

FİNANSAL PİYASA ETKİNLİĞİ: BORSA İSTANBUL ÜZERİNE BİR UYGULAMA

Öykü YÜCEL*

Özet

Menkul kıymetlerin doğru fiyatlandırılması yatırımcıların getiri beklentileri açısından oldukça önem taşımaktadır. Piyasadaki yeni bilginin menkul kıymet fiyatlarına eş zamanlı yansıdığı ve fiyatların belirli bir trend izlemeden rassal olarak değiştiği piyasalar etkin piyasalar olarak adlandırılmıştır. Etkin bir piyasada yatırımcıların normalin üstünde bir kazanç elde etmesi mümkün değildir. Bu çalışmada 2000-2015 yılları arasında Borsa İstanbul kapsamında hesaplanan endekslerden seçilen 22 endeks için zayıf formda etkinlik araştırılmıştır. Araştırmanın sonucunda birim kök testlerinden tüm endekslerin rassal yürüyüş hipotezine göre hareket ettiği ve zayıf formda etkin olduğu görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: Piyasa Etkinliği, Zayıf Formda Etkinlik, Birim Kök Testleri.

JEL Kodları: G10, G14, C22

FINANCIAL MARKET EFFICIENCY: A STUDY ON BORSA İSTANBUL

Abstract

Pricing securities correctly is essential for meeting return expectations of investors. A market which reflects new information on prices instantly without following any trend is described as an efficient market. Prices in an efficient market change randomly. In an efficient market investors are unable to earn abnormal returns. In this study weak form of efficiency is investigated for 22 indices that are part of Borsa Istanbul for the years 2000-2015. As a result of conducting unit root tests, it is found that all indices mentioned follow the random walk hypothesis and weak form efficient.

Keywords: Market Efficiency, Weak Form Efficiency, Unit Root Tests

JEL Classification: G10, G14, C22

* Ankara Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme Bölümü Doktora Programı, oyku.yucel@tedu.edu.tr

Date of submission: 31.03.2016

Date of acceptance: 10.11.2016

I. GİRİŞ

Son yıllarda ülkemizde gelişimini hızla sürdürmekte olan ve firmalar açısından finansal kaynak özelliği taşıyan menkul kıymetler borsası, birikimlerini değerlendirmek isteyen yatırımcılar açısından alternatif bir yatırım aracı olarak değerlendirilmektedir. Rasyonel yatırımcılar her zaman daha fazla getiri elde etmek isteyeceklerdir. Getirilerin hesaplanmasında menkul kıymet fiyatlarının doğru belirlenmesi oldukça önemlidir.

Menkul kıymet fiyatlarını etkileyen en temel etkenlerden biri bilgi faktörüdür. Etkin piyasalarda piyasaya yeni bir veri veya bilgi ulaştığında bu bilgi piyasa aktörleri tarafından analiz edilip değerlendirilir ve söz konusu menkul kıymet için yeni bir piyasa fiyatı oluşur. Bu yeni piyasa denge fiyatı, piyasaya yorumlanacak yeni bir bilgi gelene kadar varlığını sürdürür. Fama (1970) menkul kıymetlerin yeni bilgiye anında, tam ve doğru olarak tepki verdiği, menkul kıymet fiyatlarının tesadüfi olarak değiştiği, profesyonel yatırımcıların bağımsız olarak veya gruplar halinde normalin üstünde bir kazanç elde etmesinin mümkün olmadığı piyasaları etkin piyasalar olarak adlandırmıştır.

Bu çalışmanın amacı 2000-2015 yılları arasında Borsa İstanbul kapsamında hesaplanan seçilmiş 22 endeksin günlük kapanış değerleri kullanılarak endekslerin zayıf formda etkin olup olmadığının analiz edilmesidir. Çalışmaya dahil edilen endekslerin kodları XU100, XU050, XU030, XUSIN, XGIDA, XTEKS, XKAGT, XKMYA, XTAST, XMANA, XMESY, XUHIZ, XULAS, XTRZM, XTCRT, XUMAL, XBANK, XSGRT, XFINK, XHOLD, XGMYO ve XYORT olarak sıralanmaktadır. Bu endekslerin tercih edilmesindeki sebep söz konusu endekslerin çalışmanın başlangıç yılından itibaren kesintisiz olarak hesaplanıyor olmalarıdır.

II. ETKİN PİYASALAR HİPOTEZİ

Etkin piyasalar hipotezi menkul kıymetler ile ilgili bilgilerin menkul kıymetlerin fiyatlarıyla olan ilişkisini incelemektedir. Etkin piyasalar, piyasaya ulaşan bilgilerin menkul kıymet fiyatlarına tam ve doğru olarak yansıdığı piyasalardır (Fama, 1970). Etkin bir piyasada menkul kıymetler hakkında elde edilen bir bilgi yatırımcıya ekstra kazanç sağlamayacaktır, fiyatlar zaten o bilginin yaratacağı etkiyi yansıtmaktadır. Bilginin bütün yatırımcılara aynı zamanda ulaştığı ve bilginin bütün piyasa aktörleri tarafından ulaşılabilir olduğu varsayımları etkin piyasalar hipotezinin temel varsayımlarıdır. Etkin piyasaların dayandığı bir diğer önemli varsayım ise rassal yürüyüş hipotezidir.

Finansal piyasaların rassal yürüyüş hipotezine uygun olarak hareket etmesi bir menkul kıymetin şimdiki fiyatının geçmişteki fiyatlarından tamamen bağımsız olduğu anlamına gelir. Rassal yürüyüş hipotezine göre bir menkul kıymetin fiyat düzeyi kümülatif tesadüfi sayılar serisinin gösterdiği davranışa benzer olarak tahmin edilemez (Blasco, Rio & Santamaria, 1997). Hisse senedi

fiyatlarındaki deđişikliklerden elde edilen geçmiş dönem bilgileri gelecekteki fiyat hareketlerinin tahmin edilmesinde kullanılamaz. Etkin bir piyasada birbirini izleyen fiyat ve getiri deđişimleri birbirlerinden bağımsız ve tesadüfidir. Diđer bir deyişle herhangi bir anda menkul kıymetlerin fiyatları gerçek deđerine ya eşit ya da bu deđere çok yakın olacaktır. Böyle bir durumda normalin üstünde getiri elde etmek mümkün deđildir.

Fama (1970), piyasaları bilgi girişindeki farklılıklara bađlı olarak zayıf formda etkin, yarı güçlü formda etkin ve güçlü formda etkin olmak üzere üç gruba ayırmıştır.

II.I. Zayıf Formda Etkin Piyasalar

Zayıf formda etkin piyasalarda menkul kıymetlerin geçmiş tüm fiyat bilgileri güncel menkul kıymet fiyatlarına yansımaktadır; geçmiş fiyat hareketlerine dayalı öngörüler kullanılarak yatırımcıların normalin üstünde getiri sağlamaları olanaklı deđildir, fiyatlar tesadüfi olarak deđişmektedir (Dađlı, 2004: 311). Geçmiş fiyat hareketlerine dayalı olarak fiyat tahmini yapılamaz, teknik analiz kullanılarak ilave kazanç elde edilemez. Bir piyasanın zayıf formda etkin olup olmadığı rassal yürüyüş hipotezinin geçerliliđiyle test edilebilir.

II.II. Yarı Güçlü Formda Etkin Piyasalar

Yarı güçlü formda etkin piyasalarda halka açık tüm bilgiler menkul kıymet fiyatlarına yansımaktadır. Hisse senetlerinin geçmiş fiyatlarına ek olarak firmaların finansal tabloları ve ekonomik veriler gibi bilgiler kullanılarak normalin üstünde kazanç elde etmek mümkün deđildir. Böyle piyasalarda teknik analizin yanı sıra temel analiz yöntemleri de ekstra kazanç sağlamayacaktır, fiyatlar temel analize girdi olan tüm bilgileri yansıtmaktadır.

II.III. Güçlü Formda Etkin Piyasalar

Güçlü formda etkin piyasalarda hem geçmiş fiyat bilgileri, hem halka açık bilgiler, hem de şirket içi özel bilgiler menkul kıymet fiyatlarına yansımaktadır. Güçlü formda etkin bir piyasada şirket ile ilgili özel bilgilere sahip olan yöneticiler ve personel dahi bu bilgilerden yararlanarak normalin üstünde getiri elde edemez. Güçlü formda etkin bir piyasa aynı zamanda hem yarı güçlü hem de zayıf formda etkindir. Benzer biçimde yarı güçlü formda etkin bir piyasanın aynı zamanda zayıf formda etkin olduğunu söylemek mümkündür.

III. LİTERATÜR TARAMASI

Finans alanında rassal yürüyüş modelini test eden ilk çalışma Roberts (1959)'a aittir. Roberts (1959) çalışmasında hisse senedi fiyatlarının deđişmesine neden olan yeni bilginin rassal olduğunu ve fiyat düzeyindeki deđişmelerin rassal yürüyüş hipotezine uygun davrandığını ortaya koymuştur.

Fama (1965) serisel korelasyon, run ve filtre kuralı testleri uygulayarak yaptığı çalışmada ABD hisse senedi fiyat hareketlerinde ardışık gerçekleşen fiyat değişimlerinin rassal yürüyüş izlediğini bulmuş, piyasanın zayıf formda etkin olduğu sonucuna ulaşmıştır. Fama'nın 1970 yılında yaptığı çalışma yine benzer sonuçlar vermiştir.

Poterba ve Summers (1988) ABD'yle beraber 18 ülkenin piyasalarını inceledikleri çalışmalarında söz konusu piyasalar için rassal yürüyüşün reddedilemeyeceğini ifade etmişlerdir. Cerchi ve Havenner (1988) zayıf formda etkin piyasalarda hisse senedi fiyatları serilerinin birim kök içerdiği sonucuna ulaşmışlardır.

Panas (1990) çalışmasında Yunanistan hisse senedi piyasası için, Boumahdi ve Thomas (1991) Fransa hisse senedi piyasası için zayıf formda piyasa etkinliğini doğrulamışlardır. Jeon vd. (1991) New York, Londra, Tokyo ve Frankfurt borsaları için birim kökün varlığını kanıtlamışlardır. Fama (1991) çalışmasında piyasa etkinliğini yeniden tanımlayarak yarı güçlü formda etkinlik ve güçlü formda etkinlik testlerini zenginleştirmiştir. Cham vd. (1997) Hong Kong, Güney Kore, Singapur, Tayvan, Japonya ve ABD hisse senedi fiyatları üzerinde uyguladıkları birim kök testleri sonucunda bu piyasaların zayıf formda etkinliğe sahip olduğunu ortaya koymuşlardır. Timmermann (1992) benzer sonuçlara Danimarka piyasası için ulaşmışlardır. Leigh (1997) çalışmasında Singapur borsasının zayıf formda etkin olduğunu ifade etmişlerdir. Ojah ve Karamera (1999) Arjantin, Brezilya, Şili ve Meksika piyasalarında paralel sonuçlar elde etmişlerdir.

Mobarek ve Keasey (2000) çalışmalarında Dakar borsasının, Ma ve Bernes (2001) Çin borsasının, Kvedaras ve Basdevant (2002) Estonya, Litvanya ve Letonya borsalarının, Gabriel (2002) Bükreş borsasının, Abrosimova vd. (2005) ise Rusya borsasının zayıf formda dahi etkin olmadığını ortaya koymuşlardır. Worthington ve Higgs (2003) Almanya, İrlanda, Portekiz, İsveç, İngiltere ve Macaristan piyasalarında rassal yürüyüş hipotezinin geçerliliğini kanıtlamışlardır. Al-Khazali vd. (2007) sekiz Ortadoğu ülkesi ve Kuzey Afrika ülkelerinde yaptıkları çalışmalarında zayıf formda etkinliğe paralel sonuçlar elde etmişlerdir. Benzer sonuçlar Marshdeh vd. (2008) Birleşik Arap Emirlikleri, İbrahim vd. (2011) 30 OECD ülkesi için de geçerlidir. Son olarak Chiwira vd. (2012) çalışmalarında Botsvana borsasının zayıf formda dahi etkin olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Literatürde ülkemizde yapılan çalışmalar da bulunmaktadır. Borsa İstanbul'un zayıf formda etkin olmadığına dair bulgular olsa dahi zayıf formda etkinliğin geçerliliğini ispatlayan çalışmalar sayıca daha fazladır. Bu çalışmalardan başlıcaları Alparslan (1989), Başçı (1989), Cankurtaran (1989), Kocaman (1995), Kılıç (1997), Kıyılar (1997), Özün (1999), Yolsal (1999), Bakırtaş ve Karbuz (2000), Buguk ve Brorsen (2003), Zengin ve Kurt (2004), Taş ve Dursunoğlu (2004), Kılıç (2005), Kasman ve Kırkulak (2007), Ergül (2009), Zeren vd. (2013) olarak sıralanabilir. Söz konusu

çalışmalarda rassal yürüyüş hipotezi genellikle birim kök, varyans oranı testleri ve Markov zincirleri yöntemi aracılığıyla test edilmiştir, böylelikle Borsa İstanbul'un ve çalışılan endekslerin seçilen dönemler için zayıf formda etkin olup olmadığı belirlenmiştir.

IV. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Borsa İstanbul hisse senetleri piyasasının zayıf formda etkinliğinin analizi sürecinde ilk olarak seçilen endekslere ait fiyat serilerinin normal dağılım özelliđi test edilmiştir, daha sonra fiyat endekslerine ait zaman serilerinde birim kök araştırılmıştır. Bir seride birim kökün olmaması o serinin durağan olduđu anlamına gelmektedir (Nisar, 2012). Durağan seriler her gecikme dönemi için sabit bir ortalamaya, varyansa ve kovaryansa sahiplerdir.

Zayıf formda etkinliđin geçerli olabilmesi için serilerin durağan olmamaları yani diđer bir deyişle birim kök içermeleri gerekmektedir. Birim kök içeren bir seri rassal yürüyüş özelliđi gösteren bir zaman serisi olarak adlandırılmaktadır (Ergül, 2009). Rassal yürüyüş hipotezi analiz edilen serinin gerçek deđerinde ortaya çıkan sapmaların tesadüfi olduđunu ifade eder.

Bu çalışmada öncelikle seçilen her endekse ait fiyat serilerinin 2000-2015 yılları arasında normal dağılım gösterip göstermediđi basıklık, çarpıklık ve Jarque-Bera istatistiđi gibi tanımlayıcı istatistik teknikleriyle belirlenmiştir. Daha sonra her bir zaman serisinde birim kökün varlığı Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi ve Phillips-Perron (PP) birim kök testiyle hem düzey hem de birinci fark için araştırılmıştır. Düzey x_t serisi için sonuçlar verirken birinci fark ($x_t - x_{t-1}$) serisi için olan sonuçları göstermektedir.

IV.I. Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi (ADF)

Dickey ve Fuller (1979, 1981) bir serinin birim kök içerip içermediđinin birinci dereceden otoregresif bir model aracılığıyla test edilebildiđi bir yöntem geliştirmişlerdir. Dickey ve Fuller bu yöntemde hata teriminin normal bir dağılıma sahip olduđunu ve otokorelasyon içermediđini varsaymıştır. Hata teriminin söz konusu özellikleri taşımadıđı durumlarda otokorelasyonun ortadan kaldırılabilmesi için modele bađımlı deđişkene ait gecikme deđerleri dahil edilmiştir. Bu yeni test Genişletilmiş Dickey-Fuller testi olarak adlandırılmıştır. (Asteriou & Hall, 2007). Bu test (1), (2) ve (3) denklemlerine uyan formlarda kullanılabilir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_{2t} + \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

Eğer μ_t hata terimi ardışık bağımlı ise denklem (4)'teki gibi düzeltilmelidir.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

Yukarıdaki denklemlerde ΔY_t durağan olup olmadığı analiz edilen zaman serisinin birinci farkını, t genel trend değişkenini, Y_{t-1} ise gecikmeli fark terimlerini göstermektedir. ADF testi δ katsayısının istatistiksel olarak sıfıra eşit olup olmadığını test eder. ADF testi ile elde edilen sonuçlar %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde McKinnon kritik değerleri ile karşılaştırılır. H_0 hipotezi reddedilemezse $\delta=0$ sonucuna ulaşılır, bu durumda birim kökün varlığından söz edilmektedir. Birim kökün olduğu durumlarda serinin durağan olmadığı ifade edilir.

Yapılan ADF testinde bağımlı değişkenin hangi gecikmelerinin regresyon denkleminde yer alacağına karar verirken Akaike bilgi kriterinden (AIC) ya da Schwarz kriterinden (SC) yararlanılmaktadır. Bu çalışmada AIC kullanılmıştır.

IV.II. Phillips-Perron Birim Kök Testi (PP)

Phillips-Perron testi zaman serilerinin birim kök içerip içermediğinin belirlenmesinde kullanılan bir diğer testtir. ADF testini tamamlayıcı olan Phillips-Perron testi zaman serilerindeki yüksek korelasyonu kontrol etmek için kullanılmaktadır. PP testi (1988) ADF testinden farklı olarak hata terimleri arasında zayıf bağımlılığa izin vermektedir, otokorelasyonu gidermek için bağımlı değişkenin gecikmeli değeri regresyon denklemine eklenmemektedir. PP testinin otoregresif süreçteki denklemleri aşağıdaki gibidir.

$$\Delta Y_{t-1} = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

ADF testindeki yaklaşıma paralel olarak PP testi yine δ katsayısının istatistiksel olarak sıfıra eşit olup olmadığını test eder. Elde edilen sonuçlar McKinnon kritik değerleri ile karşılaştırılır. H_0 hipotezi reddedilemezse $\delta=0$ sonucuna ulaşılır, bu durumda birim kökün varlığından söz edilmektedir. Birim kökün olduğu durumlarda serinin durağan olmadığı ifade edilir.

Bu çalışmada seçilen fiyat endekslerinin birim kök içerip içermediği ADF ve PP birim kök testleriyle analiz edilmiştir. Analizler E-Views 7.0 programı kullanılarak yapılmıştır. Söz konusu endekslerde birim kökün varlığı o endekslerin rassal yürüyüş hipotezine uygun olduğunu ifade etmektedir. Bu gibi durumlarda zayıf formda piyasa etkinliğinin geçerli olduğu söylenebilmektedir.

V. ARAŞTIRMA BULGULARI VE DEĞERLENDİRMELER

V.I. Tanımlayıcı İstatistikler

Tanımlayıcı istatistikler analizde kullanılan endekslerin zaman serilerinin normal dağılım gösterip göstermediğine karar verebilmek açısından önem taşımaktadır. Tablo I'de endekslerin basıklık, çarpıklık ve Jarque-Bera istatistikleri yer almaktadır. Çarpıklık bir dağılımın ortalaması etrafındaki asimetri derecesini belirtirken, basıklık bir dağılımın normal dağılıma göre dikliğini ifade

etmektedir. Normal bir dađılımin fazladan basıklık ve çarpıklık deđerlerinin sıfır olması gerekmektedir. Jarque-Bera istatistiđi bir dađılımin normal dađılıma sahip olduđunu ifade eden H_0 hipotezini test etmekte kullanılan bir test istatistiđidir. %1 anlamlılık düzeyinde kritik deđer 9,21 olarak belirlenmiřtir.

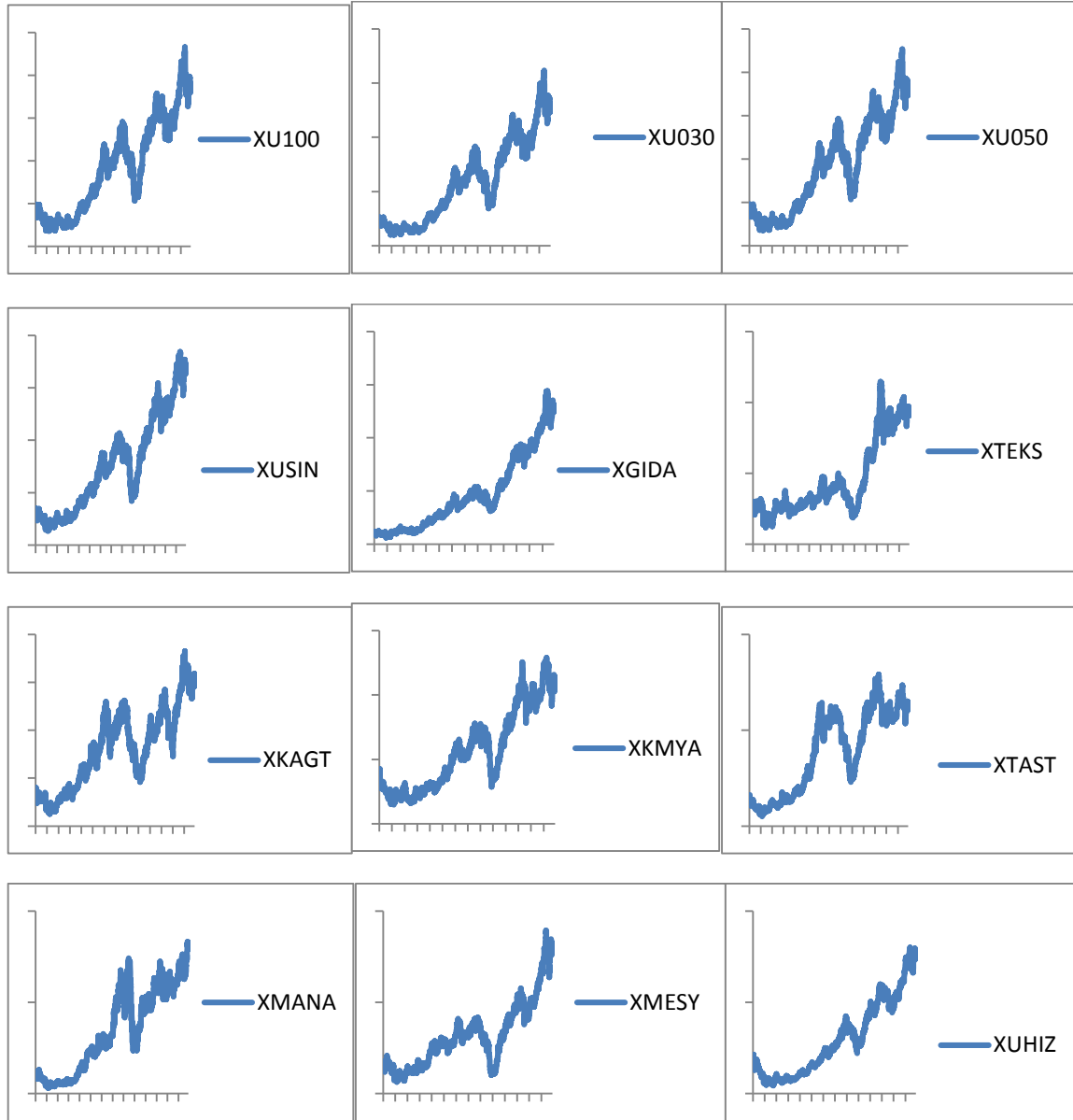
Tablo I. Endeksler İin Tanımlayıcı İstatistikler

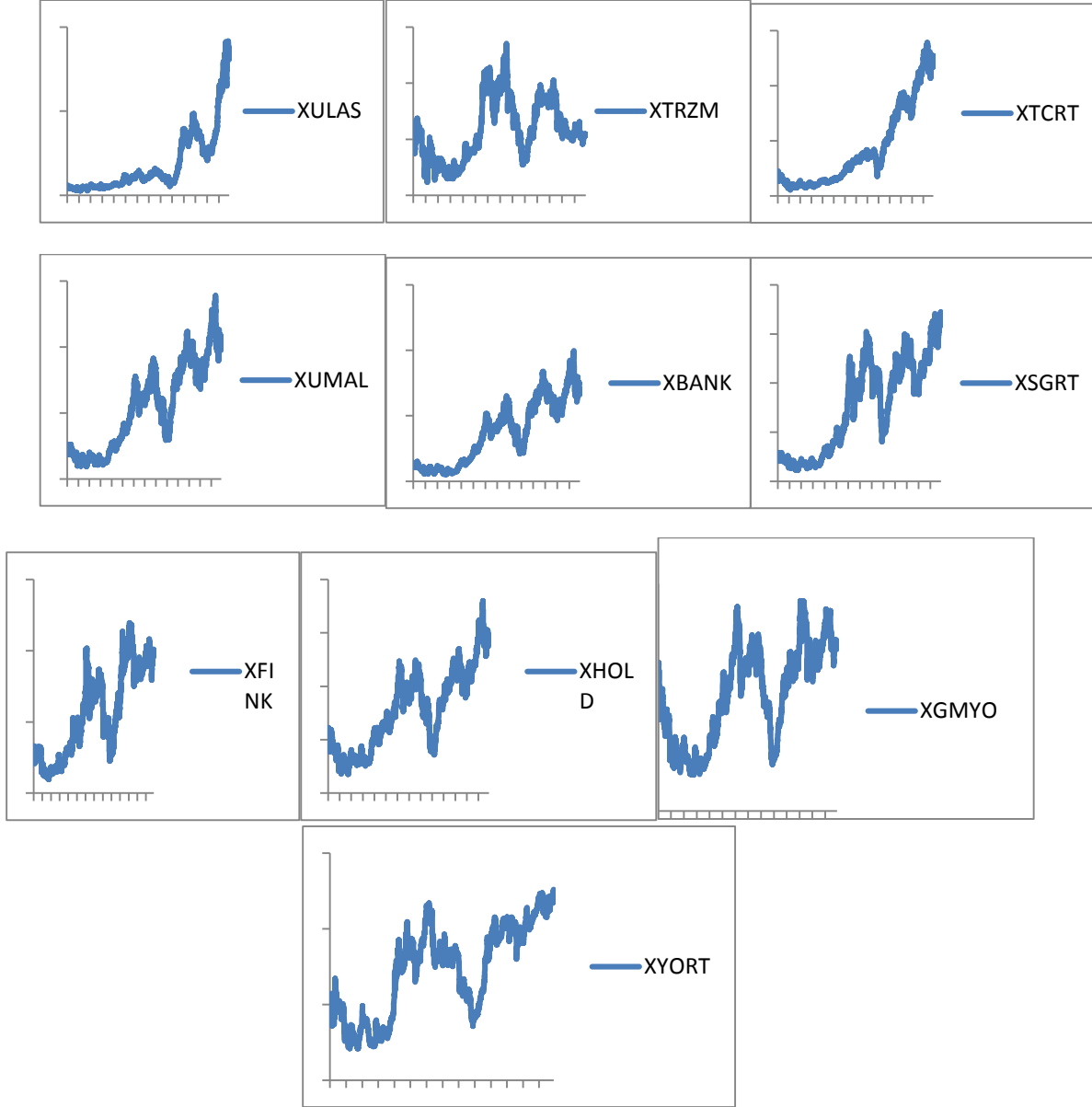
	Basıklık	arpıklık	Jarque-Bera
XU100	-1,035	0,344	2413,243
XU050	-1,075	0,309	2446,636
XU030	-1,034	0,318	2402,531
XUSIN	-0,881	0,486	2305,278
XGIDA	-0,170	0,908	1922,419
XTEKS	-0,412	1,017	2272,538
XKAGT	-1,010	0,113	2323,784
XKMYA	-1,044	0,480	2488,381
XTAST	-1,546	-0,070	2979,749
XMANA	-1,422	0,144	2828,125
XMESY	0,428	0,917	1436,760
XUHIZ	-0,919	0,469	2339,093
XULAS	3,188	1,881	2042,874
XTRZM	-0,821	0,317	2161,500
XTCRT	-0,186	1,039	2083,402
XUMAL	-1,153	0,262	2523,583
XBANK	-1,168	0,273	2545,042
XSGRT	-1,442	0,084	2846,388
XFINK	-1,361	0,163	2755,051
XHOLD	-0,918	0,257	2249,466
XGMYO	-1,288	-0,095	2654,270
XYORT	-1,278	-0,218	2663,343

Tablo I'de yer alan Jarque-Bera istatistiğinin tüm endeksler için %1 anlamlılık düzeyinde kritik değer olan 9,21'den büyük olduğu görülmektedir. Zaman serisi fiyat dağılımlarının normal dağılım özelliği gösterdiğini ifade H_0 hipotezi reddedilmiştir.

V.II. Grafik Analizleri

Seçilen endekslerin fiyat hareketlerindeki eğilimler grafik yardımıyla da analiz edilebilmektedir. Şekil I'de söz konusu grafikler yer almaktadır. Grafikler incelendiğinde endekslerin rassal yürüyüş hipotezine uygun hareket ettiği görülmektedir.





Şekil I. Endekslerin Fiyat Hareketleri

V.III. Birim Kök Testleri

Zayıf formda etkinliđin test edilebilmesi için fiyat serilerinin birim kök içerip içermediđi incelenmelidir. Çalışmada Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri uygulanmıştır.

V.III.I. Genişletilmiş Dickey-Fuller Testinin (ADF) Sonuçları

Zaman serilerinin birim kök içerip içermediđi incelenirken oluşturulan hipotezler aşağıda yer almaktadır;

H_0 = Seri birim kök içermektedir.

H_1 = Seri birim kök içermemektedir.

Oluşturulan hipotezlerin geçerliliği hem düzey hem de birinci fark için araştırılmıştır. Düzey x_t serisi için sonuçlar verirken birinci fark ($x_t - x_{t-1}$) serisi için olan sonuçları göstermektedir. Endeksler üzerine uygulanan ADF testinin sonuçları Tablo II'de yer almaktadır.

Tablo II. Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi Sonuçları

	Düzey	1. Fark		Düzey	1. Fark
XU100			XU050		
ADF test istatistiği	-0,414	-58,598	ADF test istatistiği	-0,521	-58,685
p değeri	0,905	0,000	p değeri	0,885	0,000
XU030			XUSIN		
ADF test istatistiği	-0,578	-58,729	ADF test istatistiği	0,233	-56,977
p değeri	0,873	0,000	p değeri	0,975	0,000
XGIDA			XTEKS		
ADF test istatistiği	0,732	-31,173	ADF test istatistiği	-0,424	-56,075
p değeri	0,993	0,000	p değeri	0,903	0,000
XKAGT			XKMYA		
ADF test istatistiği	-1,009	-56,444	ADF test istatistiği	-0,499	-55,862
p değeri	0,752	0,000	p değeri	0,889	0,000
XTAST			XMANA		
ADF test istatistiği	-0,927	-54,619	ADF test istatistiği	-0,313	-56,206
p değeri	0,780	0,000	p değeri	0,921	0,000
XMESY			XUHIZ		
ADF test istatistiği	0,540	-58,240	ADF test istatistiği	0,540	-58,279
p değeri	0,988	0,000	p değeri	0,988	0,000
XULAS			XTRZM		
ADF test istatistiği	2,086	-17,784	ADF test istatistiği	-1,924	-55,128
p değeri	1,000	0,000	p değeri	0,322	0,000
XTCRT			XUMAL		

ADF test istatistiđi	0,322	-30,846	ADF test istatistiđi	-0,832	-58,440
p deđeri	0,997	0,000	p deđeri	0,810	0,000
XBANK			XSGRT		
ADF test istatistiđi	-0,968	-58,596	ADF test istatistiđi	-0,611	-54,587
p deđeri	0,767	0,000	p deđeri	0,866	0,000
XFINK			XHOLD		
ADF test istatistiđi	-1,128	-54,396	ADF test istatistiđi	-0,794	-58,261
p deđeri	0,707	0,000	p deđeri	0,820	0,000
XGMYO			XYORT		
ADF test istatistiđi	-1,434	-54,287	ADF test istatistiđi	-1,138	-54,068
p deđeri	0,567	0,000	p deđeri	0,703	0,000

%5 anlamlılık seviyesi için kritik deđer -2,862 olarak ifade edilmektedir.

Tablo II'deki p deđerleri incelendiđinde tüm endekslere ait fiyat serilerinin düzeyde durađan olmadıkları yani birim kök içerdikleri görülmektedir. H_0 hipotezi düzey için reddedilmemiştir, rassal yürüyüş hipotezine uygunluk dođrulanmıştır. İkinci birim kökü araştırmak için serilerin 1.farklarına uygulanan testlerde ise ikinci birim kökün varlığı reddedilmiştir. Tüm endeksler birinci dereceden bütünleşik olup, düzeyde durađan deđillerdir. ADF testi sonucunda çalışılan 22 endeksin tamamının zayıf formda etkin olduđu sonucuna ulaşılmıştır.

V.III.II. Phillips-Perron Testinin (PP) Sonuçları

Zaman serilerinin birim kök içerip içermediđini incelemekte kullanılan PP testi için oluşturulan hipotezler ADF testi için oluşturulan hipotezlerle aynıdır;

H_0 = Seri birim kök içermektedir.

H_1 = Seri birim kök içermemektedir.

Burada benzer olarak yine serinin birim kök içerdini öne süren H_0 hipotezinin geçerliliđi hem düzey hem de birinci fark için araştırılmıştır.

Düzye x_t serisi için sonuçlar verirken birinci fark ($x_t - x_{t-1}$) serisi için olan sonuçları göstermektedir. Endeksler üzerine uygulanan PP testinin sonuçları Tablo III'te yer almaktadır. %5 anlamlılık seviyesi için kritik deđer -2,862 olarak ifade edilmektedir.

Genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök testine ek olarak Phillips-Perron birim kök testinin veri setine uygulanmasının temel sebebi PP yönteminin hata terimleri arasında zayıf bağımlılığa izin vermesidir. Literatürde ADF ve PP testleri birbirlerini tamamlayıcı testler olarak ifade edilmektedir.

Tablo III. Phillips-Perron Testi Sonuçları

	Düzyey	1. Fark		Düzyey	1. Fark
XU100			XU050		
PP test istatistiği	-0,451	-58,613	PP test istatistiği	-0,548	-58,695
p değeri	0,898	0,000	p değeri	0,879	0,000
XU030			XUSIN		
PP test istatistiği	-0,600	-58,735	PP test istatistiği	0,173	-56,986
p değeri	0,868	0,000	p değeri	0,971	0,000
XGIDA			XTEKS		
PP test istatistiği	0,971	-62,838	PP test istatistiği	-0,516	-56,090
p değeri	0,996	0,000	p değeri	0,886	0,000
XKAGT			XKMYA		
PP test istatistiği	-1,056	-56,437	PP test istatistiği	-0,376	-55,823
p değeri	0,735	0,000	p değeri	0,911	0,000
XTAST			XMANA		
PP test istatistiği	-0,946	-54,745	PP test istatistiği	-0,336	-56,166
p değeri	0,774	0,000	p değeri	0,917	0,000
XMESY			XUHIZ		
PP test istatistiği	0,435	-58,301	PP test istatistiği	0,566	-58,277
p değeri	0,984	0,000	p değeri	0,989	0,000
XULAS			XTRZM		
PP test istatistiği	1,886	-57,013	PP test istatistiği	-1,912	-55,070
p değeri	0,999	0,000	p değeri	0,327	0,000
XTCRT			XUMAL		
PP test istatistiği	1,134	-60,302	PP test istatistiği	-0,870	-58,463

p değeri	0,998	0,000	p değeri	0,798	0,000
XBANK			XSGRT		
PP test istatistiđi	-0,980	-58,597	PP test istatistiđi	-0,637	-54,669
p değeri	0,762	0,000	p değeri	0,860	0,000
XFINK			XHOLD		
PP test istatistiđi	-1,194	-54,471	PP test istatistiđi	-0,852	-58,597
p değeri	0,679	0,000	p değeri	0,804	0,000
XGMYO			XYORT		
PP test istatistiđi	-1,401	-54,234	PP test istatistiđi	-1,139	-54,049
p değeri	0,584	0,000	p değeri	0,702	0,000

%5 anlamlılık seviyesi için kritik değeri -2,862 olarak ifade edilmektedir.

Tablo III'teki değeri inceleneninde tüm endekslere ait fiyat serileri üzerinde uygulanan PP testinin ADF testiyle paralel sonuçlar ürettiđi görülmektedir. Tablodaki p değeri endekslerin düzeyde birim kök içerdiklerini yani durađan olmadıklarını göstermektedir. H_0 hipotezi düzey için reddedilmemiştir, rassal yürüyüş hipotezine uygunluk doğrulanmıştır. İkinci birim kökü araştırmak için serilerin 1.farklarına uygulanan testlerde ise ikinci birim kökün varlığı reddedilmiştir. Tüm endeksler birinci dereceden bütünleşik olup, düzeyde durađan değillerdir. ADF testine benzer olarak PP testi sonucunda da çalışılan 22 endeksin tamamının zayıf formda etkin olduđu sonucuna ulaşılmıştır.

VII. SONUÇ VE ÖNERİLER

Çalışmada 2000-2015 yılları arasında Borsa İstanbul kapsamında hesaplanan seçilmiş 22 endeksin günlük kapanış değeri kullanılarak endekslerin zayıf formda etkin olup olmadığı araştırılmıştır.

Zayıf formda etkinlik araştırılırken normal dağılımı test eden tanımlayıcı istatistiklerden, grafik analizlerinden ve durađanlığı ölçen birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Endekslere ait fiyat serilerinin 2000-2015 yılları arasında normal dağılım gösterip göstermediđi basıklık, çarpıklık ve Jarque-Bera istatistiđi gibi tanımlayıcı istatistik teknikleriyle belirlenmiştir, grafik analizleriyle sonuçlar desteklenmiştir. Daha sonra her bir zaman serisinde durađanlığın veya birim kökün varlığı Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi ve Phillips-Perron (PP) birim kök testiyle hem düzey hem de birinci fark için araştırılmıştır.

Yapılan testler sonucunda seçilen dönem aralığı için söz konusu endekslerin rassal yürüyüş hipotezine uygun hareket ettikleri ve zayıf formda piyasa etkinliğine sahip oldukları görülmektedir. 2000-2015 yılları için çalışılan endekslerdeki fiyat değişimlerinin rassal olduğu ve fiyatların birbirlerinden bağımsız olarak ortaya çıktığı sonuçlarına ulaşılmıştır.

REFERANSLAR

- Abrosimova, N., Dissanaiké, G., & Linowski, D. 2005. Testing the weak form efficiency of the Russian stock market. Social Science Research Network Working Paper.
- Al-Khazali, M., David, K., & Ding, C.S.P. 2007. A new variance ratio test of random walk in emerging markets: a revisit. *The Financial Review*, 42(2): 303–317.
- Alparslan, S.M. 1989. Test of weak form efficiency in İstanbul stock exchange. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Bilkent Üniversitesi, Ankara.
- Asteriou, D., & Hall, S. 2007. Applied econometrics: a modern approach using eviews and microfit. New York: Palgrave Macmillan.
- Bakırtaş, T., & Karbuz, S. 2000. İMKB endeksi'nin ekonometrik analizi. *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 168: 56-66.
- Başçı, E. 1989. Türkiye'de hisse senedi getirilerinin davranışı. 3. Ulusal İşletmecilik Kongresi.
- Blasco, N., Rio, D.C., & Santamaria, R. 1997. Random walk hypothesis in the Spanish stock market: 1980-1992. *Journal of Business Finance and Accounting*, 24(5): 667-684.
- Boumahdi, R., & Thomas, A. 1991. Testing for unit roots using panel data application to the French stock market efficiency. *Economics Letters*, 37(1): 77-79.
- Buguk, C., & Brorsen, B.W. 2003. Testing weak-form market efficiency: evidence from ISE. *International Review of Financial Analysis*, 12(5): 579-590.
- Cankurtaran, H. 1989. Menkul kıymetler piyasalarında etkinlik ve risk-getiri analizleri, Sermaye Piyasası Kurulu Yeterlik Etüdü.
- Cerchi, M., & Havenner, A. 1988. Cointegration and stock prices. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 333-346.
- Cham, K.C., Pan, M.S., & Gup, B.E. 1997. International stock market efficiency and integration: a study of eighteen nations. *Journal of Business Finance and Accounting*, 24(6): 803-813.
- Chiwira, O., & Muyambiri, B. 2012. A test of weak form efficiency for the Botswana stock exchange (2004-2008). *British Journal of Economics, Management and Trade*, 2(2): 83-91.
- Dađlı, H. 2004. Sermaye piyasası ve portföy analizi. Trabzon: Derya Kitabevi.
- 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(336): 427-431.
- Dickey, D.A., & Fuller, W.A. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4): 1057-1072.
- Ergül, N. 2009. Ulusal hisse senetleri piyasasında etkinlik. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 7(1): 101-117.
- Fama, E.F. 1965. 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 works. *Journal of Finance*, 25(2): 383-417.
- Fama, E.F. 1991. Efficient capital markets: II. *The Journal of Finance*, 46(5): 1575-1617.
- Gabriel, C.R. 2002. Testing for Romanian capital market efficiency. Doktora Tezi, The Bucharest University of Economic Studies.

- İbrahim, J., Long, Y., Ghani, H.A., & Salleh, S.I. 2011. Weak-form efficiency of foreign exchange market in the OECD countries: unit root test. *International Journal of Business and Management*, 6(6): 55-65.
- Jeon, B., & Chiang, T. 1991. A system of stock prices in world stock exchanges: common stochastic trends for 1975-1990. *Journal of Economics and Business*, 43(4): 329-338.
- Kasman, A., & Kırkulak, B. 2007. Türk hisse senedi piyasası etkin mi? Yapısal kırılmalı birim kök testlerinin uygulanması. *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 22(253): 68-78.
- Kılıç, S.B. 1997. Türk hisse senedi piyasasında zayıf formda etkinliğin sınanması. III. Ulusal Ekonometri-İstatistik Sempozyumu Bildirileri.
- Kılıç, S.B. 2005. Test of the weak form efficient market hypothesis for the Istanbul stock exchange by markov chains methodology. *Journal of Çukurova University Institute of Social Sciences*, 14(1): 333-342.
- Kıyılar, M. 1997. Etkin pazar kuramı ve etkin pazar kuramının İMKB’de test edilmesi, SPK Yayın No.86.
- Kocaman, Ç.B. 1995. Yatırım teorisinde modern gelişmeler ve İstanbul menkul kıymetler borsasında bazı değerlendirme ve gözlemler. İMKB Araştırma Yayınları, Yayın No.5.
- Kvedaras, V., & Basdevant, O. 2002. Testing the efficiency of emerging markets: the case of the baltic states. Eesti Pank Working Paper, No: 9.
- Leigh, L. 1997. Stock market equilibrium and macroeconomic fundamentals. IMF Working Paper.
- Ma, S., & Barnes, M.L. 2004. Are China’s stock markets really weakform efficient? CIES Discussion Paper, No:119.
- Marashdeh, H., & Shrestha, M.B. 2008. Efficiency in emerging markets: evidence from the emirates securities market. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 12: 143-150.
- Mobarek, A., & Keasey, K. 2000. Weak-form market efficiency of an emerging market: evidence from Dhaka stock market of Bangladesh. ENBS Conferance, Oslo.
- Ojah, K., & Karamera, D. 1999. Random walks and market efficiency tests of Latin American emerging equity markets: a revisit. *The Financial Review*, 34(2): 57-72.
- 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.
- Panas, E. 1990. The behaviour of Athens stock prices. *Applied Economics*, 22(12): 1715-1727.
- Phillips, P.C.B., & Perron, P. 1988, Testing for unit roots in time series regression. *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- Poterba, J., & Summers, L. 1988. Mean reversion in stock prices: evidence and implications. *Journal of Financial Economics*, 22(1): 27-59.
- Roberts, H. 1959. Stock market patterns and financial analysis: methodical suggestions. *Journal of Finance*, 14(1): 1-10.
- Taş, O., & Dursunoğlu, S. 2004. Dickey-Fuller birim kök test istatistiği ve runs testi kullanarak İMKB’nin etkinlik düzeyinin rassal yürüyüş modeli ile test edilmesi. VII. Ulusal Finans Sempozyumu Bildirileri.
- Timmerman, A. 1992. Changes in Danish stock prices 1914-1990. *Nationalokonomisk Tidsskrift*, 130: 473-482.

- Worthington, A., & Higgs, H. 2006. Weak-form market efficiency in Asian emerging and developed equity markets: comparative tests of random walk behavior. *Accounting Research Journal*, 19(1): 54-63.
- Yolsal, H. 1999. Hisse senedi piyasalarında etkinliđin ve fiyat dalgalanmalarının İMKB bileşik endeksi üzerinde sınanması. IV Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri.
- Zengin, H., & Kurt, S. 2004. İMKB'nin zayıf ve yarı güçlü formda etkinliđinin ekonometrik analizi. *Marmara Üniversitesi Öneri Dergisi*, 6(21): 145-152.
- Zeren, F., Kara, H., & Arı, A. 2013. Piyasa etkinliđi hipotezi: İMKB için ampirik bir analiz. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 36: 141-148.