

Etkin piyasa hipotezi ve gelişmekte olan hisse senedi piyasaları

Tankut Taner ÇELİK*, Oktay TAŞ

İTÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme Programı, 34469, Ayazağa, İstanbul

Özet

Bu çalışmanın öncelikli amacı gelişmekte olan ülkelerde zayıf etkinliğin araştırılması ve bu ülkeler arasında artan karşılıklı etkileşimlerin piyasa etkinliği açısından yansımalarını incelemektir. Bu nedenle, gelişmekte olan 12 ülkenin hisse senedi piyasaları, Nisan 1998-Nisan 2007 dönemine ait haftalık verilerine dayanılarak dizilim, birim kök ve varyans oran testleri ile zayıf etkinlik bakımından sınanmıştır. Birim kök testlerinde Geliştirilmiş Dickey Fuller (GDF) testinin yanı sıra Phillips-Perron (PP) ve KPSS birim kök testleri kullanılmıştır. Aynı zayıf etkinlik testleri Nisan 2002-Nisan 2007 alt dönemi için de ayrıca gerçekleştirilmiştir. Test edilen gelişmekte olan ülkeler Arjantin, Brezilya, Çek Cumhuriyeti, Mısır, Endonezya, Macaristan, Hindistan, İsrail, Kore, Meksika, Rusya ve Türkiye'dir. Bütün hipotez testleri %5 anlamlılık seviyesinde yapılmıştır. Bulgular, çoğu ülke için zayıf etkinliği destekler nitelikte olmuştur. Dizilim testlerinde 1998-2007 dönemi için Çek piyasasının, 2002-2007 dönemi için ise Arjantin piyasasının zayıf etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. GDF testinde gecikme sayıları hem Akaike hem de Schwarz bilgi kriterine göre ayrı ayrı hesaplanmıştır. Her iki bilgi kriteri değişik sayıda gecikme sayısına işaret etmelerine rağmen, sonuçlardaki tek fark 2002-2007 dönemi için sabit ve trend içeren test modelinde, Akaike bilgi kriterine göre yapılan testte, Hindistan borsa endeksinin birim kökünün varlığının reddi olmuştur. 1998-2007 dönemleri için bütün birim kök testleri Rus piyasası endeksinde birimkök varlığını reddetmiştir. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) testlerinde ise Brezilya, Endonezya, Hindistan ve İsrail için durağanlık reddedilememiştir. Varyans oran testinde sonuçları 1998-2007 dönemi için Brezilya, Çek, Hindistan, İsrail, Kore, Meksika ve Türkiye'nin, 2002-2007 dönemi için ise Arjantin hariç bütün ülkelerin zayıf etkinliğine işaret etmişlerdir. Türkiye ve Kore piyasaları için hiç bir test zayıf piyasa etkinliğini reddedememiştir.

Anahtar Kelimeler: Etkin piyasa, rassal yürüyüş, birim kök, dizilim, varyans oran.

*Yazışmaların yapılacağı yazar: Tankut Taner Çelik. tankutc@gmail.com; Tel: (212) 365 46 80.

Bu makale, birinci yazar tarafından İTÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme Programında tamamlanmış olan "Etkin Piyasa Hipotezi ve Gelişmekte Olan Hisse Senedi Piyasalarında Eş Hareketlilik" adlı doktora tezinden hazırlanmıştır. Makale metni 13.06.2007 tarihinde dergiye ulaşmış, 07.11.2007 tarihinde basım kararı alınmıştır. Makale ile ilgili tartışmalar 31.03.2009 tarihine kadar dergiye gönderilmelidir.

Efficient market hypothesis and emerging markets

Extended abstract

The existence of a random price generation process is one of the most central findings to support weak-form efficiency in capital markets. The logic is quite straight forward. As suggested by Fama (1970), if prices are efficient, then they fully incorporate all available information at that time, and hence the expectation of price conditioned on the information set at any time is simply the current price. This suggests a random process in price formation. The main purpose of this study is to test weak-form market efficiency in selected emerging markets. Therefore, twelve emerging stock market indices were tested with runs test, unit root tests and variance ratio test by using weekly data for the period of April 1998–April 2007.

Wednesday's closing prices are used in the weekly data set. The reason to use Wednesday rather than Friday is to minimize the number of missing data as most of the holidays coincide with Friday or Monday. If the Wednesday data are missing then the Thursday's, if the Thursday data are also missing then the Friday data will be used. However, if the Friday data are also missing, then the week will be accepted as a missing week.

Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) and Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) methodologies are used in unit root tests. The same weak-form market efficiency tests are done for the sub period of April 2002–April 2007. The tested countries are Argentina, Brazil, Czech Republic, Egypt, Indonesia, Hungary, India, Israel, South Korea, Mexico, Russia and Turkey. The findings are supportive for weak form efficiency for most of the countries tested.

The runs test can be used to decide whether a data set is from a random process. A run is defined as a series of increasing values or a series of decreasing values. The number of increasing or decreasing values is the length of the run. In a random data set, the probability that the $(I+1)^{th}$ value is larger or smaller than the I^{th} value follows a binomial distribution, which forms the basis of the runs test. The runs test results suggest weak form efficiency in all tested markets with the exception of Czech Republic for the period of 1998–2007, and Argentina for the sub period of 2002–2007.

A unit root test tests whether a time series variable is non-stationary by using an autoregressive model. The most popular unit root test is the Augmented Dickey-Fuller test. Another test is the Phillips-Perron test. Both of these tests use the existence of a unit root as the null hypothesis. On the other hand, the KPSS test tests for stationarity. Efficient markets are expected to follow a random walk process which generates non-stationary price series.

All unit root tests suggest weak form efficiency in the selected countries except in Russia for the period of 1998–2007. The PP and the ADF tests indicate market inefficiency in Israel and Mexico for the period of 2002–2007. Moreover, the ADF test using Akaike Information Criteria, to determine the number of the lags to be included in the test variables, reject market efficiency in India at 5% significance level. The KPSS test results suggest that stock market index series in Brazil, India, Indonesia and Israel are not the product of a random price generation process.

Implications of the random walk suggest that (i) returns are not predictable in the long or short run and that (ii) the variance of a sample is linearly related to the sampling interval. The first implication is tested by using runs test and unit root tests in this study. The second implication is tested with the test statistics developed by Lo and MacKinlay (1988) based on the idea that variance ratios over different sampling intervals are linear functions of the unit interval. The variance ratio tests are developed for both homoscedastic and heteroscedastic conditions. The time intervals used in this study are 2, 4, 8, 16, 32 and 64 weeks.

The random walk null hypothesis is rejected for Argentina, Egypt, Hungary, Indonesia and Russia for the 1998–2007 period. The market efficiency cannot be rejected in the tested countries except in Argentina for the 2002–2007 sub period.

One of the interesting findings of this study is that none of the tests can reject weak form market efficiency in the Turkish and Korean markets. Another interesting finding is that in none of the tested countries, all tests reject the existence of market efficiency.

Keywords: *efficient market, random walk, runs, unit roots, variance ratio.*

Giriř

Etkin Piyasa Hipotezi (EPH) kısaca piyasalarda var olan fiyatların her türlü bilgiyi içerdğini, dolayısıyla bu bilgileri kullanarak normal üstü bir getiri sağlamanın olanaksız olduğunu söyler. EPH belki de akademik finans yazınında en çok üzerinde tartışılan ve teste tabi tutulmuş bir konu olarak karřımızda durmaktadır. Bu açıdan, sermaye piyasalarının dinamiklerinin daha iyi anlaşılmasında çok ciddi katkılar yapmıştır.

EPH, fiyatı belirleyenlerden hiçbirinin bireysel olarak fiyatları etkileyemeyeceği çoklukta alıcı ve satıcı olduğu varsayımı ile işlemcilerin tüm ulaşılabilir bilgilere aynı anda ve simetrik olarak benzer maliyetlerle ulaşabildiğini ve işlem maliyetlerinin de son derece düşük olduğunu varsayar.

Ayrıca, Shleifer'in (2000) belirttiği üzere, EPH rasyonel beklentiler hipotezinin bir uzantısı olarak yatırımcı davranışı bakımından üç varsayıma daha uyar. Buna göre,

-Yatırımcılar rasyoneldir ve finansal varlıkları bu çerçevede değerlendirirler.

-Bazı yatırımcılar rasyonel değilse bile, rasyonel davranmayan yatırımcıların davranışları birbirini dışlar ve böylece fiyatlar etkilenmemiş olur.

-Yatırımcılar, aynı yönde rasyonellik dışı bir davranış sergilerse, piyasada bulunan rasyonel arbitrajcular, bu davranışların fiyatları etkilemesini engeller.

Barberis ve Thaler (2002) bu rasyonelliğin iki sonucu olduğunu belirtmişlerdir. Buna göre, piyasa katılımcıları kendilerine yeni bir bilgi geldiğinde, beklentilerini yeni bilgiye göre doğru şekilde güncellerler ve bu beklentiler çerçevesinde kendi faydalarını en üst düzeye çıkaracak kararları alırlar.

Bu durumda, yatırımcıların gelecekte oluşmasını bekledikleri fiyatı, risk durumları ve mevcut şartlardaki risksiz getiri oranı ile bulacakları bir iskonto oranını kullanarak bugüne indirgemeleri beklenir. Bunun sonucunda oluşan fiyatın da denge fiyatı olduğu öngörülür. Bu fiyat piyasada

oluşan fiyattır. Mevcut fiyatların tüm bilgiyi yansıttığı piyasalar tam etkin olarak nitelendirilmiştir.

Bilgisel etkinlik türleri

Fama (1970), sermaye piyasalarının etkinliği hakkındaki yazısında fiyatların piyasada yansımaları derecesinin ölçülmesi bakımından piyasa etkinliği testlerini 3 gruba ayırmaktadır.

(1) Zayıf etkinlik (weak-form efficiency) testleri: Piyasada geçmiş fiyat hareketleri kullanılarak normal üstü bir getiri elde edilemiyorsa, zayıf formda etkin bir piyasa söz konusudur.

(2) Yarı güçlü etkinlik (semi-strong form efficiency) testleri: Piyasalarda geçmiş fiyat bilgilerine ek olarak mali tablolar, temettü ödemeleri ve şirketlerin birleşme, devir, F/K (fiyat/kazanç) oranlarına ilişkin bilgilerin yanında, politik ve makro ekonomik olaylara yönelik bilgilerin tümü piyasaya yansiyorsa, o piyasa yarı-güçlü formda etkin piyasa olarak adlandırılır.

(3) Güçlü etkinlik (strong-form efficiency) testleri: Tüm bilgilerin fiyatlara yansımış olduğu piyasalar güçlü formda etkin piyasalar olarak ele alınmaktadır.

Temel olarak etkinlik testlerinin gruplandırılması her ne şekilde olursa olsun, tüm piyasa etkinliği değerlendirmelerinde, piyasaya yeni bilgiler geldikçe fiyatların bu yeni bilgilerle değişeceği ve fiyatların rassal hareket edeceği esas alınmıştır. Eğer fiyattaki ayarlamalar piyasada ortaya çıkan bilgiye göre yavaş olursa, varlık fiyatları bilgiyi tam olarak yansıtmayacaktır. İkinci olarak, fiyatların rassal hareket etmemesi fiyat hareketlerindeki düzenliliği farkedebilen yatırımcılara normal üstü bir kazanç fırsatı doğuracağından, EPH'nin ihlal edildiği bir durum kabul edilir. Malkiel'in (1990) belirttiği gibi, EPH sanılanın aksine hiçbir yatırımcının piyasayı yenemeyeceğini söylemez. Tam tersi bazı yatırımcıların zaman zaman yenebileceğini, ancak bunun tutarlı ve sürekli bir biçimde aynı grup yatırımcılar tarafından gerçekleştirilemeyeceğini öne sürer.

EPH'nin geçerli olduğu bir ortamda sürekli denge olarak adlandırılan bir durum da söz konusudur. Burada dikkat edilmesi gereken ince nokta, dengenin statik değil sürekli değişen dinamik bir denge olmasıdır. En son haber elde edildiğinde varlık fiyatlarının gerçek değerleri değişmekte ve piyasa fiyatları yeni fiyatlarla uyum sağlamaktadır. Bu fiyat uyumu sürecinin hızı, bir piyasanın ne kadar etkin olduğunu gösterir. Tamamen etkin bir piyasanın sürekli denge halinde olması durumu doğarken, geçici nitelikte de olsa herhangi bir dengesizlik normal üstü kazanç fırsatı yaratacağından, EPH'nin geçerli olmadığı bir durum oluşturur.

EPH testlerinin en büyük problemi birleşik hipotez konusudur. Fama'nın (1970) işaret ettiği gibi, çoğu piyasa etkinlik testleri, piyasa etkinliği ve beklenen hisse senedi getiri modellerinin birleşik testlerinden ibarettir. Çünkü yapılan test ister istemez bir denge modeli ile yapılmak durumundadır. Bu nedenle, herhangi bir şekilde EPH'yi reddeden bir sonuç ortaya çıktığında, bunun nedeninin EPH'nin mi yoksa denge modelinin mi başarısızlığı olduğu her zaman için bir belirsizlik konusudur.

Harvey (1993) çalışmasında gelişmekte olan ülkelerdeki bilgisayar etkinliğinin düşük olmasından yola çıkarak bu ülkelere yatırım yapılmasını önermiştir. Gerçekten de bu dönemlerde bir kısmı ülkemizde olmak üzere gelişmekte olan ülkeler için zayıf etkinliği reddeden çalışmalar üretilmiştir. Ancak artan haberleşme imkanı ve gelişmekte olan ülkelere son yıllarda artan yatırımların bu durumu değiştirebilmiş olacağı düşüncesi ile, öncelikle 1998-2007 dönemi içinde dünyanın çeşitli coğrafyalarından 12 gelişmekte olan ülkenin borsa endeksleri baz alınarak zayıf etkinlik çalışmaları yapılmıştır.

Veri seti

Bu çalışmada, gelişmekte olan 12 ülkenin hisse senedi piyasa endekslerinin geçmiş verilere dayanılarak ilerideki getirilerinin tahmin edilebilirliğinin uygulanacak testlerle sınanması hedeflenmektedir. Bunun için kullanılacak veriler www.finance.yahoo.com.uk internet sitesinden temin edilmiştir. Rusya, Macaristan ve Çek bor-

saları için Bloomberg ve Reuters veri dağıtım şirketlerinin hizmetlerinden faydalanılmıştır.

Çalışmada gelişmekte olan ülke pazarları olarak Arjantin (arg), Brezilya (bre), Çek Cumh. (cek), Mısır (egy), Endonezya (end), Macaristan (hun), Hindistan (ind), İsrail (isr), Kore (kor), Meksika (mex), Rusya (rus) ve Türkiye (tur) seçilmiştir.

Bu kadar geniş coğrafyaya yayılmış piyasalar birbirleri ile aynı saat dilimlerinde açık olmamaktadırlar. Doğal olarak bu da, verilerin daha sonraki aşamada birbirleri ile olan bağlanımlarında, metodolojik olarak senkronize olmayan veri seti problemine neden olacaktır.

Bu problemin etkisini az da olsa azaltabilmek için haftalık veri seti üzerinden çalışılmıştır. Haftalık veri setinde, hem tatil günü sayısını minimize edebilmek, hem de haftanın Cuma-Pazartesi günleri gibi etkilerinden kaçabilmek amacı ile Buguk ve Brorsen (2003) çalışmasında olduğu gibi, Çarşamba günleri esas alınmıştır. Çarşamba günü işlem olmadığı o hafta için Perşembe günü, Perşembe günü de işlem yoksa Cuma günü seçilmiştir. Buguk ve Brorsen ise (2003) çalışmalarında Cuma yerine, yakınlıktan dolayı Salı gününü tercih etmişlerdir. Bu çalışmada yakınlık veri oluşturulmasında kıstas olarak alınmayıp, var olan bilginin fiyatlara yansımaları esas alınmıştır. Bu yüzden nihai tercihte boş olan Çarşamba ve Perşembe günü için kullanılacak veri için, Salı yerine Cuma gününün verisi seçilmiştir. Ancak Cuma gününe ait veri olmaması halinde o hafta kayıp olarak kabul edilmiş ve hesaplamalarda devre dışı bırakılmıştır. Bu nedenle, kayıp geçilen hafta sayısı çok sınırlı kalmıştır. En çok veri kaybı Endonezya ile ilgili olmuş 5 haftaya ait veri kayıp kabul edilmiştir. İsrail'de 2 haftalık, Türkiye, Arjantin ve Rusya'da sadece birer haftalık veri kayıp olarak kabul edilmiştir. Brezilya, Çek, Mısır, Macaristan, Hindistan, Kore ve Meksika borsalarında ise herhangi bir kayıp hafta gerçekleşmemiştir.

Verilerin aralığı ise Nisan 1998–Nisan 2007 tarihleri arasında haftalık olarak 471 gözlemi

içermektedir. Ayrıca ortak olarak kayıpsız bulunan gözlem sayısı ise 461 olmaktadır.

Bu çalışmalarda dizilim (runs) testi, birim kök testleri ve varyans oran testi kullanılmıştır. Ancak birim kök testlerindeki yapısal sorunlar gözönüne alınıp 3 ayrı birim kök testi uygulanarak sonuçların güvenilirliği arttırılmaya çalışılmıştır.

Dizilim (runs) testleri

Bir dizilim ardışık olarak aynı yöndeki işaretlerin toplamının oluşturduğu bir kümedir.

Gujarati (1999) tarafından belirtildiği üzere, parametrik olmayan bir test türü olan dizilim (runs) testleri, verilerde aşırı uçlarda yer alan değerlerin yaratacağı sakıncaları ortadan kaldırma amaçlı olarak yapılmaktadır. Bu yüzden sadece işaretin yönü önemlidir. Gözlemlerin tam rassal sıralanmalarında, dizilimlerin nasıl bir davranış gösterdikleri incelenerek; dizilimin rassallığı test edilmektedir. Bir başka anlatımla, gözlemlerde gerçekleşen dizilim sayısı, aynı serinin tam rassal dağıldığında gerçekleşmesi beklenen dizilim sayısı ile karşılaştırılarak test gerçekleştirilir. Bunun için gerçekleştirilen test istatistiğinde

N = toplam gözlem sayısı,
 n_1 = + işaretlerin sayısı,
 n_2 = - işaretlerin sayısı,
 k = dizilim sayısı

olsun. $n_1 > 10$ ve $n_2 > 10$ varsayımları altında, normal dağılımda beklenen dizilim sayısı ve varyans

$$E(k) = \frac{(2n_1n_2)}{(N)} + 1; \quad (1)$$

$$\sigma_k^2 = \frac{(2n_1n_2(2n_1n_2 - N))}{(N^2(N-1))} \quad (2)$$

şeklinde hesaplanır. Buna göre gerçekleşen dizilim sayısı, seçilen güven aralığının beklenen dizilimleri arasında yer alıyorsa dizilimlerin

normal dağıldıkları sıfır hipotezi reddedilemeyeceğinden, getirilerin birbirinden bağımsız olduğu hipotezi kabul edilir.

DF-GDF birim kök testleri

Değişkenlerin durağan olup olmadıklarını test etmede en çok kullanılan yöntem Enders (1995) tarafından belirtildiği üzere “Dickey – Fuller (DF) birim kök testi”dir.

Herhangi bir serinin kendinden bir önceki döneme göre regresyonunu hesapladığımızda elde edeceğimiz eşitlik en basitinden

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

şeklinde gösterilebilir. Y_t , Y 'nin t zamanında aldığı değer, Y_{t-1} , Y 'nin $t-1$ zamanda aldığı değer ve u_t , klasik varsayımlara uyan, yani ortalaması sıfır, ardışık bağımsız olmayan, olasılıklı hata terimi şeklinde tanımlanabilir.

Bu durumda $\rho = 1$ olarak bulunursa Y_t olasılıklı değişkeninin birim köke sahip olduğu söylenir. Aynı zamanda serinin durağan olmadığı ve rassal yürüyüş süreci izlediği anlamına gelir. Eşitlik (3) $\delta = \rho - 1$ olmak üzere aşağıdaki şekilde

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t, \quad (4)$$

gösterilebilir.

Ancak modelde bir sabit öngörülüyorsa bu sefer eşitlik

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

veya modele sabit ve bir trend eklendiğinde eşitlik

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

şeklinde yazılabilir.

Modelin her üç ayrı durumunda da kurulacak test hipotezleri

$H_0 : \delta = 0$ ($\rho = 1$) dir, seri birim köke sahiptir (rassal yürüyüş)

$H_1 : \delta < 0$ ($\rho < 1$) dir, seri durağandır

şeklinde dir.

δ için hesaplanan t-istatistiğinin karşılaştırılacağı kritik değerler tablosu bilinen standart normal dağılım tablosu veya t-dağılım tablosundaki anlamlılık düzeyine karşılık gelen değerler değildir. Standart dağılım ve t dağılımı serilerin durağan olduğu varsayımına dayanarak oluşturulmuş tablolar olduğundan, durağan olmayan zaman serileri için kullanılmaları güvenilir olmayan sonuçlar doğuracaktır. Bu yüzden Dickey Fuller kritik değerleri kullanmak için τ (tau) test dağılım tablosunu geliştirmişlerdir. Dağılım değerleri değiştiğinden, hesaplanan t-istatistikleri hesaplama yönteminde hiçbir değişiklik olmamasına rağmen, karşılaştırılacağı tablo nedeni ile τ istatistiği adını alır. Eğer, hesaplanan τ Dickey-Fuller test istatistiğinin mutlak değeri (yani $|\tau|$) kritik eşik değerlerinin mutlak değerinden küçükse, $H_0 : \alpha = 0$ hipotezi kabul edilir ve incelenen zaman serisinin durağan olmadığı kabul edilir. Eğer bunun tam tersi bir sonuç çıkarsa, H_0 hipotezi reddedilir ve zaman serisinin durağan olduğu sonucuna varılır.

Ancak, modele sabit veya trend eklendiğinde kritik eşik değerleri yeniden değişeceğinden her modelin kendi eşik değerleri kullanılmalıdır. Eğer H_0 reddedilirse seri durağan olduğu için testlerde t-dağılım değerleri kullanılabilir hale gelir.

Dickey-Fuller testinde hata terimleri (u_t) arasında korelasyon olmadığı varsayılmıştır. Hata payları arasında korelasyon olma problemini aşmak içinse bağımlı değişkenin gecikmeli fark terimleri (m) modele eklenir. O zaman test regresyonları

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

(sabit ve trendsiz)

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

(sabit)

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

(sabit ve trend)

olur. Bu eşitliklerin kullanıldığı birim kök testlerine de Genişletilmiş Dickey-Fuller (GDF) testleri denilmektedir. Gecikme sayısının belirlenmesinde çeşitli yaklaşımlar mevcut olmakla beraber ana düşünce, hata terimlerinin ardışık bağımsız olmasını sağlayacak kadar terimi modele katmaktır.

Phillips Perron birim kök testleri

Dickey-Fuller testleri hata terimlerinin istatistiki olarak bağımsız olduklarını ve sabit varyansa sahip olduklarını varsayar. Bu metodoloji kullanılırken hata terimleri arasında korelasyon olmadığına ve sabit varyansa sahip olduklarına emin olmak gerekir. Phillips ve Perron (1988) Dickey-Fuller'in hata terimleri ile ilgili olan bu varsayımı genişletmişlerdir. Bu amaçla parametrik olmayan bir birim kök testi geliştirmişlerdir. PP testi Dickey-Fuller testindeki regresyon denklemlerini aynen kullanmakta; ancak denklemdeki bir önceki terime ait parametrenin (δ) τ istatistiğinde parametrik olmayan düzeltme yaparak, otokorelasyon sorununu çözmektedir. Testler için eşik değerler ise aynı kalmaktadır.

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testleri

ADF ve PP testlerinde kurulan hipotezlerden farklı olarak, KPSS testinde boş hipotez serinin durağan olduğunu, buna karşın alternatif hipotez ise seride birim kök olduğunu öne sürer. Bir başka deyişle KPSS testinde durağanlığın reddedilip edilemeyeceği test edilmektedir.

KPSS testine göre, bir zaman serisi, bir deterministik trend, bir rassal terim ve bir sabit bozucu terim içerir. Test bir rassal terimin sıfır varyansa sabit olduğu hipotezinin Lagrange Çarpanı (LM) testidir.

Buna göre,

$$Y_t = \beta t + \varphi_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

t deterministik trend, φ nin rassal süreç ve ε_t hata terimidir. Denklemden yer alan rassal süreç (φ_t)

$$\varphi_t = \varphi_{t-1} + u_t, \quad (11)$$

řeklinde ifade edilebilir. Rassal sreçte yeralan hata terimi u_t 'nin bağımsız ve eř dağılım özelliklerine sahip $(0, \sigma_u^2)$ eřitlik olduđu varsayılır. Bu durumda $H_0: \sigma_u^2=0$ boş hipotezi ile serinin durađanlığı sınanır. Hata teriminin varyansının (σ_u) sıfır olması, hata teriminin (u_t) sabit olmasını, dolayısıyla rassal sreç olarak nitelendirilen φ_t srecinde durađan olmasını gerektirecektir.

Varyans oran testi

Lo ve Mackinlay (1988) tarafından rassal yryř test edebilmek amacı ile geliřtirilmiřtir. Byklđ sıfırdan farklı sabit ieren basit bir rassal yryř sreci,

$$P_t = P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

řeklinde yazılabilir. Rassal yryř durađan dıřı bir zaman serisidir. Hata teriminde (ε_t) otokorelasyonlar oluřursa, seri rassal yryř modelinden ıkmasına rađmen durađan dıřılıđını srdrmeye devam edecektir. Bu serinin varyansı ise,

$$\text{Var}(P_t) = t \sigma^2 \quad (13)$$

řeklinde hesaplanır. İřte bu nedenle rassal yryř zelliđi gsteren fiyatlardaki varyans dnemler arası dođrusal bir iliřki iindedir.

$$\text{VR}(q) = \frac{1}{q} \frac{\text{Var}(P_t - P_{t-q})}{\text{Var}(P_t - P_{t-1})} = 1 \quad (14)$$

Uygulanacak testlerde yukarıdaki denklemde yeralan eřitlik reddedilemiyorsa, fiyat oluřumunda rassal yryř sreci de reddedilemeyecektir. Dolayısı ile bu sonu zayıf formda etkin piyasa grřn destekleyecek bir bulgu olacaktır.

Lo ve Mac Kinlay (1988) tarafından iřaret edildiđi zere, varyans oranının 1'den byk olması, fiyat serileri arasında pozitif korelasyonun, 1'den kk olması da negatif korelasyonun

varlıđını gsterir. Bu iki durum fiyatların birbirini etkilediđini, bir bařka ifadeyle rassal olarak oluřmadıđını iřaret eder. Varyans oranının 1 olması durumunda ise, fiyatlar arasında korelasyon yoktur. Bu, fiyatların birbirini etkilemediđi, fiyatların rassal oluřtuđu sonucuna gtreceđinden, Varyans Oran testlerinin zayıf etkinlik arařtırmalarında kullanılabileceđini gsterir.

Dizilim test sonuları

$H_0 =$ Gerekleřen dizilim sayısı = Beklenen rassal dizilim sayısı

$H_1 =$ Gerekleřen dizilim sayısı \neq Beklenen rassal dizilim sayısı

hipotezleri %95 gven aralıđında Arjantin, Brezilya, ek Cumhuriyeti, Mısır, Endonezya, Macaristan, Hindistan, İsrail, Kore, Meksika, Rusya ve Trkiye borsaları endekslerinin haftalık getiri dizilimleri 1998-2007 ve 2002-2007 dnemleri iin test edilmiřtir.

1998-2007 dnemi iin haftalık veriler zerinden gerekleřtirilen testlerde sadece ek Cumhuriyeti'nde haftalık getiri dizilimlerinin rassallıđı %5 anlamlılıkta reddedilebilmiř geri kalanlar ise testin gven aralıđı iinde yer almıř bulunmaktadır. Bu nedenle diđer lkeler iin rassallık boş hipotezi reddedilememiřtir. 1998-2007 dnemi iin yapılan dizilim testlerinin sonuları Tablo 1'de gsterilmiřtir.

Benzer řekilde Tablo 2'de grldđu gibi, 2002-2007 dneminde yapılan testlerde 12 geliřmekte olan lkenin 11 tanesinde %95'lik gven aralıđı erevesinde dizilimlerin rassal oluřmuř olduđu reddedilememiřtir. Ancak bu sefer Arjantin borsasında haftalık getirilerin dizilimlerinde %95 gven aralıđında rassallık reddedilmiřtir.

Getirilerin byklklerini gzetmeden yapılan dizilim testleri sonucunda, ek Cumhuriyeti ve Arjantin hari teste tabi btn geliřmekte olan lkeler iin getiri dizilimlerindeki bağımsızlık reddedilememiřtir. Bu da zayıf etkinliđi destekler bir test sonucu olarak grlmektedir.

Tablo 1. Dizilim test sonuçları 1998-2007

	Gözlem			Dizilim			Güven Aralığı		Sonuç
	Toplam	Pozitif	Negatif	Gerçekleşen	Beklenen	Std. Sap.	Alt	Üst	
ARG	468	261	207	219	231.88	10.66	210.99	252.78	rassal
BRE	470	267	203	220	231.64	10.63	210.81	252.47	rassal
CEK	470	271	199	209	230.49	10.57	209.76	251.21	*
EGY	470	287	183	218	224.49	10.30	204.31	244.68	rassal
END	462	270	192	208	225.42	10.43	204.98	245.86	rassal
HUN	470	265	205	229	232.17	10.65	211.29	253.05	rassal
IND	470	272	198	211	230.17	10.56	209.48	250.87	rassal
ISR	466	261	205	228	230.64	10.63	209.81	251.46	rassal
KOR	470	254	216	215	234.46	10.76	213.38	255.55	rassal
MEX	470	271	199	213	230.49	10.57	209.76	251.21	rassal
RUS	468	275	193	209	227.82	10.47	207.29	248.34	rassal
TUR	468	267	201	218	230.35	10.59	209.59	251.10	rassal

*% 95 Güven Aralığında rassallık reddedilmiştir

Tablo 2. Dizilim test sonuçları 2002-2007

	Gözlem			Dizilim			Güven Aralığı		Sonuç
	Toplam	Pozitif	Negatif	Gerçekleşen	Beklenen	Std. Sap.	Alt	Üst	
ARG	263	165	98	108	123.97	7.57	109.14	138.79	*
BRE	263	161	102	121	125.88	7.68	110.82	140.94	rassal
CEK	263	169	94	112	121.81	7.43	107.24	136.37	rassal
EGY	263	166	97	125	123.45	7.53	108.68	138.22	rassal
END	261	164	97	112	122.90	7.53	108.14	137.66	rassal
HUN	263	162	101	124	125.43	7.66	110.42	140.43	rassal
IND	263	166	97	110	123.45	7.53	108.68	138.22	rassal
ISR	261	148	113	125	129.15	7.92	113.64	144.67	rassal
KOR	263	146	117	122	130.90	7.99	115.23	146.57	rassal
MEX	263	164	99	121	124.47	7.60	109.58	139.36	rassal
RUS	263	168	95	109	122.37	7.47	107.73	137.00	rassal
TUR	263	157	106	126	127.56	7.79	112.29	142.82	rassal

*% 95 Güven Aralığında rassallık reddedilmiştir

Geliştirilmiş Dickey Fuller test sonuçları

Buna göre kurulacak hipotez testi

H₀: Seri birim kök içermektedir (Rassal yürüyüş modeline uygundur)H₁: Seri birim kök içermemektedir (Durağan bir seridir) şeklindedir.

Schwarz bilgi kriterine göre denkleme katılacak en uygun gecikme sayısı bulunmaya çalışılmış, ancak Arjantin borsası endeksi dışındakilerde herhangi bir gecikmeye ihtiyaç duyulmamıştır. Elde edilen sonuçlar ve kritik eşik değerlere Tablo 3'te yer verilmiştir. 1998-2007 yıllarını kapsayan dönemde, Rusya borsası endeksi dışındaki ülkelerin borsa endekslerinde birim

kökün varlığı boş hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir.

Test denklemindeki gecikme sayısı ayrıca Akaike Bilgi Kriterini (AIC) kullanarak tekrar tespit edilmiştir. Denklemler için bulunan gecikme sayıları, SIC kullanılarak bulunan sayılardan oldukça farklı olmuştur. Örneğin, Tablo 3.6'da görüleceği üzere Brezilya, Kore ve Rusya borsalarında sırasıyla 14, 13 ve 17 bulunmuştur. Elde edilen sonuçlarda ise Nisan 2002-Nisan 2007 dönemi sabit ve trend içeren Geliştirilmiş Dickey Fuller (GDF) testi hariç, ulaşılan sonuçlarda Nisan 2002-Nisan 2007 dönemi dışında bir farklılık gözlenmemiştir.

2002-2007 sabit ve trend içeren GDF testinde her iki bilgi kriterinde İsrail ve Meksika borsalarında

Tablo 3. GDF (ADF) (Schwarz) birim kök test sonuçları

	Nisan 98-Nisan 07				Nisan 02-Nisan 07				
	Sabit		Sabit ve Trend		Sabit		Sabit ve Trend		
	Gecikme	t ist.	Gecikme	t ist.	Gecikme	t ist.	Gecikme	t stat	
l_arg	0	0.11	0	-2.20	2	-1.09	1	-2.35	
l_bre	0	-0.24	0	-2.14	0	0.14	0	-3.16	
l_cek	0	0.56	0	-1.81	0	-0.62	0	-2.25	
l_egy	0	0.83	0	-1.09	0	0.01	0	-2.00	
l_end	0	0.47	0	-1.72	0	0.40	0	-2.52	
l_hun	0	0.00	0	-2.49	0	-0.40	0	-2.34	
l_ind	0	0.39	0	-1.34	0	0.10	0	-3.14	
l_isr	0	-0.28	0	-1.39	0	0.28	0	*-3.43	
l_kor	0	-1.08	0	-1.90	0	-0.08	0	-3.17	
l_mex	0	0.78	0	-1.71	0	0.78	0	*-3.47	
l_rus	0	0.26	0	*-4.98	0	0.01	0	-2.32	
l_tur	0	-1.30	0	-2.19	0	-1.30	0	-2.19	
Test Eşik Değerleri: Sabit		% 1	3.44	Sabit ve Trend		% 1	3.98		
		% 5	2.87			% 5	3.42		
		%10	2.57			%10	3.13	*%5 anlamlılık	

Tablo 4. GDF (ADF) (Akaike) birim kök testi sonuçları

	Nisan 98-Nisan 07				Nisan 02-Nisan 07				
	Sabit		Sabit ve Trend		Sabit		Sabit ve Trend		
	Gecikme	t ist.	Gecikme	t ist.	Gecikme	t ist.	Gecikme	t stat	
l_arg	1	0.10	1	-1.96	2	-1.09	2	-1.93	
l_bre	14	-0.34	14	-2.03	0	0.14	0	-3.16	
l_cek	4	0.50	4	-1.89	4	-0.57	4	-2.03	
l_egy	8	0.25	9	-1.40	8	-0.10	8	-2.23	
l_end	3	-0.20	3	-2.09	3	0.22	3	-2.76	
l_hun	3	-0.35	3	-2.89	0	-0.40	0	-2.34	
l_ind	0	0.36	0	-1.37	0	0.10	10	*-3.43	
l_isr	3	-0.27	3	-1.44	3	0.02	3	*-3.72	
l_kor	13	-2.16	13	-2.75	7	-0.21	7	-3.38	
l_mex	0	0.90	0	-1.62	0	1.31	0	*-3.47	
l_rus	17	-0.70	17	*-5.92	2	-0.03	2	-2.29	
l_tur	3	-0.92	3	-2.19	3	-0.92	3	-2.50	
Test Eşik Değerleri: Sabit		% 1	3.44	Sabit ve Trend		% 1	3.98		
		% 5	2.87			% 5	3.42		
		%10	2.57			%10	3.13	*%5 anlamlılık	

birim kökün varlığı, yani rassal yürüyüş, %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Ancak Akaike bilgi kriterine göre Hindistan borsası endeksi için %5 anlamlılık düzeyinde birim kök vardır, sıfır hipotezi reddedilmiştir.

Phillips Perron birim kök sonuçları

Test edilen hipotezler aşağıdaki gibidir:

H₀: Seri birim kök içermektedir (Rassal yürüyüş modeline uygundur)

H₁: Seri birim kök içermemektedir (Durağan bir seridir)

Bu testte elde edilen sonuçların, GDF Schwarz bilgi kriterine göre elde edilenlerle tam bir uyum içinde olduğu görülmektedir. Tablo 5'te görüleceği üzere, hem 1998-2007 hem de 2002-2007 dönemleri için, her iki test de aynı sonuçları vermiştir.

KPSS birim kök sonuçları

Bu testte kurulacak hipotez:

H₀: Seri durağan bir seridir.

H₁: Seri durağan olmayan stokastik bir seridir (Rassal yürüyüş modeline uygundur) şeklindedir.

Tablo 5. PP birim kök test sonuçları

	Nisan 98-Nisan07		Nisan02-Nisan07	
	Sabit	Trend	Sabit	Trend
l_arg	0.05	-2.27	-1.07	-1.99
l_bre	-0.24	-2.21	0.08	-3.25
l_cek	0.54	-1.82	-0.60	-2.24
l_egy	0.57	-1.31	-0.03	-2.10
l_end	0.12	-1.97	0.28	-2.68
l_hun	-0.16	-2.61	-0.40	-2.41
l_ind	0.30	-1.40	0.08	-3.17
l_isr	-0.27	-1.47	0.23	*-3.59
l_kor	-1.20	-2.16	-0.04	-3.15
l_mex	0.84	-1.71	1.36	*-3.45
l_rus	-0.04	*-5.00	0.04	-2.39
l_tur	-1.33	-2.44	-1.33	-2.44
Test Eşik Değerleri:	Sabit	Sabit ve Trend		
% 1		3.44	3.98	
% 5	2.87		3.42	
% 10	2.57		3.13	*%5 anlamlılık

Dikkat edileceği üzere, burada test edilen sıfır hipotez değerlerinin tam tersidir. Bu yüzden, sonuçlar diğerleri ile daha rahat karşılaştırılabilir diye, burada diğer testlerin aksine sıfır hipotezi %5 anlamlılıkta kabul edilenler işaretlenmişlerdir.

Tablo 6'da görülen sonuçlar diğer birim kök sonuçları ile karşılaştırıldığında, 1998-2007 dönemi için uygulanan her birim kök testinin uyumlu olduğunu göstermektedir. Sadece Rus piyasası endeksi için birim kök bulunamamıştır. Ancak 2002-2007 dönemi sabit ve trend içeren birim kök testinde, KPSS ile PP ve Geliştirilmiş Dickey Fuller testlerinde farklı sonuçlar elde edildiği görülmüştür.

Varyans oran test sonuçları

Varyans oran testleri 1998-2007 ve 2002-2007 dönemlerinde, 2, 4, 8, 16, 32 ve 64 haftalık periyodlar için ayrı ayrı test edilmiştir.

1998-2007 dönemi ele alındığında, Arjantin, Mısır ve Endonezya borsalarında hem sabit varyans hem de değişen varyans koşulu altında %5 anlamlılıkta rassal yürüyüşün reddedildiği görülmüştür. Ayrıca, Rusya ve Macaristan borsa endeksleri sabit varyans altında rassal yürüyüş boş hipotezini %5 anlamlılıkta reddetmişlerdir.

Rassalığın reddedilmesi aynı zamanda zayıf etkinliğin de bulunmadığı anlamına gelmektedir. Bunların dışında kalan Brezilya, Çek, Hindistan, İsrail, Kore, Meksika ve Türkiye borsa endeksleri için her iki varyans durumunda da %5 anlamlılıkta rassal yürüyüş reddedilememiştir. Bu yüzden bu ülkelerde piyasaların zayıf etkin olduğu sonucuna varılmıştır.

2002-2007 döneminde ise sadece Arjantin borsası endeksi için hem sabit varyans hem de değişken varyans halinde rassal yürüyüş hipotezi %5 anlamlılıkta reddedilmiştir.

Tablo 6. KPSS birim kök test sonuçları

	Nisan 98-Nisan07		Nisan02-Nisan07	
	Sabit	Trend	Sabit	Trend
l_arg	2.06	0.51	1.94	0.39
l_bre	2.03	0.36	2.00	*0.13
l_cek	2.15	0.57	2.09	0.27
l_egy	2.37	0.48	2.07	0.22
l_end	2.00	0.53	2.02	*0.11
l_hun	2.15	0.52	2.06	0.23
l_ind	1.75	0.55	2.03	*0.12
l_isr	1.87	0.38	2.04	*0.14
l_kor	1.59	0.20	1.85	0.23
l_mex	2.32	0.50	2.06	0.20
l_rus	2.47	*0.08	1.98	0.27
l_tur	2.15	0.17	2.04	0.15
Test Eşik Değerleri:	Sabit	Sabit ve Trend		
% 1	0.739	0.216		
% 5	0.463	0.146		
%10	0.347	0.119		*%5 anlamlılık

Sonuç

Dizilim (runs) test sonuçları ile, 1998-2007 dönemi için Çek borsası hariç diğer borsalarda rassallık %5 anlamlılıkta reddedilememiştir. 2002-2007 alt döneminde ise rassallık Arjantin için çok küçük bir farkla %5 anlamlılıkta reddedilebilmiştir. Bu da dizilim testlerinde yeralan diğer bütün ülkelerde, getirilerin dağılımının rassal olduğu sonucunu destekler nitelikte bir bulgu olmuştur. Birim kök testlerinde daha önce belirtildiği üzere üç değişik test türü uygulanmış bulunmaktadır. Ayrıca GDF'de gecikme sayılarının belirlenmesi için, hem Akaike hem de Schwarz bilgi kriterlerinin belirlediği gecikme sayıları farklı olduğundan, ayrı ayrı testler uygulanmıştır. 1998-2007 dönemi için bütün testler,

Tablo 7. Varyans oran test sonuçları

		1998-2007						2002-2007					
Peryot		2	4	8	16	32	64	2	4	8	16	32	64
I_arg	VR(q)	1.10	1.24	1.32	1.31	1.10	1.23	1.22	1.16	1.03	0.93	0.86	0.85
	Z(q)	*2.12	*2.73	*2.33	1.52	0.33	0.53	*3.51	1.40	0.17	-0.25	-0.37	-0.27
	Z*(q)	*2.03	*2.45	*2.04	1.33	0.29	0.48	*2.88	1.16	0.14	-0.22	-0.35	-0.27
I_bre	VR(q)	0.94	1.01	1.11	1.06	0.94	1.02	1.00	1.08	1.15	1.26	1.05	0.88
	Z(q)	-1.32	0.14	0.83	0.30	-0.20	0.04	0.03	0.66	0.82	0.94	0.14	-0.22
	Z*(q)	-0.61	0.07	0.46	0.19	-0.13	0.03	0.03	0.65	0.80	0.90	0.13	-0.23
I_cek	VR(q)	1.02	1.13	1.22	1.18	1.21	1.47	0.95	0.94	0.88	0.78	0.67	0.71
	Z(q)	0.35	1.52	1.57	0.89	0.71	1.12	-0.74	-0.52	-0.63	-0.83	-0.84	-0.51
	Z*(q)	0.27	1.24	1.32	0.78	0.65	1.08	-0.53	-0.40	-0.49	-0.69	-0.77	-0.52
I_egy	VR(q)	1.02	1.07	1.28	1.55	1.79	*2.3	0.98	0.98	1.16	1.36	1.51	1.73
	Z(q)	0.36	0.78	*2.05	*2.73	*2.69	*3.09	-0.30	-0.14	0.90	1.33	1.30	1.29
	Z*(q)	0.29	0.56	1.32	1.74	1.79	*2.2	-0.26	-0.11	0.62	0.91	0.93	1.00
I_end	VR(q)	1.11	1.32	1.57	1.40	1.33	1.26	1.09	1.11	1.22	1.30	1.34	0.73
	Z(q)	*2.28	*3.66	*4.12	1.93	1.10	0.61	1.50	0.92	1.22	1.09	0.87	-0.48
	Z*(q)	1.95	*3.11	*3.42	1.61	0.94	0.54	1.48	0.94	1.27	1.13	0.91	-0.51
I_hun	VR(q)	1.01	1.18	1.30	1.11	0.88	1.00	1.02	0.97	0.96	0.76	0.67	0.98
	Z(q)	0.29	*2.03	*2.22	0.53	-0.41	0.00	0.32	-0.23	-0.19	-0.87	-0.84	-0.03
	Z*(q)	0.18	1.27	1.41	0.35	-0.30	0.00	0.24	-0.20	-0.17	-0.77	-0.79	-0.03
I_ind	VR(q)	1.03	1.09	1.05	1.17	1.27	1.50	1.04	1.15	1.17	1.31	1.14	0.79
	Z(q)	0.57	1.10	0.40	0.84	0.90	1.18	0.65	1.28	0.93	1.14	0.36	-0.38
	Z*(q)	0.41	0.84	0.32	0.70	0.80	1.11	0.53	1.00	0.70	0.89	0.31	-0.36
I_isr	VR(q)	0.97	1.05	1.17	1.19	1.20	1.54	0.91	1.04	1.12	1.10	0.92	0.60
	Z(q)	-0.72	0.60	1.26	0.93	0.67	1.29	-1.38	0.30	0.64	0.38	-0.21	-0.71
	Z*(q)	-0.59	0.52	1.12	0.85	0.62	1.21	-1.02	0.24	0.54	0.33	-0.19	-0.67
I_kor	VR(q)	1.00	1.07	1.21	1.26	1.43	1.45	1.03	0.97	1.01	1.11	1.15	0.87
	Z(q)	0.06	0.84	1.54	1.27	1.48	1.06	0.55	-0.30	0.06	0.39	0.38	-0.22
	Z*(q)	0.06	0.75	1.36	1.10	1.28	0.93	0.45	-0.25	0.05	0.35	0.35	-0.22
I_mex	VR(q)	1.03	1.08	1.12	1.10	0.81	0.79	0.96	1.00	1.03	1.14	0.98	0.68
	Z(q)	0.59	0.89	0.89	0.50	-0.63	-0.50	-0.72	-0.03	0.19	0.50	-0.06	-0.57
	Z*(q)	0.41	0.65	0.67	0.38	-0.50	-0.42	-0.60	-0.03	0.16	0.44	-0.06	-0.56
I_rus	VR(q)	1.04	1.21	1.44	1.56	1.21	0.77	1.09	1.03	0.95	0.81	0.82	0.87
	Z(q)	0.96	*2.41	*3.21	*2.77	0.71	-0.54	1.44	0.26	-0.25	-0.69	-0.46	-0.23
	Z*(q)	0.54	1.38	1.87	1.62	0.44	-0.36	1.14	0.22	-0.21	-0.60	-0.43	-0.23
I_tur	VR(q)	0.99	1.11	1.21	1.28	1.19	1.21	1.01	1.09	1.07	0.94	0.81	0.56
	Z(q)	-0.20	1.29	1.53	1.37	0.63	0.50	0.24	0.78	0.40	-0.20	-0.49	-0.77
	Z*(q)	-0.15	1.01	1.24	1.10	0.52	0.43	0.22	0.72	0.37	-0.19	-0.48	-0.77

Z(q)- sabit varyans Z*(q) deęişken varyans

Rusya dıřındaki tüm ülkelerin birim kök varlığına, yani endeks seviyesindeki hareketin rassal olduęuna işaret etmiştir. Ancak 2002-2007 alt döneminde birim kök testleri birbirleri ile çeliřen sonuçlar üretmiştir. 2002-2007 alt dönemi için Arjantin, Çek, Mısır, Macaristan, Kore, Rusya ve Türkiye borsa endeksleri dıřında kalan 5 ülkenin endeksleri için testler birim kök varlığını reddetmiştir. Bütün testlerin ortak olarak birim kökü reddettięi ülke borsa endeksi ise İsrail'dir.

Rassal yürüyüş modelinde varyansın zamanla beraber lineer artmasından yola çıkılarak geliřtirilen Varyans Oran testlerinde ise 1998-2007 dönemi için Arjantin, Mısır, Endonezya, Macaristan ve Rusya borsalarında rassal yürüyüş %5 anlamlılıkta reddedilmiştir. Ancak 2002-2007 döneminde bir tek Arjantin borsası reddedilebilmiştir. Buradan yola çıkıldığında, 2002 öncesi döneme göre geliřmekte olan borsalarda etkinlięin artmış olabileceęi yönünde çıkarım yapmak olası gözükmemektedir.

Zayıf etkinliğin uygulanan bütün testlerde reddildiği ülke borsası bulunamamıştır. Öte yandan, zayıf etkinliğin bütün testlerde reddedilemediği ülke borsaları Türkiye ve Kore olmuştur.

Gelişmekte olan piyasalara olan ilginin ve derinliğin artması bu pazarları kurumsal yatırımcılar açısından da çekici hale getirmektedir. Kelly (2005), New York borsasında yapmış olduğu çalışmada kurumsal sahiplik oranı ile piyasa etkinliği arasında aynı yönde ilişkiye işaret etmektedir. Bu çalışmada elde edilen zayıf etkinliği destekleyici bulguların bir kısmı, gelişmekte olan piyasalara olan ilgiye paralel olarak artan kurumsallaşmaya bağlanabilir.

Kaynaklar

- Barberis, N. and Thaler, R., (2002). A survey of behavioral finance, *NBER Working Paper Series*, Working Paper 9222. <http://www.nber.org/papers/w9222.pdf>
- Buguk, C. and Brorsen, W.B., (2003). Testing weak-form market efficiency: evidence from the Istanbul Stock Exchange, *International Review of Financial Analysis*, 12, 579-590.
- Enders., W., (1995). *Applied Dynamic Econometrics*, John Wiley.
- Fama, E., (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *The Journal of Finance*, 25, 2, 383-417.
- Gujarati, D.N., (1999). *Temel Ekonometri*, İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Harvey, C.R., (1993). Predictable risk and returns in emerging markets, *NBER Working Paper Series*, Working Paper 4621. <http://www.nber.org/papers/w4621.pdf>
- Kelly, P.J., (2005). Information efficiency and firm-specific return variation, *Working Paper, Phd Thesis*, Arizona State University.
- Lo, A. and MacKinlay, A.C., (1988). Stock market prices don't follow random walks: Evidence from a simple specification test, *Review of Financial Studies*, 1, 41-66.
- Malkiel, B., (1990). *A Random Walk Down Wall Street*, Norton Publishing.
- Phillips, P. and Perron P., (1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, 75, 335-46.
- Shleifer, A., (2000). *Inefficient Markets: An Introduction to Behavioral Finance*, Oxford University Press.