olup olmadığı Di Sanzo (2009) tarafından geliştirilen ve yer değiştirmeye dayalı yeniden örnekleme (bootstrap resampling) yöntemine dayanan Olabilirlik Oranı (Likelihood Ratio-LR) testi ile araştırılmıştır. Bu teste göre, Markov-Switching modeli veriyi temsil etmede doğrusal modele göre daha iyi performans göstermesi durumunda doğrusal modele göre daha yüksek bir olabilirlik (likelihood) değerine sahip olması beklenir. LR testi

$LR = 2[\ln L(\lambda) - \ln L(\lambda_r)]$ formülü ile hesaplanmakta ve burada $L(\lambda)$ Markov-Switching modelin log-olabilirlik değerini ve $L(\lambda_r)$ doğrusal modelin log-olabilirlik değerini göstermektedir.

Di Sanzo (2009) tarafından geliştirilen test yönteminin en önemli özelliği testin uygulanmasının kolay olması ve daha az hesaplama yoğunluğu gerektirmesidir. Ayrıca bu test yöntemi küçük örneklerde dahi daha üstün sonuç vermektedir. Test yöntemi beş adımdan oluşmaktadır. İlk adımda, doğrusal model tahmin edilir ve standardize hatalar elde edilir. İkinci adımda Markov-Switching modeli tahmin edilir ve doğrusal model ile Markov-Switching modelin log-likelihood değerleri kullanılarak LR test istatistiği hesaplanır. Üçüncü adımda doğrusal modelin standardize hataları kullanılarak sırası değiştirilmiş hatalar elde edilir. Yeri değiştirilmiş örneklem sırası değiştirilmiş hata terimleri kullanılarak oluşturulur. Son aşamada, yeri değiştirilmiş örneklem kullanılarak LR test istatistiği (LR^*) hesaplanır ve son iki adım 500 kez tekrarlanır. Bu işlem LR testi için LR^* istatistiğinin yer değiştirmeye dayalı dağılımını vermektedir. Sonrasında yer değiştirmeye dayalı p-değeri $p_B = \text{card}(LR^* \geq LR)/500$ formülü ile hesaplanır ve bu formül gözlemlenen LR istatistiğinden daha büyük olarak LR^* istatistiğinin oranını vermektedir.

BİST 100 endeksinin rejim değişim özelliği gösterdiğinin belirlenmesi durumunda Hall, Psaradakis, v.d., (1999) tarafından geliştirilen MS-ADF birim kök testi aşağıdaki model ile uygulanır:

$$\Delta p_t = a(s_t) + \alpha(s_t)p_{t-1} + \sum_{k=1}^l \rho_k(s_t)\Delta p_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \Sigma(s_t)) \quad (11)$$

burada Δp_t hisse senedi fiyat endeksinin birinci farkını, s_t gözlenemeyen rejim değişkenini, $a(s_t)$, $\alpha(s_t)$ ve $\rho(s_t)$ rejimlere göre değişkenlik gösteren parametreleri ε_t hata terimini göstermektedir. Literatürde yer alan çalışmalara paralel şekilde BİST 100 endeksinin iki rejimli Markov süreci izlediğini ve gözlenemeyen rejim değişkeninin (s_t) Hamilton (1994) tarafından tanımlanan aşağıdaki gibi birinci dereceden Markov süreci izlediği varsayılmıştır:

$$\begin{aligned} P[s_t = 1 | s_{t-1} = 1] &= p \\ P[s_t = 0 | s_{t-1} = 1] &= 1 - p \\ P[s_t = 0 | s_{t-1} = 0] &= q \\ P[s_t = 1 | s_{t-1} = 0] &= 1 - q \\ 0 < p < 1 \quad 0 < q < 1 \end{aligned} \quad (12)$$

burada p ve q rejim 0 ve rejim 1 için sabit geçiş olasılıklarını göstermektedir. Ayrıca rejimler için ortalama kalma süreleri $d = 1/(1 - p_{ii})$ formülü ile hesaplanır

MS-ADF testinde hisse senedi fiyatlarının durağan olup olmadığı rejimlere göre aşağıdaki gibi test edilir:

$$H_0: \alpha (s_t = 0 \text{ ve } 1 \text{ için}) = 0$$

$H_{1A}: \alpha (s_t = 0 \text{ ve } 1 \text{ için}) < 0$ (bu durumda hisse senedi fiyatları her iki rejimde de durağandır)

$H_{1B}: \alpha (s_t = 0) < 0$ ve $\alpha (s_t = 1) = 0$ (bu durumda hisse senedi fiyatları sadece rejim 0'da durağandır)

$H_{1C}: \alpha (s_t = 0) = 0$ ve $\alpha (s_t = 1) < 0$ (bu durumda hisse senedi fiyatları sadece rejim 1'de durağandır)

Denklem (11)'in tahmin edilmesinde Hamilton (1994) ve Krolzig (1997) tarafından önerilen Expectation-Maximization (EM) algoritması dikkate alınmıştır. Bu yineleme yöntemi gözlenemeyen durum değişkeni için Markov zincirlerine dayalı geçiş olasılıklarını ve parametre tahminlerini elde etmemize olanak sağlamaktadır. MS-ADF testi için asimptotik teori bulunmadığından, hisse senedi fiyatlarının rejimlere bağlı durağanlığını test etmede kritik değerler için t dağılımından faydalanmak mümkün değildir. Bu nedenle Hall, Psaradakis, v.d., (1999) ve Kanas ve Genius (2005) çalışmalarında olduğu gibi kritik değerler Monte Carlo simülasyonu ile elde edilmiştir. Monte Carlo simülasyonu dört adımdan oluşmaktadır (Kanas ve Genius, 2005):

İlk aşama, Denklem (11) tahmin edilerek sıfır hipotez için t testi istatistikleri ve bu istatistiklere karşılık gelen p-değerlerinin belirlenmesinden oluşmaktadır. İkinci aşamada, Veri Türetme Süreci (Data Generating Process-DGP) kullanılarak gözlenemeyen rejim değişkeni (s_t) ve geçiş olasılıkları türetilir. Daha sonrasında hata terimi ε_t için normal dağılımdan 1000 tesadüf sayısı türetilir ve sıfır hipotez altında parametre tahminleri kullanılarak Δp_t serisi türetilir. Üçüncü aşamada, türetilen her bir Δp_t serisi kullanılarak Denklem (11) tahmin edilir ve böylece her bir rejim için α parametresinin t istatistikleri elde edilir. Son olarak, simülasyon sonucunda elde edilen p-değerleri model tahmininden elde edilen t istatistiklerinden daha küçük olan türetilmiş t istatistiklerinin yüzdesi olarak hesaplanır.

4. Araştırma Bulguları

Çalışmada BIST 100 endeksinin bütünleşme derecesi 1990 Ocak ile 2018 Ekim dönemi için haftalık veriler kullanılarak geleneksel ve doğrusal olmayan birim kök testleri ile araştırılacaktır. Çalışmada haftanın günü etkisini ortadan kaldırmak için haftalık veri kullanılmış ve Çarşamba gününe ait kapanış fiyatları dikkate alınmıştır. BIST 100 endeksine ait kapanış fiyatları Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden elde edilmiştir. BIST 100 endeksine ait kapanış fiyatlarının doğal logaritması hesaplanmış ve birim kök testleri bu veriler üzerinden gerçekleştirilmiştir.

Tablo 1’de örneklem döneminde BIST 100 endeks getirisine ait tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır. Tablo 1’deki verilere göre, ele alınan dönem içinde ortalama haftalık getiri %0.5 iken, en yüksek getiri %32.2 ve en düşük getiri %-32.8 olarak belirlenmiş ve en yüksek ile en düşük getirinin elde edildiği dönemler 1994 yılının Nisan ayı ile 2001 yılını Şubat ayı olarak bulunmuştur. Söz konusu tarihlerde Türkiye ekonomisinde ciddi bir krizler yaşanmış ve bu dönemde borsadaki oynaklık önemli derecede artmıştır. Getiri serisine ait çarpıklık ve basıklık değeri, dağılımın normal olmadığını göstermekte ve Jarque-Bera normallik testi bu sonucu doğrulamaktadır.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikleri

n	Ortalama	Maksimum	Minimum	Std. Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera
1507	0.005	0.322	-0.328	0.058	-0.072	6.720	870.512 [0.000]

Not: Köşeli parantez içindeki değerler sıfır hipotezi reddetmek için p-değerleridir.

Tablo 2’de BIST 100 endeksi için hesaplanan doğrusal birim kök testi sonuçları yer almaktadır. ADF testinde optimal gecikme sayısı Akaike bilgi kriterine göre sıfır olarak belirlenmiştir.⁵ Tablo 2’deki sonuçlara göre, ADF ve PP birim kök testinde serinin durağan olmadığını belirten sıfır hipotez %5 önem düzeyinde reddedilemezken, %10 önem düzeyinde her iki birim kök testi sonucu sıfır hipotezini reddedilmesi gerektiğini belirtmektedir. Bununla birlikte KPSS birim kök testi sonucu ise, BIST 100 endeksinin durağan olmadığını belirtmektedir. Çünkü serinin durağan olduğunu gösteren sıfır hipotez kabul edilememiştir. Bu sonuçlara göre, geleneksel birim kök testleri BIST 100 endeksinin durağan olmadığını ve tesadüfî yürüyüş özelliği gösterdiğini belirtmekte ve bu sonuç Borsa İstanbul’un zayıf formda etkin piyasa olduğu anlamına gelmektedir.

5 Sabitli ve trendli model için ADF test istatistiği -1.194 [0.910], PP test istatistiği -1.268 [0.894] ve KPSS test istatistiği 1.084 olarak hesaplanmış ve birim kökün varlığı reddedilememiştir.

Tablo 2. Geleneksel Birim Kök Testi Sonuçları

	ADF	PP	KPSS
BIST100	-2.842 [0.052]	-2.717[0.071]	4.225 [0.005]

Not: Köşeli parantez içindeki değerler sıfır hipotezi reddetmek için p-değerleridir.

Serilerin doğrusal olmayan özellikler göstermesi durumunda doğrusal birim kök testleri zayıf güce sahip olabilmektedir. Bu nedenle BİST 100 endeksinin doğrusal olup olmadığının araştırılması gerekmektedir ve serinin doğrusal olmayan özellik göstermesi durumunda doğrusal olmayan modeller ile birim kökün varlığının sınanması gerekmektedir. Çalışmada BİST 100 endeksinin doğrusal olup olmadığı iki farklı LR testi ile araştırılmıştır. İlk LR testinde öncelikle ADF testi ile MS-ADF testinin veriyi temsil etme yeteneği arasındaki fark araştırılmıştır. Bu teste göre, eğer MS-ADF modeli BİST 100 endeksini temsil etmede ADF modeline göre daha iyi performans göstermesi durumunda, ADF modeline göre daha yüksek bir olabilirlik (likelihood) değerine sahip olması gerekmektedir. Diğer bir ifadeyle BIST 100 endeksi doğrusal değilse veriyi temsil etme açısından MS-ADF modelinin daha yüksek bir olabilirlik değeri vermesi gerekir. LR testi r (kısıt sayısı) serbestlik dereceli χ^2 dağılımı göstermektedir. Bununla birlikte Markov-Switching modellerini doğrusal modellere karşı sınarken doğrusal modelde rejim geçiş olasılıkları tanımlanmadığından LR testi standart χ^2 dağılımı göstermez. Bu sorunun üstesinden gelebilmek için Davies (1987) tarafından önerilen üst sınır değerleri dikkate alınmaktadır.

Diğer bir LR testi ise Markov-Switching özellikli bir test olup, Di Sanzo (2009) tarafından önerilen yer değiştirmeye dayalı yeniden örneklemeli test yöntemidir. Her iki LR testinde sıfır hipotez ADF testi veriyi temsil etmede daha iyidir şeklinde kurulurken, alternatif hipotez MS-ADF modeli daha iyidir şeklindedir. Bu bilgiler ışığında LR test sonuçları Tablo 3'te gösterilmiştir. Tablo 3'te LL (H_0) doğrusal ADF modelinin log-olabilirlik değerini, LL (H_A) ise MS-ADF modelinin log-olabilirlik değerini göstermektedir. Tablo 3'teki sonuçlara göre, χ^2 istatistiği 444.10 olarak hesaplanmış ve %1 önem düzeyinde sıfır hipotez reddedilmiştir. Davies üst sınır p-değeri sıfır hipotezin %1 önem düzeyinde reddedilebileceğini göstermektedir. Benzer şekilde Di Sanzo LR testi için elde edilen p-değeri %5 önem düzeyinde sıfır hipotezin reddedileceğini göstermektedir. Bu sonuca göre, BIST 100 endeksini temsil etmede Markov-Switching modeli daha iyi sonuçlar vermekte ve buna bağlı olarak BIST 100 endeksinin doğrusal olmadığı ifade edilebilmektedir. BIST 100 endeksindeki doğrusal dışılık Gozbası, Kucukkapan, v.d, (2014) ve Kılıç ve Buğan (2016) tarafından bulunan sonuçlar ile benzerlik göstermektedir.

Tablo 3. LR Test Sonuçları

	LL (H_0)	LL (H_A)	χ^2 -ist	χ^2 p-değeri	Davies p-değeri	Di Sanzo p-değeri
BIST 100	2153.777	2362.745	444.10	0.000	0.000	0.016

MS-ADF modelinin veriyi temsil etmede daha iyi sonuç verdiği belirlenmesinin ardından BIST 100 endeksi için Denklem (2)'de tanımlanan MS-ADF modeli tahmin edilmiştir. ADF testinde olduğu gibi MS-ADF testinde optimal gecikme sayısının belirlenmesi büyük önem arz etmektedir. Çalışmada Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterleri ve hata terimleri ile ilgili varsayımsal testler göz önünde bulundurularak optimal gecikme sayısı sıfır olarak bulunmuştur. Tablo 4'te yer alan MS-ADF testi sonuçlarına göre; ilk rejim için tahmin edilen regresyonun standart hatası ikinci rejimden daha küçük olduğundan, ilk rejim düşük volatilitte rejimi, ikinci rejim ise yüksek volatilitte rejimi olarak adlandırılmıştır. Şekil 1'deki yüksek volatilitte dönemleri incelendiğinde, Türkiye ekonomisindeki kriz dönemleri ön plana çıkmaktadır. Şekil 1'deki geçiş olasılıklarına göre 1990-2004 yılları arası oynaklığın yüksek olduğu dönem olarak belirlenirken, 2004 yılı sonrası ise oynaklığın düşük olduğu dönem olarak bulunmuştur. Geçiş olasılıklarına göre, 2004 yılı sonrasında sadece üç dönem yüksek volatilitte dönemi olarak belirlenmiş ve bu dönemler 2006 yılının baharında finansal piyasalardaki yaşanan türbülans dönemi, küresel finansal kriz ve Avrupa borç krizi dönemlerine denk gelmektedir.

Rejim geçiş olasılıkları her iki rejim için kalıcılığın yüksek olduğuna işaret ederken, düşük volatilitte rejiminin (0.985) yüksek volatilitte rejimine (0.977) göre daha yüksek kalıcılığa sahip olduğunu belirtmektedir. Bu sonuçlar Borsa İstanbul'un t döneminde düşük (yüksek) volatilitte rejiminde iken t+1 döneminde düşük (yüksek) volatilitte rejiminde olma olasılığının %98.5 (%97.7) olduğu anlamına gelmektedir. Bununla birlikte Borsa İstanbul'un düşük volatilitte rejiminde ortalama kalma süresi 80 hafta, yüksek volatilitte rejiminde ortalama kalma süresi ise 56 hafta olarak belirlenmiştir.

Çalışmanın temel araştırma konusu olan BIST 100 endeksinin durağan olup olmadığını belirlemek amacıyla, Monte Carlo simülasyonuna göre hesaplanan p-değerlerini incelememiz gerekmektedir. Tablo 4'te yer alan p-değerleri incelendiğinde, yüksek volatilitte rejiminde sıfır hipotez %5 önem düzeyinde reddedilirken (p-değeri 0.016 olarak hesaplanmıştır), düşük volatilitte rejimi için sıfır hipotez reddedilememiştir (p-değeri 0.241 olarak hesaplanmıştır). Bu sonuca göre BIST 100 endeksi sadece yüksek volatilitte dönemlerinde ortalamasına dönme eğilimi gösterirken, düşük volatilitte

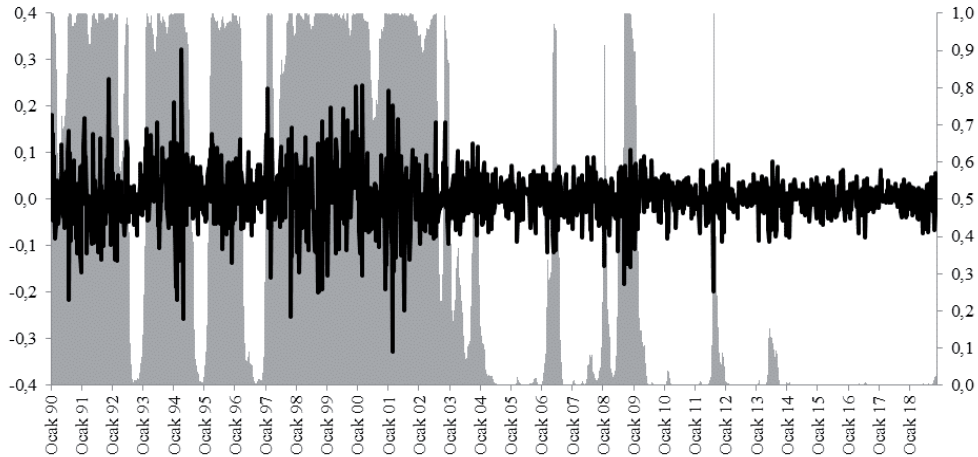
dönemlerinde tesadüfi yürüyüş özelliği göstermekte ve Borsa İstanbul'da zayıf formda etkin piyasa hipotezinin geçerliliğinin piyasanın içinde bulunduğu dönemlere göre farklılaştığı anlamına gelmektedir. Düşük volatilitte rejiminde, piyasadaki aşırı fiyat hareketlerinin daha az olması oynaklığın düşmesine ve fiyat hareketlerinin tahmin edilebilir yapıya dönüşmesine neden olmakta ve bu durum ise Borsa İstanbul'da zayıf formda piyasa etkinliğinin ortadan kaybolmasına neden olmaktadır. Yüksek volatilitte rejiminde ani fiyat hareketlerinin fazla olması nedeniyle gelecekte oluşacak fiyatları tahmin etmek zorlaşmakta ve buna bağlı olarak piyasa etkinliği sağlanmaktadır.

Tablo 4. MS-ADF Testi Sonuçları

Parametreler	Düşük Volatilitte Rejimi			Yüksek Volatilitte Rejimi		
	Katsayılar	Std. Hata	p-değeri	Katsayılar	Std. Hata	p-değeri
a	0.0092	(0.0079)		0.0290	(0.0105)	
α	-0.0005	(0.0007)	[0.241]	-0.0029	(0.0013)	[0.016]
σ	0.0340	(0.0011)		0.0806	(0.0029)	
p_{00}	0.985					
p_{11}	0.977					

Not: Simüle edilmiş p-değerleri köşeli parantez içinde verilmiştir. regresyonun standart hatasını, p_{ij} geçiş olasılıklarını göstermektedir.

Şekil 1. BIST 100 Endeksi Getiri Serisi ve Yüksek Getiri ve Volatilitte Dönemleri



Not: Taralı alan yüksek volatilitte rejimi için düzgünleştirilmiş geçiş olasılıklarını göstermektedir.

Son olarak eşik değerli modellerin tahminine dayanan KSS ve M-KSS birim kök testleri uygulanmış ve sonuçlar Tablo 6’da gösterilmiştir. Her iki birim kök testi üç farklı seri üzerinden gerçekleştirilmiş ve tüm seriler için sonuçlar raporlanmıştır. KSS testi sonuçlarına göre, orijinal, ortalamadan arındırılmış ve trendden arındırılmış seriler için sıfır hipotez reddedilememiştir. Bu sonuç, BIST 100 endeksinin durağan olmadığını ve tesadüfi yürüyüş özelliği gösterdiğini belirtmektedir. Bununla birlikte M-KSS testi sonuçlarına göre ise, ham seri için sıfır hipotez %1 önem düzeyinde ve ortalamadan arındırılmış seri için sıfır hipotez %5 önem düzeyinde reddedilmiştir. M-KSS testi sonuçları ise BIST 100 endeksinin durağan olduğunu ve tesadüfi yürüyüş özelliği göstermediğini belirtmektedir. Bu sonuçlar Kılıç ve Buğan (2016) tarafından elde edilen sonuçlar ile benzerlik göstermektedir.

Tablo 6. KSS ve M-KSS Birim Kök Testi Sonuçları

	KSS			M-KSS		
	$d_t = 0$	$d_t = 1$	$d_t = [1, t]$	$d_t = 0$	$d_t = 1$	$d_t = [1, t]$
Test İst.	1.471	-2.301	-1.746	18.453	11.038	3.568
Kritik Değer						
%1	-2.82	-3.48	-3.93	13.15	13.75	17.10
%5	-2.22	-2.93	-3.40	9.53	10.17	12.82
%10	-1.92	-2.66	-3.13	7.85	8.60	11.10

Not: $d_t = 0$ ham seriyi, $d_t = 1$ ortalamadan arındırılmış seriyi ve $d_t = [1, t]$ ise trendden arındırılmış seriyi göstermektedir. Gecikme sayısı Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir.

Doğrusal olmayan birim kök testlerinden MS-ADF testi BIST 100 endeksinin bütünleşme derecesinin rejimlere göre farklılaştığını, KSS testi bütünleşme derecesinin bir olduğunu ve M-KSS testi ise BIST 100 endeksinin durağan olduğunu belirtmektedir. Üç birim kök testinin farklı sonuç vermesi hangi sonuçları kullanmamız gerektiği sorusunu gündeme getirmektedir. Her ne kadar Maitland-Smith ve Brooks (1999) ve Kruse, Frömmel, v.d. (2012) Markov-Switching modelin eşik değerli modellere göre daha iyi sonuç verdiğini göstermiş olmalarına rağmen, bu üç modelden hangisinin BIST 100 endeksinin daha iyi temsil ettiğini belirlememiz uygun olacaktır. Bu amaçla üç modelin log-olabilirlik değerleri ve model bilgi kriterleri hesaplanmış ve Tablo 7’de gösterilmiştir. Tablo 7’deki sonuçlara göre, MS-ADF modelin log-olabilirlik değeri KSS ve M-KSS test modellerinin log-olabilirlik değerlerinden daha yüksek bulunmuştur ve ayrıca en düşük model bilgi kriterleri MS-ADF testinde elde edilmiştir. Bu sonuçlar

MS-ADF modelinin BIST 100 endeksini temsil etme yeteneğinin daha yüksek olduğunu göstermektedir.

Tablo 7. Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi Modellerinin Karşılaştırılması

	KSS	M-KSS	MS-ADF
Log-Olabilirlik	2152.979	2161.090	2362.745
Akaike	-2.857	-2.866	-3.123
Schwarz	-2.846	-2.852	-3.094
Hannan-Quinn	-2.853	-2.861	-3.112

Not: KSS ve M-KSS testleri için ham veri ($d_t = 0$) ile tahmin edilen modellerin log-olabilirlik değerleri kullanılmıştır.

5. Sonuç

Fama (1970) tarafından önerilen etkin piyasalar hipotezinin ilk dayanak noktası olan zayıf formda piyasa etkinliğine göre, finansal varlık fiyatları tesadüfi yürüyüş özelliği göstermekte ve bu nedenle yatırımcıların geçmiş fiyat bilgilerini kullanılarak gelecekte oluşacak fiyatlar hakkında tahminleri anlamlı olmayacaktır. Bu nedenle Fama (1970) piyasada hiçbir yatırımcının normalin üzerinde getiri elde edemeyeceğini belirtmiştir. Fama (1970) tarafından önerilen etkin piyasalar hipotezi literatürde oldukça fazla ilgi görmüş, gelişmiş ve gelişmekte olan ülke borsalarının etkin olup olmadıklarını ampirik olarak araştıran çok sayıda çalışma ortaya çıkmıştır.

Ekonometrik olarak tesadüfi yürüyüş özelliği serilerin bütünleşme dereceleri ile doğrudan ilişkili olup, eğer bir zaman serisi durağan değilse tesadüfi yürüyüş özelliği gösterdiği söylenir. Bu nedenle literatürde zayıf formda etkinliği sınavan birçok çalışma, hisse senedi fiyatlarının zaman serisi özelliklerini incelemişlerdir. Diğer bir ifadeyle, hisse senedi fiyatlarının bütünleşme dereceleri birim kök testleri ile incelenmiştir. Zayıf formda etkin piyasa hipotezini araştıran ilk nesil çalışmalar geleneksel birim kök testlerini uygulamışlardır. Bununla birlikte, serilerde yapısal kırılma olması durumunda birim kök testlerinin sıfır hipotezi reddetmede düşük güce sahip olduğu yönünden eleştirilmiş ve ikinci nesil çalışmalar yapısal kırılmalı birim kök testini uygulamıştır. Çalışmada kullanılan örneklem dönemi uzadıkça kırılma sayısının artma olasılığının yükselmesi ve hisse senedi fiyatlarındaki değişimin sabit bir sayıda kırılma noktası ile açıklanamayacağına yönelik eleştirilerin ardından son nesil çalışmalar doğrusal olmayan birim kök testlerini uygulamışlardır.

Bu çalışmada literatürde yer alan çalışmalardan farklı olarak BIST 100 endeksinin bütünleşme derecesi MS-ADF testi ile araştırılmıştır. MS-ADF testi Markov rejim deği-

şim modeline dayanmakta ve seriler için rejimlere göre durağanlık analizi yapmamıza olanak sağlamaktadır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, seriyi temsil etmede MS-ADF testi hem ADF hem de eşik değerli modellerin tahminine dayanan birim kök testlerine göre (KSS ve M-KSS) daha iyi sonuç vermiş ve BIST 100 endeksinin düşük ve yüksek volatiliteler olmak üzere iki farklı rejim özelliği gösterdiği belirlenmiştir. BIST 100 endeksinin sadece düşük volatiliteler dönemlerinde durağan olduğu ve yüksek volatiliteler dönemlerinde tesadüfi yürüyüş özelliği gösterdiği belirlenmiştir. Bu sonuçlar Borsa İstanbul'un yüksek volatiliteler dönemlerinde zayıf formda etkin olduğu anlamına gelmektedir.

Elde edilen bu sonuçlar literatürde yer alan çalışmalar ile benzerlik göstermektedir. Örneğin Shen ve Holmes (2014) Asya-Pasifik ülkelerinin hisse senedi fiyatlarının bütünleşme derecesini araştırdığı çalışmada, ADF testi sonucuna göre hisse senedi fiyatlarında birim kökün varlığını belirlerken, MS-ADF testi sonucuna göre hisse senedi fiyatlarının durağan olduğunu belirlemiştir. Benzer şekilde Chen (2008) 11 OECD ülkesinin hisse senedi endeksleri üzerine yaptığı çalışmada, hisse senedi piyasalarının rejim değişim özelliği sergilediğini ve Çek Cumhuriyeti, Danimarka ve Yunanistan hisse senedi piyasalarının bütünleşme derecesinin rejimlere göre farklılaştığını belirlemiştir. Diğer taraftan MS-ADF testinin veriyi temsil etme açısından KSS ve M-KSS testine göre daha başarılı bulunması, Maitland-Smith ve Brooks (1999) ve Kruse, Frömmel, v.d. (2012) tarafından elde edilen sonuçlar ile benzerlik göstermektedir.

Kaynakça

1. Assoe, K.G.. (1998). Regime-Switching in Emerging Stock Market Returns. *Multinational Finance Journal*, 2: 101-132.
2. Atan, S.D., Özdemir, Z.A. ve Atan, M.. (2009). Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Formda Etkinlik: İMKB Üzerine Ampirik Bir Analiz. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 24 (2): 33-48.
3. Buguk, C. ve Brorsen, B.W.. (2003). Testing Weak-Form Market Efficiency: Evidence from the Istanbul Stock Exchange. *International Review of Financial Analysis*, 12: 579-590.
4. Camacho, M.. (2011). Markov-Switching Models and the Unit Root Hypothesis in Real US GDP. *Economics Letters*, 112: 161-164.
5. Cevik, E.I. ve Dibooglu, S.. (2013). Persistence and Non-Linearity in US Unemployment: A Regime-Switching Approach. *Economic Systems*, 37(1): 61-68.
6. Çevik, E.I., Atukeren, E. ve Korkmaz, T.. (2013). Nonlinearity and Nonstationarity in International Art Market Prices: Evidence from Markov-Switching ADF Unit Root Tests. *Empirical Economics*, 45(2): 675-695.
7. Chan, K.C., Gup, B.E. ve Pan, M.S.. (1992). An Empirical Analysis of Stock Prices in Major Asian Markets and the United States. *The Financial Review*, 27(2): 289-307.
8. Chan, K.C., Gup, B.E. ve Pan, M.S.. (1997). International Stock Market Efficiency and Integration: A Study of Eighteen Nations. *Journal of Business Finance & Accounting*, 24(6): 803-813.
9. Chen, S.W. ve Lin, S.M.. (2014). Non-linear Dynamics in International Resource Markets: Evidence from Regime Switching Approach. *Research in International Business and Finance*, 30: 233–247.
10. Chen, S-W.. (2008). Non-stationarity and Non-Linearity in Stock Prices: Evidence from the OECD Countries. *Economics Bulletin*, 3(11): 1-11.
11. Chen, S-W.. (2010). Regime Non-Stationarity and Non-Linearity in Inflation Rates: Evidence from OECD Countries. *International Research Journal of Finance and Economics*, 46: 47-57.

12. Chua, C.L. ve Suardi, S.. (2007). Markov-Switching Mean Reversion in Short-Term Interest Rates: Evidence from East Asian Economies. *Economic Record*, 83: 383-397.
13. Davies, R.B.. (1987). Hypothesis Testing When The Nuisance Parameter Is Present Only Under The Alternative. *Biometrika*, 74: 33-43.
14. Dickey, D. A. ve Fuller, W.A.. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with A Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
15. Fama, E.F. ve French, K.R.. (1988a). Dividend Yields and Expected Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 22: 3-25.
16. Fama, E.F. ve French, K.R.. (1988b). Permanent and Temporary Components of Stock Prices. *Journal of Political Economy*, 96: 246-273.
17. Fama, F.E.. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2): 383-417.
18. Fawson, C., Glover, T.F., Fang, W. ve Chang, T.. (1996). The Weak-Form Efficiency of the Taiwan Share Market. *Applied Economics Letters*, 3(10): 663-667.
19. Gozbasi, O., Kucukkaplan, I. ve Nazlioglu, S.. (2014). Re-examining the Turkish Stock Market Efficiency: Evidence from Nonlinear Unit Root Tests. *Economic Modelling*, 38: 381-384.
20. Hall, S.G., Psaradakis, Z. ve Sola, M.. (1999). Detecting Periodically Collapsing Bubbles: A Markov-Switching Unit Root Test. *Journal of Applied Econometrics*, 14: 143-154.
21. Hamilton, J.D.. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press: Princeton, New Jersey.
22. Holmes, M.J.. (2008). Real Exchange Stationarity in Latin America and Relative Purchasing Power Parity: Regime Switching Approach. *Open Economics Review*, 19(2): 261-275.
23. Holmes, M.J.. (2010). Are Asia-Pacific Real Exchange Rates Stationary? A Regime-Switching Perspective. *Pacific Economic Review*, 15(2): 189-203.

24. Kanas, A. ve Genius, M. (2005). Regime (non)Stationarity in the US/UK Real Exchange Rate. *Economics Letters*, 87: 407-413.
25. Kanas, A.. (2006). Purchasing Power Parity And Markov Regime Switching. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38: 1669-1687.
26. Kanas, A.. (2009). Real Exchange Rate, Stationarity, and Economic Fundamentals. *Journal of Economics and Finance*, 33, 393-409.
27. Kapetanios, G., Shin, Y. ve Snell, A.. (2003). Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework. *Journal of Econometrics*, 112(2): 359-379.
28. Karadađlı, E.C. ve Omay, N.C.. (2012). Testing Weak Form Market Efficiency of Emerging Markets: A Nonlinear Approach. *Journal of Applied Economic Sciences*, 7 (3): 228-234.
29. Kılıç, S.B.. (2005). Test of the Weak Form Efficient Market Hypothesis for the Istanbul Stock Exchange by Markov Chains Methodology. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 14(1): 333-342.
30. Kılıç, Y. ve Buđan, M.F.. (2016). The Efficient Market Hypothesis: Evidence from Turkey. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 6(10): 262-272.
31. Krolzig, H.. (1997). *Markov-Switching Vector Autoregressions Modeling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis*. Springer, Berlin.
32. Kruse, R., Frömmel, M. ve Menkhoff, L.. (2012). What Do We Know About Real Exchange Rate Nonlinearities?. *Empirical Economics*, 43: 457-474.
33. Kruse, R.. (2011). A New Unit Root Test against ESTAR Based On A Class of Modified Statistics. *Statistical Papers*, 52(1): 71-85.
34. Lee, J. ve Strazicich M.C.. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85: 1082.
35. Li M-Y.L. ve Lin H-W.W.. (2004). Estimating Value-at-Risk via Markov Switching ARCH Models: An Empirical Study on Stock Index Returns. *Applied Economics Letters*, 11: 679-691.
36. Li, M-Y.L.. (2007). Volatility States and International Diversification of Inter-

- national Stock Markets. *Applied Economics*, 39: 1867-1876.
37. Lo, A.W. ve MacKinlay A.C.. (1988). Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test. *Review of Financial Studies*, 1: 41-66.
 38. Lumsdaine, R.L. ve Pappell, D.H.. (1997). Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*, 79: 212-218.
 39. Maitland-Smith, J.K ve Brooks, C.. (1999). Threshold Autoregressive and Markov Switching Models: An Application to Commercial Real Estate. *Journal of Property Research*, 16: 1-19.
 40. Mishra, A., Mishra, V. ve Smyth, R.. (2015). The Random-Walk Hypothesis on the Indian Stock Market. *Emerging Markets Finance and Trade*, 51(5): 879-892.
 41. Narayan, P.K. ve Smyth, R.. (2004) Is South Korea's stock market efficient?. *Applied Economics Letters*, 11: 707-710.
 42. Nelson, C.R., Piger, J. ve Zivot E.. (2001). Markov Regime Switching and Unit-Root Tests. *Journal of Business and Economic Statistics*, 19(4): 404-415.
 43. Ozdemir, Z.A.. (2008). Efficient Market Hypothesis: Evidence from A Small Open-Economy. *Applied Economics*, 40: 633-641.
 44. Perron, P.. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57: 1361-1401.
 45. Poterba, J.M. ve Summers L.H.. (1988). Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implication. *Journal of Financial Economics*, 22: 27-59.
 46. Rahman, A. ve Saadi, S.. (2008). Random Walk and Breaking Trend in Financial Series: An Econometric Critique of Unit Root Tests. *Review of Financial Economics*, 17: 204-212.
 47. Schaller, H. ve van Norden, S.. (1997). Regime Switching in Stock Markets Returns. *Applied Financial Economics*, 7: 177-191
 48. Shen, X. ve Holmes, M.J.. (2014). Do Asia-Pacific Stock Prices Follow A Random Walk? A Regime Switching Perspective. *Applied Economics Letters*, 21(3): 189-195.

49. Wang, P. ve Theobald, M.. (2008). Regime-Switching Volatility of Six East Asian Emerging Markets. *Research in International Business and Finance*, 22(3): 267-283.
50. Zivot, E. ve Andrews, D.W.K.. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 251-270.